

T.C.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSADİ GELİŞME VE ULUSLARARASI İKTİSAT BİLİM DALI

GSMH ZAMAN SERİLERİ

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Gürsu GÜRSAKAL

BURSA 2005

T.C.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSADİ GELİŞME VE ULUSLARARASI İKTİSAT BİLİM DALI

GSMH ZAMAN SERİLERİ

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

DANIŞMAN: Prof. Dr. Ercan DÜLGEROĞLU

Gürsu GÜRSAKAL

BURSA 2005

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
TABLolar	iii
ŞEKİLLER	v
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM **İKTİSADİ BÜYÜME TEORİSİ**

1.1 Neoklasik Solow Modeli Ve Arka Planı	3
1.2 Solow Modeline Yöneltilen Eleştiriler	11
1.3 Endojen Büyüme Modelleri	17
1.4 Endojen Büyüme Teorisi - Zaman Serileri İlişkisi	33

II.BÖLÜM

TEK DEĞİŞENLİ ZAMAN SERİSİ MODELLERİ **36**

2.1 Zaman Serisi Modellerinin Özellikleri	36
2.2 Veri Yaratma Süreci (DGP)	38
2.3 Durağanlık	39
2.3.1 Tam Durağanlık	40
2.3.2 Trend Durağanlık	40
2.3.3 Fark Durağanlık	41
2.4 Otoregresif Model (AR)	42
2.5 Hareketli Ortalama Modeli (MA)	44
2.6 Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli (ARMA) ve Entegre Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli (ARIMA)	45
2.7 Pür Rassal Yürüyüş Modeli	47
2.7.1 Kayan Rassal Yürüyüş Modeli	48
2.8 ARIMA Modelleme Metodolojisi	48
2.8.1 Belirlenen Geçici Modelin Uygunluğunun Test Edilmesi	50
2.9 Durağanlık İçin Test	50

2.9.1 Otokovaryans ve Otokorelasyon Fonksiyonları	51
---	----

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

3.1 Kuşbakışı Birim Kök Literatürü	54
3.2 Birim Kök Testleri	58
3.2.1 Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri	59
3.2.2 ADF-GLS (Nokta Optimal) Testi	60
3.2.3 KPSS Testi	62
3.2.4 KPSS-LM Testi	63
3.2.5 Ng-Perron Testi	64
3.2.6 Cochrane'nin Varyans Oranı Testi	66
3.3 Kullanılan Veriler	69
3.4 DİE ve Penn Serilerine Bir Bakış	70
3.5 DİE Reel GSMH ve Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Oranlarının Zaman Serisi Özellikleri	78
3.6 Penn Zincir ve Penn Laspeyres Kişi Başı GSYH'nın Zaman Serisi Özellikleri	96
SONUÇ	99
KAYNAKÇA	101

TABLULAR

	Sayfa
Tablo 1.1: Lau,1997, s.1659, Sonuçların Özeti Tablosunun Aynısıdır	35
Tablo 2. 1: Durağan ve Durağan Olmayan Modeller için Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonlarının Özellikleri	53
Tablo 3.1: ADF Test İstatistiği ve Asimptotik Kritik Değerler	79
Tablo 3.2: ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri	79
Tablo 3.3: ADF-GLS Test İstatistiği ve Asimptotik Kritik Değerler	80
Tablo 3.4: ADF GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri	80
Tablo 3.5: Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler	81
Tablo 3.6: Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler	81
Tablo 3.7: Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler	82
Tablo 3.8: ADF Test İstatistiği ve Asimptotik Kritik Değerler	82
Tablo 3.9: ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri	82
Tablo 3.10: ADF-GLS Test İstatistiği ve Asimptotik Kritik Değerler	83
Tablo 3.11: ADF-GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri	83
Tablo 3.12: Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler	83
Tablo 3.13: Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler	84
Tablo 3.14: Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler	84
Tablo 3.15: Reel GSMH büyüme serisinin Varyans Oranı	86
Tablo 3.16: Kişi başı reel GSMH büyüme serisinin Varyans Oranı	87
Tablo3.17: ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri	88
Tablo 3.18: ADF-GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri	88
Tablo 3.19: ADF-GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri	91
Tablo 3.20: ADF-GLS Test İstatistiği ve Asimptotik Kritik Değerleri	92
Tablo 3.21: ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri	94

Tablo 3.22: ADF-GLS Test İstatistiđi ve Sınırlı Örneklem Kritik Deđerleri	95
Tablo 3.23: ADF Test İstatistiđi ve Sınırlı Örneklem Kritik Deđerleri	95
Tablo 3.24: ADF-GLS Test İstatistiđi ve Sınırlı Örneklem Kritik Deđerleri	95
Tablo 3.25: Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Deđerler	96
Tablo 3.26: ADF Test İstatistiđi ve Sınırlı Örneklem Kritik Deđerleri	96
Tablo 3.27: ADF Test İstatistiđi ve Sınırlı Örneklem Kritik Deđerleri	97
Tablo 3.28: ADF-GLS Test İstatistiđi ve Sınırlı Örneklem Kritik Deđerleri	97
Tablo 3.29: ADF-GLS Test İstatistiđi ve Sınırlı Örneklem Kritik Deđerleri	97
Tablo 3.30: Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Deđerler	98
Tablo 3.31: Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Deđerler	98

SEKİLLER

	Sayfa
Şekil 1.1: Solow Modelinde Üretim Fonksiyonu	5
Şekil 1.2: Solow Modelinde Durağan Durum Dengesi	6
Şekil 1.3: Solow Modelinde S'deki Bir Artışın Etkisi	8
Şekil 1.4: Solow Modelinde N'deki Bir Azalmanın Etkisi	9
Şekil 1.5: Nümerik Simülasyonda Solow Modelinde Teknolojinin Etkisi	11
Şekil 1.6: Solow Modeli İle Teknolojinin de Gösterime Girdiği Solow Modeli Karşılaştırması	14
Şekil 1.7: Frankel Modeli İçin Denge	22
Şekil 1.8: Nümerik Simülasyonda Romer(1986) Modelinde Çıktının Zaman Yolu Grafiği	28
Şekil 1.9: Nümerik Simülasyonda Solow Modelinin Zaman Yolu Grafiği	29
Şekil 1.10: Nümerik Simülasyonda K'nın Y Üzerinde Etkisi	30
Şekil 1.11: Nümerik Simülasyonda Romer(1987) Modeli İçin Elde Edilen K'nın Marjinal Ürünü	31
Şekil 1.12: Nümerik Simülasyonda Solow Modeli İçin K'nın Y Üzerinde Etkisi	32
Şekil 1.13: Nümerik Simülasyonda Solow Modeli İçin Elde Edilen K'nın Marjinal Ürünü	32
Şekil 1.14: Nümerik Simülasyonda Romer(1986) Modeli İçin Elde Edilen L'nin Marjinal Ürünü	33
Şekil 2.1: Box-Jenkins Yönteminde Model Belirleme Aşamaları	49
Şekil 3.1: Kaymalı Rassal Yürüyüş İçin Varyans Oranları	67
Şekil 3.2: Rassal Yürüyüş İçin Varyans Oranları	68
Şekil 3.3: Pür Durağan Model İçin Varyans Oranları	68

Şekil 3.4: Reel GSMH Büyüme Hızı Zaman Yolu Grafiği	71
Şekil 3.5: Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Hızının Zaman Yolu Grafiği	72
Şekil 3.6: Laspeyres Endeksi Yolu İle Hesaplanan Penn Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Serisinin Zaman Yolu Grafiği	73
Şekil 3.7: Zincir Endeksi Yolu İle Hesaplanan Penn Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Serisinin Zaman Yolu Grafiği	74
Şekil 3.8: Reel GSMH Büyüme Oranının Korelogramı	75
Şekil 3.9: Kişi Başı Reel GSMH Büyüme Oranının Korelogramı	76
Şekil 3.10: Laspeyres Endeksi Yolu İle Hesaplanan Penn Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Serisinin Korelogramı	77
Şekil 3.11: Zincir Endeksi Yolu İle Hesaplanan Penn Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Serisinin Korelogramı	78
Şekil 3.12: Reel GSMH Büyüme Serisinin Varyans Oranı	86
Şekil 3.13: Kişi Başı Reel GSMH Büyüme Serisinin Varyans Oranı	87
Şekil 3.14: Simule Edilen Serinin Zaman Yolu Grafiği	90
Şekil 3.15: Simule Edilen Serinin Otokorelasyon Fonksiyonu	90
Şekil 3.16: Eklemeli Aykırı Değerlerle Bozulmuş Bir Serinin Varyans Oranı	91
Şekil 3.17: Reel Kişi Başı GSMH İçin 30 Gözlem Ve 1 Gecikme İçin	93
Şekil 3.18: Bir Gecikme İçin 40 Gözlemlik Hareketli ADF İstatistikleri	94

GİRİŞ

Zaman serileri yöntemi, Box ve Jenkins'in 1976 yılında yayınladıkları "Zaman Serisi Analizi Tahmin ve Kontrol" adlı eserlerinin bu tekniği gün ışığına çıkarmasından bu yana inanılmaz bir hızla gelişti. Bu gün sadece iktisat ve finans gibi alanlarda çalışan araştırmacılara yönelik Avrupa ve Amerika'da yazılan zaman serisi ders kitabı sayısı bir düzineden fazladır. Bundan başka Bayesgil istatistikle zaman serisi analizi ve doğrusal olmayan zaman serisi analizi gibi çok özel uzmanlık alanlarında yazılan kitaplar ve üst düzey zaman serisi uygulayıcıları için yazılan kitaplar da düşünülürse bu alanın ne kadar popüler bir alan haline geldiği anlaşılabilir.

Diğer taraftan 1980'lerin sonundan bu yana Batı Dünyasında özellikle makro-iktisat ve finans alanında zaman serisi tekniği kullanımı gittikçe yaygınlaşmıştır ve bu trend devam etmektedir. Bunun en önemli nedenlerinde bir tanesi zaman serileri analizi yöntemi ile daha önce teorik alanda ortaya atılmış bir çok modelin sınanması imkanı olmasıdır. Bu şekilde teori ile pratik bir araya getirilmiş ve diğer sosyal bilim alanlarında daha zor hayata geçirilebilen bir çeşit deney laboratuvarı elde edilmiştir.

Zaman serilerinin çok önemli bir diğer yanı da bu teknikle tahmin yapılabilmesi ve yapılan tahminlerin genelde diğer yöntemlerle kıyaslandığında daha iyi sonuçlar verebilmesidir. Özellikle yapacakları politika değişikliklerinin ne gibi sonuçlar verebileceğini önceden görmek isteyen politika belirleyici otoriteler için bu yöntem biçilmiş kaftandır.

Diğer taraftan zaman serileri analizi de problemsiz bir alan değildir ve birçok olumsuz yönü de bulunmaktadır. Bunlardan herhalde –özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler söz konusu olduğunda- en önemli olanı bu tekniğin kullanılmasının daha önce uzun bir süre boyunca gözlem yapılması ve veri toplanmasına bağlı oluşudur. Uzunca bir süre boyunca gözlemlenmemiş herhangi bir değişken ile zaman serisi analizi yapılamaz. Aslında, zaman serisi tekniği mühendislerin önyak olmasıyla oluşan bir teknik olduğu için finansta olmasa da iktisatta tipik olan küçük veri setleri aşılması gereken önemli bir problemdir. Bundan başka aykırı değerler, varyans ve ortalama-trend kırıkları, doğrusal olmama ve yapı değişiklikleri gibi birçok sorunlu alan bulunmaktadır.

Ancak titiz bir çalışma ve zaman serileri tekniğinin en son ürünü olan testler kullanılarak bu tür sorunlardan bazıları biraz olsun hafifletilebilmektedir. Bu çalışmanın

başlıca amacı iktisadi zaman serilerinin istatistiki ve ekonometrik metodlar kullanılarak zaman serisi özelliklerinin ortaya çıkarılmasının önemini gösterebilmektir.

Bu amaç ile son yıllarda geliştirilmiş ve bu anlamda modern sayılabilecek bir dizi teorik iktisadi büyüme modeli ele alınacak ve tek değişkenli zaman serisi metodlarıyla Türkiye için sınanacaktır. Tek değişkenli zaman serisi metodunun avantajı, fazla sayıda değişkeni ve dolayısıyla veriyi gerektirmeden bize teorik ve ampirik bir takım sonuçlar verebiliyor olmasıdır.

Birinci bölümde bu teorik iktisadi modellerin iktisat teorisinin ilgili alanında nasıl bir yer tuttuğu, nasıl bir öneme haiz olduğu, daha önceki modellerin çözmekte yetersiz kaldığı hangi sorunlara cevap olarak oluştuğu sorularına cevaplar aranacaktır. -Diğer bir deyişle genel resim içerisindeki yerlerinin kolay bir şekilde seçilebilmesi amacıyla ilgili alanda kısa bir arka plan bilgisinden sonra teorik modeller incelenecektir.

İkinci bölümde tek değişkenli zaman serileri teorisi ile ilgili durağanlık, veri yaratma süreci, otokorelasyon katsayısı, otoregresif yapılar gibi temel kavramlara yer verilmiş, üçüncü bölümde ise uygulanacak testler ve verilerin genel karakteri kısaca anlatılmakta ve bir çok test verilere uygulanmıştır.

Üçüncü bölümde ise birim kök testleri ve onlara yardımcı bir takım başka testlerin uygulamaları ele alınmıştır. Aslında birim kök testlerinin anlatımı genelde tezlerin zaman serisi teorisiyle ilgili bölümlerinde yer almaktadır. Ancak biz bunları uygulama bölümüne koymayı daha uygun bulduk çünkü bu testler anlatılırken onların teorik altyapıları ve asimptotik özelliklerinden çok uygulama ile ilgili yanlarına değinilmeye çalışılmış, testlerin uygulanışı mümkün olan en basit biçimde gösterilmek istenmiştir. Ayrıca testleri etkileyebilecek aykırı değer ve varyans kırılmaları gibi uygulama yapılırken karşılaşılabilen problemlerin de ele alınabileceği bir çerçeve geliştirilebilmesi için bu gerekli olmaktadır. Kısacası bu testler zaman serisi teorisinden çok uygulama çerçevesi içinde ele alınmak istenmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

İKTİSADİ BÜYÜME TEORİSİ

Bu bölümde önce neoklasik Solow modeli ve arka planı incelenecek sonra Solow modeline yöneltilen eleştiriler ele alınacaktır. Daha sonra endojen büyüme modelleri incelenecek, en son olarak da endojen büyüme teorisi-zaman serileri ilişkisi üzerinde durulacaktır.

1.1 Neoklasik Solow Modeli ve Arka planı

İktisadi büyüme modern iktisadın kurucusu sayılan Adam Smith'in 1776 yılında yayınlanan "Ulusların Zenginliği" adlı eserinin ana teması ve cevap vermeye çalıştığı temel problemle çok yakından ilişkili olması hasebiyle modern iktisadın başlangıcından bu yana iktisatçıların gündeminde olan bir meseledir. Ekelund ve Hebert'in de belirttiği gibi Adam Smith katı bilimsel standartlara uygun ilk büyüme teorisini ortaya atan iktisatçıdır. (Ekelund ve Hebert 145)

Adam Smith'e göre bireysel çıkar, mülkiyet haklarının gelişimi ve iş bölümü kavramlarının hepsi iktisadi büyüme sürecinde iç içe geçmiştir. (Ekelund ve Hebert :105) Adam Smith'in iktisadi büyüme için olan reçetesi ya da Ekelund ve Hebert'in deyimiyle plan ya da taslağı (blueprint) 'nin başlangıç noktasını iş bölümü oluşturmaktadır. Smith'e göre büyüme, sürekli devam eden kırılmaz bir nedensellik zincirinden oluşan bir süreçtir.

İş bölümü verimliliği artırır, verimlilik üretimi artırır, artan üretim ekonomiye daha yüksek ücretler olarak yansır. Bu kişi başına düşen geliri artırır. Artan kişi başı gelir daha yüksek bir yıllık tüketim o da daha zengin bir ulus sonucunu getirir. Daha zengin bir ulus daha fazla sermaye birikimi yapabilecektir ki bu da daha fazla iş bölümüne yol açacak ve böylece daire tamamlanacaktır.

Adam Smith, David Ricardo, Thomas Malthus ve daha sonraları Frank Ramsey Allwyn Young, Frank Knight ve Joseph Schumpeter gibi klasik iktisatçılar modern iktisadi büyüme teorilerinin temel yapı taşı olan unsurların pek çoğunu ürettiler. Bu yaratıcı fikirler; rekabetçi davranış ve denge dinamikleri gibi temel yaklaşımlar, azalan getiriler ve fiziksel ve insan sermayesi ile bunun ilişkisi, kişi başı gelir ile nüfus artışı etkileşimi, teknolojik gelişmenin üretim metodları, işgücünün artan uzmanlaşması ve yeni mallar biçiminde ortaya

çıkması, teknolojik ilerleme için monopol gücünün meydana getirdiği teşviğin rolünden oluşmaktadır.

Kronolojik olarak modern büyüme teorisinin başlangıç noktası Ramsey'in 1928'deki çığır açıcı makalesi olarak alınabilir. Ancak henüz tam anlamıyla ortaya konmuş olgun bir neoklasik büyüme teorisinden söz etmek için çok erkendir. Ramsey ile 1950 lerin ikinci yarısı arasında Harrod ve Domar keynezyen iktisadın araçlarını iktisadi büyüme ile başarılı bir şekilde bir araya getirmeyi başardıysa da bugün hala sıkça kullanılan neoklasik iktisadi büyüme teorisini dört başı mamur bir şekilde ilk ortaya atan Solow ve Swan oldu.

Literatürde Solow –Swan veya Solow modeli olarak anılan modeli, ondan sonra ve onun zayıf yanlarına bir çözüm olarak gelişen endojen büyüme modelleriyle olan kontrastını anlayabilmek amacı ile biraz daha yakından inceleyeceğiz.

Solow –Swan modeli aslında oldukça basit bir modeldir. Solow'un belirttiği gibi “Bütün teoriler fazla da gerçek olmayan varsayımlara dayalıdır. Bu onları teori yapan şeydir. Başarılı teori yapma sanatı, kaçınılmaz olan basitleştirici varsayımları nihai sonuçları fazla etkilemeyecek bir biçimde yapılandırmaktır.”(Solow 1957: 65) Makalesine Harrod-Domar modelindeki sermaye-işgücü oranının sabit olmasını eleştirerek başlayan Solow, bir sermaye birikim ve bir üretim fonksiyonu tanımlayarak devam eder:

$$\dot{K} = sY \quad (1.1)$$

$$Y = F(K, L) \quad (1.2)$$

$\dot{K} = \left(\frac{\Delta K}{K} \right)$ yatırım ya da sermaye stokundaki artış oranıdır (Tasarrufun tümünün yatırıma aktarıldığı varsayılmıştır). Y toplam üretim, s ise marjinal tasarruf eğilimidir. K ve L ise sermaye ve işgücünü belirtmektedir.

Matematiksel ve gösterim uygunluğu açısından modelin bundan sonrasını Solow'un orijinal makalesinden değil de, günümüzde ders kitaplarında kullanılan standart bir Solow-Swan modelinden izleyeceğiz.

Üretim fonksiyonunun, tüm girdiler n katına çıkarıldığında üretimin de n katına çıktığı ölçeğe göre sabit getirisi olan bir Cobb-Douglas üretim fonksiyonu biçiminde olduğunu varsayalım:

$$Y = K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1.3)$$

Eğer denklemin her iki tarafını da L ile bölersek işgücü başı üretim şuna eşit olacaktır:

$$\frac{Y}{L} = \left(\frac{K}{L}\right)^\alpha \text{ ya da } y = k^\alpha$$

Şu halde oluşan diyagram şöyle olacaktır:



Şekil 1.1 Solow Modelinde Üretim Fonksiyonu

Şekilden de görülebileceği gibi, her ne kadar tüm faktörler için ölçeğe göre sabit getiri geçerliyse de, faktörlerden herhangi birinin marjinal verimliliği azalan getiriye tabiidir. İşçi başına sermaye(k) arttıkça işgücü başına çıktı(y) da artacaktır. Fakat bu gittikçe azalan bir oranda olacaktır.

Solow(1956) sermaye birikim fonksiyonunda aşınma ve yıpranmayı göz önüne katmamıştı. Bu da katılırsa sermaye birikim ve işgücü başı sermaye birikim fonksiyonu(denklem her iki tarafı L 'ye bölünerek bulunur) şu olacaktır:

$$\dot{K} = sY - dK \quad (1.4)$$

$$\dot{k} = sy - dk \quad (1.5)$$

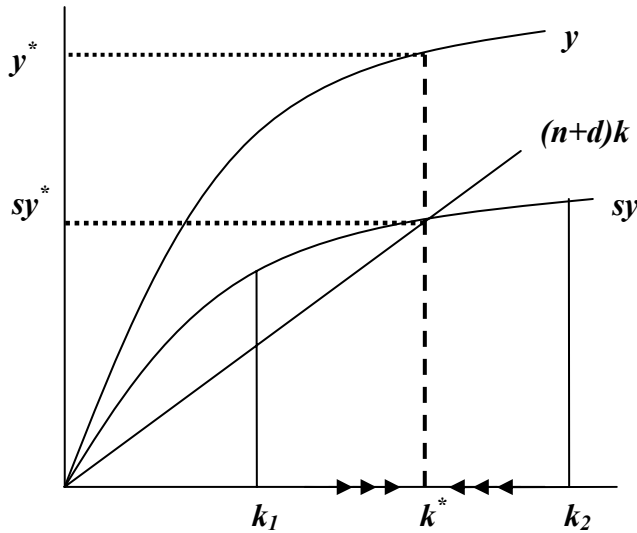
d sermayenin yıpranma ve aşınma oranını temsil etmektedir.

En son olarak işgücüne katılım oranının sabit ve nüfus artış hızına eşit ve bunun n olduğunu varsayalım. Ancak bu durumda kişi başı sermaye birikim fonksiyonunu işgücü artışına göre yeniden ayarlamamız gerekmektedir. Bu durumda iş gücü(nüfus) artışından arınmış net kişi başı sermaye birikim fonksiyonu:

$$\dot{k} = sy - dk - nk = sy - (n + d)k \quad (1.6)$$

olarak bulunur.

Bu durumda temel denklemlerimiz olan işgücü başı sermaye birikim denklemi ve işgücü başı üretim denklemiyle bir diyagram çizebiliriz ve böylece Solow-Swan modelinin dinamiklerini kolayca kavrayabiliriz:



Şekil 1.2 Solow Modelinde Durağan Durum Dengesi

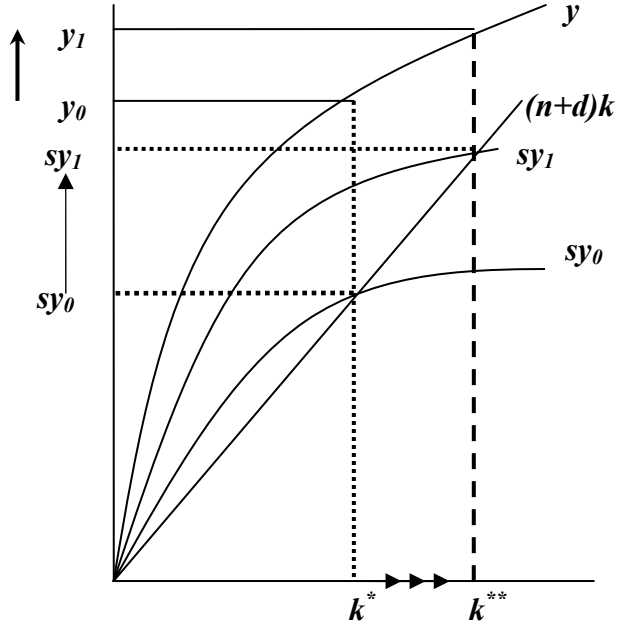
Solow –Swan modelinde işgücü başı üretim oldukça basit bir şekilde durağan duruma yani y^* seviyesine yakınsamaktadır ve sermaye iş gücü oranı ise yine k^* olarak

gösterilen orana yakınsamaktadır. Farklı işgücü başı yatırım miktarına (K/L) sahip iki ülkeyi ele alalım. Bunlardan biri k_1 diğeri ise k_2 olsun. Şu halde bu ülkelerden bir tanesi durağan durumda kalmak için gerekli olandan fazla işgücü başı sermayeye diğeri ise bundan daha az işgücü başına sermaye stokuna sahiptir. $(n+d)k$ doğrusu ile sy eğrisinin kesişimi bize geometrik olarak işgücü başına sermaye miktarını sabit tutmak için gerekli olan işgücü başı yeni yatırım miktarını gösterir. $(n+d)k$ doğrusu ile sy eğrisi arasındaki fark bize işgücü başı sermaye miktarındaki değişikliği verir ki bu k_1 için pozitif k_2 için negatiftir.

O halde k_1 işgücü başı sermaye stokuna sahip olan ülkede k artacak diğeri ülkede ise düşecektir. Bu artış ve düşüş eğilimleri, k miktarı k^* 'da sabitleninceye kadar devam edecektir. Bu sabitlenmenin ve *durağan durum* k^* değerine yakınsama dinamiğinin arka planında faktörlerin marjinal getirileri için azalan verimlerin söz konusu olması vardır. k artarken yani işgücü başı sermaye stoku artarken y , yani üretim ondan daha az artmaktadır. Çıktı düzeyinin daha az artması bir sonraki dönemde üretimin daha az bir bölümünün yatırıma ayrılması ve dolayısıyla nihai olarak k 'daki büyümenin de durması sonucunu getirir.

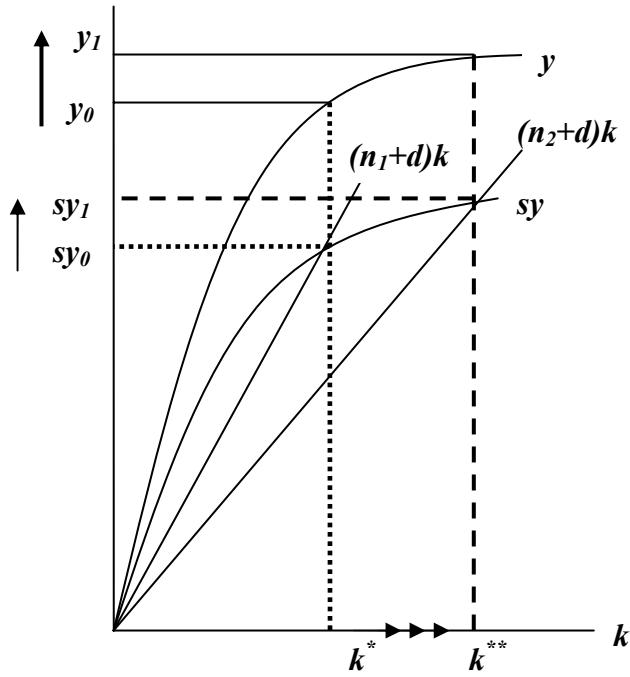
Bu durum biraz gariptir zira Solow-Swan modeli şu durumda bir büyüme modelinden çok durağan bir büyüme modeli gibi durmaktadır. Eğer eninde sonunda her ülkenin k ve y seviyesi sabit bir değere yakınsıyorsa o halde büyüme ve ülkeler arası büyüme farklarını ne açıklayacaktır ?

Bu sorunun cevabını bulabilmek için modelin diğeri parametrelerine bakılmalıdır. Marjinal tasarruf eğilimi(s) dolayısıyla üretimin her dönem yatırıma ayrılan payındaki ve işgücü (nüfus) artış oranındaki değişiklikler büyüme değerlerini değiştirebilecektir.



Şekil 1.3 Solow Modelinde S'deki Bir Artışın Etkisi

Şekilde görüldüğü gibi marjinal tasarruf eğilimindeki herhangi bir artış, sy eğrisini yukarı doğru kaydırarak y ve k için durağan durum dengesini değiştirmektedir. sy eğrisi yukarı doğru kaydığı takdirde k^* 'den k^{**} 'a taşınan durağan durum dengesinde daha yüksek bir üretim seviyesi (y_0 'dan y_1 'e kaymıştır) olacaktır.



Şekil 1.4 Solow Modelinde N'deki Bir Azalmanın Etkisi

Şekilden de anlaşılabilir gibi işgücü(nüfus) artışını gösteren n parametresi değiştiği(azaldığı) zaman işgücü başı sermaye birikim fonksiyonu değişmekte. İşgücü başı sermaye miktarı k^{**} 'dan k^{***} 'a kaymakta ve toplam üretim miktarı y_0 'dan y_1 'e yükselmektedir.

Bütün bu yukarıda değinilen s ve n parametrelerindeki değişkenliğe rağmen Solow modeli halen ampirik gerçekleri karşılamaktan çok uzaktır. Bunun sebebi modele göre çıktıda büyümenin oluşabilmesi için bir ülkenin ya geçiş durumunda yani işgücü başı sermaye stokunun durağan durum denge işgücü başı sermaye oranından az olması ya işgücünün(nüfusun) artışının devamlı azalması veya marjinal tasarruf eğiliminin artması gerekmesidir. Bu ise işgücü artışının çok uzun yıllar sabit kaldığı hatta 19. yüzyıl boyunca arttığı sanayileşmiş kuzey yarımküre ve batı ülkelerinde uzun yıllar boyunca gözlemlenen büyümeyi açıklayamamaktadır. Aynı şekilde marjinal tasarruf eğilimi uzun yıllar boyunca çok az değişen bir değişkendir ve yine uzun yıllar boyunca bu ülkelerin sürekli olarak geçiş durumunda bulunmaları olasılığı da çok azdır.

O halde iktisadi büyümeyi açıklamak için bir değişkeni daha göz önüne almalıyız ki o da doğal olarak teknolojidir. Solow modelinin, daha sonra endojen büyüme modellerinde göreceğimiz gibi, en zayıf yanlarından birisi teknolojik gelişmenin model içinde belirlenmemesi aksine exojen bir veri olarak kabul edilmesidir. Ancak bu durum şimdilik bir kenara bırakılıp teknolojik değişimin Solow modelini nasıl etkilediği açıklanacaktır. Solow'un 1956 yılındaki eserinde kullandığı gibi Hicks nötr teknoloji(fonksiyonun tipinin değişmesi çıkarımları etkilemeyeceğinden Solow nötr ya da Hicks nötr bir fonksiyon da kullanılabilir) bir Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonu ele alalım(Solow 1957: 312-15):

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1.7)$$

Burada A teknolojinin etkisini temsil eden katsayıdır. Teknolojinin(tıpkı Solow'un varsaydığı şekilde dışarıdan verili bir şekilde) sabit bir g hızında ilerlediğini varsayalım ve işgücü başı üretim fonksiyonunu tekrar yazalım:

$$\left(\frac{Y}{L}\right) = \frac{AK^\alpha L^{1-\alpha}}{L} = A\left(\frac{K}{L}\right)^\alpha = Ak^\alpha \quad (1.8)$$

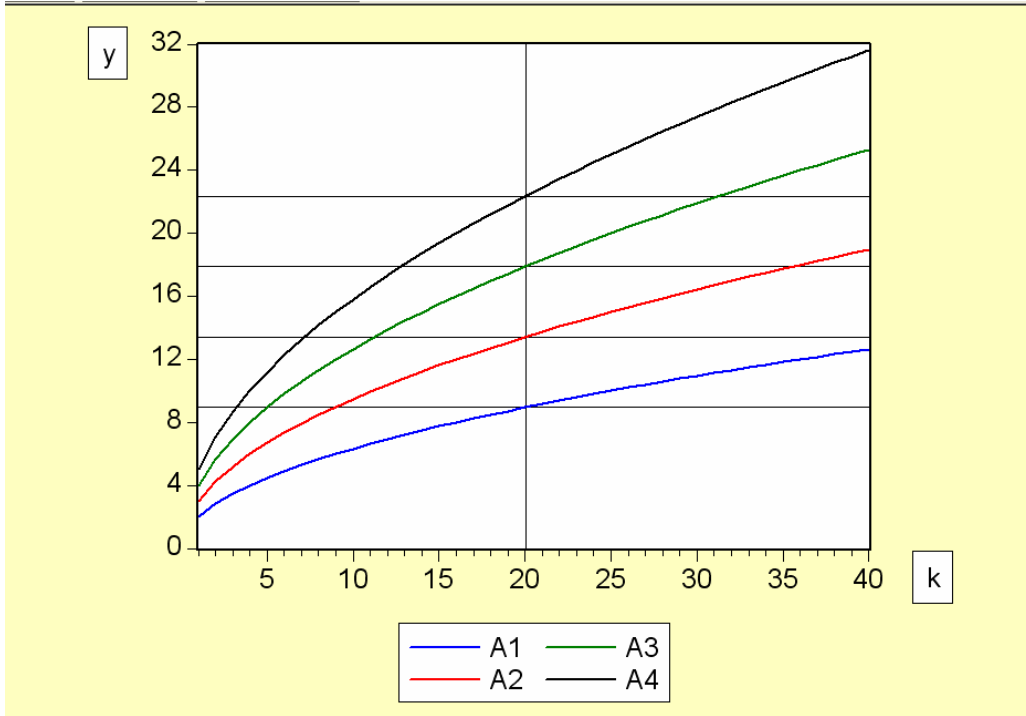
O halde Solow nötr bir teknolojiyi de hesaba katarak yazılan Cobb-Douglas tipi bir üretim fonksiyonundan çıkarılan işgücü başı üretim, yukarıda ele alınan teknoloji hesaba katılmadan yazılan Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonundan çıkarılan işgücü başı üretim A katsayısı kadar farklıdır. Bunun sonuçlarını çok basit bir nümerik simülasyonla görebilmemiz mümkündür. 1'den 40'a kadar k düzeylerini ele alalım ve $\alpha=0.5$ değeri için

$A_1, A_2, A_3, A_4=2,3,4,5$ gibi deęişik teknoloji seviyelerinde bunların bir işgücü başı üretim deęerleriyle ilişkisini inceleyelim.

Yukarıda açıklanan parametrelerle çizilen aşağıdaki grafikte görüldüğü gibi aynı k deęeri için farklı teknoloji katsayılarına ya da seviyelerine farklı işgücü başı üretim fonksiyonları ve deęerleri tekabül etmektedir. ($(n+d)k$ doğrusu ile sy eğrisinde bir deęişiklik olmadığından gösterime alınmamıştır) $g=1$ olarak alındığı takdirde (A katsayısı 1 birim arttırılmıştır) $k=20$ için deęişik teknoloji (A) seviyelerinde şu işgücü başı üretim seviyesi (y) elde edilmiştir:

$$A_1=2:8,944, A_2=3:13,416, A_3=4:17,888, A_4=22,36$$

Anlaşılabileceęi gibi teknoloji hesaba katıldığında basit model ekonomimizde y g ile beraber artmış ve %50, %33, %25 gibi büyüme oranları elde edilmiştir.



Şekil 1.5 Nümerik Simülasyonda Solow Modelinde Teknolojinin Etkisi

Bu durumda şu çok açıktır ki Solow modelinde n ve s parametrelerindeki deęişiklikler işgücü başı üretimin bir kerelik kaymasıyla sonuçlanırken, teknoloji parametresi (g parametresi) olan A 'daki bir büyüme sürekli büyüme dinamięi yaratmaktadır. Modelin bu çıkarımları daha sonra göreceğimiz gibi hayati öneme haizdir.

1.2 Solow Modeline Yöneltilen Eleştiriler

Yukarıda incelenen neo klasik Solow büyüme modeli 1950'lerin ikinci yarısından itibaren basitliği ve çıkarımlarının nispi makullüğüyle makro iktisatçıların alet çantasındaki önemli araçlardan biri oldu. Endojen büyüme modellerine rağmen bu etki günümüzde hala hem uygulama hem de teori alanlarında sürmektedir. Nitekim çağdaş iktisadi büyüme ders kitapları diğer modelleri de kapsamına rağmen genellikle neo klasik Solow modeliyle başlamakta, ABD'nin 1994 yılına ait "Başkanın Ekonomik Raporu'nda" daha fazla ulusal tasarruf miktarının getireceği yararlar 40 yıl önce geliştirilmiş Solow tipi bir modelde yapılan nümerik simülasyonla anlatılmaktadır.

1960'lar boyunca Solow modeli çeşitli araştırmacılar tarafından çeşitli açılardan ele alındı ve daha rafine bir hale getirilmeye çalışıldı. Örneğin Cass (1965) ve Koopmans (1965) marjinal tasarruf eğilimini sabit bir sayı olarak varsaymayı bırakıp, daha önce Ramsey'in(1928) attığı temellerden giderek hane halkı tüketim ve tasarruf davranışlarını modellemeye çalıştılar. Peter Diamond(1965) ve Paul Samuelson daha değişik varsayımlar altında ama çok benzer bir yöntemle yine hane halkının iktisadi optimizasyon davranışını modelledi. Örnekler arttırılabilir ancak burada esas önemli olan nokta Solow modelinin özünde aynı kalmasıydı.

1980'lerin gelmesiyle birlikte hem teorik hem de ampirik olarak yeni büyüme modelleri bulma konusunda arayışlar başladı. Bunun birkaç sebebi vardı. Teorik alanda model sürekli büyümeyi daha önceki bölümde belirttiğimiz gibi teknolojik gelişmeyle açıklıyordu. Bu oldukça makul bir önermeydi. Hayat standartlarının zaman içinde yükseldiği ve bunun da büyük ölçüde varolan bilgi stokunun ve üretim fonksiyonlarının gelişmesiyle elde edildiği açıktı. Ancak eğer amaç neden bir yüz yıl önce yaşam standartlarının şimdikinden çok daha düşük olduğunu açıklamak ise Solow modeli pek de açıklayıcı değildi zira Solow modeli bütün açıklayıcılığını exojen olarak verili sabit bir miktarda arttığı varsayılan bir teknoloji parametresine borçlu olmakla Mankiw'in dediği gibi "iktisadi büyüme sırrını basitçe büyümenin olduğunu varsayarak" açıklıyordu.(Mankiw 1995: 280)

Diğer taraftan önemli diğer bir konu ise değişik ülkeler ve değişik zamanlarda gözlemlenen iktisadi büyüme performansındaki değişikliklerin açıklanmasıdır. Solow modeli, değişik ülkelerin tasarruf eğilimlerine(s) ve nüfus(işgücü) büyümesi(n) gibi değişkenlere göre farklı durağan durum denge işgücü başı gelirlerine (nüfusun işgücüne eşit olduğu gibi bir varsayım yaparsak kabaca kişi başı GSMH) sahip olacaklarını diğer taraftan farklı başlangıç k düzeylerine sahip ülkelerin geçiş durumu dinamikleri yüzünden farklı büyüme

oranlarına sahip olacaklarını söylemektedir. Fakat aynı durağan durum denge k 'sına sahip yani n ve s parametreleri aynı olan ülkeler Şekil 2'de de görüldüğü gibi başlangıç durumları ne olursa olsun aynı y ve k miktarına yakınsayacaktır. Ancak işte tam burada Solow modeli büyüme farklılıklarının teknoloji farkından kaynaklanması olan ilk çıkarımıyla çelişerek ve onu tamamen unutmuş gözükerek “etkinlik birimi(etkin işgücü) başına gelirin” ve “etkinlik birimi(etkin işgücü) başına sermaye stokunun”(kavram Mankiw 1995: 276'da “efficiency unit” yani etkinlik birimi olarak geçmekte, Akyüz 1977: 439'da da etkinlik birimi olarak geçmekte ancak Jones 2001: 35'de Sanlı Ateş ve İsmail Tuncer tarafından etkin işgücü başına üretim olarak çevrilmiş. Bundan sonra bu terim kullanılacaktır) başlangıç durumu ne olursa olsun uzun dönemde yakınsayacağını öngörmüştür ki bu ampirik gerçeklikle mutlak suretle olmasa da çelişebilmektedir.

Ne demek istediğimizi daha rahat açıklayabilmek için Solow modelini standart olarak kullanılan son haliyle yazalım ve modeli şekil üzerinde inceleyelim. En son olarak da ampirik çalışmalarla Solow modelinin öngördüğü yakınsama ilişkisini inceleyelim.

Gerçekte Solow modelinin standart kullanımında k ve y yerine, \tilde{k} ve \tilde{y} değişkenleri kullanılır. Bunlar sırasıyla “etkinlik birimi(etkin işgücü) başına gelir” ve “etkinlik birimi(etkin işgücü) başına sermaye stoku” olarak adlandırılırlar. Ancak bu tip bir gösterimin standart olarak kullanılması, az sonra değinileceği gibi çok büyük bir probleme gebe dir. \tilde{k} ve \tilde{y} değişkenlerini bulmak için önce bir önceki örnekten farklı olarak bu sefer de Solow'un ilk makalesinde yaptığı gibi Harrod nötr ya da işgücü artışı bir teknolojiyi gösteren Cobb-Douglas tipi fonksiyonu yazalım:

$$Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (1.9)$$

Şimdi her iki taraf da AL 'ye bölüldüğünde etkin işgücü başına üretim seviyesine ulaşılacaktır:

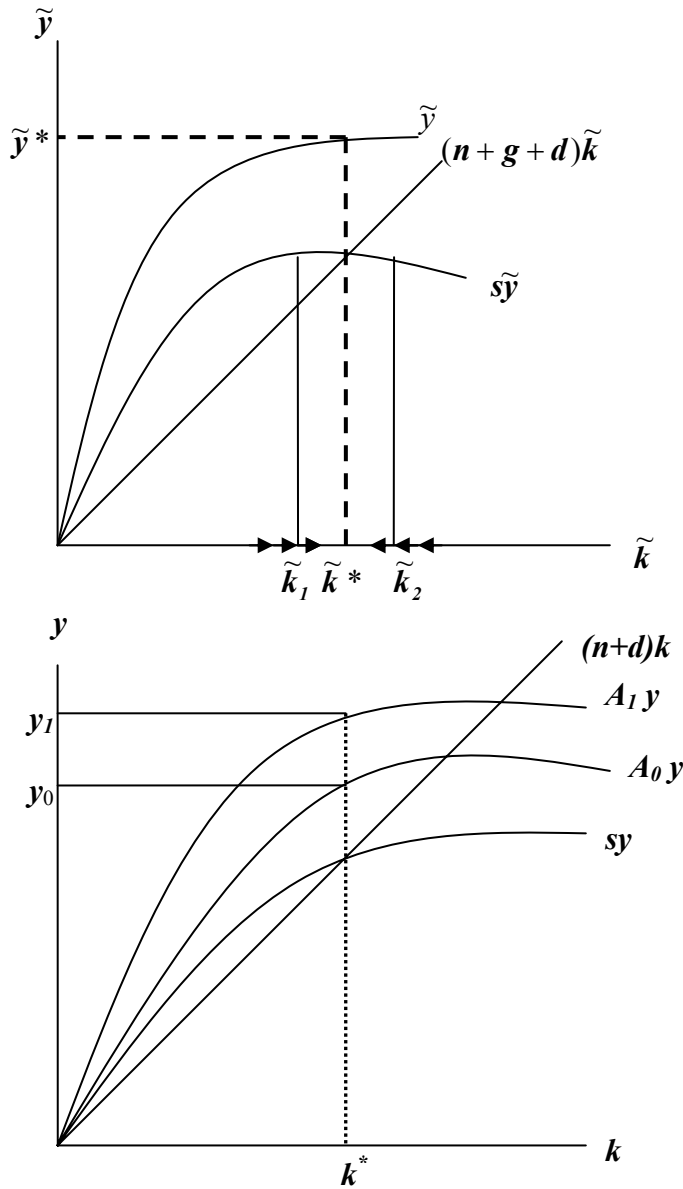
$$\frac{Y}{AL} = \frac{K^\alpha (AL)^{1-\alpha}}{AL} \quad (1.10)$$

$$\tilde{y} = \left(\frac{K}{AL} \right)^\alpha = \tilde{k}^\alpha \quad (1.11)$$

Etkin işgücü başına sermaye stoku birikim fonksiyonu tıpkı işgücü başına sermaye stoku birikim fonksiyonunun L artışı için düzeltilerek yazılması gibi A 'nın büyüme oranını da göz önüne alarak şu şekilde yazılabilir:

$$\dot{\tilde{k}} = s\tilde{y} - (n + g + d)\tilde{k} \quad (1.12)$$

Hemen anlaşılacağı üzere bu şekilde yazılan modelin oluşturacağı diyagram k ve y için bir önceki bölümde çizilen diyagrama çok benzeyecektir:



Şekil 1.6 Solow Modeli İle Teknolojinin De Gösterime Girdiği Solow Modeli Karşılaştırması

Yukarıda gösterilen ilk şekil teknolojik gelişmeyi de g parametresi ile gösterime dahil eden standart ders kitabı neoklasik büyüme modelidir. Ancak bu gösterim şekli daha

önce belirttiğimiz gibi işgücü başına üretim seviyesini(y) değil *etkin işgücü başına* üretim seviyesini(\tilde{y}) göstermektedir. Bu gösterimle de neoklasik model bir önceki gösterimle aynı yakınsama dinamiklerine sahiptir.

Etkin işgücü başına üretim(\tilde{y}) ve etkin işgücü başına sermaye stoku(\tilde{k}); n , g ve d parametreleri aynı olan iki ülke için aynı durağan durum denge değerlerine yakınsayacaktır. Ancak bu gösterim biçiminin en hayati özelliği teknolojiyi bir anlamda saf dışı bırakmasıdır zira g parametresindeki herhangi bir değişiklik sadece $(n + d + g)\tilde{k}$ doğrusunun eğimini değiştirecek böylece durağan durum denge etkin işgücü başına üretim(\tilde{y}^*) ve etkin işgücü başına sermaye stoku(\tilde{k}^*) değerleri farklı olacak fakat bu gösterimle teknolojik gelişmesi (g parametresi) ne olursa olsun bütün ülkelerin aynı üretim fonksiyonu üzerinde oldukları varsayılmış olacaktır.

Bu gösterim biçiminin işgücü başına üretim ve işgücü başına sermaye stoku ile bir önceki bölümde çizilen şekille bu hususta olan kontrastını yakalayabilmek için iki farklı teknolojiye (A_0 ve A_1) sahip iki ülke için bu ilk gösterim biçimiyle şekil bir daha çizildi. İkinci şekilde görüldüğü gibi gerçekte iki ayrı teknolojiye sahip ülke bir önceki bölümde anlatılan gösterim biçimiyle ele alındığında farklı iki üretim fonksiyonuna sahiptir.

Yukarıda anlatılan şekliyle mesele ele alındığında iki önemli çıkarımda bulunulabilir. Birincisi en azından dolaylı olarak teknolojiye bu kadar çok önem atfeden neoklasik model farklı teknolojilere sahip ülkeleri aynı üretim fonksiyonu üzerinde göstererek çok önemli bir konuyu hasır altı ediyormuş izlenimi vermektedir. İkincisi ise bu gösterim şeklinin ülkeler arası yakınsamanın ve büyüme farklılıklarının araştırıldığı bilimsel çalışmalarda yeterince dikkate alınıp alınmadığı konusudur ki daha sonra görüleceği gibi bu konu bir hayli tartışmalıdır. Yapılacak herhangi bir ampirik araştırmada şu da göz önünde bulundurulmalıdır ki teorik olarak neoklasik model mutlak değil Mankiw et. al. (1992) s. 422, Barro et. al. (1991) s.112’de belirtildiği gibi *koşullu* (n , g , d ve s parametrelerinin de göz önüne alındığı) bir yakınsama öngörmektedir.

Bütün bu hususlardan ma’da birkaç noktada daha neoklasik Solow modeline çeşitli teorik eleştiriler getirilebilir. Bunlardan birbiriyle yakından ilişkili olan en önemli iki tanesi azalan marjinal verim ve sermaye birikimiyle büyümenin arasında herhangi bir ilişkinin bulunmayışıdır.

Bir önceki bölümde de değinildiği gibi arttırılan üretim faktörünün azalan marjinal verimliliğe sahip olması neoklasik Solow modelinin kilit özelliğidir. Bu özellik olmadan işgücü başına sermaye stoku ya da etkin işgücü başına sermaye stoku başlangıç durumu ne olursa olsun kararlı bir durağan durum dengesine gelemeyecektir. Yine bu sayede faktörlerden biri ne kadar arttırılırsa arttırılsın durağan durum dengesine geri dönülmekte böylece sermaye birikimiyle büyüme arasındaki bağ kopartılmaktadır.

Azalan marjinal verim neoklasik modelin muhteşem dengeye geri dönme yetisini ve sermaye yoğunluğunun(K/L) durağanlığını sağlayan bir çapa görevi görmektedir. Ancak Akyüz'den yapılacak bir alıntı bu varsayımın arka planını ortaya koyacaktır:

“Neoklasik büyüme teorisinin bu intibak mekanizmasının arkasında yatan şey faktör piyasasındaki arz-talep koşulları ile faktör fiyatları; faktör fiyatları ile de teknik seçimi arasındaki ilişkidir. Ekonomide herhangi bir anda kullanılmakta olan sermaye işgücü oranında, işgücünün büyüme oranı sermaye stokunun büyüme oranından farklı olduğu zaman, sermaye işgücü oranını değiştirmeksizin her iki faktörün de tam kullanımının sağlanması olanaksızdır. Bu durum işgücü piyasasında arz-talep dengesizliğine yol açmakta ve faktör fiyatları değişerek, mevcut sermaye yoğunluğunun(üretim tekniğini) kar maksimizasyonunu sağlayan teknik olmaktan çıkarmaktadır. Sermaye yoğunluğu, değişen faktör fiyatları karşısında teknik seçimi yoluyla değişerek intibak etmektedir.”(Akyüz 1977: 457)

Yukarıdaki alıntıda Akyüz'ün belirttiği husus biraz incelenirse şöyle bir manzara karşımıza çıkar:

Eğer sermaye yoğunluğu(K/L) durağan durum denge sermaye yoğunluğundan fazla ise şekil 1.6'da gösterildiği gibi $(n+d)k$ doğrusu sy 'nin üzerindedir; yani sermaye yoğunluğunu ya da kişi başı sermaye stokunu sabit tutmak için gerekli olandan daha az sermaye ekonomiye eklenmektedir. Böylece sermaye stoku işgücünden daha yavaş büyüyecek, işgücü piyasasında arz fazlası oluşacak, reel ücretler düşecek, reel ücretlerdeki düşüş daha işgücü yoğun üretim tekniklerini cazip hale getirecek ve sermaye yoğunluğu tekrar işgücü piyasasında arz-talep dengesi sağlanana ve tabii ki durağan durum dengesine gelene kadar azalacaktır.

Görüldüğü gibi faktör piyasalarında tam bir uyarlanma kabiliyetini gerektiren azalan marjinal verim yasası modelin en önemli zayıf noktalarından biridir. Faktör piyasalarında ve daha başka alanlarda pek de gerçekçi olmayan bazı varsayımlara dayanmak zorunda olan modelin problemleri Akyüz tarafından da açıkça ortaya konulduğu gibi faktör fiyatlarının

esnekliđi ya da kâr-faiz-yatırım ilişkisinde ortaya çıkabilir. Bu engeller Akyüz’de ayrıntılı olarak anlatıldığı için bunlara değinilmeyecektir. (Akyüz 1977: 457-458)

Bir diđer çok önemli konu da *sermaye stokunun yođrulabilirliđi* kavramıdır. Yukarıda değinilen intibak mekanizmasının çalışması için ayrıca sermaye stokunun yođrulabilir bir nitelikte olması yani kar maksimizasyonunun gerektirdiđi sermaye yođunluđunu sađlayacak bir şekilde dönüştürülebilmelidir ki bu da pek gerçekçi bir varsayım değildir.

Sermaye stokunun yođrulabilirliđi varsayımı dışsal(exojen) bir teknolojik gelişme için de önemli bir manivela rolü oynamaktadır:

“...içerilmemiş teknolojik gelişme şu şekilde açıklanabilir; her dönemde, mevcut sermaye stoku, en son teknik bilgi düzeyinin gerektirdiđi biçimde yođrularak bu bilgi düzeyini içeren yeni üretim araçlarına dönüştürülmekte, işgücü de bu makineleri kullanabilecek şekilde eğitilmektedir. Dolayısıyla teknik gelişmenin sađlanması yeni yatırımın yapılmasını gerektirmemekte; mevcut faktörlerin etkinliđi birilim olmaksızın da arttırılabilmektedir.” (Akyüz 1977: 434)

1.3 Endojen Büyüme Modelleri

Bir önceki bölümde incelenen fazla gerçekçi olmayan sermayenin yođrulabilirliđi varsayımı iktisatçıları 1960’ların başı gibi erken tarihlerden itibaren rahatsız etmiş ve bazen niteliklerine aslında pek de uygun olmayarak içerilmiş(endojen) teknolojik gelişme modelleri ya da daha uygun bir şekilde neoklasik yılanma modelleri olarak adlandırılan bir sınıf model doğmuştur.

Bu sınıf modeller 1980’lerin ikinci yarısında gelişmeye başlayan modern “endojen büyüme” modellerinden tamimiyle farklı özellikler arz etmektedir ve dolayısıyla bunlarla karıştırılmamalıdır. Ancak yine de bu modeller büyüme modellerinde üzerinde durulması gereken teorik bazı sorunların olduğunu göstermesi açısından önemlidir.

Johansen ve Salter tarafından geliştirilen(Bliss 1968:105; Gordon 1973: 97) bu sınıf modeller, temel olarak sermayenin yođrulabilirliđi varsayımını gevşetebilmek için yine dışsal olarak belirlenen teknolojik gelişmenin üretim sürecine yatırımlar yoluyla girmesi durumunu ele almıştı: “Teknik bilgi düzeyindeki gelişmenin üretim teknolojisinde bir gelişme sađlayabilmesi için yatırım yapılması geređi, bu gelişmenin “gökten inme” niteliđini deđiştirmez. Bu varsayım altında içerilmiş teknolojik gelişmenin tek farkı, burada teknik bilgi

düzeyindeki gelişmenin sadece yatırımlar üzerine “inmesi”, mevcut sermaye stokuna yansımadır.” (Akyüz 1977: 474) Şu halde bunlara içerilmiş(endojen) teknolojik gelişme modelleri denmesi son derece yanıltıcı olmakta ve gerçeği yansıtmamaktadır. Bu modellerle ilgili daha fazla bilginin Akyüz, Bliss ve Gordon’da(Akyüz 1977: 473-493; Bliss 1968; Gordon 1973) bulunulabileceği ve bunlara bu tez kapsamında değinilmeyeceği belirtilerek modern endojen büyüme modellerine geçilecektir.

Tıpkı Solow’un teorisini oluşturmak için gerekli yapı taşlarını ondan önce gelen klasiklerden alması gibi, 4-5 yıl öncesine kadar “ilk endojen büyüme modeli” olduğu sanılan Romer(1986) modelinin yapı taşlarını da Romer, Arrow(1962)’dan almıştır. Romer’in belirttiği gibi ölçüğe göre artan getirinin uzun soluklu büyümenin merkezinde olduğu fikri Adam Smith’in iğne fabrikası örneğinden beri biliniyordu ve Alfred Marshal’ın içsel ve dışsal ekonomiler ayrımıyla bu, rekabetçi piyasa dengesi için tutarlı bir açıklama kazanmıştı.(Romer 1986: 1004) Zira eğer her üretim faktörü için artan ölçek ekonomileri söz konusuysa o zaman neoklasiklerin ve dolayısıyla Solow modelinin varsaydığı gibi her faktör için azalan marjinal verim bundan daha da önemlisi her faktöre kendi marjinal ürünü kadar bir ödeme yapıldığı Walrasyan rekabetçi denge söz konusu olamayacaktı. (Aghion ve Howitt 1998: 26)

Kenneth J. Arrow “Yaparak Öğrenmenin İktisadi Sonuçları” adlı 1962 tarihli makalesiyle *bir firmanın verimliliğinin o firmanın içinde çalıştığı endüstride yapılan kümülatif toplam yatırımın artan bir fonksiyonu* olduğunu öne sürmüştür. Arrow’a göre artan getirinin oluşmasının sebebi yatırım ve üretim yapıldığı zaman ortaya yeni bir bilginin çıkmasıydı.

Arrow makalesine E.R. Hilgard adlı psikoloğun “Öğrenme Teorileri” adlı kitabından aldığı ilhamla öğrenmeyle bilgi(knowledge) arasında bir bağ olması gerektiğini söyleyerek girmekte. Arrow’dan yapılacak şu alıntılar, “yaparak öğrenme” kavramının temellerini açıklamaya yetecektir:

“Teknik değişimin çok geniş ölçekte ve uzun süreli olan bir içinde yaşadığımız çevreyi öğrenme süreci olarak tasvir edilmesi sanırım fazla abartılı bir benzetme olmaz...Öğrenme tecrübenin bir sonucudur. Öğrenme sadece bir problemi çözmeye teşebbüs ile oluşabilir...”(Arrow 1962: 155)

Arrow, daha sonra uçak mühendisi, T.P. Wright’ın yaptığı “Uçak Maliyetlerini Etkileyen Faktörler” adlı bir çalışmayı naklederek devam etmiştir. Wright bir uçak gövdesinin

yapımında harcanan işgücü saati miktarının daha önce aynı tipteki uçak gövdelerinin toplam üretim miktarının azalan bir fonksiyonu olduğunu söylemektedir. N'inci gövdeyi üretmek için gereken işgücü $N^{-(1/3)}$ ile orantılıdır ve Amerikan Hava Kuvvetleri bütün üretim ve maliyet planlamasını bu basit ilişki üzerinde temellendirmiştir. (Arrow 1962: 156)

Arrow'un modelinde tam rekabet varsayımı ölçeğe göre artan getiri ile akıllıca uzlaştırılmıştır. Bu modele göre bilgi birikimi tek tek firmalar için Marshall tipi dışsallıklardan oluşmakla birlikte ekonominin bütünü için içsel olarak oluşur.

Arrow'un modelinin değişkenleri şu şekilde gösterilebilir;

G: Kümülatif brüt yatırım

x: Toplam üretim

L: Kullanılan toplam işgücü

$\gamma(G)$: G seri numarasındaki sermaye malının üretim kapasitesi (Kümülatif brüt yatırım G miktarına ulaştığında üretilen bir birim sermaye malı G seri numarası olarak tanımlanır)

$\lambda(G)$: G seri numarasındaki sermaye malı ile üretimde kullanılan işçi miktarı

Bu temel değişkenlerle oluşturulan model şöyle açıklanabilir:

$\gamma(G) = a$ ve $\lambda(G) = bG^{-n}$, $n > 0$ olarak tanımlanır. Burada $\lambda(G)$ fonksiyonunun uçak gövdesi yapımındaki öğrenme eğrilerine benzediği belirtilmelidir.

$n \neq 0$ için toplam üretim:

$$x = aG \left[1 - \left(1 - \frac{L}{cG^{1-n}} \right)^{\frac{1}{1-n}} \right], \text{ burada } c = b / (1-n) \quad (1.13)$$

$n=1$ için toplam üretim:

$$x = aG(1 - e^{-L/b}) \quad (1.14)$$

Arrow bu modelin analizini şöyle yapmaktadır: “(9) ve (10)(Arrow'un makalesinde yukarıdaki denklemlere verilen numaralardır) bir bakıma üretim fonksiyonları olmasına rağmen G ve L değişkenleri için ölçeğe göre artan getiri özelliğine sahiptirler. Bu özellikle L sabit bırakıldığında G'deki bir artışın x'i de aynı oranda arttırdığı (10)'da çok açık biçimde görülmektedir.... Ancak ölçeğe göre artan getiri bölüşüm teorisiyle ilgili bir soruna yol

açmamaktadır. Görüleceği gibi sermaye ve işgücü kendi marjinal ürünlerini elde etmektedir. Bunun açıklaması sermayenin özel marjinal(daha dar anlamda yeni yatırımın) verimliliğinin sosyal marjinal verimlilikten öğrenme etkisinin piyasa tarafından bedelinin ödenmemesinden dolayı daha az olmasıdır.” (Arrow 1962: 159)

Arrow modeli ölçüğe göre artan getiriyle beraber gelen bölüşüm problemini çözmesiyle bir çığır açmışsa da tam bir endojen büyüme modeli olarak kabul edilmemektedir. Zira model sadece sabit sermaye işgücü oranı(k =işgücü başına sermaye olarak da adlandırılabilir) durumunda işlerlik kazanıyordu. Bu ise büyüme oranının tıpkı Solow modelinde olduğu gibi işgücü artışı ile sınırlandırılması anlamına geliyordu. (Aghion ve Howitt 1998: 23)

Gerçek anlamda ilk endojen büyüme modeli aslında Romer’in 1986’daki çalışmasından 24 yıl önce 1962’de Marvin Frankel tarafından ortaya konulmuş ancak bu makale yayınlandığı sırada çok fazla ilgi çekmemiş makaleye temel oluşturan AK modeli kavramı Romer ve genel olarak iktisat dünyası tarafından 1986’da “yeniden keşfedilmişti.”

Frankel, makalesine bilinen Cobb-Douglas fonksiyonu ile sonradan AK modeli olarak bilinen fonksiyon tipinin karşılaştırmasını yaparak girmektedir. Frankel AK modelinin ampirik olarak daha uygun olduğunu(çıktı-sermaye oranının 1/3 olduğu bir arka planda net yatırım miktarında yıllık yüzde onluk bir artışın bu tip bir modelde yıllık yüzde 3’lük bir büyüme yaratacağını), büyümenin motoru olarak sermaye birikimini görebilme imkanını verdiğini ancak diğer taraftan bölüşüm teorisi konusunda problemlili olduğunu belirtmiştir. Bundan sonra bu iki yaklaşımdan yeni bir sentez oluşturma yoluna gitmiştir.

Frankel ekonomideki her firmanın Cobb-Douglas tipi bir üretim fonksiyonuyla çalıştığını varsayarak modelini kurmaya başlamıştır. Her firmanın şu şekilde bir üretim fonksiyonuna sahip olduğu düşünülebilir:

$$P_i = a H K_i^\beta L_i^\alpha$$

Burada i indisi i ’inci firmayı göstermekte, P üretim miktarı ya da çıktı, a , K ve L standart Cobb-Douglas tipi bir fonksiyonda daha önce açıklanmış olan değişkenler, H ise bir **“kalkınma uyarlayıcısıdır.”** Bu, işletmenin içinde çalıştığı ekonominin gelişmişlik veya kalkınmışlık seviyesini gösteren bir değişkendir. Mantığı oldukça basittir daha gelişmiş bir ekonomide çalışan firmalar aynı miktar sermaye ve işgücü girdisiyle daha az gelişmiş bir ekonomide iş yapan bir firmadan daha fazla üretim yapabilmektedir. Ayrıca hiçbir firma hareketleriyle tek başına H ’yi değiştirebilecek güce sahip değildir. (Frankel 1962: 998)

Tipik bir firma toplam üretimin 1/n'ini üretiyorsa toplam üretim şu şekilde yazılabilir:

$$nP_i = naH K_i^\beta L_i^\alpha \quad (1.15)$$

Eğer K ve L toplam işgücü ve sermaye stoku ise K_i ve Y_i , K/n ve L/n 'e eşit olacaktır:

$$nP_i = naH \left(\frac{K}{n}\right)^\beta \left(\frac{L}{n}\right)^\alpha \equiv P = aH K^\beta L^\alpha \quad (1.16)$$

H değişkeni ise şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$H = \left(\frac{K}{L}\right)^\gamma \quad (1.17)$$

O halde bütün ekonomi için üretim fonksiyonu şu şekilde yazılabilir:

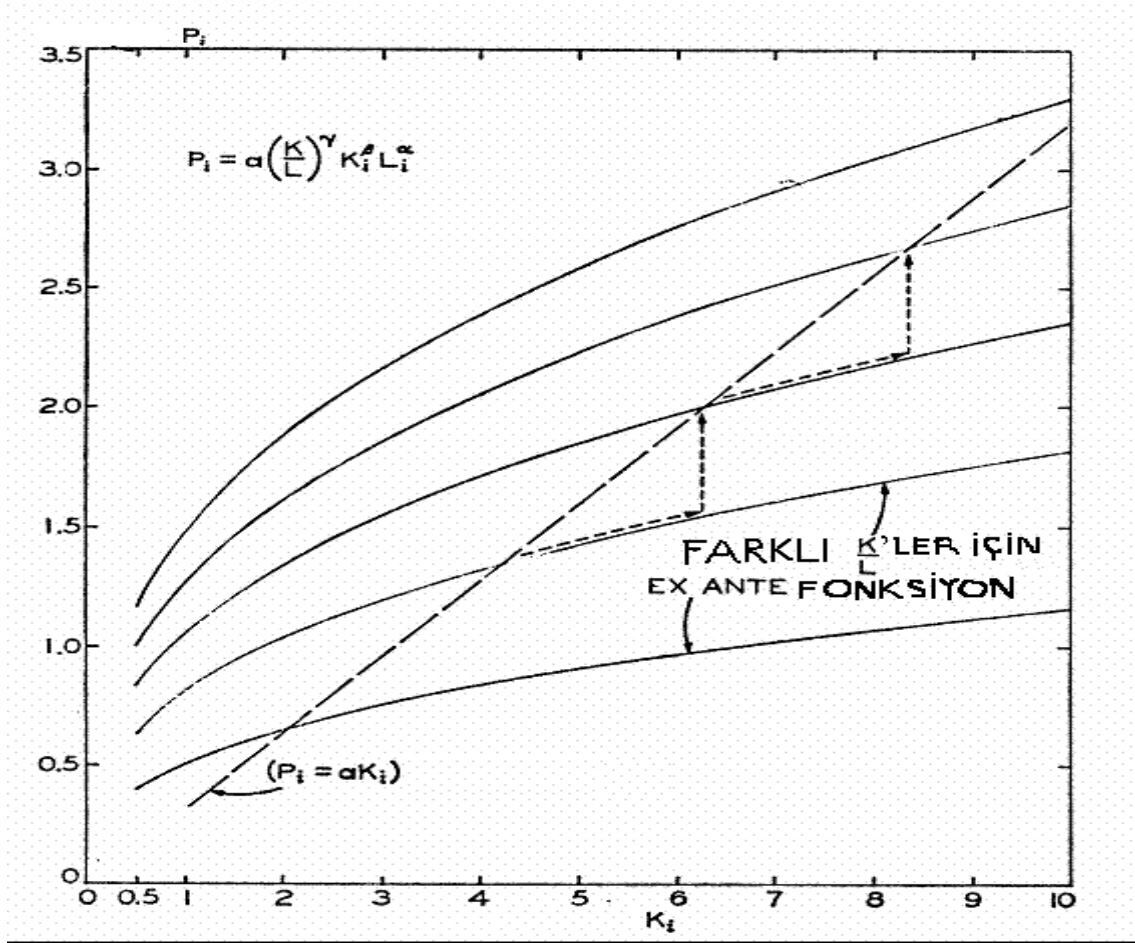
$$P = a \left(\frac{K}{L}\right)^\gamma K^\beta L^\alpha \quad (1.18)$$

$$= a K^{\beta+\gamma} L^{\alpha-\gamma}$$

Bu noktada Frankel $\alpha = \gamma$ varsayımını yapmakta ve böylece denklem:

$P = a K$ olarak yazılabilmektedir.

Sonuçta ortaya çıkan model hakkında Frankel şöyle yorum yapmaktadır: Tek tek firmalar için Cobb-Douglas fonksiyonu bütünüyle geçerli olmakta fakat ekonomideki genel faktörlerin yol açabileceği firma bazında bir üretim faktörü değişimi aynı zamanda H'yi de değiştirecektir. Ancak firma için bu kalkınma uyarlayıcısındaki kayma dışsal(exojen)dir. Çünkü bu, sadece bir firmanın kararlarının değil iktisadi fırsatlara benzer tepkiler veren bir çok firmanın kolektif hareketinin bir yansımasıdır. Sonuçta firma, ex ante bir fonksiyon olan sadece kendi üretim fonksiyonu üzerinde değil firmalar tarafından kolektif olarak yaratılan ve kalkınmanın etkilerini içselleştiren bir realize olmuş fonksiyon üzerinde hareket eder. (Frankel 1962: 999)



Şekil 1.7 Frankel Modeli İçin Denge Durumu

Ekonominin bütünü için geçerli olan üretim fonksiyonu şekilde(kesik çizgili doğru) görülebileceği gibi bütün firmaların realize edilmiş zaman yolu üretimlerinin toplamından oluşur. H'nin temsil ettiği kolektif kalkınma kavramı bir çok dolaylı etkiyi kapsamaktadır. Bunlar organizasyon ve işgücü kalitesindeki artış, dışsal ölçek ekonomileri, iletişim ve yol ağlarının gelişmesi gibi daha iyi sosyal imkanlar olabilir. Kısacası işletmeler sermaye stoku seviyelerini arttırdıklarında bu toplam üretim fonksiyonunu iki şekilde etkiler: Bunlardan birincisi sermaye stokunun artışı ile toplam üretimin doğrudan artması, ikincisi ise yukarıda sayılan dolaylı yollardan yani uyarlayıcının artmasıyla oluşan etkidir. (Frankel 1962: 1000)

Endojen büyüme teorisi ve modelleri literatürü son 20 yılda Paul Romer'in 1986 yılında yayınlanan "Increasing Returns and Long-Run Growth"(Ölçeğe Göre Artan Getiri ve Uzun Dönem Büyüme) adlı eseriyle ilk patlamasını yapmıştır. Romer de tıpkı Frankel gibi ölçeğe göre artan getiriyi modelinin temelinde oturtmuş ve makalesine yine Frankel gibi klasik

büyüme modellerinin problemlerinden ve ampirik yetersizliklerinden bahsederek(ilk 3 bölüm buna ayrılmıştır) başlamıştır.

Romer(1986) makalesinde karmaşık matematiksel bir model kullanarak denge büyüme oranını zamanlar arası optimizasyonla bulduğundan bu modelin orijinal halini ayrıntılarıyla anlatılmayacaktır. Ancak büyüme modellerine yeni bir soluk getirerek daha sonra yapılan bir çok çalışmaya öncü olan bu modelin Cobb-Douglas tipi bir fonksiyonla ouşturulmuş daha basit bir versiyonunu Jones'dan(2001) aktarmayı uygun bulduk.

Modelin ruhu Romer'in "...buradaki model, uzun dönem büyümenin başlıca ileri doğru bakan, kar optimizasyonu yapan (iktisadi)ajanlar tarafından gerçekleştirilen bilgi birikiminin sürüklediği bir denge endojen teknoloji değişim modeli olarak görülebilir." cümlesiyle çok açık olarak ortaya konmaktadır.(Romer 1986: 1003) Kısacası Romer(1986)'in modelinde varolan bilgi seviyesi bir üretim faktörü ya da Romer'in deyimiyle sermayenin temel bir formu olarak ele alınmaktadır.

Romer'e(1986) göre ölçeğe göre artan getiri oluşmaktadır çünkü Solow modelinde kullanılan sermaye(K) ve işgücü(L) gibi fiziki üretim faktörlerinin marjinal verimliliklerinin azalması ölçeğe göre azalan getiriye yol açarken bilginin marjinal ürünü, -sabit bir nüfus ve sabit bir işgücüyle bile- hiçbir zaman bir daha araştırma yapılmamasını gerektirecek kadar düşmeyecektir. Yani bilginin marjinal verimliliği azalmamaktadır. Romer'in (1986) aktardığı gibi eğer bilginin marjinal verimliliği azalsa idi Newton, Darwin ve çağdaşları en iyi fikirleri araştırdıkları için bilim adamlarına şimdi araştırarak konu kalmaması gerekirdi.(Romer 1986: 1020)

Romer(1993) bilginin ölçeğe göre artan verimliliğinin kaynağını sarıh bir şekilde ortaya koymuştur. Romer(1993), yeni fikirler ve "tarifler" bulma olasılığının aritmetik değil geometrik olarak arttığını keşifsel sentez adlı bir kimya dalından bir örnek vererek anlatıyor. Kimyacıların değişik ısı ve basınç altında değişik bileşimleri inceledikleri bu yöntemle ekonomik etkileri transistörünkiler kadar fazla olabilecek bir süper iletken maddenin bulunduğunu belirtiyor ve şöyle devam ediyor:

"Bu tür bir keşif için ne kadar olasılık olduğunu görebilmek için şunu hesaplamalıyız: Periyodik tablo 100 değişik çeşit atoma sahip olduğundan sadece 4 farklı elementin olduğu bir karışım ($100 \times 99 \times 97 \times 96 \cong 94$) milyon kombinasyona sahip olacak, bunlar sadece 10 değişik oranda karıştırılsa bile 330 milyar olasılık ortaya çıkacak ve

laboratuvarlar günde 1000 karışım denese bile ancak 1 milyon yılda bu karışımları deneyebileceklerdir.”(Romer 1993)

Yeni bilgi ise ölçüğe göre azalan getiriye tabi bir araştırma teknolojisinin ürünüdür. Yani bilgi stokunu meydana getiren araştırma girdileri iki kat artarsa, belli bir zamanda verili sabit bir bilgi stoku iki kat artmayacaktır.

Tam bu noktada belirtmemiz gereken bir husus vardır. Barro’ya(1995) göre Romer modelinde iki temel varsayım yapmıştır. Bunlardan bir tanesi Arrow’un modelindeki yaparak öğrenme diğeri ise spill over(sıçratma) etkisidir. Ancak Romer’in makalesinden anlayabildiğimize göre Romer yaparak öğrenmeyi gerçekte açık bir varsayım olarak ele almamıştır. Bizim Romer’in makalesinde böyle bir cümleye rastlayamamış olmamız, Aghion ve Howitt’in Romer modeli için sarf ettikleri şu cümle ile de onaylanmaktadır: “Teknolojik bilgi nihai mallar üretmek için diğeri üretim faktörleri ile birlikte kullanılabilir ve zaman içinde depolanabilir çünkü üretime koşulduğu zaman tükenmez. Ayrıca Ar-Ge ve diğeri bilgi yaratıcı etkinlikler yoluyla biriktirilebilir ki bu da bugünkü kaynaklardan gelecekteki faydalar için fedakarlık etme gereğini doğurur. Bu bakımlardan bilgi stoku aslında vücuda gelmemiş bir sermaye malıdır.” (Aghion ve Howitt 1998: 25-26)

Görüldüğü gibi Aghion ve Howitt’e(1998) göre Romer modelinde Arrow’un yaparak öğrenme modelinde olduğu gibi teknolojik bilgi sadece yatırım yapan firmaların farkında olmadan bilgi stokunu arttırması ile oluşmamakta, “Ar-Ge ve diğeri bilgi yaratıcı etkinlikler” kanalı ile de oluşmaktadır. Romer(1986) de, yukarıda kendisinden yapılan alıntıdan anlaşılacağı gibi bilgi birikiminin ileri doğru bakan ve kar optimizasyonu yapan ajanlar tarafından yapıldığını söylemekle birlikte bunun ne şekilde olacağını belirtmemiştir. Ancak “Bütün firmalar araştırmaya daha fazla pay ayırmaktan fayda görecektir.” (Romer 1986: 1016) cümlesinden anlaşılacağı gibi Romer’in kafasında, farkında olmadan yatırım yoluyla bilgi stokunu arttıran yaparak öğrenme modelindeki daha değişik bilgi yaratma süreçleri de vardır.

Diğeri taraftan Charles Jones(2001) ise bilgi birikimi içselleştirmek istendiğinde ölçüğe göre artan getiriden faydalanmanın iki yolu olduğunu belirtmiştir. Bunlardan birincisi aksak rekabet piyasası ile Ar-Ge yapılarak bilgi birikimin arttırılması, ikincisi ise tam rekabet piyasası ile bilgi birikiminin sermaye birikiminin bir tesadüfi yan etkisi olduğu yaparak öğrenmedir. Romer(1986) modeli dışsallıklara dayanan ve tam rekabet piyasasında işleyen bir model olduğu için Jones’un(2001) yaptığı ayırmda yaparak öğrenme ile işleyen bir modeldir. Bu önemli probleme sanırız Romer’in 1994 yılında Journal of Economic Perspectives’de

yayınladığı “The Origins of Endogenous Growth”(Endojen Büyüme’nin Menşei) adlı makale açıklık getirmektedir.

Bu makalede Romer, sonradan bakıldığında endojen büyüme teorisinin aksak rekabete yol vermesinin kaçınılmaz olduğu görülmesine rağmen Romer(1986) modelinin de arasında bulunduğu ilk modellerin teknolojiyi *özel yatırım kararlarının bir yan ürünü olarak* ele aldığını belirtmiştir.(Romer 1994: 14) Ancak Romer(1994), Devlet fonlarıyla yapılan araştırmalar sonucu temel moleküler biyoloji alanında yapılan buluşları örnek vererek Ar-Ge’nin her zaman monopol gücü peşinde olan büyük firmalar tarafından yapılmayacağını da belirtmiştir. Kısacası Romer(1986) modeli belli bir süre için patent hakları yoluyla elde edilecek olan monopol gücü karşılığında Ar-Ge harcaması yapan firmalar kapsamamakta fakat tamamiyle de yaparak öğrenmeye dayanmamaktadır. Zira yazarın 1980’lerde aklında Ar-Ge’nin genelde devlet tarafından gerçekleştirilen bir etkinlik olduğu zannı olduğu eserde geçen şu bölümden anlaşılabilir:

“Yıllarca bilim ve teknoloji politikasının iktisadi analizi bir varsayımdan çok az öteye gidebildi. Bir varsayım devletin kamu mallarını, özel sektörün de özel malları yapması gerektiği idi. Diğer bir tanesi ise temel araştırmanın kamu malı, uygulamalı araştırmanın ise özel mal olduğu idi.” .(Romer 1994: 15) Romer(1994) daha sonra bunların sonradan çok sağlam varsayımlar olmadığını ortaya çıktığını belirtiyor.

Sıçratma etkisi ise dışsallık adı altında Romer(1986)’da belirtilen bir varsayımdır. Bu varsayıma göre bir firmanın bilgiye yaptığı yatırım diğer bir firma için doğal bir pozitif dışsallık oluşturur çünkü bir firmanın yarattığı bilgi tam olarak gizili tutulamaz ve patentlenemez.(Romer 1986: 1003)

Romer(1986) şu şekilde bir üretim fonksiyonu öngörmüştür:

$$F(k_i, K, x_i) \quad (1.19)$$

k_i ve x_i : Firmaya özel girdileri oluşturmaktadır. N piyasada bulunan firma sayısıdır.

$K = \sum_1^N k_i$ ise toplam bilgi stokudur ki buradan k_i ’nin de firmaya ait bilgi stoku olduğu anlaşılıyor. Görüldüğü gibi k_i bir üretim faktörü olarak ele alınmıştır.

Şimdi, Barro’daki(1995) ve Jones’daki(2001) gibi Cobb-Douglas formunda basitleştirilmiş bir üretim fonksiyonu ele alalım:

$$Y = BK_i^\alpha L_i^{1-\alpha} \quad (1.20)$$

Yukarıdaki üretim fonksiyonunun ekonomideki temsili tek bir firmanın üretim fonksiyonu olarak ele alındığı unutulmamalıdır. Tıpkı Frankel(1962) modelinde olduğu gibi B'yi yani firma için olan teknoloji seviyesini tek bir firma hareketleriyle etkileyemez ve firmalar B'yi veri olarak alırlar. Ancak sermaye birikimi bir bütün olarak ekonominin teknoloji ya da bilgi seviyesini etkiler.

Şimdi ise firma için söz konusu olan bilgi ya da teknoloji seviyesinin ekonomideki bütün firmalar tarafından meydana getirilen sermaye birikiminin bir fonksiyonu olduğu bir durum ele alalım:

$$B = AK^{1-\alpha} \quad (1.21)$$

Görüldüğü gibi toplam sermaye stokunun(K) artışı firma düzeyindeki bilgi seviyesini(B) arttırmaktadır. Yani firmalar kendi sermaye stoklarını arttırdıklarında bilgi düzeylerini de arttırmış olmaktadır. Bir firma tarafından sermaye stokunun arttırılması ile oluşan bir bilgi düzeyi arttırımının bu fonksiyon kanalıyla ekonomideki diğer bütün firmalara bir dışsallık olarak yansımaları sıçratma etkisi ya da diğer bir deyişle yaratılan bilginin serbestçe paylaşılması varsayımını göstermektedir. Diğer taraftan sermaye birikimiyle otomatik olarak bilgi düzeyinin artması yaparak öğrenme modeline işaret etmektedir. Anlaşılabilirliği gibi model Frankel(1962) modelinin bazı tanım ve fonksiyon çeşidi farklılıkları bir kenara bırakılırsa hemen hemen aynıdır.

Bu iki denklemden bütün bir ekonomi için olan üretim fonksiyonu şu şekilde yazılabilir:

$$Y = AKL^{1-\alpha} \quad (1.22)$$

Burada A'nın bir sabittir.

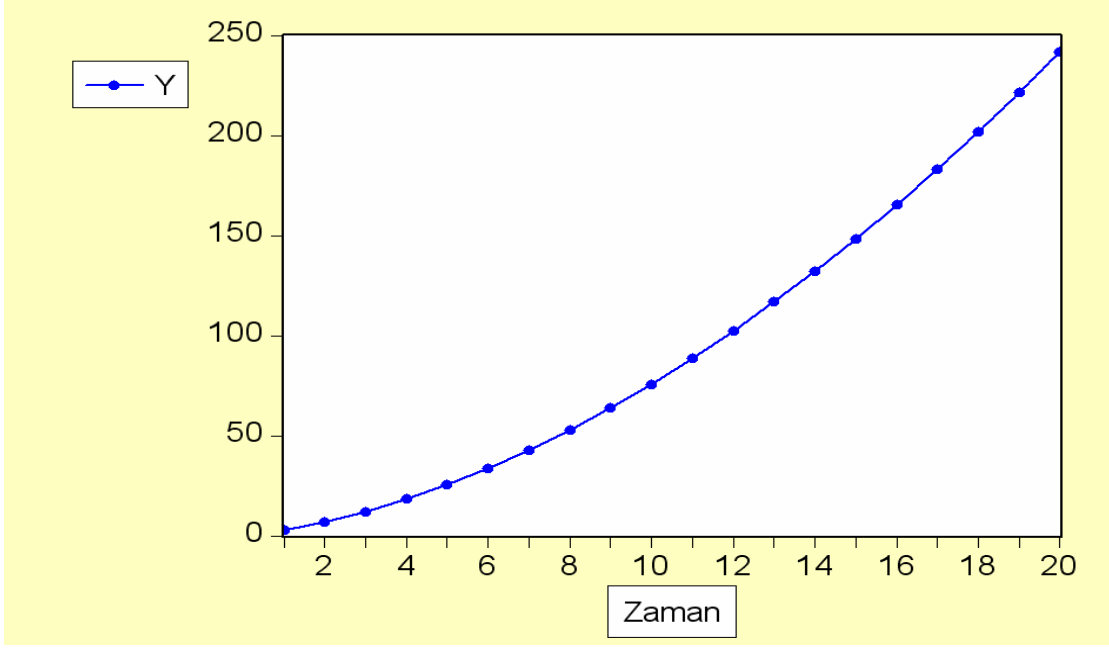
Şimdi bu tür bir fonksiyonun zaman yolu grafiğini nümerik simülasyonlarla gösterelim.

A=1 ve $\alpha = 0,2$ parametreleri için K ve L değişkenlerine sırası ile şu değerler verilmiştir:

$$K=3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22.$$

$$L=1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20.$$

Toplam çıktının yani Y'nin zaman yolu grafiği aşağıdaki gibidir:



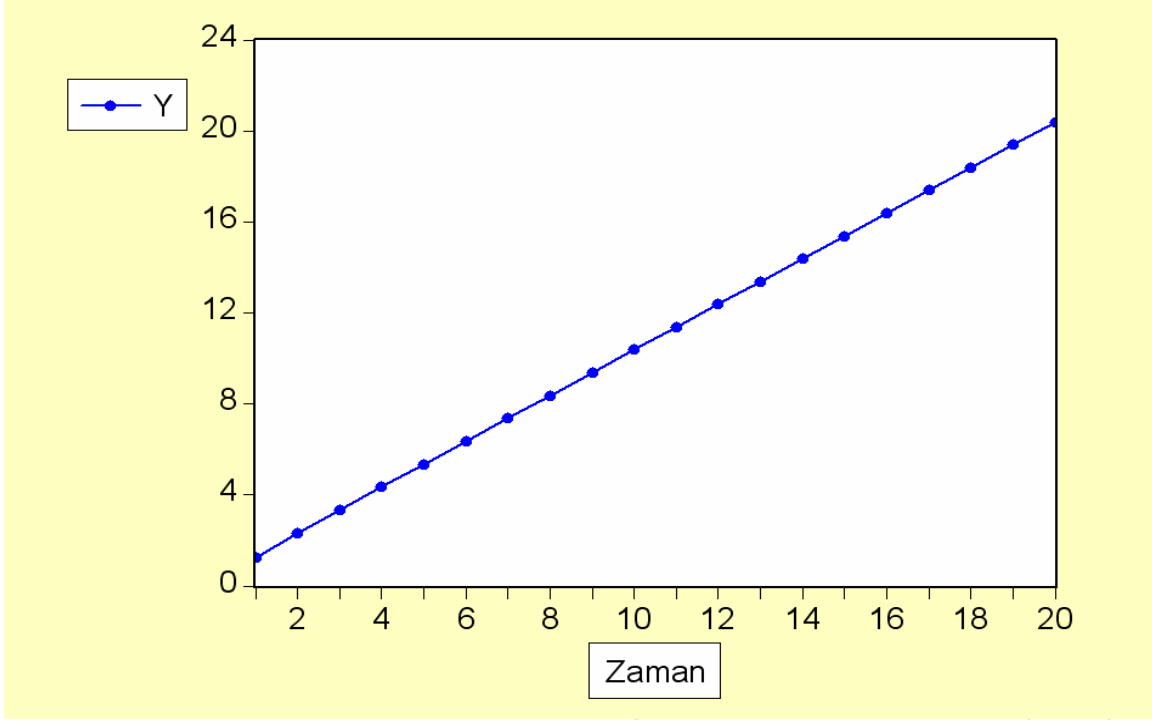
Şekil 1.8 Nümerik Simülasyonda Romer(1986) Modelinde Çıktının Zaman Yolu Grafiği

Elde edilen Y değerleri bir ülke için 20 yıl arda arda oluşan reel GSMH hasıla değerleri olarak da yorumlanabilir. Bu değerler aşağıdaki gibidir:

3.0, 6.96, 12.04, 18.18, 25.36, 33.54, 42.68, 52.78, 63.79, 75.71, 88.52, 102.20, 116.74, 132.13, 148.36, 165.41, 183.27, 201.95, 221.42, 241.68.

Şekilden de anlaşılacağı gibi K ve L aynı anda arttırıldığı zaman-ikisi de birer birim arttırılmıştır- ortaya üstel bir büyüme çıkmaktadır. Bu da her iki üretim faktörü de arttırıldığı zaman ölçeğe göre artan getiriye işaretler. Diğer taraftan aynı parametrelerle ve aynı değişken değerleriyle ve $\beta = 1 - \alpha$ için bir Solow Cobb-Douglas üretim fonksiyonundan elde edilen değerler ve onların zaman yolu grafiği de karşılaştırma için aşağıda sunulmuştur:

1.24, 2.29, 3.32, 4.33, 5.34, 6.35, 7.36, 8.36, 9.36, 10.3, 11.37, 12.37, 13.37, 14.37, 15.38, 16.38, 17.38, 18.38, 19.38, 20.38.



Şekil 1.9 Nümerik Simülasyonda Solow Modelinin Zaman Yolu Grafiği

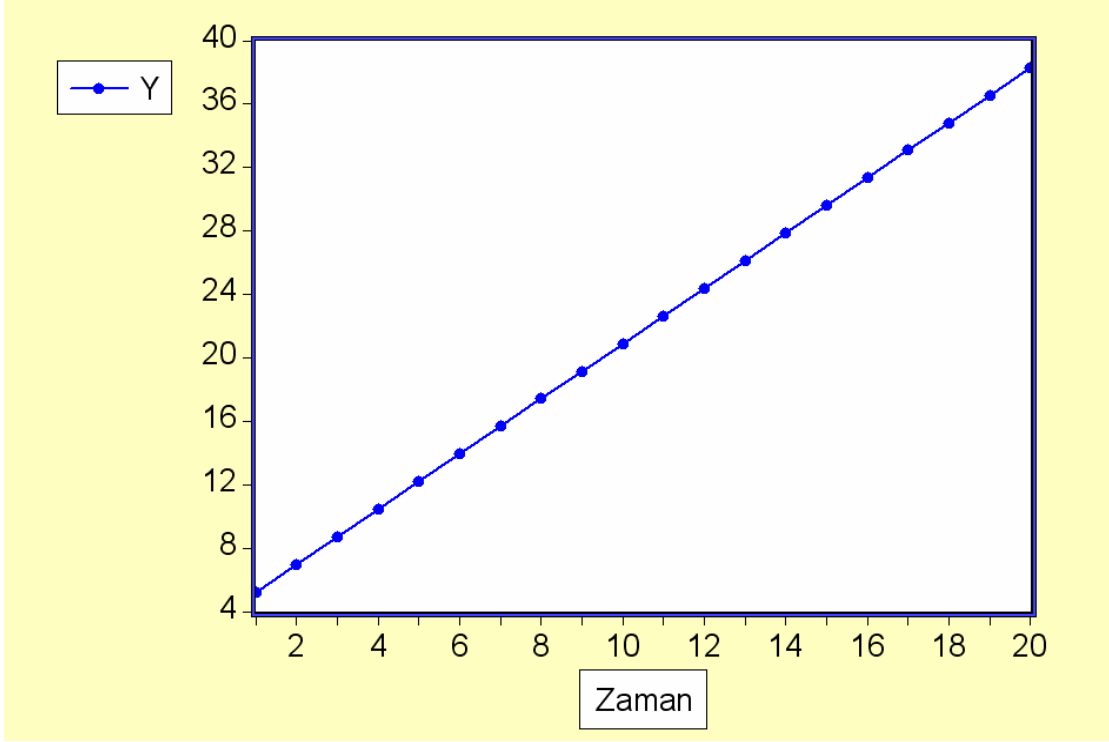
Görülebileceği gibi Solow Cobb-Douglas üretim fonksiyonu doğrusal(lineer) bir yapıda artmaktadır. Bu da daha önce değinildiği gibi beraber iki üretim faktörü için ölçüğe göre sabit getiriye işaret eder.

Daha da önemli bir konu tek bir üretim faktörü (K veya L) arttırıldığı zaman toplam üretimin ne olacağı konusudur. Bunun için de bir nümerik simülasyon çalışması yapalım:

$A=1$ ve $\alpha = 0,2$ parametreleri için K değişkenine sırası ile şu değerler verilmiştir:

$K=3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22$.

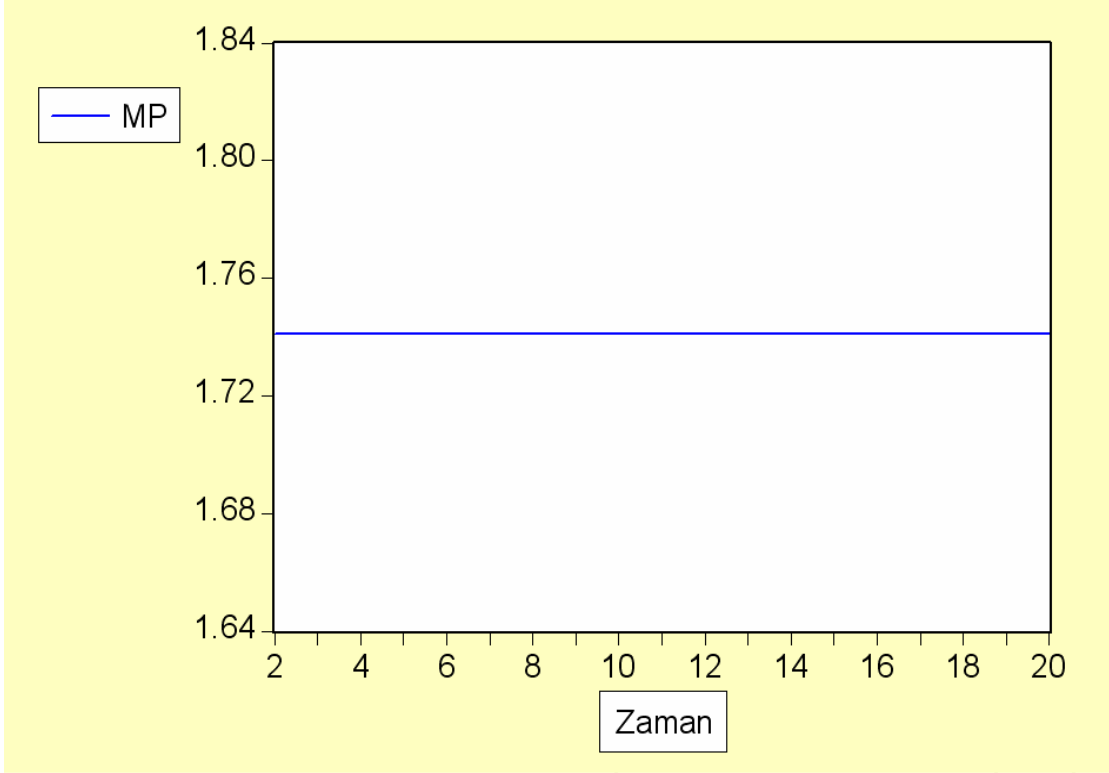
L değişkeni ise $L=2$ şeklinde sabit bırakılmıştır.



Şekil 1.10 Nümerik Simülasyonda K'nın Y Üzerinde Etkisi

Şekilden anlaşılacağı gibi sadece K değişkeni arttırılsa bile, model K değişkeni için ölçeğe göre sabit bir getiri sağladığı için, Y'de K ile aynı miktarda artmaktadır. K'nın zaman içinde oluşan Marjinal Ürününün grafiğini çizmek sanırım bu olayı kavramada bize yardımcı olacaktır.

Aşağıdaki grafikten anlaşılacağı üzere sermayenin(K) Marjinal Ürünü zaman içinde sabittir. ($MP_K = 1, 74$) Kısacası Romer(1986) modelinde sermaye ölçeğe göre sabit getiriye sahiptir.

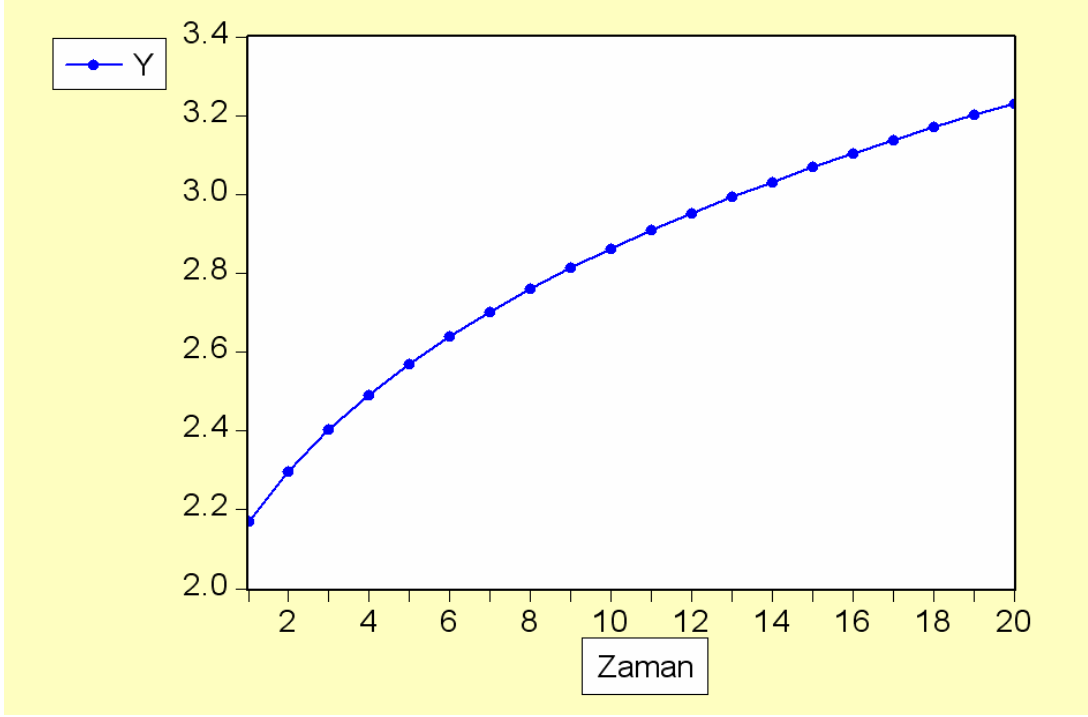


Şekil 1.11 Nümerik Simülasyonda Romer(1986) Modeli İçin Elde Edilen K'nın Marjinal Ürünü

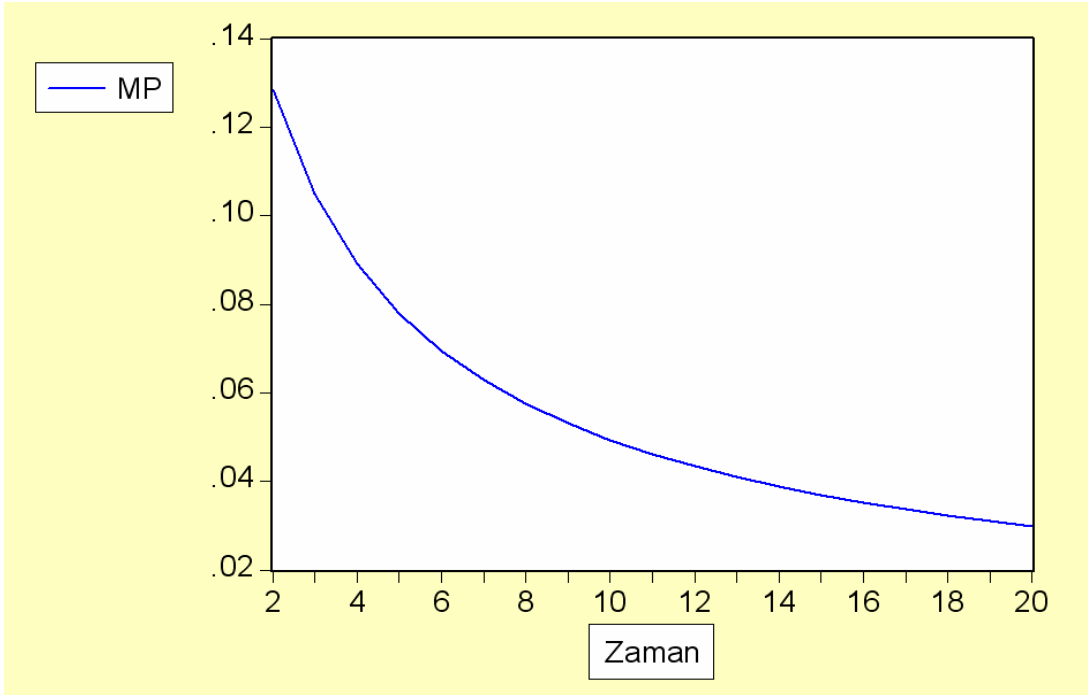
Şimdi de yine Solow tipi üretim fonksiyonu bir önceki örnekte aynı fonksiyon için kullanılan modelinde ele aldığımız Cobb-Douglas parametrelerin aynısı kullanılarak ve yine aynı K ve L değerleri için (K birer artırılarak L ise sabit bırakılarak) incelenmiştir. Sonuçta Y için aşağıdaki zaman yolu grafiği ortaya çıkmıştır.

Bu zaman yolu grafiği bize Solow modelinden aşına olduğumuz bir Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonunun tek değişken için ölçeğe göre azalan getiri özelliğine sahip olduğunu açıkça göstermektedir. Y'nin zaman yolu grafiği azalarak artmaktadır.

Yine aynı şekilde Solow tipi Cobb-Douglas üretim fonksiyonu için K'nın Marjinal Ürününün (MP_K) zaman yolu grafiği çizilmiştir. Grafikte açık bir şekilde MP_K 'nin azaldığı görülmektedir. Kısacası daha önce belirtildiği gibi neo-klasik Solow modeli tek üretim faktörü için ölçeğe göre azalan verim artışı göstermektedir.



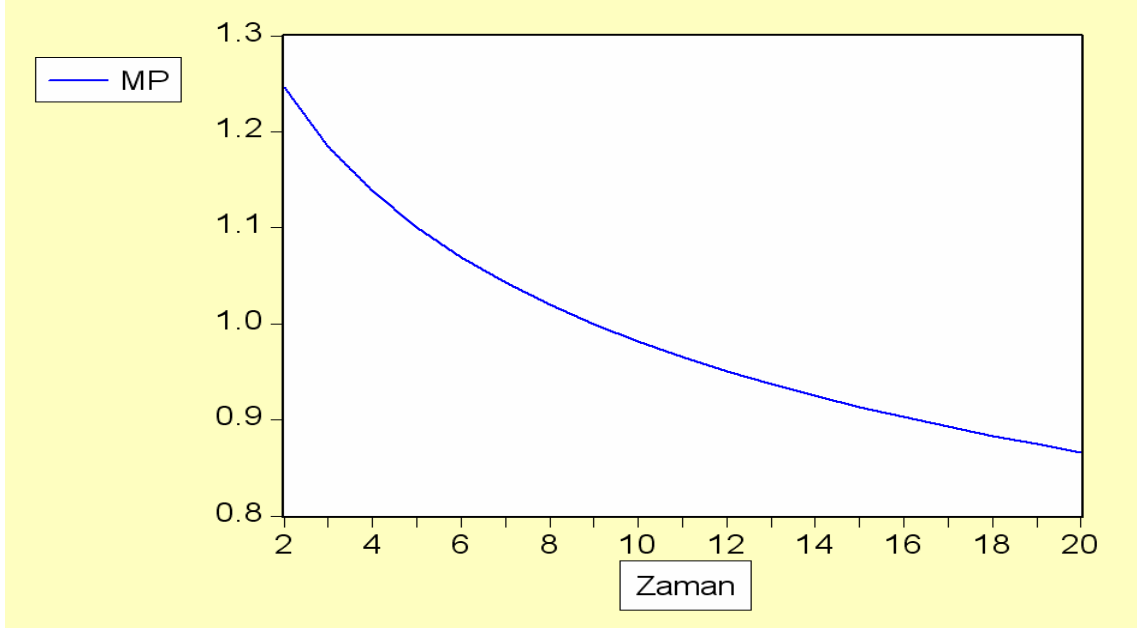
Şekil 1.12 Nümerik simülasyonda Solow modeli için K'nın Y üzerinde etkisi



Şekil 1.13 Nümerik simülasyonda Solow modeli için elde edilen K'nın marjinal ürünü

Ancak Romer(1986) modelinde dikkat edilmesi gereken bir husus vardır. Sermaye ölçeğe göre sabit getiriye sahip olmasına rağmen bu modelde L(işgücü) aynı özelliğe sahip

değildir. İşgücü aynı Solow modelindeki gibi ölçüğe göre azalan getiriye tabiidir. Aşağıdaki grafikte L'nin Marjinal Ürünü(MP_L) verilmiştir.



Şekil 1.14 Nümerik Simülasyonda Romer(1986) Modeli İçin Elde Edilen L'nin Marjinal Ürünü

1.4 Endojen Büyüme Teorisi - Zaman Serileri İlişkisi

İlk defa Charles Jones (1995), endojen büyüme modellerini ampirik olarak zaman serisi yöntemleriyle test etme yoluna gitti. Jones(1995) makalesinde Genişletilmiş Dickey Fuller(ADF) testiyle A.B.D'nin yıllık reel GSMH büyüme oranlarının durağan bir seri mi yoksa rassal yürüyüş özelliğine sahip bir seri mi olduğunu inceliyordu.

Bu teknik ile A.B.D. yıllık reel GSMH büyüme oranlarının çok az bir kalıcı kısma sahip durağan bir seri olduğunu kanıtlayan Jones, bu özelliğin endojen büyüme modellerine çok kuvvetli test edilebilir bir kısıtlama getirdiğini belirtmektedir. Eğer bir endojen büyüme modeli büyüme serisini etkileyen herhangi bir x değişkenindeki değişimin büyüme serilerini kalıcı olarak etkilemesi gerektiğini öngörüyorsa ve büyüme serisi Jones'un ortaya çıkardığı gibi kalıcı bir parça içermiyorsa o zaman iki seçenek vardır: Ya x değişkeni kalıcı bir parçaya sahip değildir ki bu durumda endojen büyüme teorisi geçerli olabilir, ya da başka bir değişkendeki değişimler x değişkeninin büyüme serisi üzerinde olan etkisini yok etmektedir ki bu durumda endojen büyüme teorileri en azından standart değişkenleriyle gerçeği açıklayamamaktadırlar. (Jones 1995: 502)

Jones şöyle demektedir: “Endojen büyüme teorisine göre bazı politika değişkenlerindeki kalıcı değişiklikler ekonomik büyüme oranı üzerinde kalıcı etkiler yaratmalıdır. A.B.D. büyüme oranları bu özelliklere sahip değildir. Öyleyse [eğer endojen büyüme geçerliyse] büyüme modellerinin öngördüğü uzun dönem büyümeyi etkileyen değişkenler de kalıcı bir kısma sahip olmamalıdır. Öbür türlü endojen büyüme modeli zaman serisi kanıtlarıyla çelişir...”(Jones 1995: 495)

Jones bundan sonra, A.B.D. ve diğer bazı OECD ülkelerinin yatırım serilerine de ADF testlerini yaptıktan sonra aralarında A.B.D.’nin de içinde bulunduğu bir çok ülkenin dayanıklı tüketim malları yatırımı serilerinin birim kök özelliğine sahip olduğunu bulmuştur. Jones’un bu bulgusu endojen büyüme modellerini ampirik olarak çok zor bir duruma düşürmektedir zira olması gerekenin tersine büyüme serilerinde önemli bir kalıcı bir parça(birim kök özelliği) yokken, standart endojen büyüme modellerinin büyümeyi etkilediğini öne sürdüğü yatırım serilerinde kalıcı bir parça(birim kök) görülmektedir. Bu durumda yatırım değişkeninin etkisini yok eden başka bir değişken olmalıdır ki bu da endojen büyüme modellerinin en azından standart halleriyle uygun olmadıkları anlamına gelmektedir. (Jones 1995: 505-513)

Jones(1995), bundan başka çok önemli bir ampirik probleme daha işaret etmektedir. Yine zaman serisi teknikleriyle Jones, yatırım serilerinin, yatırımın GSMH hasıla içindeki payının pozitif bir trende sahip olduğunu ve Ar-Ge’ye ayrılan kaynak ve insan sayısının bazı ülkelerde 1965-1987 arasında 3-4 kat arttığını göstermiştir. Buna karşın büyüme oranlarında bu denli bir değişim olmamaktadır. (Jones 1995: 517-520)

Jones(1995)’un ortaya koyduğu noktalar bugün hala araştırmacıları ve iktisadi büyüme teorisyenlerini zorlamaktadır. Bildiğimiz kadarıyla Jones’un bu ampirik analizini çürütebilen bir çalışma henüz yapılabilmemiş değildir.

Ancak Jones(1995)’un açtığı yoldan ilerleyen, Sau Him Pau Lau(1997), çok teknik olan bir teorik matematik ve teorik zaman serisi çalışmasıyla endojen iktisadi büyüme teorisi ile zaman serisi teorisini birleştirmiş, böylece Jonesda (1995) eksik olan; kesin matematiksel ispat yolu ile zaman serisi yöntemi ile endojen büyüme modellerinin tümünü test edebilmek için gerekli bir kurallar bütünü çıkarmayı başarabilmiştir.

Lau(1997)son derece teknik bir makale olduğu için onun bu matematiksel ve istatistiksel ispatını burada vermeyi uygun bulmadık. Ancak Lau’nun endojen büyüme modellerinin gerektirdiği zaman serisi özelliklerini bir özet olarak ortaya koyduğu ve zaman

serisi teknikleriyle daha kolay bir biçimde endojen büyüme modellerinin sınanması imkanını veren bir tablo ele alınacaktır.

Tablo 1.1 Lau, 1997: 1659, Sonuçların Özeti Tablosunun Aynısıdır

		Endojen Büyüme	Exojen Büyüme
(A) Stokastik Kısım ve Trend Kırılması			
Büyüme Serisinin Zaman Serisi Özellikleri	Birim Kök Var	(1)Birim Kök -veri yaratmada birim kök -etkide birim kök (2)Parçalı Trend	(1)Birim Kök -veri yaratmada birim kök yok - etkide birim kök yok (2) Kayan Trend
	Birim Kök Yok		(1) Trend durağan - veri yaratmada birim kök yok - etkide birim kök yok (2) Parçalı Trend
(B) İktisadi Temellerdeki Kalıcı ve Geçici Değişikliklerin Uzun Dönem Etkileri			
		Kalıcı bir değişim → sıfırdan farklı büyüme etkisi;	Kalıcı bir değişim → sıfır büyüme etkisi; sınırlı

Büyüme Serisinin Zaman Serisi Özellikleri	Birim Kök Var	sonsuz etkisi Geçici değişim →	düzy bir sıfırdan	düzy etkisi Geçici bir deęişim → eęer etki serisi I(1) ise sıfırdan farklı(kalıcı) düzy etkisi; eęer etki serisi I(0) ise
	Birim Kök Yok			Kalıcı bir deęişim → sıfır büyüme etkisi; sınırlı düzy etkisi → sıfır(geçici) düzy etkisi

İKİNCİ BÖLÜM

TEK DEĞİŞENLİ ZAMAN SERİSİ MODELLERİ

Zaman serisi, zaman içerisinde her biri belli bir zamanda gözlemlenen sıralı olarak yaratılmış gözlemler kümesidir. Zaman serisi verileri yıllık, çeyrek yıllık (üç aylık), aylık, haftalık, günlük, ve daha değişik aralıklarda derlenebilir. Bir ülkenin temel ekonomik göstergeleri zaman serisi olabileceği gibi Avustralya kırmızı şarap satışları , İspanya'nın turizm geliri veya karayollarında meydana gelen günlük kaza sayıları da zaman serisi olabilmektedir.

Gözlem değerlerinin elde edilmiş biçimine göre zaman serileri sürekli ve kesikli seriler şeklinde sınıflandırılmaktadır. Ekonomik zaman serileri çoğu zaman eşit aralıklarda ölçülmüş gözlemlerden oluşur. Sosyal bilimlerde, özellikle ekonomik büyüklükleri gösteren seriler, belirli zaman aralıklarında ölçüldüğü için, kesikli zaman serileri sınıflaması altında incelenmektedir.

Çalışmamızın çerçevesini oluşturan GSMH verileri yıllık veya çeyrek yıllık gözlemlenebildiği için bu araştırmada sadece kesikli zaman serileri üzerinde çalışılacaktır. Çalışma boyunca sözü edilen zaman serileri her zaman kesikli zaman serilerini ifade etmektedir. Ayrıca kesikli zaman serisi olarak, reel GSMH, kişi başı reel GSMH ve bunların büyüme oranları $\{y_t\}$ serisi ile gösterilecektir.

2.1 Zaman Serisi Modellerinin Özellikleri

Zaman serilerinin diğer serilerden ayrılan en temel özelliği zaman serisi gözlemlerinin birbiri ile korelasyonlu olmasıdır. Zaman serilerinde bir gözlem değerinin gerçekleşmesi diğer gözlem değerinin gerçekleşmesinden bağımsız değildir. Bundan dolayı gözlemlerin birbiriyle bağımsız olduğu varsayımı altında gerçekleştirilen istatistiksel teknikler zaman serileri için geçerli olmayacaktır.

Zaman serilerinde önemli bir diğer husus deterministik ve stokastik zaman serileri ayrımıdır. Eğer eldeki zaman serisi bir matematiksel fonksiyon ile kesin bir biçimde belirlenebiliyorsa deterministik zaman serisi, buna karşın gözlem değerleri bir olasılık dağılımı ile açıklanabiliyorsa bu zaman serisine de stokastik zaman serisi denir.(Chatfield 1980: 6)

Stokastik bir süreç Hayashi'nin deyiimiyle “bir dizi rassal değişkene verilen süslü bir isimden başka bir şey değildir”. (Hayashi 2000: 97) Ekonomik zaman serileri rassal karakterli olduğundan bunların kesin bir fonksiyon ile tanımlanmaları mümkün değildir. Bu tür seriler stokastik zaman serileri olarak kullanılmalıdır.

Bir zaman serisini açıklamak için kullanılan modellerde her zaman olayları etkileyen tüm faktörlerin modele dahil edilmesi mümkün değildir. Modele rassal hareketleri gösterecek bir terimin dahil edilmesi gerekecektir. Zaman serisini tanımlamak için modele dahil edilen rassal terim stokastik olduğundan zaman serisinin kendisi de stokastik olma özelliği gösterecektir.

$\{y_t\}$ serisi stokastik sürecin gerçekleşmesi olarak düşünülebilir. Burada t zamanı göstermektedir. Bir stokastik süreçten $t=1,2,\dots,T$ olmak üzere elde edilen $\{y_1,y_2,\dots,y_T\}$ gibi gözlenmiş seriler aslında stokastik sürecin gerçekleşmesidir. Bir rassal değişkenin bu gerçekleşmeler için uygun olasılık uzayı $\{y_t\}_{-\infty}^{\infty}$ iken, gerçekleşmesi $\{y_t\}_1^T$ şeklinde gösterilir. Gerçekleşme ile stokastik süreç arasındaki ilişkiyi klasik istatistikteki örneklem ve anakütle arasındaki ilişki gibi düşünmek mümkündür (Mills:1999:8).

Klasik zaman serileri ayrıştırmasında, zaman serisinin trend (deterministik trend), mevsimsellik ve rassal gürültü bileşenlerinden oluştuğu varsayılmaktadır. (Brockwell ve Davis, 1996:22) Burada trend ve mevsimsellik zaman serisini oluşturan deterministik bileşenlerdir. Rassal gürültü ise zaman serisinin stokastik bileşenidir.

$$y_t = T_t + S_t + I_t \quad (2.1)$$

Burada, y_t GSMH serisini, T_t deterministik trendi, S_t mevsimsel hareketleri, I_t ise rassal hareketleri göstermektedir. Rassal terim ya da rassal gürültü literatürde daha çok $\{\varepsilon_t\}$ ile gösterilmektedir.

Zaman serilerinin modellenmesi, ekonometrik modelleme yaklaşımından farklılık göstermektedir. Ekonometrik modellemede, bir değişkenin davranışı diğer değişkenlerle olan ilişkisi dikkate alınarak belirlenirken, zaman serilerinin modellenmesinde değişkenin davranışı kendi geçmiş değerleri ya da diğer bir deyişle veri yaratma süreci tarafından belirlenir.

2.2 Veri Yaratma Süreci (DGP)

Zaman serilerinin veri yaratan bir istatistiksel süreç tarafından karakterize edildiği varsayılır. Bir zaman serisine bir model uydurabilmemiz için önce, zaman serisinin veri yaratma sürecini incelememiz gerekir. En basit veri yaratma süreci aşağıdaki şekilde tanımlanabilir.

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

Burada, y_t GSMH serisi, kendi bir dönem önceki değeri ve bir rassal şok $\{\varepsilon_t\}$ ile belirlenmektedir. Modelden dışlanan önemsiz tüm değişkenlerin etkisinin rassal olduğu kabul edilmektedir. Rassal şoklar stokastik olduğundan ve y_t serisi de şokların ve kendi geçmiş değerlerinin doğrusal bir kombinasyonundan oluştuğundan, y_t stokastik bir zaman serisi olacaktır.

Herhangi bir zaman serisi veya klasik ekonometrik modelde rassal terimin olasılık modeli hakkında bir varsayımda bulunmak zorunludur. Zira bu varsayımlar olmadan bu modelleri tahmin etmemiz mümkün değildir.

Zaman serisi literatüründe rassal hata terimi hakkında şu varsayımlarda bulunulur. Rassal terimin beklenen değeri (veya ortalaması) sıfırdır. ($E[\varepsilon_t] = 0$) Yani rassal terim 0 ortalama civarında dalgalanmalar gösterir. Rassal terim sabit varyansa ($E[\varepsilon_t^2] = \sigma_\varepsilon^2$) sahiptir ve kendi geçmiş değerleri ile korelasyonsuzdur ($E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-i}) = 0$). Bu istatistiksel özelliklere sahip bir rassal terime beyaz gürültü denilir. (Mühendislikte rassal terime gürültü adı verilmekte, zaman serisi disiplini de mühendislikten etkilenerek oluştuğu için rassal terime gürültü de denmektedir)

Bundan başka hata teriminin iid yani bağımsız ve özdeş bir dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır. Eğer $\{\varepsilon_t\}$ sonlu ortalama ve sonlu varyans ile bağımsız ve özdeş dağılımlı bir rassal değişken ise $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ şeklinde gösterilir. . Eğer ε_t sıfır ortalama ve σ^2 varyans ile normal dağılıyorsa, $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$, seri Gausyan beyaz gürültü olur.

Zaman boyunca gözlemlenen $\{y_t\}$ gerçekleştirmelerinin aslında teoride aynı zaman dönemi boyunca herhangi bir değerler seti halinde oluşması mümkündür. Ancak potansiyel olarak oluşabilecek sonsuz sayıda değerler setlerinin hepsi veri yaratma süreci olarak tespit ettiğimiz aynı olasılık kanununa uymak zorundadır.

2.3 Durağanlık

Çok önemli bir örneklem varsayımı durağanlıktır. Eğer bir serinin olasılık yapısı zaman içerisinde değişim gösteriyorsa o seri durağan değildir. Tersine bir serinin olasılık yapısı zaman içerisinde sabit kalıyorsa süreç durağandır. (Pindyck ve Rubinfeld 1981: 497). Ancak daha sonra ikinci bölümde kuş bakışı birim kök literatürü kısmında göreceğimiz üzere birçok ekonomik zaman serisinin durağan olmadığı görülmektedir. Bu çok büyük bir problemdir zira serinin durağan olup olmaması sadece ona bir zaman serisi modeli uydurmak için değil bütün bir istatistik ve ekonometri alet çantasını seri üzerinde kullanabilmemiz açısından çok kritik bir konudur. Eğer seri durağan değilse, bu olasılık yoğunluk fonksiyonunun devamlı değiştiğine delalet eder ve serinin gelecek değerlerini tahmin etmek üzere karmaşık ekonometrik modeller kurmak bir yana seri üzerinde yapılan ortalama ve varyans gibi basit moment tahminlerini bile anlamsız hale getirir.

Bu nedenle uygulamada sıkça karşılaşılan durağan olmayan seriler bir takım yöntemlerle durağan hale getirilir. Çünkü zaman serisi çözümlemesi için geliştirilen ve kullanılan stokastik modeller durağan serilere uygulanabilmektedir. Daha formel olarak, eğer bir stokastik süreç olan y_t aşağıdaki şartları sağlıyorsa durağan olacaktır.(Judge et. al. 1988:679)

i) $E[y_t] = \mu_y$ tüm t için,

ii) $Var(y_t) = \sigma_y^2$ tüm t için,

$$\text{iii) } Cov(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y)] = \gamma_k \text{ tüm } t \text{ ve } k \text{ için.}$$

Yukarıda tanımlanan durağanlık literatürde ikinci dereceden durağanlık, zayıf durağanlık, kovaryans durağanlık ya da geniş-duyarlı (wide-sense) durağan süreç olarak değişik biçimlerde ad alabilmektedir. (Enders 1995: 69) Beyaz gürültü zayıf durağan süreçlere bir örnektir.

Kovaryans aynı zaman serisinin farklı gözlem değerleri arasındaki değişkenliğin bir ölçüsü olduğu için kovaryans yerine otokovaryans kavramının kullanılması bazen daha yerinde bir yaklaşım olabilmektedir.

2.3.1 Tam Durağanlık

Bir zaman serisinin bütün özelliklerinin zamana göre değişmezliği, bu serinin tam durağan olduğunu gösterir. Eğer $\{y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_k}\}$ 'nin bileşik olasılık dağılımı tüm t 'ler için $\{y_{t_{k+1}}, y_{t_{k+2}}, \dots, y_{t_{k+k}}\}$ 'den elde edilenlere özdeş ise tam durağanlık söz konusudur. Yani, zaman içerisinde $\{y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_k}\}$ 'nin bileşik olasılığı sabittir. (Tsay 2002: 23) Burada, k gelişigüzel bir pozitif tamsayı ve $\{t_1, t_2, \dots, t_k\}$ pozitif tamsayılarının bir setidir. Bağımsız özdeş dağılımlar tam durağan serilere bir örnektir. (Hayashi 2000: 99)

Ancak uygulamada bu varsayımın sağlanması çok güç koşullara bağlı olduğundan çoğunlukla daha gevşetilmiş bir varsayım olan zayıf durağanlık varsayımı kullanılır.

Tam durağan bir süreç aslında aynı zamanda zayıf durağandır. Ancak tersi doğru değildir. Yani bir zayıf durağan süreç aynı zamanda tam durağan değildir.

2.3.2 Trend Durağanlık

Bir diğer durağanlık kavramı trend durağanlıktır. Durağan olmayan zaman serilerinde durağan dışılığın muhtemel nedenlerinden biri serinin bir deterministik trende sahip olmasıdır. Bir zaman serisinin sahip olduğu deterministik trend yapısı zaman yolu grafiği kullanılarak ortaya konabilir. Gerçekte durağan olan bir zaman serisinde, serinin sahip olduğu deterministik trend etkisi ile ortalamasının değişmesi nedeniyle zaman serisi durağan dışı bir yapı gösterebilmektedir.

Deterministik trend etkisiyle durağan olmayan süreçlerin durağan hale dönüştürme işlemlerinin yapılması için iki temel yaklaşım kullanılmaktadır. (Maddala ve Kim 1995: 4) Birinci yaklaşımda, durağan olmayan zaman serisi için kurulacak regresyon denkleminde, seri zaman (deterministik trend) üzerine regres edilir. Daha sonra bu regresyondan elde edilen

artıklar üzerinde gerekli analizler yapılır. İkinci yaklaşımda ise, zaman serisi modeline trend bir regresör olarak ilave edilerek gerekli analizler yapılmaktadır. Klasik zaman serisi yaklaşımında basit bir durağan olmayan zaman serisi aşağıdaki şekilde tanımlanabilir.

$$y_t = T_t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Burada, y_t GSMH serisi, T_t deterministik trend, ε_t ise durağan stokastik bileşeni temsil etmektedir. GSMH serisi durağan olmayan bir seri iken ε_t durağan stokastik terimdir. GSMH serisinde deterministik trend serinin durağan olmasını engellemektedir. O halde GSMH serisi trend etrafında sıfır ortalamalı durağan stokastik süreç ε_t tarafından açıklanıyor olacaktır. Doğrusal trend-durağan süreç için zaman serisi yaklaşımında aşağıdaki şekilde bir model ileri sürülmektedir.

$$y_t = \mu + \phi_1 t + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Burada y_t GSMH serisi, t deterministik trend, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ durağan stokastik bileşeni temsil etmektedir. Trend durağan süreçte rassal şoklar kısa dönemli etki göstermektedir.

2.3.3 Fark Durağanlık

Durağan olmayan zaman serilerinde durağan dışılığın nedenlerinden bir diğeri de serilerin stokastik trende sahip olmasıdır. Stokastik trend genellikle rassal yürüyüş olarak tanımlanmaktadır. Çünkü zaman serisinin durağan olmaması serinin belirli bir ortalama (veya sıfır ortalama) etrafında saçılım göstermediği ve sabit bir varyansa sahip olmaması anlamına gelmektedir.

Durağan olmayan zaman serisindeki stokastik trend yapısı dışlanarak seri durağanlaştırılmaktadır. Bu durağanlaştırma işlemi fark alma olarak tanımlanmaktadır. örneğin basit bir pür rassal yürüyüş serisi aşağıdaki şekilde tanımlansın.

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Burada y_{t-1} stokastik trend iken, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ olarak tanımlanmaktadır. y_t serisi durağan değil iken modelin her iki tarafın birinci farkı alındığında seri durağan olacaktır.

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \varepsilon_t \\ (1-L)y_t &= \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.6)$$

Burada fark alma işlemi zaman serisinin, stokastik trendden arındırılarak rassal terimin özelliklerini $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ almasını sağlayacaktır. Yani, $y_t \sim iid(0, \sigma^2)$ olacaktır. Fark durağan süreci trend durağan süreçten ayıran en önemli noktalardan birisi rassal şokların etkisinin sonsuza kadar devam etmesidir.

Bir zaman serisi durağan değilse ve birinci farkı alındığında durağan oluyorsa bu durumda zaman serisine birinci mertebeden entegre seri denir ve I(1) ile gösterilir. Benzer biçimde serisinin durağan olması için iki sefer farkının alınması gerekiyorsa seriye ikinci mertebeden entegre seri denir ve I(2) ile gösterilir. Bu durumda durağan süreçler sıfırıncı dereceden entegre yani I(0) serilerdir.

2.4 Otoregresif Model (AR)

Otoregresif modeller bir zaman serisinde herhangi bir gözlem değerinin, aynı seride kendinden önce yer alan belirli sayıda geçmiş dönem gözlem değerlerine ve rassal şoklara (yeniliklere) bağlı olarak açıklayan modellerdir. AR modelleri içerdikleri geçmiş dönem gözlem değeri sayısına göre isimlendirilirler. Örneğin bir AR(1) modeli GSMH serisi için aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

Burada, rassal şokun $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ile bir beyaz gürültü olduğu varsayılmaktadır. AR(1) modelinin gecikme operatörü (L) kullanılarak sunumu aşağıdaki şekildedir.

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} = \delta + \varepsilon_t$$

$$(1 - \phi_1 L)y_t = \delta + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

AR(1) modelinin durağan olabilmesi için $-1 < \phi_1 < 1$ olması gerektiği unutulmamalıdır.

Benzer olarak GSMH serisi (y_t) iki tane geçmiş dönem gözlem değeri ile tanımlanabiliyorsa, yani AR(2) modeli ise aşağıdaki gibi modellenebilir.

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} = \delta + \varepsilon_t$$

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2)y_t = \delta + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

AR(2) modeli için durağanlık koşulları ise aşağıdaki şekildedir.

$$\begin{aligned}
\phi_2 + \phi_1 &< 1 \\
\phi_2 - \phi_1 &< 1 \\
|\phi_2| &< 1
\end{aligned}
\tag{2.10}$$

Yukarıda AR(1) ve AR(2) modeli için verilen koşullar AR(p) modeli için uygulanabilir. Bir AR(p) modeli aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$\begin{aligned}
y_t &= \delta + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \\
y_t - \phi_1 y_{t-1} - \dots - \phi_p y_{t-p} &= \delta + \varepsilon_t
\end{aligned}
\tag{2.11}$$

$$(1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p) y_t = \delta + \varepsilon_t$$

AR(p) modeli içinde durağanlık koşulu $\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p < 1$ olarak gösterilebilir.

Uygulamada AR süreci için p-mertebesi bilinmemektedir. İki genel yaklaşım kullanılarak p'nin değeri belirlenebilmektedir. Bunlardan birincisi, kısmi otokorelasyon fonksiyonunun (PACF) kullanılmasıdır. İkinci yaklaşım ise bazı bilgi kriterlerinin (AIC ve SIC gibi) kullanılmasıdır.

2.5 Hareketli Ortalama Modeli (MA)

Zaman serilerinin modellenmesinde bir diğer kullanışlı bir araç hareketli ortalama modelleridir. Hareketli ortalama modelleri, bir zaman serisinin herhangi bir dönemdeki gözlem değerlerinin, aynı dönemdeki rassal şoklar ve belirli sayıdaki geçmiş döneme ait rassal şokların doğrusal bir kombinasyonu olarak ifade edildiği modellerdir. MA modelleri içerdikleri geçmiş dönem rassal şokların sayısına göre isimlendirilirler. Örneğin, MA(1) modelinde rassal şok bir tane geçmiş dönem rassal şoka bağlıdır.

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (2.12)$$

Burada, rassal $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ile bir beyaz gürültü serisi olduğu varsayılmaktadır. Bir sonlu hareketli ortalama süreci daima durağandır.(Harvey 1993: 23) MA süreci için de gecikme operatörü kullanılabilir. MA(1) modeli için gecikme operatörü kullanılarak model aşağıdaki şekilde yazılabilmektedir.

$$y_t = \mu + (1 + \theta_1 L) \varepsilon_t \quad (2.13)$$

Model tahmininde yapılacak hesaplamalarda ε_t ve ε_{t-1} 'in korelasyonsuz olduğu varsayımı kullanılmaktadır. Benzer olarak MA(2) süreci aşağıdaki şekilde modellenenabilir.

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2}$$

$$y_t = \mu + (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2) \varepsilon_t \quad (2.14)$$

Yine genelleştirme yapılarak MA(q) süreci, modelde q tane geçmiş dönem rassal şokun yer alması ile oluşturulur.

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

$$y_t = \mu + (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) \varepsilon_t \quad (2.15)$$

Dikkat edilmesi gereken bir nokta tüm köklerin modülüsü * birim değerden büyükse, yani kökler birim dairenin dışında ise bu durumda MA(q) süreci bir AR süreci olarak ifade edilebilir. Bu “tersine çevrilebilir” koşulu olarak adlandırılır. MA(1) süreci için $|\theta_1| < 1$ olması sürecin tersine çevrilebilir olduğunu gösterir.

MA sürecinin de mertebesini belirlemek için otokorelasyon katsayısı (ACF) ve kısmi otokorelasyon katsayısı (PACF) kullanılır. Eğer model sadece bir tane rassal şoka bağlı ise yani MA(1) yapısına sahip ise ACF(1) sıfırdan farklı değer alırken diğer ACF’ler sıfır değeri alacaktır. Benzer biçimde MA(2) modelinde ilk iki gecikmede ACF sıfırdan farklı değer alırken, daha yüksek gecikmelerde sıfır değeri alacaktır.

2.6 Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli (ARMA) ve Entegre Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli (ARIMA)

Bazen bir zaman serisi ne AR ne de MA modeli ile tatmin edici bir biçimde açıklanamayabilir. Bu durumda serinin bir ARMA süreci olma olasılığı vardır. Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri (ARMA), AR ve MA modellerinin bir kombinasyonudur.

Bir ARMA serisinin herhangi bir dönemine ait gözlem değeri, ondan önceki belirli sayıda gözlem değeri ve rassal şokların bir doğrusal kombinasyonu olarak ifade edilir. ARMA modelleri hem p bileşenini hem de q bileşenini içermektedir. Gösterim olarak ARMA(p,q) şeklinde yazılır. Örneğin, basit olarak bir ARMA(1,1) modeli aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} = \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$(1 - \phi_1 L)y_t = \delta + (1 + \theta_1 L)\varepsilon_t \quad (2.16)$$

* Modülüs, karmaşık sayılarda mutlak değer vasfını yerine getirmektedir. Eğer kökler reel ise mutlak değer alınır, ancak kökler karmaşık ise modülüsü alınır.

Burada, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ile bir beyaz gürültü serisidir. ARMA(1,1) modelinde $|\phi| < 1$ durağanlık koşulunu, $|\theta| < 1$ ise tersine çevrilebilirlik koşulunu sağlar.

Ekonomik serilerde tipik olarak görülen bir durum $\phi > \theta$ olması ve ϕ ile θ pozitif tamsayılar olmasıdır. Genel olarak bir ARMA(p,q) süreci aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (2.17)$$

Burada, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ile bir beyaz gürültü ve p ile q pozitif tam sayılardır. Gecikme operatörü kullanılarak model yeniden aşağıdaki şekilde düzenlenebilir.

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} - \dots - \phi_p y_{t-p} = \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) y_t = \delta + (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) \varepsilon_t$$

$$(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i) y_t = \delta + (1 + \sum_{i=1}^q \theta_i L^i) \varepsilon_t$$

$$\phi(L) y_t = \delta + \theta(L) \varepsilon_t \quad (2.18)$$

Uygulamada bir ARMA süreci için uygun p ve q mertebelerinin belirlenmesi oldukça zor bir durumdur. Ancak ARMA süreci için uygun p ve q mertebelerinin belirlenmesinde alternatif yaklaşımlar kullanılmaktadır. Bu yaklaşımlardan biri, otokorelasyon katsayısı (ACF) ile kısmi otokorelasyon katsayısı (PACF) tahminlerinin kullanılmasıdır.

Eğer bir zaman serisi durağan değilse seriye bir ARMA modeli uydurmak için önce seriyi durağan hale getirmek gerecektir. Seri kaçınıcı dereceden entegre ise o kadar farkını alıp durağan hale getirildikten sonra uydurulan ARMA modellerine ARIMA modelleri denmektedir. Bir zaman serisi d-inci farkı alındıktan sonra durağanlaşıyorsa, ARIMA(p,d,q) olarak gösterilebilir.

2.7 Pür Rassal Yürüyüş Modeli

Entegre süreçler temel olarak iki başlıkta incelenmektedir. Bunlardan ilki en basit entegre süreç olan pür rassal yürüyüş modelidir. İkincisi ise pür rassal yürüyüş modelinin basit bir modifikasyonu olan kayan rassal yürüyüş modelidir.

Bir AR(1) sürecini ele alalım:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Eğer $\phi_1 = 0$ değeri alırsa $y_t = \varepsilon_t$ olacağından y_t stokastik terim (yenilik terimi) olan ε_t 'nin özelliklerine sahip olacaktır. ε_t sabit bir ortalama, sabit bir varyans ve sıfır otokorelasyona sahip olan bir “beyaz gürültü” sürecidir. Bu nedenle ε_t beyaz gürültü ise y_t de beyaz gürültü özelliğini sağlayacaktır. ϕ_1 durağan bir ekonomik zaman serisinde $0 < \phi_1 \leq 1$ aralığında değerler alacaktır.

Özel bir durum olarak bu otoregresif modelde $\phi_1 = 1$ olursa,

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.19}$$

modeli elde edilir. Bu model “pür rassal yürüyüş” modelinin denklemdir.(Patterson 2000:209)

Rassal yürüyüşün çok önemli bir özelliği rassal şokların kararlı(pesistent) olmasıdır. Zira herhangi bir dönemdeki rassal şok zaman içerisinde yok olmadan diğer dönemleri de etkilemektedir. Rassal yürüyüş modeli için bir başlangıç değeri yazılmak istenirse t=0 için $y_0 = 0$ olacaktır. Ancak t=1 için, $y_1 = y_0 + \varepsilon_1$ değeri alacaktır ve t=2 için ise $y_2 = y_1 + \varepsilon_2$ olacaktır. Daha genel olarak,

$$y_t = y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (2.20)$$

olacaktır. Yani kısaca y_t değeri, bir başlangıç değeri olan y_0 ve rassal terimin tüm değerlerinin kümülatif toplamından oluşmaktadır. Şu halde rassal yürüyüş sonsuz bir belleğe sahiptir. Rassal şokların etkisi altında y_t 'nin ne yönde hareket edeceği önceden tahmin edilemez.

2.7.1 Kayan Rassal Yürüyüş Modeli

Pür rassal yürüyüş modelinde serinin bir sonraki değerinin ne olacağı kestirilememektedir. Ancak bilinen bir durum ekonomik zaman serilerinin yukarı doğru bir eğilim göstermesidir. Ekonomik zaman serilerinin model tanımlamalarında bu yukarı doğru hareketi göstermek amacı ile bir sabit terim olan μ modele dahil edilir. Dolayısı ile model artık aşağıdaki şekilde gösterilmektedir.

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

Burada μ katsayısı “yığılma” terimidir. y_t , ε_t 'nin gerçekleşme değeri ne olursa olsun μ ile karşılaştırıldığında yukarı doğru hareket edecektir. Süreç genelleştirilirse t=1 ve başlangıç değeri olan y_0 sabit kabul edildiğinde,

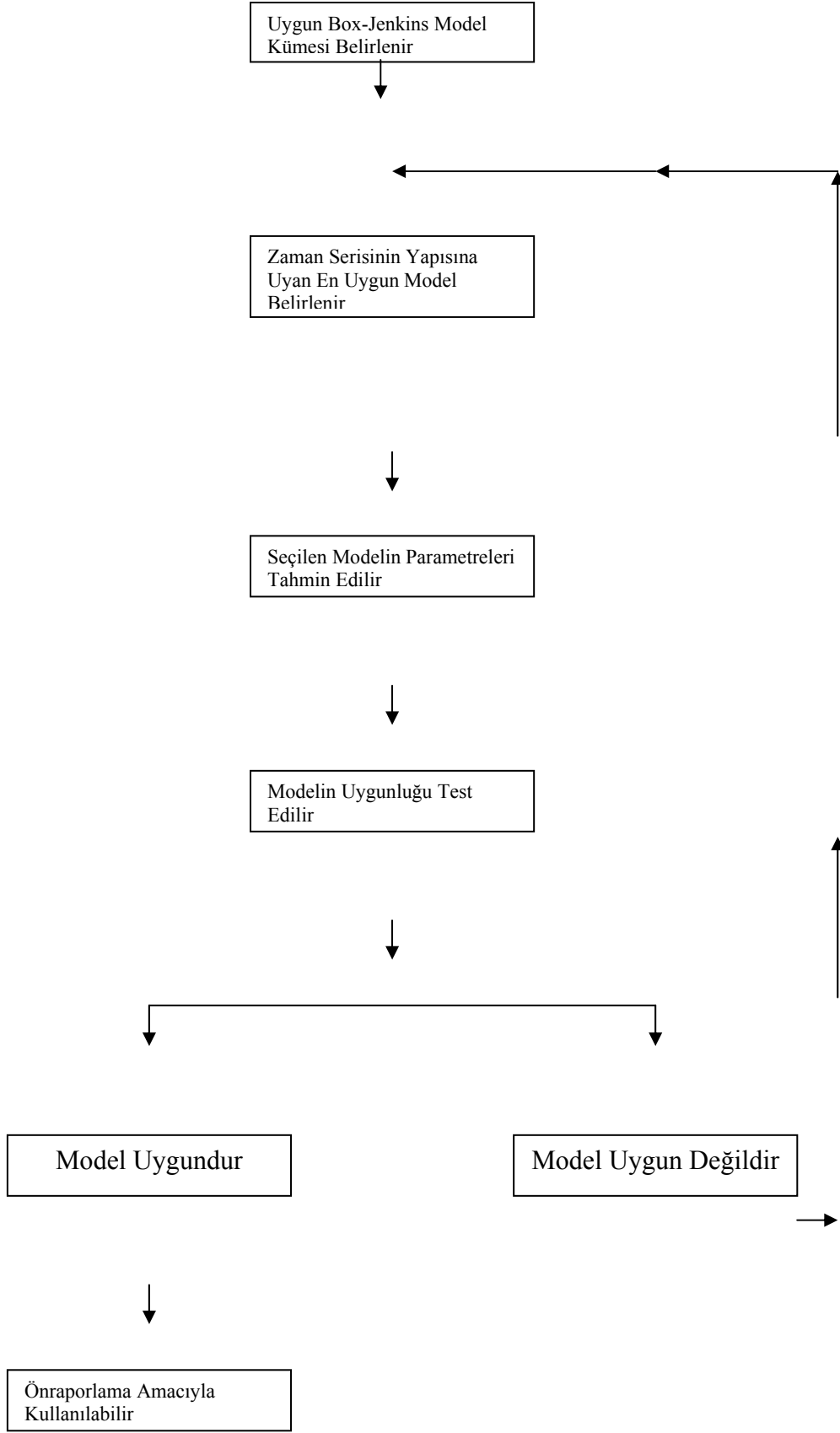
$$y_t = y_0 + \mu t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (2.22)$$

Pür rassal yürüyüşten farklı olarak bu süreç μ 'de her zaman döneminde bir deterministik artış olacağı için μt etkisi sonucu trend etkisini de temsil etmektedir. Kayan rassal yürüyüş modelinin birinci farkı alındığında $y_t - y_{t-1} = \mu + \varepsilon_t$ sonucuna ulaşılabacaktır. Eğer ε_t sıfır ortalamaya sahipse fark serisinin ortalaması μ değerine eşit çıkacaktır. Bu değişiklik dışında kayan rassal yürüyüş modeli de pür rassal yürüyüş modelinin sahip olduğu diğer özelliklere sahiptir.

2.8 ARIMA Modelleme Metodolojisi

ARIMA modellerinin modellenmesinde Box-Jenkins metodolojisi popüler bir yaklaşımdır. Box-Jenkins yönteminin esası, söz konusu zaman serisinin yapısına uygun olarak alternatif modeller arasından en uygun ARIMA modelini seçmektir. Modelleme stratejisi “sadelik (parsimony: kelime anlamı cimrilik)” prensibine dayanmaktadır. Bu prensip verilerin özelliklerini yeterli olarak yansıtan bir model için mümkün olan en az parametrenin kullanılması olarak ifade edilmektedir. (Akgül 2002: 134)

Bu modeller arasından geçici olarak seçilen modelin parametreleri tahmin edilerek modelin uygunluğu test edilir. Yöntem üç aşamalı tekrarlardan oluşmaktadır. İlk aşama Modeli Belirleme (Teşhis Etme), İkinci aşama Modelin Tahmini, Üçüncü aşama tahmin edilen modelin uygunluğunun test edilmesidir. Model uygunsa önraporlama amacıyla kullanılır. Uygun değilse de yeniden bir model seçilerek süreç tekrarlanır.



Şekil 2.1: Box-Jenkins Yönteminde Model Belirleme Aşamaları

Box-Jenkins yönteminde model belirleme aşamaları şematik olarak Şekil 2.1'deki gibi verilebilir. (Box ve Jenkins 1976: 19)

2.8.1 Belirlenen Geçici Modelin Uygunluğunun Test Edilmesi

Geçici uygun bir ARIMA modelinin parametreleri tahmin edildikten sonra seçilen bu modelin uygunluğunun test edilmesi gereklidir. Burada kalıntıların testi ve uygun görülen ARIMA(p,d,q) modelinin parametreleri için anlamlılık testi yapılmaktadır. Eğer modeldeki rassal şok beyaz gürültü değilse o zaman modele alınmamış ve kalıntıların içinde kalmış bir açıklayıcı dinamik yapı olabilir. Şu halde kalıntıların grafiğine bakmak faydalı olacaktır. Kalıntıların tahmin edilmiş otokorelasyon katsayıları anlamlılığını sınamak için Ljung-Box tarafından geliştirilen Portmanto test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^K \frac{1}{T-k} \hat{\rho}_k^2 \quad (2.23)$$

Q-istatistiği K-p-q serbestlik derecesi ile χ^2 -dağılımı göstermektedir. Ancak Portmanto test istatistiği küçük örneklerde çok güçlü değildir. Model uygunluk aşamasında reddedilirse, model oluşturulma aşamaları yeni bir teşhis için tekrarlanır. Her hata otokorelasyon katsayısının incelenmesi modelin uygunluğunu açıkça ortaya koyamaz.

2.9 Durağanlık İçin Test

Durağanlık, durağan süreçler, durağan olmayan süreçler üzerinde durulduktan sonra durağanlığın test edilmesi üzerinde durulmalıdır. Durağanlığın test edilmesi için iki temel

yaklaşım söz konusudur. İlk yaklaşım durağan olmamanın formel olmayan (grafiksel) test edilmesidir. Grafiksel yaklaşımda zaman serisinin zaman yolu grafikleri ve korelogramı kullanılmaktadır. İkinci yaklaşım ise durağan olmamanın birim kök testleri ile test edilmesidir. Durağanlık için birim kök testleri olarak ADF(Augmented Dickey-Fuller), ADF-GLS (Nokta Optimal), KPSS (Kawiatkowski-Philips-Schmidt-Shin), PP (Philips-Perron) ve Ng-Perron (Serena Ng-Perron) testleri üzerinde durulacaktır.

2.9.1 Otokovaryans ve Otokorelasyon Fonksiyonları

Otokovaryans zaman serisinin stokastik yapısını tanımlamada önemli bir araçtır. Çünkü otokovaryans zaman serisinin bir gözleminin diğerine nasıl bağlı olduğu hakkında fikir verir. Diğer bir anlamda serilerin özellikleri hakkında bilgi vermektedir. Bir zayıf durağan getiri serisinin y_t olduğunu düşünülürse, bu stokastik sürecin y_t ile y_{t+k} arasındaki kovaryansı aşağıdaki şekilde belirlenir.

$$Cov(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - E[y_t])(y_{t+k} - E[y_{t+k}])] = \gamma_k \quad (2.24)$$

Çünkü y_t ile y_{t+k} arasındaki kovaryans bir tek stokastik sürecin gözlemleri arasındaki doğrusal bağımlılığı ölçer. Burada y_t ile y_{t+k} 'nın kovaryansı t noktasındaki zamana bağlı değildir. Sadece iki rassal değişken arasındaki zaman farkına bağlıdır. $Cov(y_t, y_{t+k})$ kısaca γ_k olarak gösterilmektedir. Otokovaryans fonksiyonunun farklı ölçme birimlerinden etkilenmesinin yarattığı olumsuzlukları ortadan kaldırmak ve normalleştirilmiş değerler elde etmek amacı ile otokorelasyon fonksiyonu hesaplanmaktadır. (Akgül 2002:13) Otokorelasyon fonksiyonunu bulmak için otokovaryans olan γ_k varyansa yani γ_0 'a bölünür.

$$\rho_k = \frac{Cov(y_t, y_{t+k})}{\sqrt{Var(y_t)Var(y_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (2.25)$$

Otokorelasyon fonksiyonu, seride yer alan gecikmeye göre belirlenmiş nokta çiftleri arasında ne kadar korelasyon olduğunun ölçüsünü verir. Otokorelasyon katsayısının, Cauchy-Schwarz eşitsizliği kullanılarak $-1 \leq \rho_k \leq +1$ arasında değerler aldığı gösterilebilir.(Shumway ve Stoffer 2000: 19) Bu katsayının mutlak değerinin yüksek olması değişkenin geçmiş dönem değerlerine bağımlı olduğunu, düşük olması ise değişkenin tesadüfi olduğunu gösterir. Benzer biçimde mevsimsel etki açısından yine otokorelasyon katsayısının ilgili gecikmelerde yüksek değerler alması gereklidir.

Otokorelasyon fonksiyonu bir stokastik süreci tanımlamada sadece sınırlı sayıda gözlenmiş verileri kullandığı için pratikte zayıftır. Örneklem otokorelasyon fonksiyonu literatürde genellikle korelogram olarak adlandırılmaktadır. Eğer seride yer alan gözlem sayısı çok fazla ise tahmin edilmiş otokorelasyon fonksiyonu doğru anakütle otokorelasyon fonksiyonuna yakın bir değer alacaktır. Örneğin $\{y_t\}_{t=1}^T$ gibi bir örneklemede, \bar{y} serinin basit ortalaması olursa, bir gecikme için y_t 'nin otokorelasyon fonksiyonu ya da diğer bir deyişle birinci dereceden otokorelasyon katsayısı aşağıdaki şekilde hesaplanabilir.

$$\hat{\rho}_1 = \frac{\sum_{t=2}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-1} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad (2.26)$$

Bazı genel koşullar altında $\hat{\rho}_1$, ρ_1 'in tutarlı bir tahminidir. Sonlu örneklemlerde $\hat{\rho}_1$, ρ_1 'in bir sapmalı tahmincisidir. Uygulamada otokorelasyon fonksiyonunun güvenilir bir tahminini elde etmek için en az 50 gözleme ihtiyaç vardır. Tahmin edilen otokorelasyon katsayıları $k=0,1,2,\dots,K$ olmak üzere $T/4$ 'den büyük olamayan K tane değer için hesaplanmalıdır. (Box ve Jenkins, 1976: 33)

Bir beyaz gürültü sürecinde ACF'ler sıfırdır. Zaman serisi modellerinde ortaya çıkan otokorelasyon (ACF) ve kısmi korelasyon (PACF) katsayılarının yapısı aşağıdaki tablo ile gösterilmektedir.

Tıpkı bir modelin kalıntıları model uygunluğu için test edilirken Ljung-Box tarafından geliştirilen Portmanto test istatistiğinin kullanılması gibi, herhangi bir zaman

serisinden elde edilen otokorelasyon katsayılarının da anlamlılığı Portmanto test istatistiği ile sınıanabilir.

Çeşitli istatistik paket programlarında genellikle ACF ve PACF'lerin standart sapmaları kullanılarak oluşturulan bir çeşit güven aralığı bandı da sunulmaktadır.

Tablo 2.1: Durağan ve Durağan Olmayan Modeller için Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonlarının Özellikleri

Model	ACF	PACF
AR(p)	Üstel ve sinüsial olarak azalır	p-tane gecikme için anlamlıdır. p'den sonraki gecikmelerde anlamsızdır
MA(q)	q-tane gecikme için anlamlıdır. q'den sonraki gecikmelerde anlamsızdır	Üstel ve sinüsial olarak azalır
ARMA(p,q)	(q-p) gecikmeden sonra üstel veya sinüsial bir biçimde azalır	(q-p) gecikmeden sonra üstel veya sinüsial bir biçimde azalır
ARI(p,d)	Üstel olarak azalır	p-tane gecikme için anlamlıdır. p'den sonraki gecikmelerde anlamsızdır
IMA(d,q)	q-tane gecikme için anlamlıdır. q'den sonraki gecikmelerde anlamsızdır	Üstel olarak azalır
ARIMA(p,d,q)	Birinci gecikmeden sonra üstel olarak azalır	Birinci gecikmeden sonra üstel olarak azalır

Tablo 2.1 incelendiğinde farklı zaman serisi modelleri için ACF ve PACF katsayılarının zaman içerisindeki gecikmelerde nasıl bir yapı gösterdikleri ortaya konmaktadır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM UYGULAMA

Bu bölümde önce başlangıcından bu yana kadar oluşmuş olan birim kök literatürü; GSMH serileri için yapılan uygulama çalışmalarına ağırlık verilerek anahatları ile incelenmiştir. Daha sonra birim kök testleri ele alınmış ve üzerinde uygulama yapılan DİE ve Penn serileri tanıtılmıştır. En son olarak da bu serilerin birim kök testleri ve diğer bazı uygulamalarla zaman serisi özellikleri keşfedilmeye çalışılmıştır.

3.1 Kuşbakışı Birim Kök Literatürü

Herhangi bir zaman serisi ve her hangi bir zaman serisi metodolojisi -bu Box-Jenkins metodolojisi veya başka bir metodoloji olsun -için ilk aşamada en önemli nokta ele alınan zaman serisinin durağan olup olmamasıdır. Öte yandan serinin durağan olup olmaması sadece ona bir zaman serisi modeli uydurmak için değil bütün bir istatistik ve ekonometri alet çantasını seri üzerinde kullanabilmemiz açısından çok kritik bir konudur. Eğer seri durağan değilse, bu olasılık yoğunluk fonksiyonunun devamlı değiştiğine delalet eder ve serinin gelecek değerlerini tahmin etmek üzere karmaşık ekonometrik modeller kurmak bir yana seri üzerinde yapılan ortalama ve varyans gibi basit moment tahminlerini bile anlamsız hale getirir.

Diğer taraftan bir ekonomik zaman serisinin durağan olup olmaması sadece istatistiki açıdan değil bazen ekonomi teorisi açısından da çok önemlidir. Ele alınan seri GSMH olduğunda bu durum özellikle göze çarpmaktadır. Serinin durağan olup olmaması bize konjonktür dalgaları hakkında bilgi verir ve birbirine rakip makro ekonomi teorilerinin modellerinin geçerliliğini ayırt etmede belirleyici rol oynayabilir. Bundan başka, serideki birim köklerin sayısı yani serinin hangi dereceden entegre olduğu da değişik büyüme ekonomisi modellerinin hangisinin daha geçerli olduğunu anlayabilmemizde yardımcı olur.

Şu halde GSMH serisinin durağan olup olmadığının birim kök testleri aracılığıyla anlaşılması hem istatistiki hem de iktisadi açıdan son derece önemli bir konu olarak karşımıza

çıkıyor. Konunun ne kadar önemli olduğunu kavramak için bu alanda oluşmuş yabancı literatüre bir göz atmak yeterli olacaktır. Ancak şu da belirtilmelidir ki seri durağan olsa bile pür durağan olması az bir ihtimaldir ve bir rassal yürüyüş kısmı içerebilir. Bunun ölçülmesi de serinin kalıcılık ve hafıza özelliklerini ortaya çıkaracak ve yine bize konjonktür dalgaları ve makro ekonomi teorilerinin geçerliliği hakkında değerli bilgiler verecektir.

A.B.D. reel GSMH'sında bir birim kökün olup olmadığı ve rassal yürüyüş kısmının büyüklüğü üzerine bir tartışma uzun zamandır sürüp gitmektedir. Nelson ve Plosser'ın 1982'deki çığır açıcı makalesinden sonra tomurcuklanan birim kök literatürü son 20 yıl boyunca önemli aşamalar kaydetti. Fakat hedef hep aynı kaldı; Nelson ve Plosser makalelerinde amaçlarının, makro ekonomik zaman serilerinin deterministik bir trend etrafında durağan dalgalanmalar şeklinde mi yoksa deterministik patikaya geri dönmeyen stokastik trendler izleyen bir yapı şeklinde mi karakterize edilebileceğini araştırmak olduğunu söylemişlerdi. Nelson ve Plosser'ın da belirttiği gibi o zamana kadar eğilim genelde konjonktür teorisyenlerinin deterministik trendle çalışması yönündeydi. Ancak trendin türü bilinmeden yapılan bu tür bir genelleme spesifikasyon hatasına yol açıyordu. Nitekim Nelson ve Plosser ele aldıkları 14 makroekonomik zaman serisinden 13'ünde –yani işsizlik oranı hariç hepsinde-Dickey-Fuller (1979) testi kullanarak %5'lik anlamlılık düzeyinde birim kök tespit etti. (Nelson ve Plosser 1982: 139-140,151)

Nelson ve Plosser'ın veri setinin içinde reel GSMH, kişi başı reel GSMH, nominal GSMH da vardı. Kişi başı reel GSMH'nın da durağan olmaması GSMH'daki birim kökün nüfus artışından kaynaklanmadığını gösteriyordu. Aynı zamanda verilerin 6'ncı gecikmeye kadar otokorelasyon katsayılarını da veren Nelson ve Plosser bunları tipik bir rassal yürüyüş ve kaymalı rassal yürüyüş modelinin otokorelasyonlarıyla karşılaştırıyordu. Her üç seri için de otokorelasyon katsayıları birinci gecikmede 0,95 ve anlamlı idi. Otokorelasyon katsayılarının davranışı rassal yürüyüş ve kaymalı rassal yürüyüşünkilere çok benzer bulunmuştu. Gecikme arttıkça yavaş yavaş azalıyordu. (Nelson ve Plosser 1982:147)

Stock ve Watson bundan 4 yıl sonra sadece GSMH'yı ele alan "GSMH'da Birim Kök Var mı?" adlı çalışmalarında sorunu yeniden ele aldılar . Farklı bir test ve farklı veri setleri kullanan yazarlar Nelson ve Plosser ile aynı sonuçlara ulaştılar. Philips tarafından geliştirilen ve Philips –Perron(1986) testinin ilkel bir versiyonu olan bir test prosedürünü kullanmışlardı ve bu test serisel korelasyonu parametrik olmayan bir yöntemle gideriyordu. Nelson Plosser her üç seriyi de yıllık frekanslarda ve 1909-1970 örneklem aralığında ele almışken , Stock ve Watson, onların veri setine ek olarak NIPA'dan (Ulusal Gelir ve Üretim Hesapları) 1950-1984 arası çeyrek yıllık veri setini, ayrıca Kuznets'inkinin biraz değiştirilmiş

bir versiyonu olan Friedman ve Schwartz'ın 1869-1940 arasını kapsayan veri setini de kullandı. Birinci Dünya Savaşı sonrası GSMH verisi bütün veri setleri için her iki test için de kuvvetli bir şekilde birim kök olduğunu gösterirken, Nelson Plosser ve NIPA veri setlerinin tersine 1909'dan önceki gözlemleri de kapsayan Friedman ve Schwartz'ın veri setinde 1869-1919 örnekleme %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde durağan gözüküyordu ve oldukça daha az kalıcılık gösteriyordu. (1986)

1987 yılında Pierre Perron ve Peter C. Phillips, Stock ve Watson'un makalelerini yeniden ele aldıkları makalelerinde testin sabit terimi de hesaba katan versiyonunu kullandılar. Ayrıca Friedman ve Schwartz'ın 1869-1975 dönemini kapsayan genişletilmiş bir veri setini Stock ve Watson'un veri setlerine ek olarak kullandılar. Sonuçlar yine benzer fakat şaşırtıcıydı. Yine Friedman ve Schwartz serileri 1869-1919 arasında birim kök hipotezini red ederken, 1869-1975 için de %10'luk anlamlılık düzeyinde birim kök red edilmişti. (Perron ve Phillips 1987)

Aynı yıl Brad De Long ve Lawrence Summers'ın yazdığı bir makalede müellifler değişik örneklemlerde ortaya çıkan çelişkili sonuçları karşılaştırıyorlar ve bu sonuçların konjonktür dalgalarının dinamiklerinin değiştiğine işaret ettiğini belirtiyorlardı. (Perron ve Phillips 1987)

Perron 1989 yılında yayınlanan makalesiyle yeni bir çığır daha açtı ve literatüre yapısal kırılma kavramını getirdi. Reel GSMH için Nelson Plosser'ın 1909-1970 yıllık ve savaş sonrası 1947-1986 çeyrek yıllık olmak üzere iki veri seti kullanan Perron, 1929 Büyük Bunalım ve 1973 Petrol Krizi'nin trend fonksiyonunu değiştirerek yapısal kırıklar yarattığını ve bunlar kukla değişkenler ile göz önüne alınırsa sonuçların değişebileceğini gösterdi. Yapısal kırıklar göz önüne alındığında çeyrek yıllık veride %5 anlamlılık düzeyinde, diğer veri setinde ise %1 anlamlılık düzeyinde birim kök hipotezi red ediliyordu. Bu çalışma daha sonra gelecek olan zengin bir yapısal kırılma literatürünün habercisiydi. (Perron 1989:1383)

Öte yandan Schwert (1989), Christiano ve Eichenbaum (1990), Stock (1991), De Jong et. al. (1992) ve Rudebusch (1993) kapsamlı simülasyon çalışmalarıyla birim kök testlerinin sınırlı örneklemlerdeki performansının yetersizliğine dikkat çektiler. Christiano ve Eichenbaum (1990) çeyrek yıllık kişi başı reel GSMH veri setinde uygulanan birim kök testlerinin alternatif modellere karşı yeterli güce sahip olmadığını daha sonra değinilecek olan Campbell ve Mankiw'in (1987) ve Cochrane'nin (1988) varyans oranı yaklaşımlarını kullanarak vurguladı. Özellikle Rudebusch İkinci Dünya Savaşı sonrası çeyrek yıllık veri setini ve ADF testinin tam sınırlı örneklem dağılımını kullanarak fark durağan ile trend durağan modellerinden birini seçmenin bu testin düşük gücü yüzünden mümkün olmadığını belirtmiştir.

Diebold ve Senhadji (1996) yukarıdaki arařtırmacıların “sonusuzluk” sonucuna karřı ıkmiř ve bu tr alıřmaların “bilmiyoruz” davranıřının bir yansıması olduėunu syleyerek eleřtirmiřtir. Bu arada řu da belirtilmelidir ki Rudebusch (1993) zaten trend duraėan ve fark duraėan modeller arasında ayırımı yapmanın teorik aıdan ok nemli olduėuna deėinmiř ve her iki modelin de etki tepki fonksiyonunun farklı olduėunu gstermiřti.ancak teknik olarak bu ayırımı yapmanın mmkn olmadıėını iddia ediyordu. Diebold ve Senhadji’nin eleřtirisini kanıtımızca bu ereveden ele alınmalıdır. Diebold ve Senhadji, Diebold’un tam sınırlı rneklem ynteminin aynısını deėiřik veri setlerinin birleřtirilmesiyle oluřturulmuř 1869-1993 arasını kapsayan yıllık reel GSMH verisine uygulayarak birim kk hipotezinin kuvvetli bir řekilde red edildiėini kanıtladılar. (Diebold ve Senhadji, 1996: Tablo 2) Bu alıřmayla ilk defa daha byk bir veri setiyle trend duraėan modelin kuvvetli bir řekilde seildiėi gsterilmiř oluyordu ve ibre yavař yavař bu yne doėru kayıyordu.

Diėer taraftan duraėanlıėı boř hipotez olarak alan ve etkin nokta optimal testlerin Kwiatwoski et. al. (1992) ve Elliott et. al. (1996) tarafından geliřtirilmesiyle yeni fırsatlar ortaya ıkmiřti. Nelson ve Plosser veri setinin aynısını ele alan Kwiatwoski et. al.(1992) reel GSMH ve reel kiři baři GSMH %5’lik anlamlılık dzeyinde duraėanlılık boř hipotezini red ediyordu. (Kwiatwoski et. al 1992: Tablo 5:174)

Cheung ve Chinn (1997) bu yeni testleri drt baři mamur bir řekilde simulyasyonlarla reel GSMH ve reel kiři baři GSMH’ya uygulayan bir alıřmayla Diebold ve Senhadji’nin sonularını doėrulayan nemli bir alıřma ortaya koydu. Cheung ve Chinn (1997), 1948-1993 yılları arasını kapsayan eyrek yıllık ve 1869-1986 yıllarını kapsayan yıllık veri setleri kullandı. eyrek yıllık veri seti her iki test iin eliřkili sonular verip Rudebusch’un (1993) alıřmasını doėrularken, daha uzun yıllık veri seti Diebold ve Senhadji’nin alıřmasının sonularını doėrulayıp trend duraėan modeli seiyordu.

Son zamanlarda, uzun veri setinden ıkan sonulara nem veren, reel GSMH’nın ve reel kiři baři GSMH’nın duraėan olduėu ynnde grřler aėırlık kazandıysa da Murray ve Nelson (1997) ve Newbold et. al.(2000) trend duraėan modelin herkesin zerinde uzlařmaya vardıėı meřru bir modelmiř gibi grlmesine karřı olduklarını syledikleri alıřmalar yayınlamıřlardır. Murray ve Nelson (1997) ařırı deėerlerin ve uzun veri setinin homojen olmamasının birim kk boř hipotezinin sahte olarak red edilmesine yol aabileceėine deėinirken, Newbold et. al. (2000) hareketli bir ADF test istatistiėi ve her iki alternatif modelin bir adım ileri tahminlerinin ortalama kareli hatalarını kullanarak trend duraėan modelin geerli olmadıėına dair gl kanıtlar elde ettiler.

3.2 Birim Kök Testleri

Bir zaman serisinin durağanlığının araştırılmasında serinin zaman yolu grafiğine bakılması durağanlık hakkında bilgi verebilir. Eğer bir zaman serisinin zaman yolu grafiğinde zaman boyunca ortalama bir değişme söz konusu değilse, seri ortalama durağan olarak adlandırılır. Eğer zaman serisinin çizilen zaman yolu grafiğinde zaman boyunca varyansta bir değişme söz konusu değilse, seri varyans durağan olarak tanımlanmaktadır. (Makridakis et. al. 1998: 324) Bir zaman serisinin otokorelasyon çizimi ortalamaya göre durağan dışılığı çok kolay biçimde saptamaya yardımcı olmaktadır. Durağan zaman serilerinin hesaplanan otokorelasyon katsayıları gecikmelerde istatistiksel olarak anlamlı değerler almaz iken, durağan olmayan zaman serileri için hesaplanan otokorelasyon katsayıları bir veya daha fazla sayıda gecikmede istatistiksel olarak anlamlı çıkmaktadır.

Zaman serilerinin durağanlığının araştırılmasında formel olmayan yöntemler bilgi vermesine karşın formel testlerin kullanılması yararlı olacaktır.

3.1.1 Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Genişletilmiş Dickey-Fuller testi (Said ve Dickey 1984), Dickey-Fuller testinin (Dickey ve Fuller 1979) seride görülebilecek daha yüksek mertebeden AR ve MA yapılarını da göze alabilen bir versiyonudur. Böylece test eğer seri yüksek mertebeden bir ARMA yapısı gösteriyorsa bununla daha rahat başa çıkabilmektedir.

Dickey-Fuller testinin boş hipotezi birim kök yani rassal yürüyüş modelidir. AR(1) katsayısı ϕ_1 olan bir model ele alalım:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Her iki tarafından da birinci derecen farkını aldığımızda model şu hale dönüşecektir:

$$y_t - y_{t-1} = \phi_1 y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = (\phi_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \gamma = \phi_1 - 1 \text{ ve } \Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad (3.2)$$

Şu halde boş hipotez H_0 ve alternatif hipotez H_1 şunlardır:

$$H_0 : \gamma = 0 \quad (\phi_1 = 1)$$

$$H_1 : \gamma < 0 \quad (\phi_1 < 1)$$

Birim kök test edilirken yukarıdaki model OEKK yöntemi ile tahmin edilir ve $\hat{\gamma}$ parametresinin 1'e eşit olup olmadığı istatistiksel olarak t testiyle test edilir. Buna $\hat{\tau}$ -test istatistiği de denilir. ϕ_1 ne kadar sıfıra yakın ise seri o kadar çabuk durağanlaşacaktır. Burada alternatif hipotezin tek yanlı kurulmasının nedeni testin gücünü mümkün olduğunca arttırmaktır.

Tahmin edilen $\hat{\gamma}$ parametresinin t istatistiğinin ya da diğer bir deyişle $\hat{\tau}$ -test istatistiğinin karşılaştırılacağı kritik değerler ise bilinen standart normal dağılım tablosu veya t-dağılımı tablosundaki anlamlılık düzeyine karşılık gelen değerler değildir. Bu yüzden Dickey-Fuller kritik değerleri simülasyonla bulunabilir.

Ancak seride bir sabit terim ya da deterministik trend varsa bu durumda regresyona eklenerek test yapılır ve böylece $\hat{\tau}_\mu$ ve $\hat{\tau}_\beta$ test istatistikleri bulunabilir. Dickey-Fuller modeldeki bütün terimlerin katsayılarının anlamlılığını aynı anda sınamak için çeşitli F testleri de geliştirmiştir fakat bunların gücü daha düşük olduğundan ampirik çalışmalarda sık kullanılmamaktadır; dolayısıyla burada değinilmeyecek ve uygulamada kullanılmayacaktır.

Diğer bir nokta yukarıda görüldüğü gibi testin alternatif modelinin bir AR(1) olmasıdır. Yani yüksek mertebeden bir ARMA yapısıyla çalışıyorsak test istatistiğini tahmin etmek için tahmin ettiğimiz regresyon denkleminin hata terimlerinde otokorelasyon olacaktır. Bu sorunun çözülebilmesi için Said ve Dickey (1984) testi genişletmiştir. Şu halde tahmin edilmesi gereken denklem şudur:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Denklem tahmin edildikten sonra γ parametresinin t değeri test istatistiği olarak kritik değerlerle karşılaştırılır. ADF sol taraflı bir test olduğu için eğer test istatistiği kritik değerden küçük ise birim kök hipotezi red edilmiş olur ve seri durağandır. Tersini için ise seri durağan değildir.

Pratikte karşılaşılan en önemli sorunlardan bir tanesi gecikme uzunluğu olan p'nin belirlenmesidir. Bunun için Akaike ya da Schwartz bilgi kriterleri, veya daha da etkin olan konulan gecikmelerin katsayılarının anlamlılığı için p değerlerine bakılabilir. (Ng ve Perron 1995) Diğer çok etkin bir yöntem ARMA modeli seçerken yapıldığı gibi kalıntılardaki otokorelasyonu ölçmek için bir LM testi uygulanmasıdır. Ng ve Perron'un tavsiye ettiği genelden özele stratejisi ya da özelden genele bir stratejisi kullanılabilir.

3.1.2 ADF-GLS (Nokta Optimal) Testi

ADF testi kuş bakışı birim kök literatürü kısmında belirtildiği gibi özellikle başta GSMH verisi olmak üzere bir çok durumda yetersiz kalmıştır. Bunun üzerine Elliott et. al.(1996) nokta optimal olarak adlandırılan bir çeşit test geliştirmiştir. ADF testinde regresyona eklenen deterministik trend ve sabit terim parametreleri testin gücünün azalmasına yol açmaktadır. Elliott et. al.(1996) bu sabit terim ve deterministik trendi veriden ayırtmak için klasik regresyondan daha değişik bir yöntem kullanıp sonra bu deterministik trendden ve kesme teriminden arındırılmış veriye standart ADF testi uygulamaktadır. Dönüştürülen veriye test yapıldığı için buna ADF-GLS(Genelleştirilmiş En Küçük Kareler ADF testi) denmektedir. Şu halde testinin uygulanması için seride deterministik trend ya da kesme teriminin olması gereklidir. ADF-GLS testi için kurulacak hipotez şu şekildedir:

$$y_t = d_t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Burada d_t , deterministik kısım ve $\{\varepsilon_t\}$ gözlenemeyen ancak sıfır ortalamaya sahip olduğu varsayılan hata terimidir.

$$H_0 : \alpha = 1$$

$$H_1 : \alpha = \tilde{\alpha} < 1$$

Elliott et. al.'ın (1996) çalışmasına göre $H_0: \alpha = 1$ 'in belirli bir yerel alternatif olan $H_1: \alpha = \tilde{\alpha} < 1$ 'a karşı test edilebilmesi için optimum bir test bulunmaktadır ki burada $\tilde{\alpha}$ belirli bir sabittir ve $\tilde{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$ olarak hesaplanmaktadır. Zaman serisinde kesme ve trendin varlığı gözleniyorsa $\bar{c} = -13.5$ alınırken, sadece kesme yer alıyorsa $\bar{c} = -7.0$ olarak alınmaktadır.

Testin uygulanmasında ilk adım olarak öncelikle zaman serisi kesme ve trendden yerel olarak arındırılmalıdır. Eğer seride sadece kesme varsa bu durumda kesmeden arındırılmalıdır.

$y_t^d = y_t - \beta'z_t$; $z_t = (1, t)'$ (sadece kesme varsa o zaman bu vektör sadece 1'den oluşur)

Burada y_t^d yerel olarak deterministik trend ve kesmeden arındırılmış seridir. z_t ise 1'ler ve deterministik trendden oluşan iki vektörü belirtmektedir. β' 'yi bulabilmek için \tilde{y}_t üzerine \tilde{z}_t regres edilmelidir. \tilde{y}_t ve \tilde{z}_t ise şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\begin{aligned} (\tilde{y}_1, \tilde{y}_2, \dots, \tilde{y}_T) &= (y_1, (1 - \tilde{\alpha}L)y_2, \dots, (1 - \tilde{\alpha}L)y_T) \\ (\tilde{z}_1, \tilde{z}_2, \dots, \tilde{z}_T) &= (z_1, (1 - \tilde{\alpha}L)z_2, \dots, (1 - \tilde{\alpha}L)z_T) \end{aligned} \quad (3.5)$$

Daha sonra deterministik trendden ve kesmeden arındırılmış y_t^d serisine standart ADF testi uygulanır.

3.1.3 KPSS Testi

Kwiatowski et. al.'ın (1992) geliştirdikleri KPSS testi ADF testinden farklı olarak trend durağanlık ya da durağanlık boş hipotezini rassal yürüyüşe karşı sınar. KPSS test istatistiği aslında deterministik trend, durağan kısım ve rassal yürüyüş kısım biçiminde 3 parçaya ayrılmış bir şekilde ifade edilen bir serideki rassal yürüyüş kısmının varyansının sıfıra eşit olup olmadığını test eden bir LM test istatistiğidir.

KPSS testinin en önemli özelliği 1 veya 1'den büyük bir modülüsü bulunan bir MA yapısı ihtiva eden serilerde ADF'nin aksine gücünün azalmamasıdır. (Schwert, 1989; Patterson 2000: 265)

KPSS test istatistiğinin hesaplamak için önce seri regresyon yöntemiyle deterministik trendden ve kesme teriminden arındırılır. Bundan sonra bu denklemden elde edilen kalıntıların varyansının sıfıra eşit olup olmadığını sınavan şu test istatistiği hesaplanır:

$$\hat{\eta} = T^{-2} \sum S_t^2 / s^2(l) \quad (3.6)$$

S_t kalıntıların kümülatif toplamı $s^2(l)$ ise kalıntılar birbirleriyle korelasyonlu olabilecekleri için tutarlı bir uzun dönemli varyans tahmincisidir ve bunlar aşağıdaki şekilde tanımlanırlar:

$$S_t = \sum_{i=1}^T e_i \quad (3.7)$$

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s,l) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s} \quad (3.8)$$

$w(s,l)$ ise Bartlett penceresidir ve şu şekilde tanımlanır:

$$w(s,l) = 1 - s/(l+1) \quad (3.9)$$

Montekarlo simülasyonları l 'nin $l = T^{1/2}$ değerini almasının uygun olacağını göstermektedir. Ancak $l_0 = 0$, $l_4 = \text{tam sayı}[4(T/100)^{1/4}]$ ve $l_{12} = \text{tam sayı}[12(T/100)^{1/4}]$ değerleri de kullanılabilir. Diğer taraftan Bartlett hata terimlerinin sıfır frekansındaki spektrumunu tahmin etmeye yarayan bir kerneldir. Bartlett gibi olasılık yoğunluk tahmini yapmaya yarayan Parzen, Quadratik Spektral ve başka kerneller kullanılabilir.

3.1.4 KPSS-LM Testi

Leybourne ve McCabe (1994) KPSS testinin, serisel korelasyon problemini bir kernelle spektral yoğunluk fonksiyonu tahmin ederek parametrik olmayan bir şekilde değil de parametrik bir şekilde çözüldüğü yeni bir test geliştirdiler. KPSS-LM test istatistiğini hesaplamak için ilk olarak en çok olabilirlik yöntemiyle bir ARIMA(p,1,1) modeli tahmin edilir:

$$\Delta Y_t = \tilde{\beta} + \sum_{j=1}^p \tilde{\phi}_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \quad (3.10)$$

Daha sonra tahmin edilen $\tilde{\phi}_j$ parametreleri kullanılarak şu şekilde bir Y_t^* serisi elde edilir:

$$Y_t^* = Y_t - \sum_{j=1}^p \tilde{\phi}_j Y_{t-j} \quad (3.11)$$

Bundan sonra OEKK ile şu denklem tahmin edilir:

$$Y_t^* = \hat{\alpha} + \hat{\beta}t + \hat{\zeta}_t \quad (3.12)$$

Burada $\hat{\zeta}_t$ kalıntıları ifade etmektedir ve son aşamada test istatistiğinin hesaplanmasında kullanılır. Eğer seride sebit terim ve deterministik trend yok ise bu durumda bu aşama atlanıp test istatistiği doğrudan Y_t^* serisi ile hesaplanabilir. Test istatistiği şu şekilde hesaplanır:

$$LMc = \hat{\zeta}' V \hat{\zeta} / (T^2 \hat{\sigma}_\zeta^2) \quad (3.13)$$

V TxT büyüklüğünde ve $V_{ij} = \min(i, j)$ özelliğine haiz bir matristir. $\hat{\sigma}_\zeta^2$ ise şu şekilde hesaplanabilir:

$$\hat{\sigma}_\zeta^2 = \sum_{t=1}^T \hat{\zeta}_t^2 / T \quad (3.14)$$

Leybourne ve McCabe (1999) 3.1'de gecikme derecesini belirlemek amacı ile, t değerleri (θ parametresinin modülüsü 1'e yakın olduğunda için geçerli olmayacağı için) yerine asimptotik olarak $N(0,1)$ dağılımına sahip şu istatistiği önermişlerdir:

$$Z(p) = T^{1/2} \hat{\phi}_p \hat{\theta} \quad (3.15)$$

3.1.5 Ng-Perron Testi

Daha önce belirttiğimiz gibi Dickey-Fuller testi çevrilemez MA yapısı gösteren serilerde güç kaybına uğruyordu. PP testi (Phillips ve Perron 1988) bu tür yapıya sahip serilerde güç açısından daha başarılı bir görüntü sergilemektedir. Fakat orijinal PP bu tür serilerde bir büyüklük kaymasına uğramakta yani normal krtitik değerler bunlar için kullanılamamaktadır. (Campbell and Perron 1991) Ng ve Perron (2001) bu olumsuzluğu ortadan kaldıran Ng-Perron testini geliştirmiştir.

Bu yeni testler MZ_{α} , MZ_t ve MSB olarak adlandırılmakta ve şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$MZ_{\alpha} = (T^{-1}y_T^2 - s_{AR}^2)(2T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2)^{-1} \quad (3.16)$$

$$MZ_t = MZ_{\alpha} \times MSB$$

$$MSB = (T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / s_{AR}^2)^{1/2}$$

Genelde MZ_{α} ve MZ_t testleri kullanılmaktadır.

Hesaplamada ilk aşama aynı ADF testi gibi bir regresyon denkleminin kurulmasıdır:

$$\Delta y_t = d_t + \beta_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j y_{t-j} + e_{tk} \quad (3.17)$$

Buradan şu büyüklükler hesaplanacaktır:

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

$$\hat{\sigma}_k^2 = (T - k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{tk}^2 \quad (3.18)$$

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

Bu aşamadan sonra test istatistikleri 3.16'daki formüllere göre bulunabilir. Ng ve Perron(2000) tarafından geliştirilen bir diğer test de veriye önce Elliott et. al.'ın (1996) geliştirdiği trendden arındırma yöntemini uygulayıp ondan sonra yukarıdaki testleri uygulayan MPT testidir. MPT testi de şu şekilde hesaplanabilir:

$$MPT = \left[\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s_{AR}^2 \quad (3.19)$$

Eğer seride kesme ve trend yer alıyorsa MPT aşağıdaki şekilde hesaplanacaktır

$$MPT = \left[\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1-\bar{c})T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s_{AR}^2 \quad (3.20)$$

Ng ve Perron (2000) tarafından geliştirilen bütün bu testlere M-testleri denmektedir.

Bundan başka Ng ve Perron (2000) gecikme mertebesini seçmek için kullanılacak Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerini de MA yapısını göz önünde bulunduracak bir şekilde modifiye etmiştir. Modifiye edilen bu bilgi kriteri *MIC* aşağıdaki formül yardımıyla bulunabilir:

$$MIC(k) = \ln(\hat{\sigma}_k^2) + \frac{C_T(\tau_T(k) + k)}{T - k_{\max}} \quad (3.21)$$

Yukarıdaki formüldeki değişkenler şöyle hesaplanabilir:

$$\tau_T(k) = (\hat{\sigma}_k^2)^{-1} \hat{\beta}_0^2 \sum_{t=k_{\max}+1}^T y_{t-1}^2 \quad \text{ve} \quad (3.22)$$

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

Akaike kriterinin modifiye edilmiş biçimi olan MAIC için $C_T = 2$ ve benzer biçimde Schwartz bilgi kriterinin modifiye edilmiş hali MSIC için $C_T = \ln(T - k_{\max})$ alınarak bulunmaktadır.

3.1.6 Cochrane'nin Varyans Oranı Testi

John. H. Cochrane 1988 yılında yayınlanan ‘‘GSMH’daki Birim Kök Ne Kadar Büyük ?’’ çalışmasıyla birim kök literatürüne yepyeni bir bakış açısı getirdi. Cochrane, GSMH’nın uzun dönem özelliklerini incelediği çalışmasında, o ana kadar yapılan bütün çalışmaların GSMH serisinin kısa dönem özelliklerini ele aldığı; oysa bir serinin bir şoktan sonra sabit bir ortalamaya veya deterministik bir trende dönüp dönmediğini ancak uzun dönem özelliklerine bakılarak anlaşılacağını belirtti. Gerçekten de birim kök testleri yaparken ve otoregresif hareketli ortalama modelleri kurulurken serinin otokorelasyon

fonksiyonunu sadece ilk birkaç terimi kullanılır ve bunların serinin kısa dönem dinamiklerinin sade bir temsilcisi olduğu varsayılır.

Diğer taraftan çok hayati bir konu da herhangi bir zaman serisinin bir rassal yürüyüş yani kalıcı kısım ve bir durağan kısım yani geçici kısımdan oluşabileceği, gerçeğidir. (Beveridge ve Nelson 1981) Şu halde birim kök testleri boş ve alternatif hipotez olarak iki uç modeli yani pür rassal yürüyüşü ve pür durağanlığı ele aldıkları için seride eğer çok küçük bir rassal yürüyüş ya da kalıcı kısım varsa bunu ayırt edemeyeceklerdir.

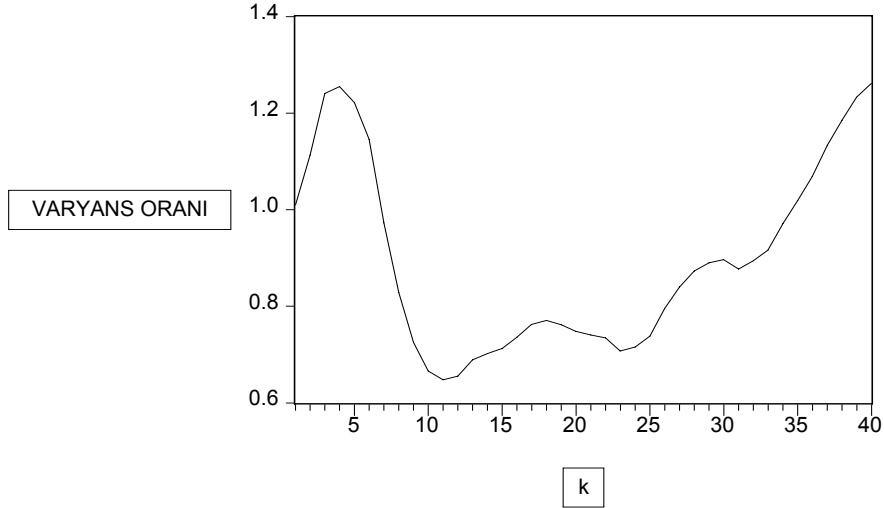
İşte Cochrane(1988), seride eğer bir rassal yürüyüş varsa onun büyüklüğünü ölçmek için parametrik olmayan bir istatistik geliştirmiştir: Serinin k farkının varyansının serinin 1/k ile normalize edilmiş birinci farkının varyansına olan oranı. Eğer bir seri pür durağan ise k sonsuza yakınsarken ($k \rightarrow \infty$) varyans oranı sifıra yakınsayacaktır. Eğer seri pür rassal yürüyüş ise o zaman k sonsuza yakınsarken ($k \rightarrow \infty$) varyans oranı rassal yürüyüşün varyansının oranı ile serinin birinci farkının oranına yakınsayacak bu da 1'e eşit olacaktır. Öte yandan varyans oranı aynı zamanda bir kalıcılık ölçüsü ve bir etki tepki fonksiyonu tahmincisidir ve Campbell ve Mankiw'in(1987) kalıcılığı ölçmek için geliştirdiği istatistiğin parametrik olmayan bir benzeridir.

Kısacası varyans oranı bize serideki rassal yürüyüşün büyüklüğünü ölçmekte ya da diğer bir deyişle stokastik trendin serinin uzun dönemli dinamiklerine olan katkısını göstermektedir. Tabii pratikte sonsuz gözlemimiz olmadığı için varyans oranı değişik k'lar için hesaplanarak istatistiğin değişik k'lar için zaman içerisinde gösterdiği patika incelenmelidir. Cochrane'e göre $k=30$ 'a kadar izlemek bir ayırım yapmak için yeterli olacaktır. Yine pratikte test istatistiğinin bulunabilmesi için k farkın varyansını tahmin edebilmek için bir uzun dönem varyans tahmincisi kullanılmaktadır. Böylece istatistik pratikte şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\text{Varyans oranı: } \frac{\hat{\sigma}_k^2}{\sigma_1} \quad (3.23)$$

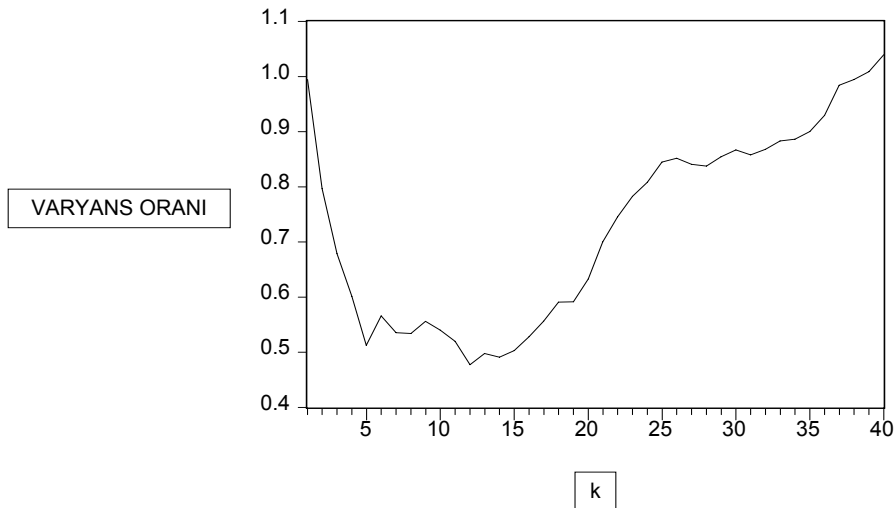
$$\hat{\sigma}_k^2 = \sum_{j=k}^T \left[y_j - y_{j-k} - \frac{k}{T} (y_T - y_0) \right]^2 \quad (3.24)$$

Aşağıdaki grafiklerde simülasyonla elde edilmiş pür rassal yürüyüş ve pür rassal kaymalı yürüyüş ve sadece beyaz gürültüden oluşan pür durağan bir veri yaratma süreci için hesaplanan varyans oranı istatistikleri görülmektedir.



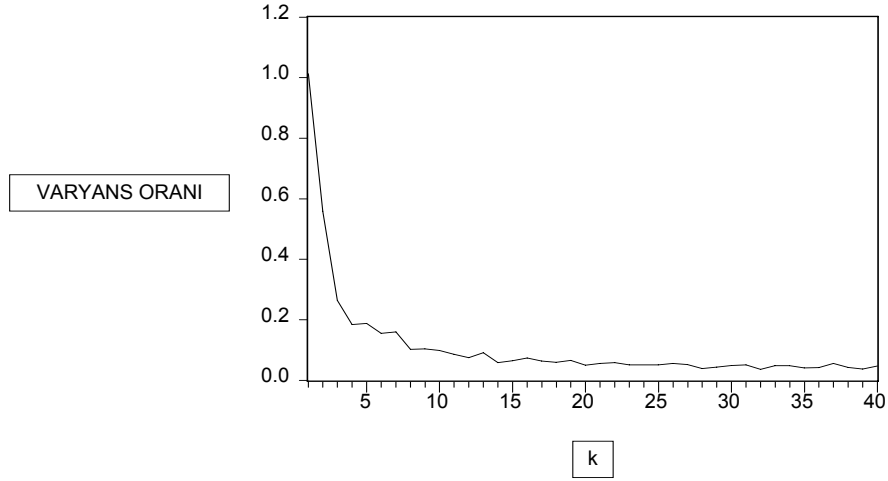
Şekil 3.1 Kaymalı Rassal Yürüyüş İçin Varyans Oranları

Yukarıdaki grafikte bir kaymalı rassal yürüyüş için hesaplanan varyans oranları görülmekte. Görüldüğü gibi Cochran'ın k için tavsiye ettiği 30 büyüklüğü bizim 78 olan veri seti gözlem sayımız için yetersiz kalabilmektedir. Varyans oranı k=30 için 0.85 civarındadır. Ancak grafik serinin rassal yürüyüş olduğunu ya da en azından çok kuvvetli bir rassal yürüyüş (kalıcı ya da birim kök) parçası içerdiğini bize çok açıkça söyleyebilmektedir. Çünkü varyans oranı hiçbir zaman 0.6'dan aşağı inmemekte ve k=35-40 arası 1'e yakınsamaktadır.



Şekil 3.2 Rassal Yürüyüş İçin Varyans Oranları

Yukarıdaki grafikte bir rassal yürüyüş için hesaplanmış varyans oranları görülmektedir. Görüldüğü gibi oran yine $k=30-40$ arası 1'e yakınsamaktadır ve 0.5'in altına hiç düşmemektedir. Kısacası burada da çok kuvvetli bir rassal yürüyüş parçasının olduğu aşikârdır.



Şekil 3.3 Pür Durağan Model İçin Varyans Oranları

Yukarıda sadece beyaz gürültüden oluşmuş pür durağan bir veri yaratma mekanizmasına sahip bir modeli için hesaplanan varyans oranları görülmektedir. Şekilden görüleceği gibi diğer iki şeklin aksine varyans oranları $k=4$ için yani yıllık veride çalışılıyorsa 4 yıl sonra, 0.2'nin altına düşmüş ve bundan sonra da üstel bir biçimde azalarak 0'a yakınsamıştır.

3.2 Kullanılan Veriler

Çalışmada kullanılan yıllık veriler DİE'nin (Devlet İstatistik Enstitüsü) İstatistik Göstergeler 1923-1998 (2001) adlı yayınından alınmıştır. Veriler DİE'nin Sosyal Hesaplar ve Milli Muhasebe Şubeleri'nce hazırlanmıştır. 1923-1947 dönemi, T. Bulutay, N. Yıldırım ve Y.S. Tezel'in "Türkiye Milli Geliri, 1923-1948" başlıklı ortak yayınından alınmıştır. 1948 ve sonraki yıllar için veriler DİE tarafından hesaplanmıştır.

Türkiye için milli gelir tahminleri, 1951 yılına kadar bir takım özel çalışmalar halinde yapılmıştır. 1951’de İstatistik Genel Müdürlüğü içinde bir Milli Gelir Etüt Grubu oluşturulmuş ve bu etüt grubu, 1948-1970 yılları için periyodik tahminler yapmıştır.

1971 yılında bir taraftan Devlet Planlama Teşkilatı’nın ayrı olarak hesapladığı milli gelir serisi ile DİE’nin serisinin birleştirilmesi, diğer taraftan daha gelişmiş bir metodolojinin ortaya konması ve nihayet, böylece yapılacak yeni tahminlerin Birleşmiş Milletler’in yeni standardize sistemine uydurulması için yapılan çalışmalar sonunda ortaya yeni bir milli gelir zaman serisi çıkarılmıştır.

DİE Sosyal Hesaplar Şubesi’nce bu yöntemle göre 1990 yılına kadar cari ve 1968 yılı fiyatlarıyla olmak üzere yıllık GSMH hesaplanmıştır. 1973 yılından bu yana geçici kaydıyla verilen GSMH hesaplamalarında zamanla, bilgi kaynaklarındaki yetersizliklerden, kapsam ve kullanılan göstergelerdeki değişimlerden dolayı eksiklikler görülmüştür.

1990 yılında başlatılan çalışmalarla GSMH hesapları üçer aylık dönemler itibariyle hesaplanmaya başlanmış ve 1968 olan temel yıl da 1987 yılına kaydırılmıştır. Ayrıca daha önce yapılan yıllık hesaplamalara dahil edilemeyen bazı maddeler ve ekonomik alt sektörler de sisteme katılarak kapsam genişletilmiştir. Eski GSMH serileri ise yeni kapsama göre revize edilerek 1968 yılına kadar geriye dönük yeni bir seri elde edilmiştir.

Yıllık DİE serilerini Dünya Bankası yardımıyla derlenen ve “Penn Veri Seti” olarak adlandırılan bir veri setinden Türkiye için yıllık reel kişi başı GSYH rakamlarını alarak bunların zaman serisi özelliklerini DİE’nin serileriyle karşılaştırdık . Penn Veri Setinin oluşturulmasıyla ilgili ayrıntılı bilgi Summers ve Heston’ın 1991 tarihli “Penn Dünya Tabloları(Mark 5): Genişletilmiş bir Uluslararası Kıyas” adlı çalışmasında bulunabilir. Bu seriler dolar cinsinden Zincir Endeksi ve Laspeyres Endeksi kullanılarak 1950-1992 için hesaplanmıştır. Bundan sonra bu seriler Penn Zincir ve Penn Laspeyres olarak adlandırılacaktır.

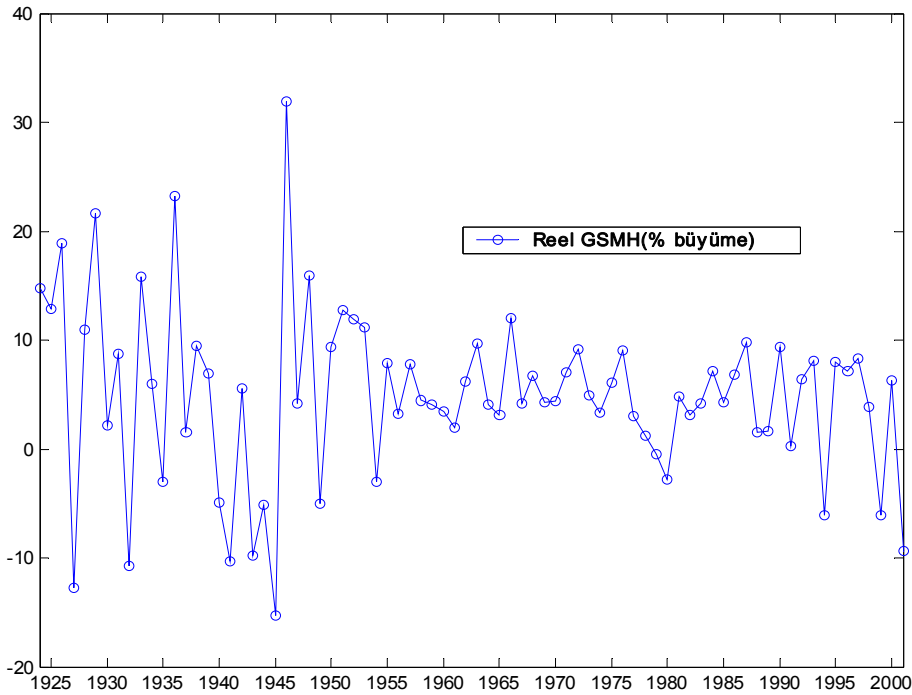
Araştırmamızda DİE’den elde edilen reel GSMH ve kişi başı reel GSMH ve Penn Veri Setinden alınan kişi başı reel GSYH serilerinin yüzde büyüme oranlarının zaman serisi özellikleri incelenecektir. Bu strateji özellikle seçilmiştir çünkü yaptığımız bazı ön çalışmalarda DİE’nin düzey GSMH serilerinin, üç ayrı baz yılına sahip üç değişik serinin birleştirilmesi yolu ile elde edilmesinin bazı sakıncalar yarattığı gözlemlenmiştir. Bu sakıncaları önlemek için GSMH büyüme oranları üzerinde çalışmak daha uygun olacaktır. Bundan başka bu strateji, veride olması muhtemel bazı ölçüm hatalarının etkisini de minimize

edecektir zira GSMH yanlış ölçülmüş olabilir ancak durum böyle bile olsa GSMH'da yıldan yıla olan değişimler hala doğru olacaktır.

3.3 DİE ve Penn Serilerine Bir Bakış

İlk olarak serilerin zaman yolu grafiğine ve otokorelasyon fonksiyonuna bir göz atmak faydalı olacaktır. Bu bize serinin hafıza özelliği hakkında bir fikir verecek ve formel olmayan bir birim kök testi yapmamıza olanak sağlayacaktır.

Diğer taraftan serilerin zaman yolu grafiklerinin incelenmesi özellikle DİE serilerinde, serinin değişik baz yıllardan faydalanılarak hesaplanmış alt serilerden oluşmasından dolayı ortaya çıkabilecek her hangi bir kırılmanın tespit edilebilmesi imkanını doğuracaktır. Zaman yolu grafiğinin bir diğer olumlu yanı da bize iktisadi aktiviteyi ve belli bir ölçüde refahı en iyi temsil eden değişkenlerden birinin Türkiye'deki zaman içindeki seyrini rahatça gözlemleyebilme olanağını sunmasıdır.

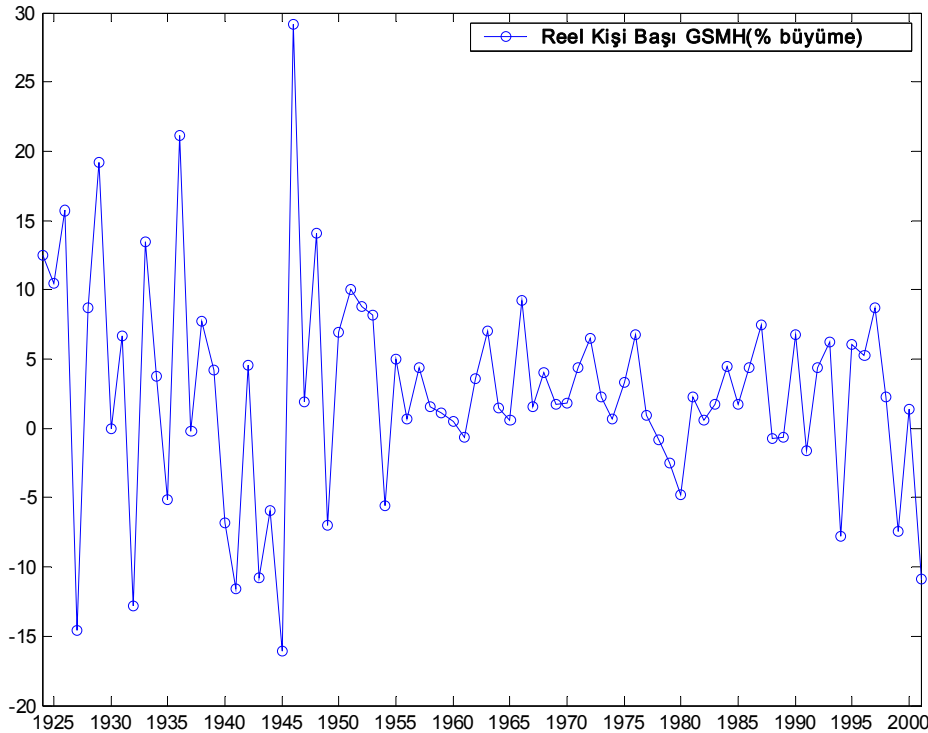


Şekil 3.4 Reel GSMH Büyüme Hızı Zaman Yolu Grafiği

Şekilde görüldüğü gibi reel GSMH büyüme hızının varyansı 1950'lere kadar oldukça büyük iken, 1950'lerden sonra varyansta bir kırılma olmuştur. 1980'lerden sonra varyansta tekrar bir kırılma olabileceği düşünülebilir. Ancak varyans kırılmalarının tam olarak ne zaman olduğunu bilebilmek için formel istatistik testler yapmamız gerekecektir.

Diğer taraftan serinin ortalamasında bir kırılma olup olmadığını şekilden sezinleyememekteyiz. Şekilden serinin bir sabit zaman trendine sahip olup olmadığını da görememekteyiz. 1945 yılındaki büyüme değerleri de istatistikte aykırı değer olarak adlandırılan ortalamadan çok uzak bir değeri andırmaktadır. Ancak yine hangi değerlerin aykırı değerler olduğunu anlayabilmek için formel istatistik testler yapmak zorundayız.

GSMH serisinin değişik baz yıllar göz önüne alınarak hesaplanan 3 farklı seri bir araya getirilerek oluşturulmuş olması görünürde seri için sakıncalı bir durum yaratmamıştır. Grafikte 1948, 1968 ve 1987 olan endeks değişim yıllarında herhangi bir kırılma ya da ani değişime gözlenmemektedir.



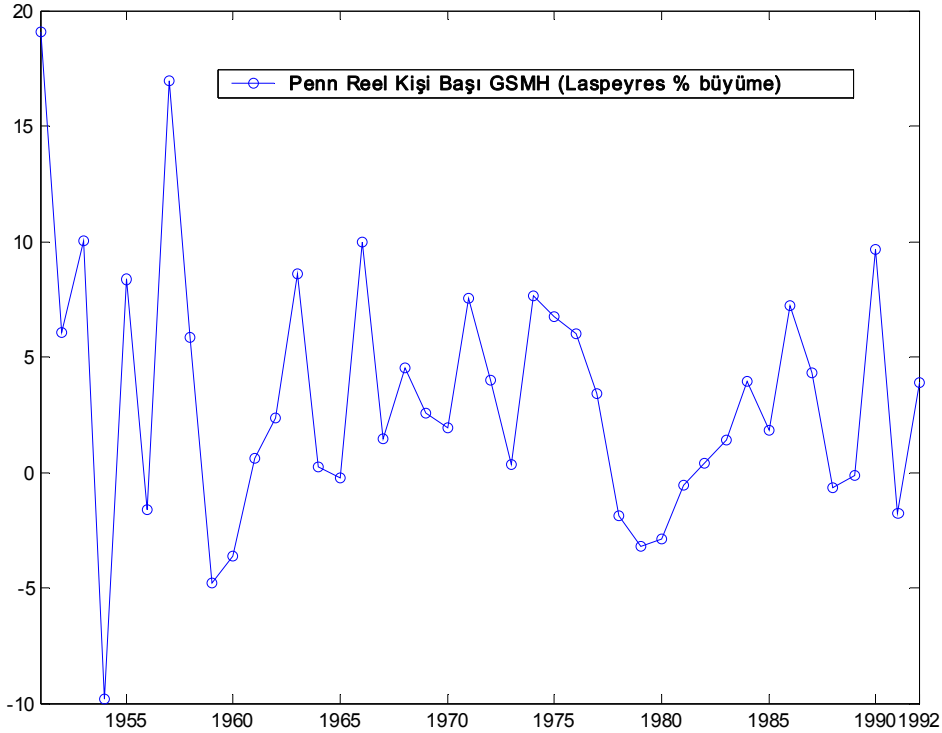
Şekil 3.5 Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Hızının Zaman Yolu Grafiği

Reel kişi başı GSMH büyüme hızının zaman yolu grafiği bize reel GSMH büyüme hızı ile bu serinin benzer özelliklere haiz olduğunu göstermektedir. 1945 yılındaki olası aykırı değer, 1950'lerde oluşan muhtemel varyans kırılması hep reel GSMH serisi ile olan benzer özelliklerdir. Yine bu seride de 1950-1980 arası varyansta biz azalma olduğu daha sonra

1980'den sonra varyansın tekrar artma eğilimi gösterdiği gözlemlenebilir. Serinin görünürde pozitif ya da negatif bir zaman trendinin olmaması da diğer başka benzer bir özelliktir.

1945 yılındaki bu ortalamadan aşırı sapma; muhtemelen savaş sonrasında, savaş sırasında oluşan çok büyük miktardaki atıl kapasitenin üretime koşulmasından meydana gelmektedir. Reel GSMH serisi ile olan bir diğer ortak özellik ise bu seride de seriyi oluşturan alt serilerin bileşim yerlerinde görünürde bir sorun olmamasıdır.

Zaman yolu grafiği aynı zamanda belirtildiği gibi Türkiye iktisat tarihinin temel evrelerini ve Türkiye'deki iktisadi aktivitenin iniş çıkışlarını çok açık bir şekilde ortaya koymaktadır. II. Dünya Savaşı buhranı, 1950'lerin ilk yarısı ve 1960-78 arası hızlı büyüme vs. bunlara örnek teşkil etmektedir.



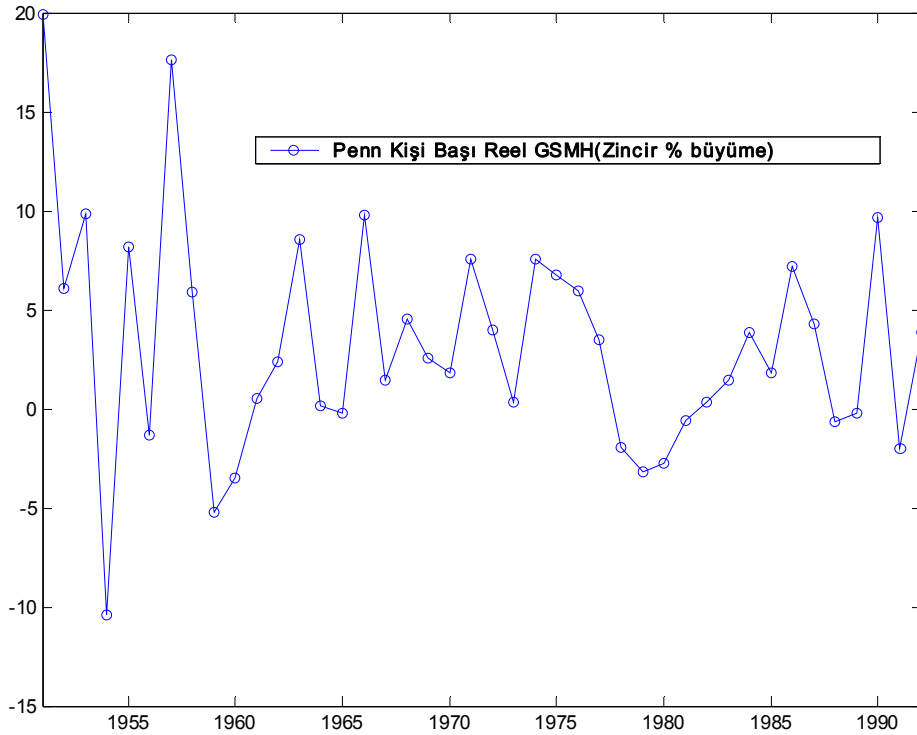
Şekil 3.6 Laspeyres Endeksi Yolu İle Hesaplanan Penn Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Serisinin Zaman Yolu Grafiği

Laspeyres endeksi yolu ile hesaplanan Penn reel kişi başı GSMH büyüme serisinin zaman yolu grafiği yukarıda görüldüğü gibi oldukça karmaşık bir seyir izlemektedir. Bu seri de 1950-1960 arası varyans oldukça büyük iken 1960 sonrası varyans daha durağan bir hale gelmiştir. 1954 bu seride bir aykırı değer olduğu izlenimini vermektedir.

İlginç bir şekilde bu seri 1950'lerin ilk yarısındaki hızlı büyümeyi ve 1950'lerin sonundaki kriz ortamını pek fazla yansıtamamakta, ancak diğer yandan 1960-78 arasındaki

hızlı büyüme dinamiğini ve 1978 sonrası 1980 darbesine doğru gerçekleşen ekonomik krizi iyi yakalamaktadır. Bu bakımdan Türkiye iktisat tarihinin temel evrelerini ve Türkiye'deki iktisadi aktivitenin iniş çıkışlarını yansıtabilme yönünden seri DİE serisinden çok farklı gözükmemektedir.

Bu seride de ortalama sıfırın üzerinde gözükmesine açık olarak rağmen pozitif ya da negatif bir zaman trendi görülememektedir. Buna bağlı olarak seride herhangi bir trend kırılmasından da söz etmek mümkün değildir.

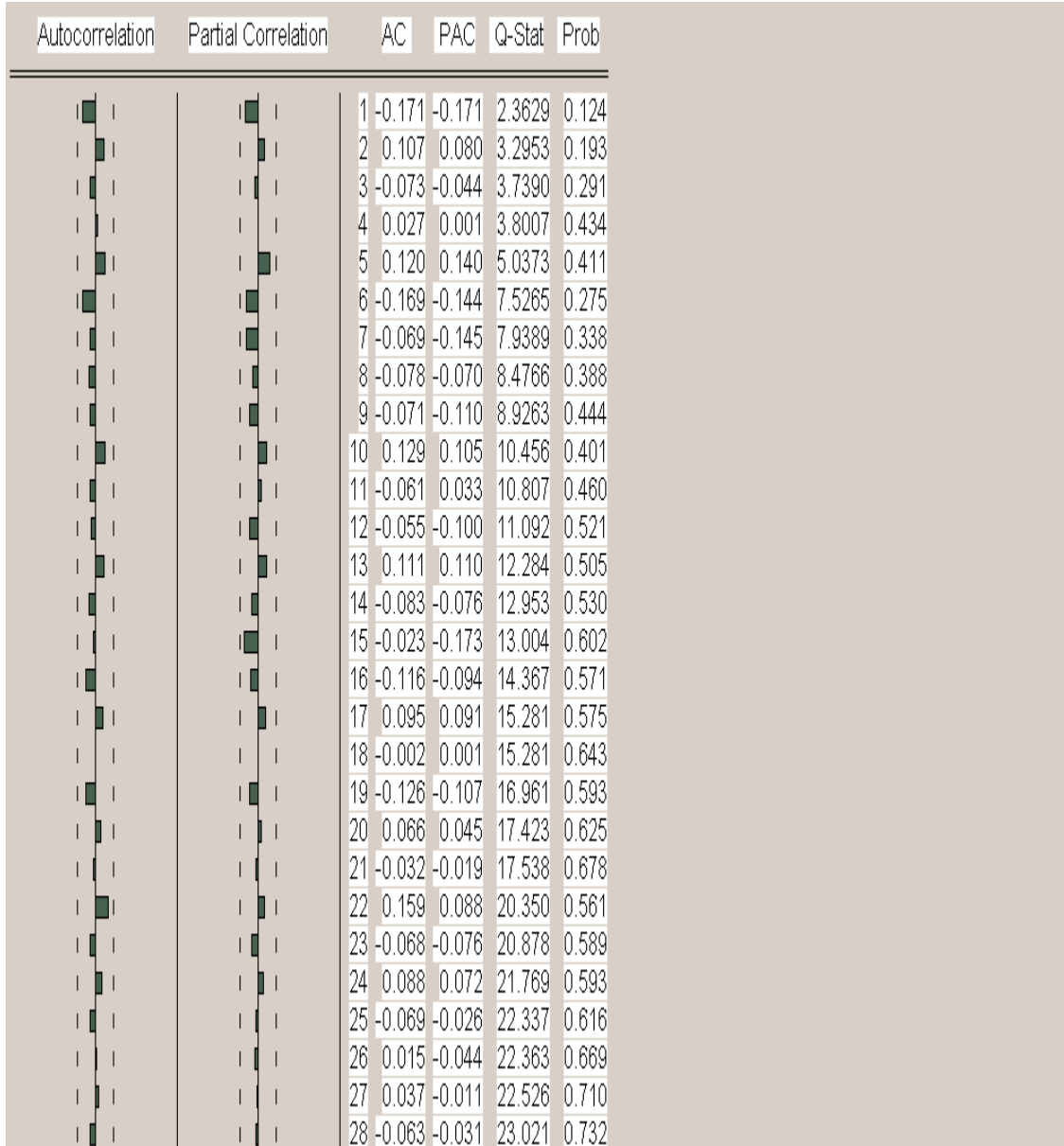


Şekil 3.7 Zincir Endeksi Yolu İle Hesaplanan Penn Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Serisinin Zaman Yolu Grafiği

Zincir endeksi yolu ile hesaplanan Penn reel kişi başı GSMH büyüme serisinin zaman yolu grafiği de yukarıda görüldüğü gibi oldukça Laspeyres endeksi yolu ile hesaplanan Penn reel kişi başı GSMH büyüme serisine benzemektedir. Bu seride de 1954 yılı bir aykırı değer izlenimini vermektedir. Diğer taraftan varyans kırılması ve pozitif ya da negatif bir zaman trendinin gözlemlenemiyor olması hususları da bu seri için geçerlidir.

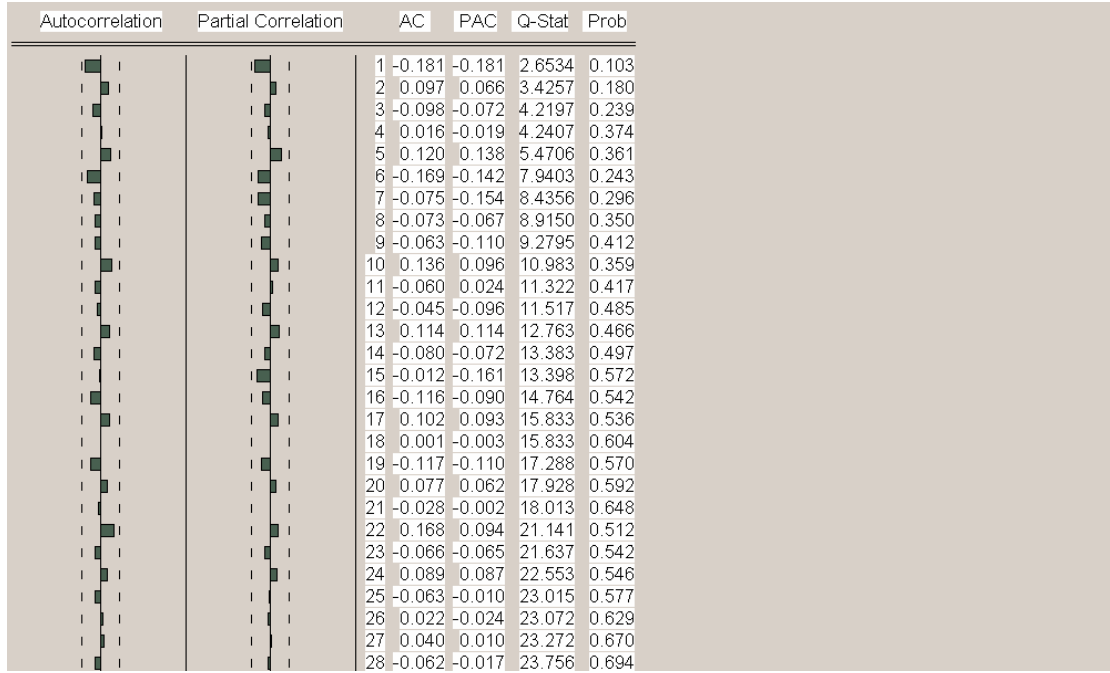
Öte yandan seri, en az Laspeyres endeksi yolu ile hesaplanan Penn reel kişi başı GSMH büyüme serisi kadar karmaşık bir zaman patikası izlemesine rağmen pozitif bir

ortalamanın etrafında dalgalanıyor hissi vermektedir. Doğal olarak aykırı değerler, varyans kırılmaları ve ortalamaya geri dönme olayı ve geri dönüş hızı hep formel istatistiki testlerle kontrol edilmelidir. Diğer taraftan bu iki Penn serisinin de sadece 43 tane gözleme sahip olması bu testler için büyük problem yaratmaktadır.



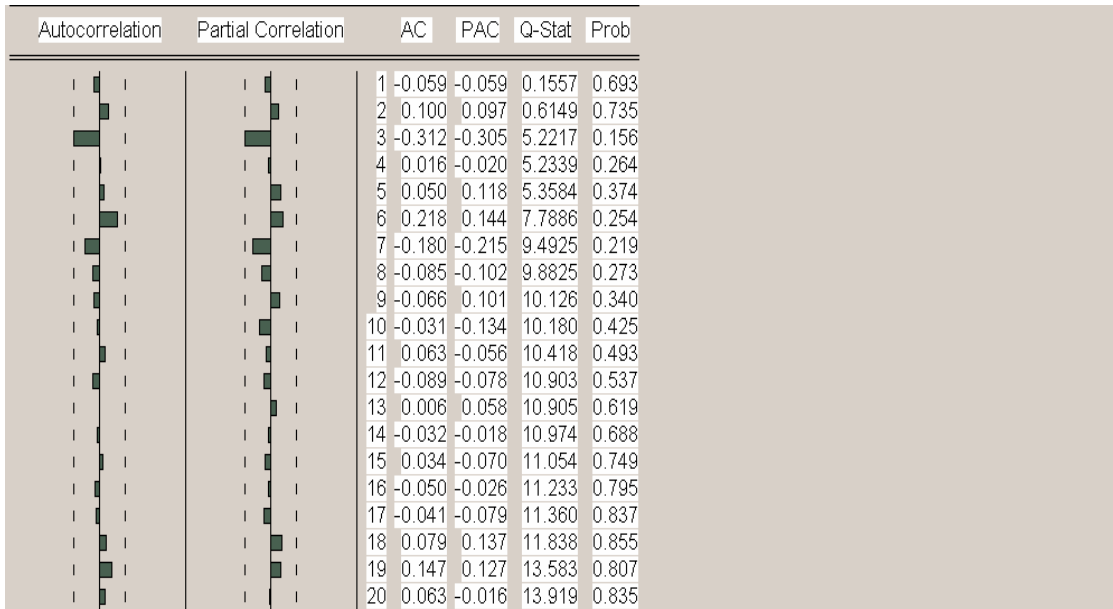
Şekil 3.8 Reel GSMH Büyüme Oranının Korelogramı

Reel GSMH büyüme oranının korelogramı yukarıdaki gibidir. Anlaşılacağı üzere reel GSMH büyüme serisi zayıf bir hafızaya sahiptir. Birinci gecikme için olan otokorelasyon katsayısı -0,171 gibi oldukça düşük bir sayıdır. Serinin rassal yürüyüş özelliği göstermediği yukarıdaki tablodan anlaşılabilir.



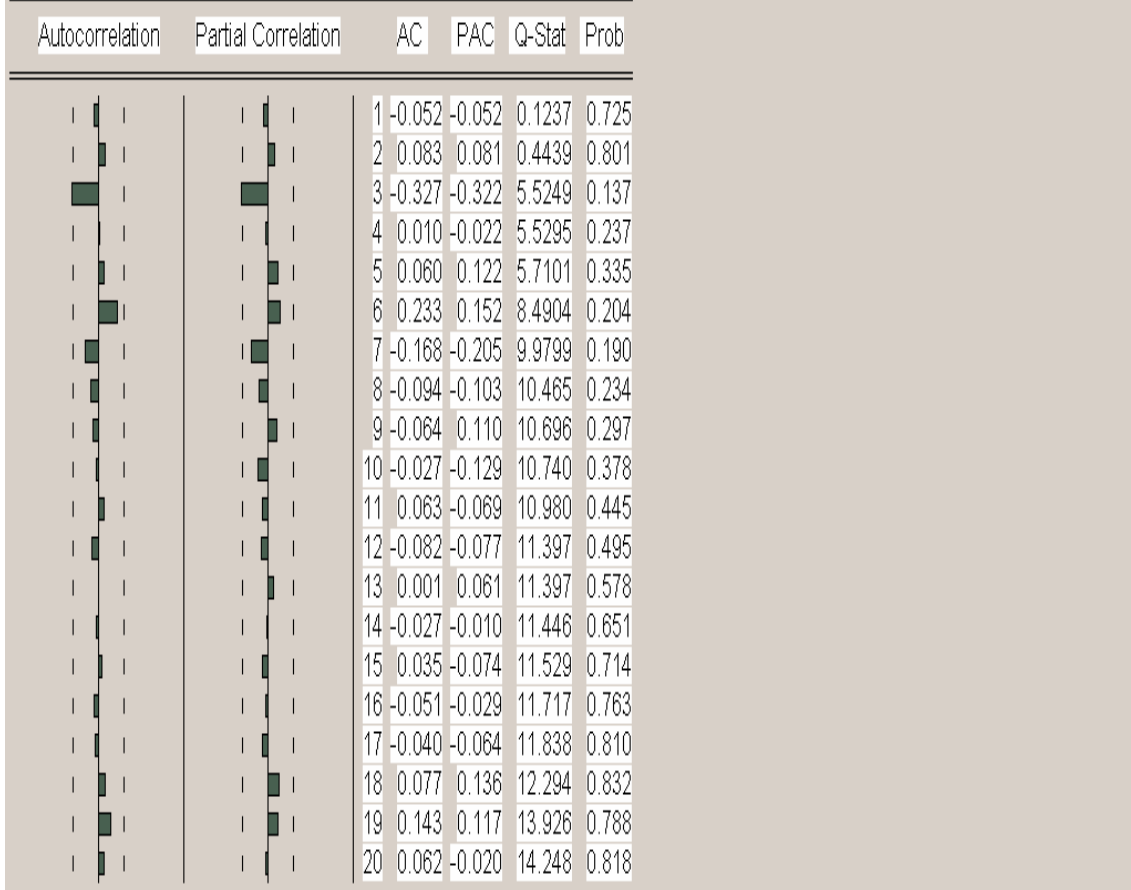
Şekil 3.9 Kişi Başı Reel GSMH Büyüme Oranının Koreogramı

Kişi başı reel GSMH büyüme oranının koreogramı da reel GSMH büyüme serisinininkiyle aynı özelliklere sahiptir. Seri koreograma bakıldığında durağan olduğu izlenimini vermektedir.



Şekil 3.10 Laspeyres Endeksi Yolu İle Hesaplanan Penn Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Serisinin Koreogramı

Laspeyres endeksi yolu ile hesaplanan Penn reel kişi başı GSMH büyüme serisinin korelogramına bakıldığında bu serinin de zayıf bir hafızaya sahip olduğu açıkça görülmektedir. Serinin üçüncü dereceden otoregesif bir yapıya sahip olabileceği anlaşılmaktadır.



Şekil 3.11 Zincir Endeksi Yolu İle Hesaplanan Penn Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Serisinin Korelogramı

Zincir endeksi yolu ile hesaplanan Penn reel kişi başı GSMH büyüme serisinin korelogramı da Laspeyres endeksi yolu ile hesaplanan Penn reel kişi başı GSMH büyüme serisinin korelogramı ile çok benzer özelliklere sahiptir.

Görüldüğü gibi ele alınan bütün GSMH serilerinin yüzde büyüme oranının durağan olma ihtimali çok büyük. Ancak bunu kesin olarak anlayabilmek için bu serilere formel birim kök testlerini yapmamız gerekir.

3.4 DİE Reel GSMH ve Reel Kişi Başı GSMH Büyüme Oranlarının Zaman Serisi Özellikleri

Birim kök testlerini uygulayabilmek için önce verilerimizde deterministik trend ve sabit terim olma ihtimalinin olup olmadığını görmemiz gerekir. Bunun için bütün serilere

birim kök testi yaparken regresyona bir sabit terim ve deterministik trend ile koymamız gerecektir. Bütün serilerde trend parametresinin istatistiki olarak anlamsız sabit terimin ise anlamlı olduğu görüldüğü için testler sabit terim göz önüne alınarak yapılmıştır.

Önce reel GSMH büyüme serisine ADF, ADF-GLS, KPSS ve Phillips-Perron testlerini uygulayalım:

Tablo 3.1 ADF Test İstatistiği ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
ADF(p=0)	-10,37104	-3,43	-2,86	-2,57
ADF(p=1)	-6,247277	-3,43	-2,86	-2,57

Tablo 3.2 ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=0)	-10,37104	-3,517847	-2,899619	-2,587134
ADF(p=1)	-6,247277	-3,519050	-2,900137	-2,587409

Tablolardan anlaşılacağı gibi reel GSMH büyüme oranı bütün anlamlılık düzeylerinde durağandır. Testi uygularken özelden genele stratejisi izlenmiş: 1 gecikmeden başlayarak Schwartz Bilgi Kriteri hesaplanmış ve bu kriterin değeri artıyorsa durulmuş azalıyorsa en çok 15 gecikmeye kadar devam edilmiştir.. Bundan sonra sunulacak bütün ADF ve ADF-GLS testlerinde gecikme derecesini bulabilmek için aynı strateji izlenecektir. Gecikme derecesi belirleme zorluğu şuradadır ki eğer gereğinden fazla parametre ile test yapılırsa ciddi güç kaybı olabilir; diğer taraftan eğer yeterince gecikme terimi regresyona konmaz ise otokorelasyon problemi olacağından büyüklük kayması problemi oluşacak ve bulunan test istatistiği yanlı bir tahmincinin ürünü olduğu için geçerli olmayacaktır. Gecikme derecesinin belirlenmesinde Schwartz ve Modifiye Edilmiş Schwartz olmak üzere iki tane bilgi kriteri kullanılmıştır. Schwartz kriteri için gecikme parametresi (p) 0, Modifiye Edilmiş Schwartz için ise 1 olarak bulunmuştur. İlk tabloda kullanılan asimptotik kritik değerler Dickey-Fuller'e aittir ve Hamilton'da (1994) bulunabilir, ikinci tabloda ise MacKinnon'un (1996) sınırlı örneklem için gecikme dereceleri, deterministik trend ve sabit terim olmak üzere bütün parametreleri göz önüne alarak yaptığı simülasyonlar sonucu elde ettiği kritik

değerler bulunmaktadır. Yine bundan sonra uygulanacak bütün ADF ve ADF-GLS testleri bu kritik değerleri gösteren iki ayrı tablo ile sunulacaktır.

Şimdi de ADF-GLS testini reel GSMH büyüme serisine uygulayalım:

Tablo 3.3 ADF-GLS Test İstatistiği ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
ADF(p=1)	-3,737030	-3,43	-2,86	-2,57
ADF(p=4)	-1,203694	-3,43	-2,86	-2,57

Tablo 3.4 ADF GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=1)	-3,737030	-2,595745	-1,945139	-1,613983
ADF(p=4)	-1,203694	-2,597025	-1,945324	-1,613876

Tablolarda görülebileceği gibi, ADF-GLS testi değişik enformasyon kriterleri tarafından seçilen değişik gecikme dereceleri için çelişkili sonuçlar vermektedir. Schwartz için p=1 olarak seçilmekte ve bütün anlamlılık düzeylerinde seri durağan gözükürken ve Modifiye Edilmiş Schwartz için p=4 olarak seçilmekte ve bütün anlamlılık düzeylerinde seri rassal yürüyüş olarak gözükülmektedir. Asimptotik ve sınırlı örneklem kritik değerleri yukarıdaki tablolardaki gibidir.

Şimdi de Ng-Perron'un M-testlerini kullanalım:

İlk olarak OLS yöntemiyle trendden arındırılmış AR spektrali kullanan bir Ng-Perron testi uygulanmıştır.

Tablo 3.5 Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
MZ_{α} (p=0)	-25,9599	-13,8	-8,1	-5,7
MZ_t (p=0)	-3,45773	-2,58	-1,98	-1,62
MPT(p=0)	1,411449	1,78	3,17	4,45
MZ_{α} (p=1)	-21,6390	-13,8	-8,1	-5,7
MZ_t (p=1)	-3,13231	-2,58	-1,98	-1,62

MPT(p=1)	1,67062	1,78	3,17	4,45
----------	---------	------	------	------

Schwartz için p=0 olarak, Modifiye Edilmiş Schwartz için p=1 olarak seçilmekte fakat sonuçlar değişmemektedir. Tablo bize, OLS yöntemiyle trendden arındırılmış AR spektrali kullanan Ng-Perron testlerinin tümünün bütün anlamlılık düzeyleri için serinin durağan olduğunu söylediğini gösteriyor.

Testi şimdi de GLS yöntemiyle trendden arındırılmış AR spektrali kullanarak yapalım:

Tablo 3.6 Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
MZ_{α} (p=1)	-17,1577	-13,8	-8,1	-5,7
MZ_t (p=1)	-2,75583	-2,58	-1,98	-1,62
MPT(p=1)	2,056690	1,78	3,17	4,45
MZ_{α} (p=4)	-0,71864	-13,8	-8,1	-5,7
MZ_t (p=4)	-0,29625	-2,58	-1,98	-1,62
MPT(p=4)	13,5496	1,78	3,17	4,45

Daha önce olduğu gibi gecikme dereceleri Schwartz için p=1 olarak seçilmekte ve Modifiye Edilmiş Schwartz için p=4 olarak seçilmekte. GLS yöntemiyle trendden arındırılmış AR spektrali kullanılarak yapılan testlerin tümü bütün anlamlılık düzeylerinde p=1 için durağanlık sonucuna varırken p=4 için serinin rassal yürüyüş olduğu sonucuna varmaktadırlar. Ancak testi Bartlett kerneli ve Newey-West bant genişliği kullanan bir tahminciyle parametrik olmayan bir şekilde yaptığımızda şu sonuçlar çıkmaktadır:

Tablo 3.7 Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
MZ_{α}	-25,9557	-13,8	-8,1	-5,7
MZ_t	-3,45743	-2,58	-1,98	-1,62
MPT	1,41470	1,78	3,17	4,45

Yukarıda görüldüğü gibi M testleri Bartlett kerneli ve Newey-West bant genişliği kullanan bir tahminciyle yapıldığında reel GSMH büyüme serisi bütün anlamlılık düzeyleri ve bütün testler için durağan gözükmemektedir. Testin sonuçları Andrews bant genişliği ile test uygulandığında değişmemektedir. Testler Parzen, Quadratik Spektral gibi değişik kernellerle

ve Andrews ve Newey-West bant genişlikleri için de yapıldığında tamamiyle aynı sonuçları vermektedir. Kısacası bütün parametrik olmayan yöntemle yapılan bütün testler bütün kerneller ve bütün bant genişlikleri için aynı sonuçları vermektedir.

Şimdi aynı testleri aynı sırayla kişi başı reel GSMH büyüme serisine uygulayalım.

Tablo 3.8 ADF Test İstatistiği ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
ADF(p=0)	-9,372901	-3,43	-2,86	-2,57
ADF(p=1)	-4,396246	-3,43	-2,86	-2,57

Tablo 3.9 ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=0)	-9,372901	-3,555023	-2,915522	-2,595565
ADF(p=1)	-4,396246	-3,555023	-2,915522	-2,595565

Yukarıdaki tablolardan anlaşılacağı gibi kişi başı reel GSMH büyüme oranı bütün anlamlılık düzeylerinde durağandır.. Schwartz kriteri için gecikme parametresi (p) 0, Modifiye Edilmiş Schwartz için ise 1 olarak bulunmuştur.

Kişi başı reel GSMH büyüme serisi için ADF-GLS testi sonuçları ise şöyledir:

Tablo 3.10 ADF-GLS Test İstatistiği ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
ADF(p=1)	-3,665383	-3,43	-2,86	-2,57
ADF(p=4)	-1,158841	-3,43	-2,86	-2,57

Tablo 3.11 ADF-GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=1)	-3,665383	-2,595745	-1,945139	-1,613983
ADF(p=4)	-1,158841	-2,597025	-1,945324	-1,613876

Tablolardan anlaşılacağı üzere sonuçlar reel GSMH büyüme serisinininkilerle aynıdır. ADF-GLS testi değişik enformasyon kriterleri tarafından seçilen değişik gecikme dereceleri için çelişkili sonuçlar vermektedir. Schwartz için p=1 olarak seçilmekte ve bütün

anamlılık düzeylerinde seri durağan gözükürken ve Modifiye Edilmiş Schwartz için $p=4$ olarak seçilmekte ve bütün anlamlılık düzeylerinde seri rassal yürüyüş olarak gözükmektedir.

Ng-Perron'un M testleri için ise sonuçlar şöyledir:

İlk olarak OLS yöntemiyle trendden arındırılmış AR spektrali kullanan bir Ng-Perron testi uygulanmıştır.

Tablo 3.12 Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
$MZ_{\alpha}(p=0)$	-25,2917	-13,8	-8,1	-5,7
$MZ_t(p=0)$	-3,41473	-2,58	-1,98	-1,62
$MPT(p=0)$	1,43173	1,78	3,17	4,45
$MZ_{\alpha}(p=1)$	-21,8186	-13,8	-8,1	-5,7
$MZ_t(p=1)$	-3,15212	-2,58	-1,98	-1,62
$MPT(p=1)$	1,63930	1,78	3,17	4,45

Schwartz için $p=0$ olarak, Modifiye Edilmiş Schwartz için $p=1$ olarak seçilmekte fakat sonuçlar değişmemektedir. Tablo bize, OLS yöntemiyle trendden arındırılmış AR spektrali kullanan Ng-Perron testlerinin tümünün bütün anlamlılık düzeyleri için serinin durağan olduğunu söylediğini gösteriyor.

Tablo 3.13 Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
$MZ_{\alpha}(p=1)$	-16,9794	-13,8	-8,1	-5,7
$MZ_t(p=1)$	-2,74598	-2,58	-1,98	-1,62
$MPT(p=1)$	2,05427	1,78	3,17	4,45
$MZ_{\alpha}(p=4)$	-0,69254	-13,8	-8,1	-5,7
$MZ_t(p=4)$	-0,29109	-2,58	-1,98	-1,62
$MPT(p=4)$	13,8761	1,78	3,17	4,45

Daha önce olduğu gibi gecikme dereceleri Schwartz için $p=1$ olarak seçilmekte ve Modifiye Edilmiş Schwartz için $p=4$ olarak seçilmekte. GLS yöntemiyle trendden arındırılmış AR spektrali kullanılarak yapılan testlerin tümü bütün anlamlılık düzeylerinde $p=1$ için durağanlık sonucuna varırken $p=4$ için serinin rassal yürüyüş olduğu sonucuna varmaktadırlar. Fakat diğer taraftan testi Bartlett kerneli ve Newey-West bant genişliği kullanan bir tahminciyle parametrik olmayan bir şekilde yaptığımızda şu sonuçlar çıkıyor:

Tablo 3.14 Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler
--	------------------	----------------------------

		1%	5%	10%
MZ_{α}	-25,2038	-13,8	-8,1	-5,7
MZ_t	-3,40832	-2,58	-1,98	-1,62
MPT	1,43633	1,78	3,17	4,45

Yukarıda görüldüğü gibi M testleri Bartlett kerneli ve Newey-West bant genişliği kullanan bir tahminciyle yapıldığında kişi başı reel GSMH büyüme serisi bütün anlamlılık düzeyleri ve bütün testler için durağan gözükmektedir. Testin sonuçları Andrews bant genişliği ile test uygulandığında değişmemektedir. Testler Parzen, Quadratik Spektral gibi değişik kernellerle ve Andrews ve Newey-West bant genişlikleri için de yapıldığında tamamiyle aynı sonuçları vermektedir. Kısacası bütün parametrik olmayan yöntemle yapılan bütün testler bütün kerneller ve bütün bant genişlikleri için aynı sonuçları vermektedir.

Tabloları bir bütün olarak yorumladığımızda şunları söyleyebiliriz.:

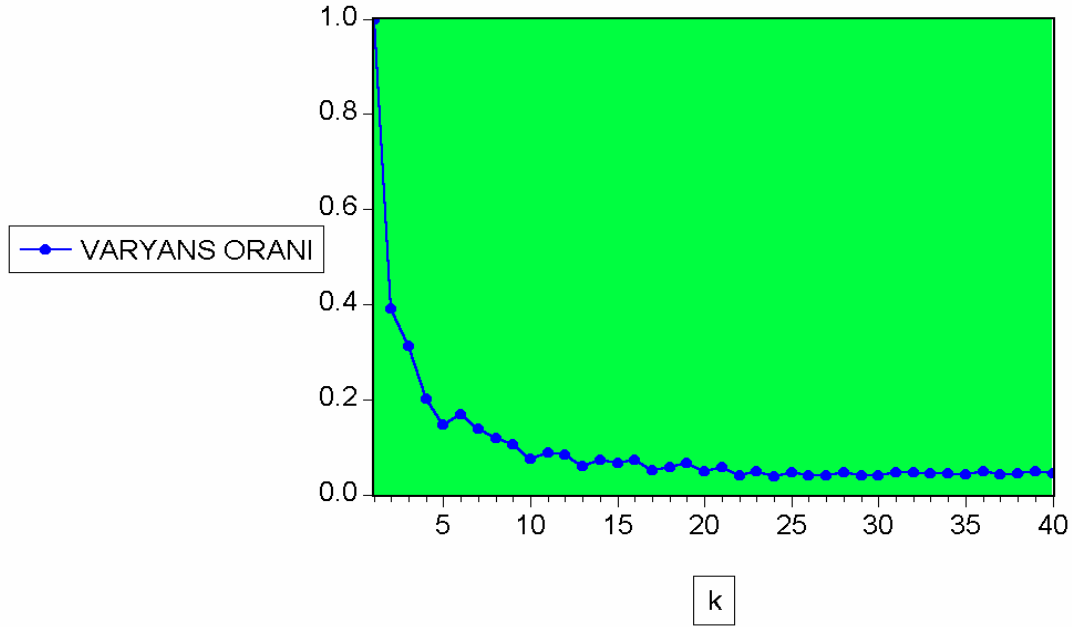
İlk olarak; DİE'nin reel GSMH büyüme ve reel kişi başı GSMH büyüme serileri bütün testlerde aynı sonuçlar vermektedir ve zaman serisi özellikleri birbirine çok benzemektedir.

İkinci olarak; seriler Modifiye Edilmiş Schwartz'la gecikme derecesi belirlenen ADF-GLS ve spektral yoğunluk fonksiyonunu GLS ile trendden arındırılmış AR spektrali ile parametrik olarak tahmin eden Ng-Perron testinde Modifiye Edilmiş Schwartz kullanılan durum dışında tüm testlerde bütün anlamlılık düzeyleri için durağan çıkmaktadır. Bu testlerde, yüksek bir olasılıkla Modifiye Edilmiş Schwartz kriterinin seçtiği 4 gecikme derecesi testin gücünü düşürmekte ve bu kriterle yapılan bazı testler yanlış sonuçlar vermektedir. Ancak bunun doğru olup olmadığını görebilmek için bu serileri daha yakından başka metodlarla ve başka bir takım testlerle daha yakından incelemeliyiz.

Bilindiği gibi Perron (1989) gerçekte durağan olan bir serinin yapısal kırılma sonucunda rassal yürüyüş gibi gözükebileceğini ve bu durumda yapısal kırılmaları göz önüne almayan birim kök testlerinin "sahte birim kök" sonuçları verebileceğini göstermiştir. Ancak bizim durumumuzda reel GSMH büyüme ve reel kişi başı GSMH serileri durağan gözükmekte. Bu durumda biz küçük bir olasılık da olsa serilerin aslında rassal yürüyüş olabilmesi ve testlerin bize yanlış sonuçlar vermiş olma ihtimalini araştırmak istiyoruz.

Bu tür bir durumun ne zaman oluşabileceği hakkında literatürdeki çalışmalara geçmeden önce son olarak Cochrane'in Varyans Oranı ile DİE serilerinin kalıcılığını ve onlardaki rassal yürüyüşün büyüklüğünü görelim ve neticeyi yukarıdaki bulgularla

karşılaştıralım. Varyans Oranı istatistiği bize kalıcılık ve serideki rassal yürüyüş kısmın büyüklüğü hakkında değerli bilgiler verecek ve yukarıdaki testlerden çıkan sonuçları kontrol etmemize yardım edecektir.



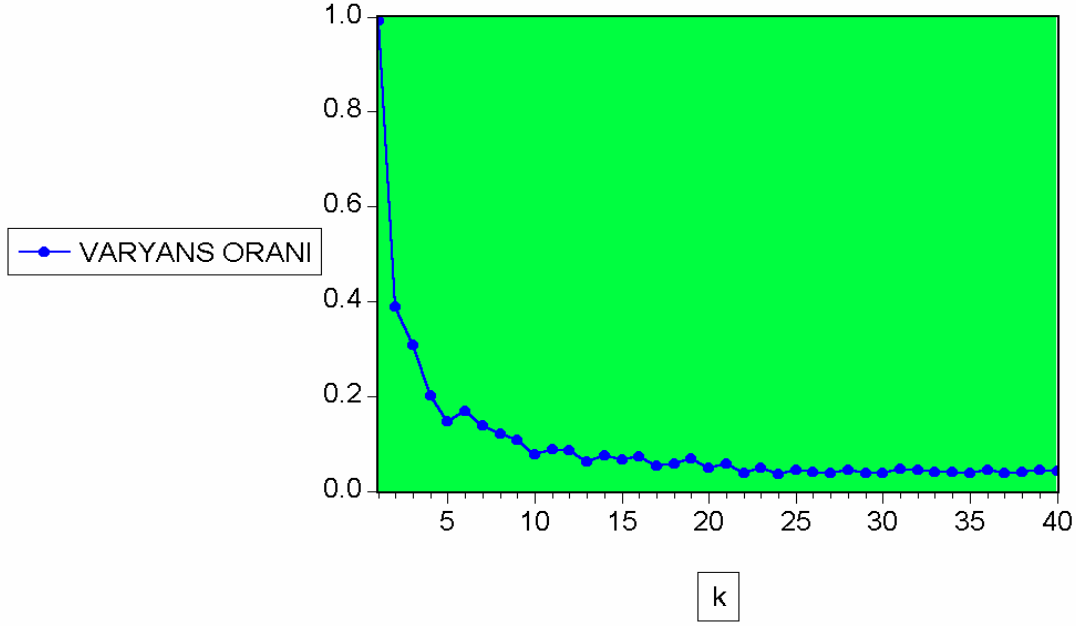
Şekil 3.12 Reel GSMH Büyüme Serisinin Varyans Oranı

Şekilde reel GSMH büyüme serisinin Varyans Oranı görülmektedir. Varyans Oranı hızlı bir şekilde sönmekte ve bu bize serinin durağan olduğunu göstermektedir. daha önce birim kök testlerinde değinildiği gibi k zamanı göstermektedir. Varyans Oranı'nın hızlı bir şekilde sönmesi ve sifıra çok yakın bir değere yakınsaması bize serideki rassal yürüyüş kısmın çok az olduğunu göstermektedir.

Tablo 3.15 Reel GSMH büyüme serisinin Varyans Oranı

	k(yıl)									
	1	2	3	4	5	10	15	20	25	30
$\hat{\sigma}_k^2 / \hat{\sigma}_1^2$	0.991	0.389	0.307	0.201	0.147	0.076	0.066	0.049	0.045	0.037

Tablodan görülebileceği gibi reel GSMH büyüme serisine verilen 1 birimlik bir şokun etkisi yaklaşık 3 yıl içerisinde sönmekte. 4 yıl sonra şokun yaklaşık %20'si kalıcı olabilmektedir. Bu bulgular politika yapıcılar için önemlidir çünkü reel GSMH büyüme serisinin yaklaşık 5 yıl içerisinde yani çok hızlı bir şekilde ortalamaya döndüğünü bize göstermektedir. Görüleceği gibi serinin rassal yürüyüş kısmı sadece % 3 gibi küçük bir değerdir.



Şekil 3.13 Kişi Başı Reel GSMH Büyüme Serisinin Varyans Oranı

Şekilde kişi başı reel GSMH büyüme serisinin Varyans Oranı görülmektedir. Varyans Oranı hızlı bir şekilde sönmekte ve bu bize serinin durağan olduğunu göstermektedir. daha önce birim kök testlerinde değinildiği gibi k zamanı göstermektedir. Varyans Oranı'nın hızlı bir şekilde sönmesi ve sıfıra çok yakın bir değere yakınsaması bize serideki rassal yürüyüş kısmının çok az olduğunu göstermektedir.

Tablo 3.16 Kişi başı reel GSMH büyüme serisinin Varyans Oranı

	k(yıl)									
	1	2	3	4	5	10	15	20	25	30
$\hat{\sigma}_k^2 / \hat{\sigma}_1^2$	0.999	0.390	0.312	0.201	0.146	0.074	0.065	0.049	0.046	0.039

Tablodan görülebileceği gibi kişi başı reel GSMH büyüme serisine verilen 1 birimlik bir şokun etkisi yaklaşık 3 yıl içerisinde sönmekte. 4 yıl sonra şokun yaklaşık %20'si kalıcı olabilmektedir. Bu bulgular politika yapıcılar için önemlidir çünkü kişi başı reel GSMH büyüme serisinin yaklaşık 5 yıl içerisinde yani çok hızlı bir şekilde ortalamaya döndüğünü bize göstermektedir. Görüleceği gibi serinin rassal yürüyüş kısmı sadece % 3,9 gibi küçük bir değerdir.

Simulasyona ve diğer testlere geçmeden önce gecikme derecesini bir bilgi kriteriyle değil de ADF regresyon denklemindeki hata terimlerinin serisel korelasyonunu bulan bir LM(Lagranj Çarpan) testiyle bulmaya çalışalım.. Her iki seri için de p =13 için yapılan testler seride serisel korelasyonun olduğunu söylemekte yani p=14 bulunmaktadır. Ayrıca t testi ile

uygulanan genelden özele bir yaklaşım da aynı sonuçları vermektedir. Seriler GLS ile sabit terimden arındırıldığında ise LM testleri 12 gecikme derecesini vermektedir. Yıllık bir veri için 15 gecikmeden başlanması literatürde pek görülmemiş olmasına rağmen biz bu gecikme derecesi için de sonuçlara göz atmak istiyoruz.

Gecikme derecesinin 14 olması yapılacak ADF testinin gücünü oldukça düşürecekse de $p=14$ için yapılan ADF testi sonuçları serilerin durağan olduğunu bize söylemektedir :

Tablo3.17 ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF($p=14$)	-3,376523	-3,538362	-2,908420	-2,591799
ADF($p=14$)	-3,934339	-3,538362	-2,908420	-2,591799

Tablodaki ilk test istatistiği reel GSMH büyüme ikincisi ise kişi başı reel GSMH büyüme serisi içindir. Kritik değerler bize ikinci serinin bütün anlamlılık düzeylerinde serilerin durağan olduğunu birinci serinin ise sadece %1 anlamlılık düzeyinde birim kök gözüktüğünü söylemektedir.

Tablo 3.18 ADF-GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF($p=12$)	-0,820465	-2,634731	-1,5100	-1,610907
ADF($p=12$)	-1,391345	-2,634731	-1,95100	-1,610907

Tablodaki ilk test istatistiği reel GSMH büyüme ikincisi ise kişi başı reel GSMH büyüme serisi içindir. Her iki seri de tüm anlamlılık düzeylerinde birim köktür.

Ancak şunu belirtmeliyiz ki şu ana yaptığımız bütün testler bazı durumlarda yanlış sonuçlar verebilmektedir. Seri aslında rassal yürüyüş iken birim kök boş hipotezinin sahte olarak red edilmesi durumu ilk defa Leybourne et. al.'ın "Boş Hiptezde bir Kırılma Olması Durumunda Dickey-Fuller Testleri Tarafından Sahte Olarak Red Edilmesi" (1998) adlı çalışmasında ele alındı. Buna göre eğer rassal yürüyüş olan bir serinin çok başında bir yapısal kırılma olursa bu Dickey-Fuller testlerinin birim kök boş hipotezini sahte olarak red etmesine yol açıyordu.

Birim kök testleri üzerinde bundan daha etkili olan bir başka olgu, hata terimlerinin standart zaman serisi analizinde varsayıldığı gibi normal dağılmaması gibi gözükmektedir. Kim ve Schmidt (1993) ve Hamori ve Tokihisa (1997) çalışmaları ARCH-GARCH türü yapılarda ve hata terimlerinde oluşan bir varyans kırılmasının gözlemlendiği yapılarda birim kök testlerinin boş hipotezi normalden daha fazla red ettiğini göstermiştir. Varyans kırılmaları için Kim et. al. (2002) etraflıca değinmiş ve bu tür durumlar için bir test geliştirmiştir. Seo ise (1999) GARCH yapıları için ADF testinin özelliklerini incelemiştir.

Bütün bunlara rağmen, görünüşe göre birim kök testlerinin bu tür varyans oynamalarına karşı olan duyarlılıkları Eklemeli Aykırı Değerlere(Additive Outliers) olan duyarlılıklarına nazaran çok daha ılımlı kalmaktadır. Franses ve Haldrup (1994) bu olguyu göstermiş Lucas (1995) ise Aykırı Değere karşı Dayanıklı bir test geliştirmiştir.

Basit bir simülasyonla eklemeli aykırı değerlerin birim kök testlerini nasıl ciddi şekilde yanıltabileceğini gösterebiliriz. Önce sıfırdan başlayan ve veri setimizle aynı sayıda yani 78 gözlemden oluşan bir kaymalı rassal yürüyüş seri yaratalım ve bu seriyi şu şekilde aykırı değerlerle bozalım:

$$y_t = 0,18 + y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ ve } t=[1924,2001]$$

$$t=1927 \text{ için } y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t + 10$$

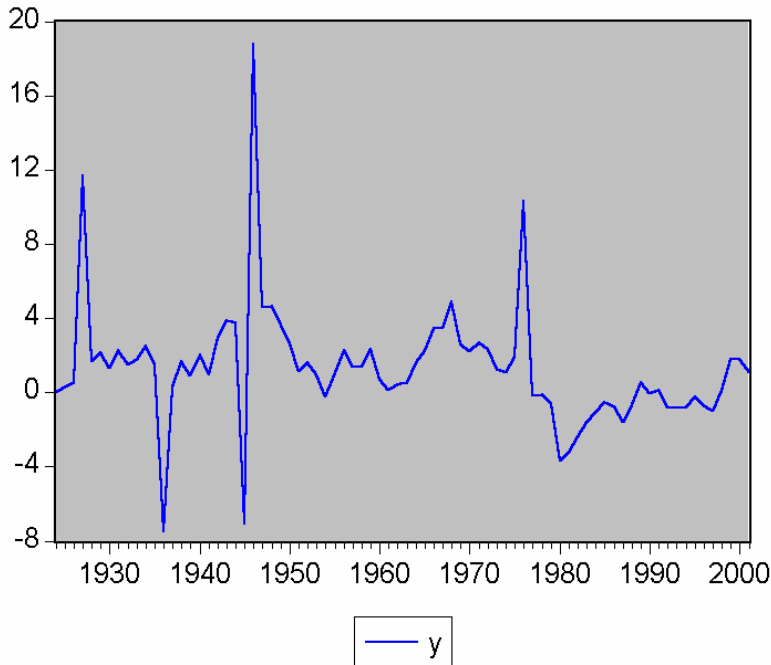
$$t=1936 \text{ için } y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t - 9$$

$$t=1945 \text{ için } y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t - 12$$

$$t=1946 \text{ için } y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t + 14$$

$$t=1976 \text{ için } y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t + 8$$

Simüle edilen serinin zaman yolu grafiği aşağıdaki gibidir.



Şekil 3.14 Simüle Edilen Serinin Zaman Yolu Grafiği

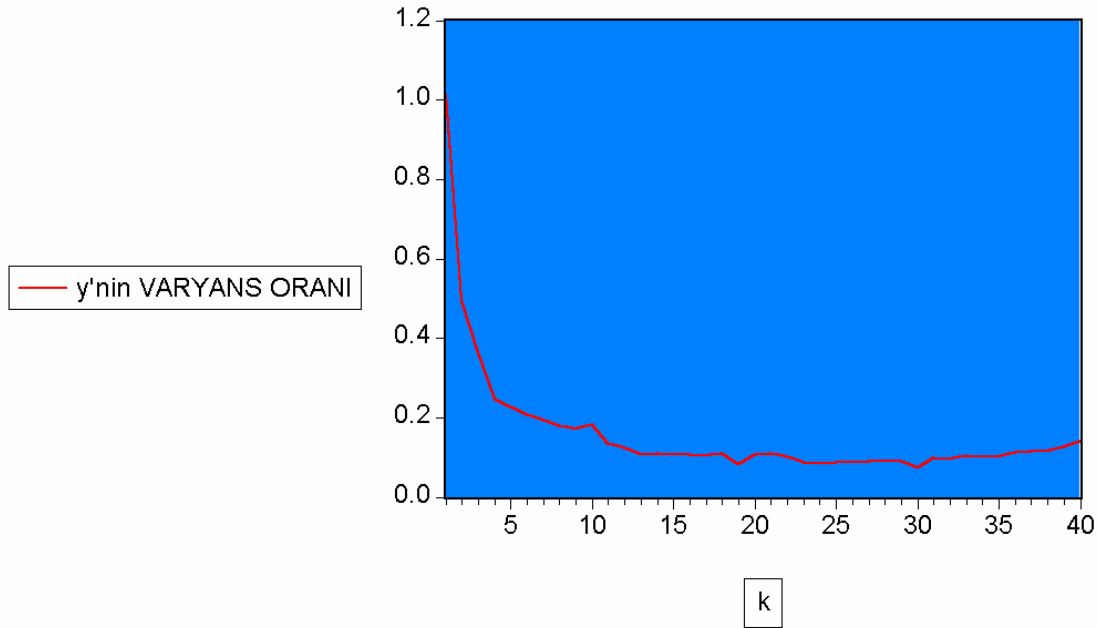
Görüldüğü gibi seri zaman yolu grafiğinde durağan gibi gözükmektedir. Şimdi de serinin otokorelasyon fonksiyonuna bakalım:

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.074	0.074	0.4459	0.504
		2	0.189	0.184	3.3754	0.185
		3	0.152	0.132	5.3022	0.151
		4	0.126	0.082	6.6401	0.156
		5	0.030	-0.030	6.7171	0.243
		6	0.065	0.010	7.0795	0.314
		7	0.010	-0.023	7.0878	0.420
		8	0.033	0.013	7.1878	0.517
		9	0.025	0.019	7.2465	0.611
		10	-0.129	-0.151	8.7719	0.554
		11	-0.039	-0.044	8.9104	0.630
		12	-0.019	0.020	8.9436	0.708
		13	-0.006	0.046	8.9475	0.777
		14	-0.079	-0.045	9.5498	0.794
		15	-0.001	0.002	9.5500	0.847
		16	-0.006	0.020	9.5542	0.889
		17	0.037	0.056	9.6939	0.916
		18	-0.082	-0.074	10.396	0.918
		19	0.227	0.244	15.866	0.666
		20	0.055	0.042	16.187	0.705
		21	0.029	-0.061	16.279	0.754
		22	0.014	-0.057	16.300	0.801
		23	-0.007	-0.061	16.306	0.842
		24	0.017	0.011	16.338	0.875
		25	0.025	0.019	16.411	0.902
		26	0.019	0.033	16.453	0.925
		27	-0.006	-0.009	16.457	0.944
		28	0.014	-0.052	16.482	0.958

Şekil 3.15 Simule Edilen Serinin Otokorelasyon Fonksiyonu

Görüldüğü gibi serinin otokorelasyon fonksiyonu bize serinin durağan olduğunu söylemekte. Oysa seri bir rassal yürüyüş.

Serinin Varyans Oranı ve ADF test ve kritik istatistikleri aşağıdaki gibidir:



Şekil 3.16 Eklemeli Aykırı Değerlerle Bozulmuş Bir Serinin Varyans Oranı

Grafikte gözlemlendiği üzere eklemeli aykırı değerlerle bozulmuş bir serinin Varyans Oranı istatistiği tıpkı bir durağan seri gibi hemen sönmekte.

Tablo 3.19 ADF-GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
	1%	5%	10%

ADF(p=0)	-7,729665	-2,595340	-1,945081	-1,614017
----------	-----------	-----------	-----------	-----------

Yukarıdaki tabloda eklemeli aykırı değerlerle bozulmuş y serisinin, Schwartz kriteriyle gecikme derecesi seçilmiş ADF-GLS test istatistiği ve sınırlı örneklem kritik değerleri gözükmemektedir. Buna göre y serisi kuvvetli bir şekilde durağandır. Oysa biz serinin rassal yürüyüş olduğunu biliyoruz.

O halde biz, serilerde aykırı değerler ve varyans kırılması var mı önce onu araştırmalıyız. Bilen ve Huzurpazar'ın (2002) geliştirdiği yöntemle aykırı değerleri bulduk ve Inclan ve Tiao'nun (1994) geliştirdiği yöntemle varyans kırılmalarını tesbit ettik.

Reel GSMH büyüme ve reel kişi başı GSMH büyüme serileri için aykırı değerler şunlardır: 1927, 1932, 1946. Bundan başka her iki seri için de 1936 ve 1945 eşik değere çok yakın değerler vermektedir, yani bunlar da aykırı değer olabilir. Diğer taraftan Inclan ve Tiao testi varyans kırılma tarihini bize 1953 olarak veriyor.

Serilerin zaman serisi özellikleri birbirinin çok benzeri olduğu için bundan sonra yapılacak analizleri sadece reel kişi başı GSMH büyüme serileri için yapmayı uygun bulduk.

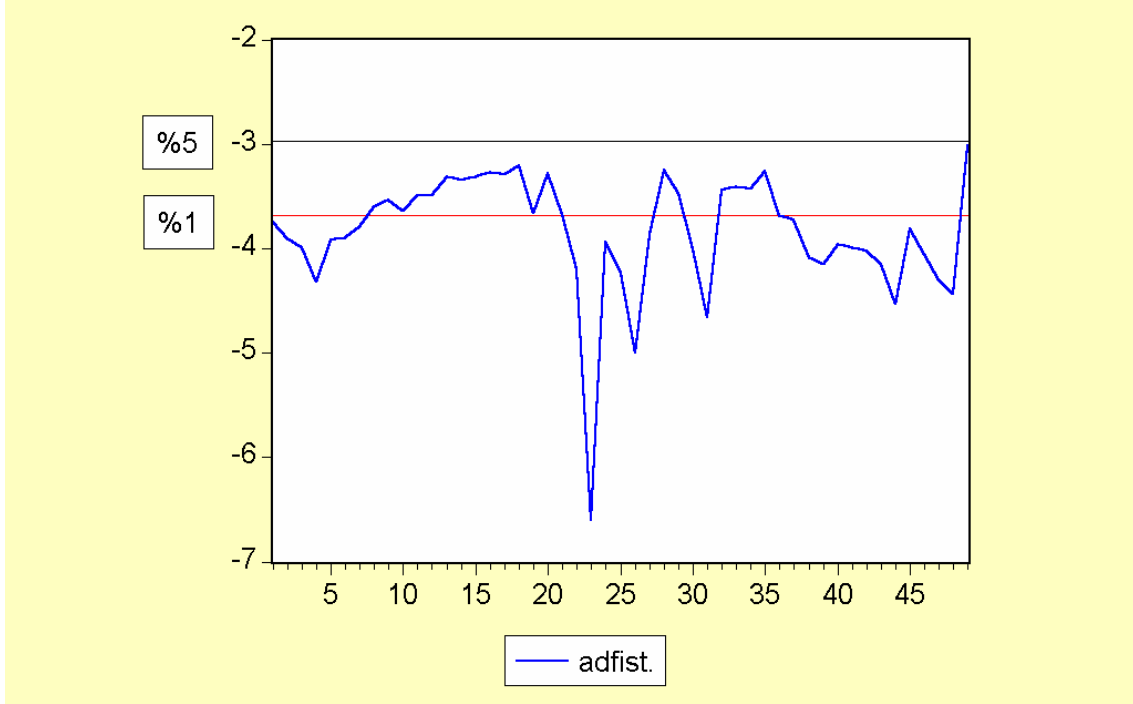
Uygulanması gereken ilk test So ve Shin'in (2001) geliştirdiği testtir. So ve Shin'in testinin özelliği hem aykırı değerlere hem de varyans kırılmaları ve ARCH türü yapılara karşı testin oldukça dayanıklı olması bu tür yapıları olan serilerde testin gücünün ADF ve bütün diğer testlerden çok daha fazla olmasıdır.

Tablo 3.20 ADF-GLS Test İstatistiği ve Asimptotik Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
SS	-32	-20	-14	-12

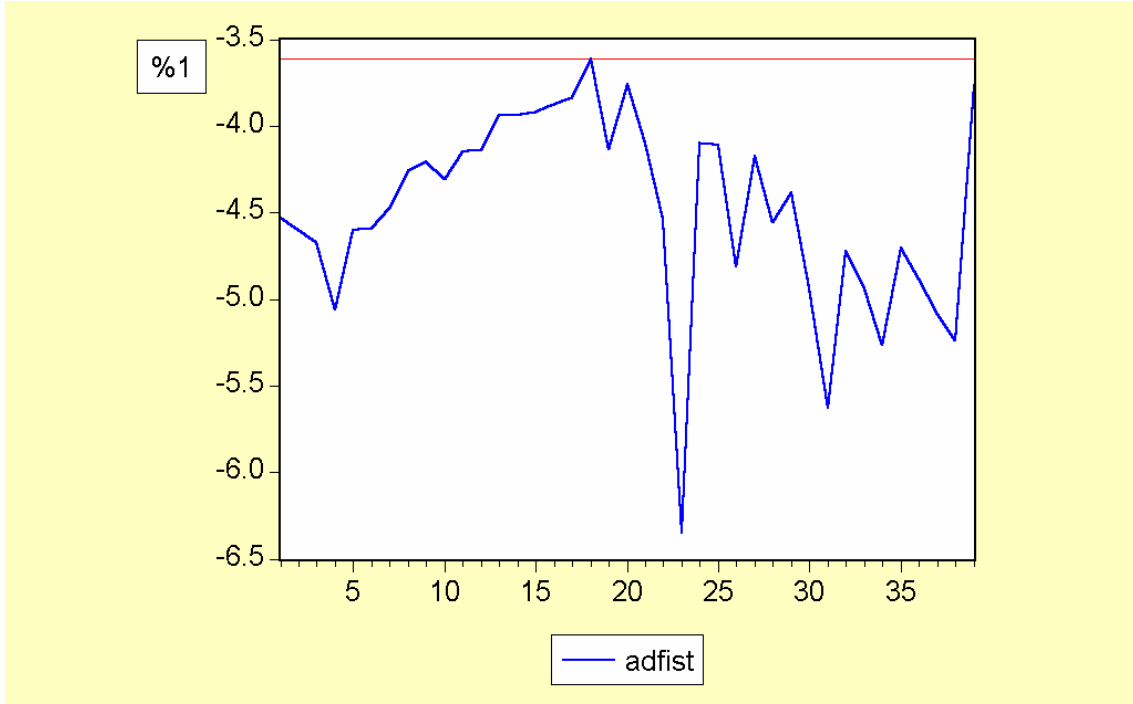
Tablodan da anlaşılacağı gibi reel kişi başı GSMH büyüme serisi bütün anlamlılık düzeylerinde durağandır. Ancak burada aynı problem yine karşımıza çıkmaktadır. Yukarıdaki test sıfır gecikme derecesi için yapılmıştır. Oysa eğer gecikme derecesi yine 15 gecikmeden geriye doğru bir LM testiyle araştırılırsa 12'ye eşit olduğu görülecektir. Genelden özele 15 gecikmeden geriye doğru bir t testi yaklaşımı da aynı sonucu vermektedir. Maksimum gecikme derecesi 8 olduğunda ise t testi 4 gecikmeyi vermektedir. Fakat bütün bu gecikme dereceleri için yapılan testler serinin birim kök olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan gecikme derecesi arttıkça bu testin de gücünün düşme ihtimali vardır.

Uygulanabilecek diğerk bir test ise Newbold et. al.'ın (2001) hareketli ADF istatistiđi testidir. Schwartz ve Modifiye Edilmiř Schwartz tarafından seřilmiř olan 0 ve 1 gecikme dereceleriyle 30 ve 40 gözlem için hareketli ADF istatistikleri hesaplanmıřtır. Ařađıda reel kiři bařı GSMH için 30 gözlem ve 1 gecikme için uygulanmıř hareketli ADF istatistiklerinin zaman yolu grafiđi görölmektedir:



řekil 3.17 Reel Kiři Bařı GSMH İřin 30 Gözlem Ve 1 Gecikme İřin Uygulanmıř Hareketli ADF İstatistiklerinin Zaman Yolu Grafiđi

řekilde kırmızı çizgi %1 siyah çizgi ise %5 anlamlılık düzeyinde 1 gecikme için kritik deđerleri göstermektedir. řekilden anlařılabileceđi gibi 30 gözlem için hesaplanmıř hareketli ADF istatistiđi %5 anlamlılık düzeyinde kritik deđerin hep altında kalmaktadır. %1 anlamlılık düzeyinde ise test istatistiklerinin %56'sı kritik deđerin altında kalmaktadır.



Şekil 3.18 Bir Gecikme İçin 40 Gözlemlik Hareketli ADF İstatistikleri

Yukarıdaki şekilde ise 1 gecikme için 40 gözlemlik hareketli ADF istatistikleri görülmektedir. Görüldüğü gibi bütün istatistikler için %1 anlamlılık düzeyinde bile seri durağandır. 0 gecikme derecesi için sonuçlar benzer olduğu için burada gösterilmeyecektir.

Daha önce belirtildiği gibi tespit edilen aykırı değerlerin hepsi 1947 öncesi veride ortaya çıkmaktadır. Bundan başka 1947 öncesi verinin çok güvenilir olmadığı en güvenilir veri setinin 1968-2001 için olduğu bir gerçektir. Şu halde 1948-2001 ve 1968-2001 veri setleri için de birim kök testleri yapmak uygun olacaktır.

Önce 1948-2001 verisi için testleri yapalım:

Tablo 3.21 ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=0)	-7.971369	-4,137279	-3,495295	-3,176618
ADF(p=1)	-4,825781	-4,137279	-3,495295	-3,176618

1948-2001 verisinde negatif eğimli bir trend bulunmuş ve testler trend göz önüne alınarak yapılmıştır. Şekilden anlaşılacağı gibi Schwartz ve Modifiye Edilmiş Schwartz tarafından seçilmiş olan 0 ve 1 gecikme dereceleriyle seri bütün anlamlılık düzeylerinde durağandır. Ancak ADF-GLS testinde bütün örneklem için yaptığımız testlerde karşımıza çıkan problem burada yine karşımıza çıkmaktadır. ADF-GLS testlerinde hem Schwartz hem de Modifiye Edilmiş Schwartz gecikme derecesini 4 olarak seçmiş bu da testin gücünü düşürmüş ve bu testler birim kök sonucunu vermişlerdir. Sonuçlar aşağıdaki tabloda görüldüğü gibidir.

Tablo 3.22 ADF-GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=4)	-1,500416	-3,7548	-3,1772	-2,878

Diğer testler de bütün örnekleme uygulandıkları zaman verdikleri sonuçlarla aynı sonuçları vermiştir ancak burada gösterilmemiştir.

En güvenilir veri seti parçası olan 1968-2001 örnekleme testler yapılırken ortaya son derece karışık sonuçlar çıkmaktadır. Bu örnekleme için kullanılan testlerde trend olmadığı için sadece sabit terim göz önüne alınmıştır.

Tablo 3.23 ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=0)	-4,954042	-3,639407	-2,951125	-2,6143
ADF(p=1)	-2,187326	-3,639407	-2,951125	-2,6143
ADF(p=3)	-3,075758	-3,639407	-2,951125	-2,6143

Tabloda görüldüğü gibi Schwartz gecikme derecesini 0 olarak bulurken Modifiye Edilmiş Schwartz 1 olarak bulmuştur. Şu halde p=0 için bütün anlamlılık seviyelerinde seri durağanken, p=1 için bütün anlamlılık derecelerinde seri birim kök çıkmaktadır. 10 gecikmeden geriye doğru gidilerek yapılan LM testleri ise gecikme derecesini 3 olarak bulmuştur. Bu gecikme derecesi için yapılan testlerde ise %1 anlamlılık düzeyinde seri birim kök olarak gözükürken diğer anlamlılık düzeylerinde seri durağan olarak gözükmektedir.

ADF-GLS testleri ise bu sefer garip bir şekilde bütün örnekleme için olan sonuçların tam tersini vermiştir.

Tablo 3.24 ADF-GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=0)	-4,834378	-2,634731	-1,951	-1,6109
ADF(p=2)	-2,151653	-2,634731	-1,951	-1,6109

Yukarıdaki tabloda görülen sonuçlar oldukça şaşırtıcıdır. Schwartz gecikme derecesini 0 olarak tahmin etmiş, bu durumda seri bütün anlamlılık düzeylerinde durağan olarak gözükmektedir. Diğer taraftan Modifiye Edilmiş Schwartz gecikme derecesini 2 olarak bulmuştur ve bu durumda da %1 anlamlılık düzeyinde seri birim kök olarak gözükürken diğer anlamlılık düzeylerinde seri durağan olarak gözükmektedir.

Tablo 3.25 Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
MZ_{α}	-16,3195	-13,8	-8,1	-5,7
MZ_t	-2,49769	-2,58	-1,98	-1,62
MPT	2,74752	1,78	3,17	4,45

Tablo bize MZ_{α} testinin bütün anlamlılık düzeylerinde serinin durağan olduğunu gösterdiğini, MZ_t ve MPT testlerinin ise %1 anlamlılık düzeyinde serinin birim kök, diğer anlamlılık düzeylerinde ise durağan olduğunu gösterdiğini söylemekte. Bütün testler GLS ile detrend edilmiş AR spektrali ve Newey-West bant kalınlığı ile yapılmıştır. İlginç olan bir diğer nokta bütün Ng-Perron testlerinin hangi spektral ve bant kalınlığı kullanılırsa kullanılsın aynı sonuçları vermesidir. Bu sonuçların ayrıca burada gösterilmesine gerek görülmemiştir.

3.5 Penn Zincir ve Penn Laspeyres Kişi Başı GSYH'nın Zaman Serisi Özellikleri

Her zamanki gibi önce Penn Zincir(Zincir Endeksiyle hesaplanmış Penn serisi) ve Penn Laspeyres (Laspeyres Endeksiyle hesaplanmış Penn serisi) serilerine ADF testini uygulayalım. Penn Laspeyres için sonuçlar şöyledir:

Tablo 3.26 ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=0)(Schwartz)	-7,436491	-3,600987	-2,935001	-2,605836
ADF(p=2) (Mod. Schwartz)	-5,563278	-,3610453	-2,938987	-2,607932

Penn Zincir serisi için ise sonuçlar aşağıdaki gibidir:

Tablo 3.27 ADF Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=0)(Schwartz)	-7,442098	-3,600987	-2,935001	-2,605836
ADF(p=2)(Mod. Schwartz)	-5,737032	-3,610453	-2,938987	-2,607932

Testleri uygularken yine özelden genele stratejisi izlenerek gecikme derecesi bulunmuştur. Schwartz ve Modifiye edilmiş Schwartz kullanılmıştır. Fakat maksimum gecikme derecesi bu sefer 12 olarak alınmıştır. Anlaşılabilceği gibi bütün anlamlılık seviyelerinde her iki seri de durağandır.

Penn Laspeyres serisi için ADF-GLS testi ise şu sonuçları vermektedir:

Tablo 3.28 ADF-GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=2)(Schwartz)	-1,453486	-2,625606	-1,949609	-1,611593
ADF(p=2)(Mod. Schwartz)	-1,453486	-2,625606	-1,949609	-1,611593

Tablodan anlaşılacağı üzere Penn-Laspeyres serisi için Schwartz ve Modifiye edilmiş Schwartz tarafından seçilen gecikme dereceleri aynıdır ve seri ADF testinin sonuçlarının tersine bütün anlamlılık düzeylerinde birim kök olarak gözükmektedir.

Penn Zincir serisine yapılan ADF-GLS testleri ise şu sonuçları vermiştir:

Tablo 3.29 ADF-GLS Test İstatistiği ve Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri

	Test İstatistiği	Sınırlı Örneklem Kritik Değerleri		
		1%	5%	10%
ADF(p=2)(Schwartz)	-1,445579	-2,625606	-1,949609	-1,611593
ADF(p=2)(Mod. Schwartz)	-1,445579	-2,625606	-1,949609	-1,611593

Sonuçlar Penn Laspeyres serisi ile aynı çıkmaktadır. Yine Schwartz ve Modifiye edilmiş Schwartz tarafından seçilen gecikme dereceleri aynıdır ve yine seri bütün anlamlılık seviyelerinde birim köktür.

Şimdi de yine aynı sırayla yani önce Penn Laspeyres'in sonra da Penn Zincir'in Ng-Perron M testleri sonuçlarına bakalım. Testler Bartlett kerneli ve Newey-West Bant genişliği ile yapılmıştır. Sonuçlar aşağıdaki tablolarda verilmiştir.

Tablo 3.30 Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
MZ_{α}	-3,67669	-13,8	-8,1	-5,7
MZ_t	-1,31615	-2,58	-1,98	-1,62
MPT	6,67340	1,78	3,17	4,45

Tablo 3.31 Ng-Perron'un M-testleri Test İstatistikleri ve Asimptotik Kritik Değerler

	Test İstatistiği	Asimptotik Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
MZ_{α}	-2,99627	-13,8	-8,1	-5,7
MZ_t	-1,17883	-2,58	-1,98	-1,62
MPT	8,07954	1,78	3,17	4,45

Tablolardan bütün anlamlılık düzeylerinde her iki serinin de birim kök olduğu anlaşılmaktadır. Testler başka kerneller ve Andrews bant genişliği için de aynı sonuçları vermiş fakat sonuçlar burada gösterilmemiştir.

SONUÇ

Bu çalışmada endojen büyüme modelleri, zaman serileri tekniğiyle Türkiye için, ikisi DİE kaynaklı ikisi ise Dünya Bankası projesi kapsamında oluşturulan Penn Dünya Tabloları kaynaklı dört zaman serisi üzerinde yapılan testlerle sınanmıştır.

Her dört zaman serisinin de zaman serisi özellikleri birbirine benzemektedir. Zayıf hafıza ve çok küçük bir kalıcı kısım barındırmaları, pozitif ya da negatif eğimli bir deterministik trende sahip olmamaları ortak özellikler olarak zikredilebilir. Testlerden çıkan sonuçlara göre bütün seriler sabit bir ortalama etrafında dalgalanmaktadır ve durağandır. Bu durumda, Lau(1997)'nin I. Bölüm sonunda vermiş olduğu tablosundan faydalanarak Türkiye'de endojen büyüme modellerinin geçerli olmadığını söyleyebiliriz. Bu tabloya göre endojen büyüme özelliği gösteren bir büyüme zaman serisi kesinlikle birim kök özelliğine sahip olmalıdır. Ancak çalışmamızda böyle bir sonuca varılamadı.

Diğer taraftan, bu serilerin sabit bir ortalama etrafından dalgalanmaları ve hafızalarının zayıf olması endojen büyüme teorilerinin red edilmesinden başka çok önemli politika sonuçları ima etmektedir. Bu sonuçlara göre yapılan herhangi bir politika değişikliğinin, ki bunlar iktisat politikasının standart alet çantasında bulunan klasik para veya maliye politikaları olabilir, reel GSMH büyüme ve kişi başı reel GSMH büyüme oranını etkileme derecesi çok düşüktür ve gerçekleşen bir etki de kısa dönemli olacaktır.

İktisadi büyümenin bir ülkenin refahını ve gelecekteki iktisadi konumunu etkileyen en önemli göstergelerden biri olduğunu kabul edersek bu oldukça rahatsız edici bir konudur. Büyüme serisinin daha kolay etkilenebilir bir hale gelebilmesi için yapısal bir değişim sonucunda serinin veri yaratma sürecinin değişmesi gerekmektedir. Diğer taraftan varolan yapı aslında bazı olumlu yanlar da barındırmaktadır zira bu tür bir yapı ekonomiye fazla müdahale olmasa bile büyümenin belli bir seyirde seyredeceğinin habercisidir.

Son olarak da bu sonuçlar bize tahmin ve konjonktür dalgaları hakkında çok önemli şeyler söylemektedirler. Bir serinin durağan olması o serinin gelecek değerlerinin tahmin edilebilmesi için bir ön koşuldur. Şu durumda GSMH hasıla büyüme hızı yapılacak yeterince geniş bir zaman serisi çalışmasıyla tahmin edilebilir.

Konjonktür dalgaları ise önemli bir diğer husustur. Bu çalışmanın ortaya koyduğu sonuçlara göre iktisadi aktivite stokastik bir trend etrafında değil de sabit bir terim etrafında seyretmektedir. Bu ise bize Türkiye'nin potansiyel ve gerçekleşmiş büyüme oranlarını ve bunların arasındaki farklar kanalı ile konjonktür dalgalarının dip ve tepe noktalarının tahmini yerlerini göstermeye yarayacaktır.

KAYNAKÇA

Agiakloglou, C. and Newbold, P., Empirical evidence on Dickey-Fuller type tests, **Journal of Time Series Analysis**, 13, 471-83,1992.

Aghion, Philippe and Peter Howitt, **Endogenous Growth Theory**, MIT Press, 1998.

Akgül I., **Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri**, İstanbul: Der Yayınları, 2002.

Akyüz, Yılmaz, **Sermaye, Bölüşüm, Büyüme**, Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Yayınları, 1977.

Arrow, Kenneth, The Economic Implications of Learning by Doing, **The Review of Economic Studies**, Vol. 29, No.3, 155-173, June, 1962.

Banerjee A., J. J. Dolado, J. W. Galbraith ve D. F. Hendry, **Co-Integration Error Correction and The Econometric Analysis of Non-Stationary Data**, New York: Oxford Universty Press , 1993.

Barro, J. Robert and Xavier Sala-i Martin, **Economic Growth**, Mc Graw Hill, 1995.

Box G. E. P. ve G. M. Jenkins, **Time Series Analysis Forecasting and Control**, San Francisco: Holden-Day, 1976.

Bulutay, T., Yıldırım, N., Tezel, Y.S. **Türkiye milli geliri 1923-1948**, SBF, Ankara, 1974.

Campbell, J.Y and Perron, P., 1991, Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots, **NBER WP**

Cass, David, Optimum Growth in an Aggregative Model of capital Accumulation, **Review of Economic Studies**, 32, 233-240, July 1965.

Chatfield, C., **The Analysis of Time Series: An Intoduction**, New York: Chapman and Hall, 1980.

Cheung, Y.W. and Chinn, M. D., Further investigation of the uncertain unit root in GNP, **Journal of Business and Economic Statistics**, 15, 68-73, 1997.

Caner M. and Kilian, L., Analyzing Unit Root Tests in Finite Samples Using Power Profiles, **University of Michigan Working Papers**, 98-05, 1998.

Christiano, L. J. and Eichenbaum, M., Unit roots in real GNP: Do we know and do we care, **NBER Working Papers** No.3130, 1990.

Cochrane, J. H., How big is the random walk in GNP, **Journal of Political Economy** 96, 893-920, 1988.

De Jong, D. N., Nankervis, J.C., Savin, N.E. and C.H. Whiteman Integration versus trend stationary in time series, **Econometrica**, 62, 422-33, 1992.

De Long, J.B., and Summers L.H., On the Existence and Interpretation of the Unit Root in U.S. GNP, **NBER Working Papers** No. 2716, 1987.

Dickey D. A. ve W. A. Fuller , “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, **Journal of the American Statistical Association**, , 74, June 1979.

D.İ.E. **İstatistik Göstergeler 1923-1998**, T.C. Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü, Ankara, 2001.

Diebold F.X. and Senhadji, A.S., The uncertain unit root in real GNP: comment, **The American Economic Review**, 86, 1291-98, 1996.

Ekelund, B. Robert and Robert F. Hebert, **A History of Economic Theory and Method**, McGraw Hill Publishing Company, 1990.

Elliott, G., Rothenberg, T. J., and Stock, J. H., Efficient tests for an autoregressive unit root, **Econometrica**, 64, 813-836, 1996.

Enders, W. **Applied Econometric Time Series**, New York: John Wiley, 1995.

Frankel, Marvin, The Production Function in Allocation and Growth: A Synthesis, **The American Economic Review**, Vol. 52, No.5, 995-1022, December, 1962.

Franses, P.H., Haldrup, N., The Effects of Additive Outliers on the Tests for Unit Roots and Cointegration, **Journal of Business and Economic Statistics**, Vol.12, No.4, 471-478, 1994.

Hamori, S. ve Tokihisa, A., Testing for a Unit Root in the Presence of a Variance Shift, **Economics Letters** 57, 245-253, 1997.

Harnok, A. and Larsson R., The finite sample distribution of the KPSS test, **Econometrics Journal**, 3, 108-121. 2000.

Harvey, A. C **Time Series Models**, New York: Prentice Hall, 1993.

Hatanaka, M. **Time-Series-Based Econometrics Unit Root and Co-Integrations**, New York: Oxford University Press, 1996.

Huzurbazar, S.and Canan Bilen, Wavelet Based Detection of Outliers in Time Series, **Journal of Computational and Graphical Statistics**, Vol. 11, Number 2, 311-327, 2002.

Inclan, C., Tiao, G.C., Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance, **Journal of the American Statistical Association**, Volume 89, Issue 427, 913-923.

Jones, I. Charles, **İktisadi Büyüme Giriş**, Çev. Sanlı Ateş ve İsmail Tuncer, Literatür Yayınları, İstanbul, 2001.

Jones, I. Charles, Time Series Tests of Endogenous Growth Models, **The Quarterly Journal of Economics**, May, 495-525, 1995.

Judge G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Lütkepothl ve T-C Lee, **Introduction to the Theory and Praticce of Econometrics**, New York: John Wiley, 1988.

Kim, K., Schimdt, P., Unit Root Tests With Conditional Heteroscedasticity, **Journal of Econometrics** 59, 287-300, 1993.

Kim, K., Leybourne, S. ve Newbold, P., Unit Root Tests With a Break in Innovation Variance, **Journal of Econometrics** 109, 365-387, 2002.

Koopmans, C. Tjalling, **On the Concept of Optimal Economic Growth, in the Economic Approach to Development Planning**, Amsterdam North Holland, 1965.

Kwiatowski, D., Phillips, P.C.B., Schimdt, P. and Shin, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, **Journal of Econometrics** 54, 159-178, 1992.

Kydland, F. and Prescott, E.C., Time to build and aggregate fluctuations, **Econometrica**, 50, 1345-1370, 1982.

Lau, S., "Using stochastic growth models to understand unit roots and breaking trends," **Journal of Economic Dynamics and Control** 21, 1645-67, 1997.

Leybourne S.J. and Mc Cabe, B.P.M., A consistent test for a unit root, **Journal of Business and Economic Statistics**, 12, 157-166, 1994.

Leybourne S.J. and Mc Cabe, B.P.M., Modified stationary tests with data-dependent model selection rules, **Journal of Business and Economic Statistics**, 17, 264-270, 1999.

Leybourne S.J., Mills, T.C.ve Newbold, P., Spurious Rejections by Dickey-Fuller Tests in the Presence of a Break Under the Null, **Journal of Econometrics** 87, 1998.

Lucas, A., An Outlier Robust Unit Root Test With an Application to the Extended Nelson-Plosser Data, **Journal of Econometrics** 66, 153-177, 1995.

MacKinnon, J., **Critical values for cointegration tests, in Long Run Economic Relationships**, (Ed.) Engle, R.F. and Granger, C.W.J., Oxford: Oxford University Press. 1991.

Maddala G. S ve Kim I-M., **Unit Roots, Cointegration, and Structural Change**, **Cambridge**: Cambridge University Press, 1998.

Makridakis S., S. C. Wheelwright ve R. J. Hyndman, **Forecasting Methods and Applications**, New York: John Wiley, 1998.

Mankiw, N. Gregory, The Growth of Nations, **Brooking Paper on Economic Activity**, Vol. 1995, Issue 1, 275-310, 1995.

Mills, T.C, **The Econometric Modeling of Financial Time Series**, Camprige: Cambridge University Press, 1999.

Murray, C. and C. Nelson, The uncertain trend in U.S. GDP, **Journal of Monetary Economics** 46, 79-95, 2000.

Nelson, C. and C. Plosser, Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications, **Journal of Monetary Economics** 10, 139-62, 1982.

Newbold, P., Leybourne, S. and Wohar, M.E., Trend stationary, difference stationary, or neither: further diagnostic tests with an application to U.S real GNP, 1875-1993, **Journal of Economics and Business**, 53, 85-102, 2001.

Ng, S. and Perron, P., Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag, **Journal of the American Statistical Association**, 90, 268-281, 1995.

Ng, Serena and Pierre Perron.. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, **Econometrica**, 69(6), 1519-1554, 2001.

Patterson K, **An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach**, New York: Great Britain, 2000.

Pindyck R. S. ve Rubinfeld, D. L. **Econometric Models and Economic Forecasts**, Kogakusha: McGraw-Hill, 1981.

Ramsey, Frank, A Mathematical Theory of Saving, **Economic Journal**, 38, 543-559, December, 1928.

Romer, Paul M., Increasing Returns and Long-Run Growth, **The Journal of Political Economy**, Vol.94, No.5, 1002-1037, October, 1986.

Romer, Paul M., The Origins of Endogenous Growth, **The Journal of Economic Perspectives**, Vol.8, No.1, 3-22, Winter, 1994.

Rothman, P. More uncertainty about the unit root in U.S. real GNP, **Journal of Macroeconomics** 19, 771-80, 1997.

Rudebusch, G. D., The uncertain unit root in real GNP, **American Economic Review** 83, 264- 272, 1993.

Said, S.E. and Dickey, D.A., Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order, **Biometrika**, 71, 599-608, 1984.

Schwert, G., Tests for unit roots: a monte carlo investigation, **Journal of Business and Economic Statistics**, 7, 147-159, 1989.

Seo, B., Distribution Theory for Unit Root Tests with Conditional Heteroscedasticity, **Journal of Econometrics** 91, 113-144, 1999.

Shumway R. H. ve D. S. Stoffer ,**Time Series Analysis and its Applications**, New York: Springer-Verlang, 2000.

So B. S., Shin, D. W., An invariant sign test for random walks based on recursive median adjustment , **Journal of Econometrics**, Volume 102, Issue 2, June, 197-229, 2001.

Solow, M. Robert, Technical Change and the Aggregate Production Function, **The Review of Economics and Statistics**, Vol.30, No.3, 312-320, Aug.,1957.

Solow, M. Robert, A Contribution to the Theory of Economic Growth, **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 70, No.1, 65-94, Feb., 1956.

Stock, J.H., Confidence Intervals for the Largest Autoregressive Root in U.S. Economic Time Series, **Journal of Monetary Economics**, 28, 435-60, 1991.

Tsay R. S., **Analysis of Financial Time Series**, New York: John Wiley, 2002