

AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

Emrah ÖZEL

**TEKNOLOJİ YAYILIMININ TÜRKİYE'DE TOPLAM
FAKTÖR VERİMLİLİĞİ ÜZERİNE ETKİSİ:
GECİKMESİ DAĞITILMIŞ OTOREGRESİF
MODELLEME YAKLAŞIMI**

Ekonometri Ana Bilim Dalı

Yüksek Lisans Tezi

Antalya, 2015

AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

Emrah ÖZEL

TEKNOLOJİ YAYILIMININ TÜRKİYE’DE TOPLAM
FAKTÖR VERİMLİLİĞİ ÜZERİNE ETKİSİ:
GECİKMESİ DAĞITILMIŞ OTOREGRESİF
MODELLEME YAKLAŞIMI

Danışman

Prof. Dr. Murat KARAÖZ

Ekonometri Ana Bilim Dalı

Yüksek Lisans Tezi

Antalya, 2015

Akdeniz Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne,

Emrah ÖZEL'in bu çalışması, jürimiz tarafından Ekonometri Ana Bilim Dalı Yüksek Lisans Programı tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan : Prof. Dr. İbrahim GÜNGÖR (İmza)

Üye (Danışmanı) : Prof. Dr. Murat KARAÖZ (İmza)

Üye : Doç. Dr. Hakan DEMİRGİL (İmza)

Tez Başlığı: Teknoloji Yayılımının Türkiye’de Toplam Faktör Verimliliği Üzerine Etkisi:
Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Modelleme Yaklaşımı

Onay : Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduğunu onaylarım.

Tez Savunma Tarihi : 03/06/2015

Mezuniyet Tarihi : 04/06/2015

Prof. Dr. Zekeriya KARADAVUT
Müdür

İÇİNDEKİLER

ŞEKİLLER LİSTESİ.....	iv
TABLolar LİSTESİ.....	v
KISALTMALAR LİSTESİ.....	vi
ÖZET.....	viii
SUMMARY.....	ix
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

İKTİSADİ BÜYÜME EKOLLERİ ve TEKNOLOJİ

1.1 Teknoloji Kavramı.....	3
1.2 Yenilik.....	4
1.3 Teknolojik Yenilik.....	5
1.4 Teknoloji Transferi ve Yenilik.....	5
1.5 Klasik Yaklaşım ve Teknolojik Gelişme.....	6
1.6 Neoklasik Yaklaşım ve Teknolojik Gelişme: Solow-Swan Büyüme Modeli.....	6
1.7 Schumpeter'yen Yaklaşım ve Teknolojik Gelişme.....	8
1.8 Keynesgil Büyüme Yaklaşımı ve Teknolojik Gelişme: Harrod-Domar Yaklaşımı.....	8
1.9 İçsel Büyüme Yaklaşımları ve Teknolojik Gelişme.....	9
1.9.1 AR-GE'ye Dayalı Yeni İçsel Büyüme Modelleri.....	10
1.9.2 Romer'in Yatay Ürün Geliştirme Modeli.....	11
1.9.3 Grossman ve Helpman Modeli.....	12
1.9.4 Aghion ve Howitt Modeli.....	13

İKİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ

2.1 Zaman Serilerine Ait Temel Kavramlar.....	14
2.1.1 Stokastik Süreç.....	14
2.1.2 Zaman Serileri.....	15
2.2 Zaman Serilerinde Kullanılan Tanımlayıcı İstatistiksel Araçlar.....	16
2.2.1 Otokovaryans Fonksiyonu.....	16
2.2.2 Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF).....	17
2.2.3 Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (PACF).....	18

2.2.4 Korelogram.....	18
2.2.5 Durağan Süreç	19
2.2.5.1 Durağan Süreç Modelleri	21
2.2.5.1.1 Ak Gürültü Süreci (White Noise Process).....	21
2.2.5.1.2 Otoregresif Süreç AR(p).....	21
2.2.5.1.3 Hareketli Ortalamalar Süreci MA(q).....	23
2.2.5.1.4 Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci, ARMA(p,q)	25
2.3 Birim Kök Testi Süreci.....	26
2.3.1 Durağanlık ve Birim Kök	26
2.3.1.1 Dickey Fuller Birim Kök Testi.....	27
2.3.1.2 Genişletilmiş (Augmented) Dickey–Fuller Birim Kök Testi (ADF)	29
2.4 Çok Değişkenli Zaman Serileri	32
2.4.1 Eşbütünleşme.....	32

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

GECİKMESİ DAĞITILMIŞ MODELLER

3.1 Gecikmesi Dağıtılmış Modeller	35
3.2 Dinamik Regresyon Modelleri	36
3.3 Gecikmesi Dağıtılmış Modellerin Sınıflandırılması	36
3.3.1 Gecikmesi Sonsuz Dağıtılmış Modeller	38
3.3.1.1 Koyck Dönüşümü.....	38
3.3.1.2 Uyarlamalı Beklentiler Modeli.....	40
3.3.1.3 Kısmi Uyarlama (Stok Ayarlama) Modeli	43
3.3.1.4 Pascal Gecikme Modeli	44
3.3.1.5 Gama Gecikme Modeli.....	44
3.3.2 Gecikmesi Sonlu Dağıtılmış Modeller	46
3.3.2.1 Almon Gecikme Modeli	46
3.3.2.2 Spline Polinomal Gecikme Modeli	48
3.3.2.3 Shiller’in Gecikme Modeli	50
3.3.2.4 Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL).....	51
3.3.2.4.1 ARDL Modelinin Tahmini	51
3.3.2.4.2 Gecikme Ağırlıklarının Hesaplanması	53
3.3.2.4.3 ARDL Modelinin Kararlılığı	54

3.3.2.4.4 ARDL Modeli ile Tahmin	56
3.3.2.4.5 Hata Düzeltme Modeli	59

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

AR-GE YAYILIMININ TÜRKİYE'DE TOPLAM FAKTÖR VERİMLİLİĞİ ÜZERİNE ETKİSİNİN İNCELENMESİ

4.1 Literatüre Bakış	61
4.2 Araştırmanın Amacı ve Kullanılan Veriler	66
4.3 Araştırmanın Yöntemi	66
4.3.1 Model ve Değişkenlere Ait Tanımlamalar	66
4.3.2 Eşbütünleşme İlişkisi İçin ARDL Sınır Testi Yaklaşımı.....	68
4.4 Analiz Sonuçları	70
4.4.1 Durağanlık ve Birim Kök Analizi	70
4.4.2 Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Sınır Testi Analiz Sonuçları	72
4.4.2.1 Uzun Dönem İlişkisi.....	75
4.4.2.2 Kısa Dönem İlişkisi	78
SONUÇ	82
KAYNAKÇA.....	84
ÖZGEÇMİŞ.....	95

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1 Yaratıcı Düşünce, İcat ve Yenilik Arasındaki İlişki	5
Şekil 1.2 İçsel Büyüme Modelleri ve Varsayımları	10
Şekil 3.1 Gecikmesi Sonlu Dağıtılmış Modellerle İlgili Çalışmalar	36
Şekil 3.2 Gecikmesi Sonsuz Dağıtılmış Modellerin Sınıflandırılması.....	37
Şekil 3.3 Gama Gecikme Şeması	45
Şekil 3.4 Almon Polinomal Gecikme Şeması	46
Şekil 4.1 Değişkenlere Ait Zaman Yolu Grafikleri.....	70
Şekil 4.2 Uzun Dönem Modele Ait Yapısal Kararlılık Görünümü	80
Şekil 4.3 Uzun Dönem Model Katsayılarına Ait Yapısal Kararlılık Görünümü.....	80
Şekil 4.4 Kısa Dönem Modele Ait Yapısal Kararlılık Görünümü	81

TABLolar LİSTESİ

Tablo 4.1 AR-GE Yayılımının Farklı Ekonometrik Yöntemlerle İncelendiđi Çalışmalar.....	65
Tablo 4.2 Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi Sonuçları	71
Tablo 4.3 Philips-Perron Birim Kök Testi Sonuçları	72
Tablo 4.4 Gecikme Düzeylerine Ait Bilgi Kriterleri Deđerleri.....	73
Tablo 4.5 AR-GE Yayılımı Modeline İlişkin Ortak Anlamlılık Test Sonucu	74
Tablo 4.6 Schwarz Bayesian Bilgi Kriterine Göre En Uygun Gecikme Sonuçları.....	76
Tablo 4.7 ARDL(1,2,1,2) Modeline İlişkin Tahmin ve Tanısal İstatistik Deđerleri.....	76
Tablo 4.8 ARDL(1,2,1,2) Modeline İlişkin Uzun Dönem İlişki Katsayı Deđerleri.....	77
Tablo 4.9 AR-GE Yayılımına Ait Hata Düzeltme Modeli.....	79

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	Amerika Birleşik Devletleri
ACF	Autocorrelation Function
ADF	Augmented Dickey Fuller
AIC	Akaike Information Criterion
AR	Autoregressive
ARDL	Autoregressive Distributed Lag Model
AR-GE	Araştırma ve Geliştirme
ARMA	Autoregressive Moving Average
CUSUM	Cumulative Sum
CUSUMQ	Cumulative Sum of Squares
DOLS	Dynamic Ordinary Least Squares
ECT	Error Correction Term
EKK	En Küçük Kareler
FGLS	Feasible Generalized Least Squares
FMOLS	Fully Modified Ordinary Least Squares
GSYİH	Gayrisafi Yurt İçi Hasıla
HDM	Hata Düzeltme Modeli
HQC	Hannan Quinn Criterion
IMF	International Monetary Fund

KHDM	Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli
LM	Lagrange Multiplier
MA	Moving Average
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
PP	Philips-Perron
SBC	Schwarz Bayesian Information Criterion
TFV	Toplam Faktör Verimliliği
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu
UECM	Unrestricted Error Correction Model
UNCTAD	United Nations Conference on Trade and Development
vd.	Ve diğerleri

ÖZET

Bu çalışmada, teknoloji yayılımının bir göstergesi olan araştırma ve geliştirme sermaye stokunun, Türkiye'nin toplam faktör verimliliği (TFV) üzerindeki etkisini gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) temelli eşbütünleşme tekniğini kullanarak açıklamak amaçlanmıştır. Uygulamada Türkiye'ye gerçekleşen doğrudan yabancı yatırımlarda (DYY) etkili olan ve Türkiye'nin mal ve hizmet ithalatında belirleyici olan sekiz ülkeye ait 1992-2013 dönem verileri kullanılmıştır.

Sonuçlar, yurt içinde gerçekleşen araştırma ve geliştirme (AR-GE) harcamalarının uzun dönemde Türkiye'deki verimlilik artışı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve olumlu bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Uzun dönem ilişkisi tespit etmek için kurulan ve değişkenlerin logaritmik dönüşümlerinin yer aldığı ARDL sınır testi yaklaşımına göre yerli AR-GE sermaye stoğunda gerçekleşen %1'lik bir artış, uzun dönemde iktisadi anlamda verimliliği %0.93 oranında artırmaktadır. Öte yandan uzun dönemde verimlilik üzerinde ithalat ağırlıklı yabancı AR-GE sermaye stok değişkeni ve Türkiye'ye yönelen DYY içerisinde yer alan yabancı AR-GE sermaye stok değişkeni için bulunan değerler istatistiksel olarak anlamsızdır.

Kısa dönemde oluşabilecek sapmaların uzun dönemde ne kadarının düzeltilebileceği konusunda fikir veren hata düzeltme katsayı değeri ise istatistiksel olarak anlamlı ve -0.605 olarak bulunmuştur. Hata düzeltme terimi için bulunan negatif katsayı değeri, uyarlanma sürecinin çok hızlı olduğunu göstermekle birlikte, bir yıl içinde Türkiye'de oluşabilecek olağan dışı herhangi bir durum karşısında TFV'nin dengeye yakınsaması, izleyen yılda yaklaşık olarak %60 oranında düzeltilebilecektir. Bununla birlikte, kısa dönemde, yerli AR-GE sermaye stoku ile ithalat ağırlıklı AR-GE sermaye stok değerinin Türkiye'de TFV üzerinde istatistiksel olarak anlamlı fakat negatif bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. DYY ağırlıklı AR-GE sermaye stoku ile verimlilik artışı arasında ise istatistiksel olarak anlamsız bir ilişki tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Toplam Faktör Verimliliği, AR-GE, ARDL, Doğrudan Yabancı Yatırım, Türkiye

SUMMARY

**THE IMPACT OF TECHNOLOGY SPILLOVERS ON TOTAL FACTOR
PRODUCTIVITY IN TURKEY: AN AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG
MODELLING APPROACH**

In this study, it is aim to investigate the impact of the research and development (R&D) capital stock as a indicator of technology diffusion, on Turkey's total factor productivity (TFP) by using autoregressive distributed lag model (ARDL).

When the period 1992-2013 is considered, data have been used from eight countries, which are effective on Turkey's foreign direct investment (FDI) and play a decisive role on goods and services imports of Turkey. Results show that domestic R&D capital stock has a positive effect on the productivity growth in Turkey in the long-term. To determine the long-term relationship, ARDL bound test approach which has logarithmic transformation of variables, is established. Accordingly, a one percent increase in domestic R&D capital stock value, in the sense of economic productivity is increased by 0.93 percent in the long-term. In long-term variables of the FDI-weighted and import-weighted R&D capital stock are also statistically insignificant on TFP in Turkey.

Error correction term was found to be statistically significant and it's value -0605. The value indicated that the process of adapting convergence of TFP is very quickly. In any extraordinary situation in Turkey in a year to balance against can be corrected by approximately 60 percent the following year. However, in the short term, domestic R&D capital stock and import-weighted R&D capital stock values on TFP are statistically significant but have a negative impact in Turkey. Between the FDI-weighted R&D capital stock and productivity gains yielded a statistically insignificant relationship.

Keywords: Total Factor Productivity, R&D, ARDL, Foreign Direct Investment, Turkey

GİRİŞ

Üretim kapasitesinin ve verimliliğin artması bir ülkenin ekonomik büyümesinin artması anlamına gelmektedir. Dolayısıyla verimlilik, yaygın olarak büyüme performansının kilit belirleyicilerinden biri olarak kabul edilmektedir. Ayrıca teknolojinin, verimliliğin ana belirleyicilerinden biri olduğu ve teknolojideki değişimlerin ekonomik büyüme üzerinde uzun dönemde kalıcı etkisi olduğu da belirtilmektedir (Easterly ve Levine, 2001, s.180).

Çalışmaların önemli bir kısmı, verimlilik artışına yol açan teknolojik değişimin ana kaynağının araştırma ve geliştirme (AR-GE) faaliyetlerinden ileri geldiğini göstermektedir. AR-GE'yi, bilimsel veya teknolojik belirsizliği gidererek, bilim ve teknolojide ilerleme elde etmek için tasarlanan bir proje olarak tanımlamak da mümkündür (İbrahim vd, 2015, s.33). Ayrıca uluslararası ticaretin rolünü vurgulayan ve ülkelerin birbirleri ile olan teknoloji akışının hangi kanallar aracılığıyla belirlendiğini gösteren literatürde çok sayıda çalışma bulunmaktadır (Xu ve Chiang, 2005, s.115). Dünya savaşları sonrası dönemlerde uluslararası teknoloji transferi için öncelikli kanallar, özellikle Doğrudan Yabancı Yatırım (DYY), sermaye malları ticareti ve lisans anlaşmaları olmuştur (Mowery ve Oxley, 1995, s.80). Bu bağlamda duruma ülkemiz perspektifinden bakıldığında ise Türkiye'de DYY, yabancı sermaye kanununun ilk defa 1954 yılında yürürlüğe girmesiyle başlamıştır. Bu yasa, yabancı yatırımcılar için daha cazip bir ortam sağlaması niyetiyle yapılmış olmasına rağmen sınırlı izin ve minimum sermaye gereksinimleri gibi önlemler içermesinden dolayı amacına sadece kısmen hizmet edebilmiştir. Hazine müsteşarlığı raporlarından derlenen bilgilere göre Türkiye'de 1950-1980 dönemi için, toplam DYY miktarının sadece 250 milyon dolarla sınırlı kalması ise bu durumu doğrular niteliktedir.

DYY akımları 1980'lerden bu yana ise dünya çapında önemli ölçüde artmış, aynı zamanda gelişmekte olan ülkelere yönelen bu akımların payında giderek artan bir eğilim izlenmektedir. Gelişmekte olan ülkeler, 2012 ve 2013 yıllarında küresel DYY akımlarından %50'nin üzerinde pay almışlar ve ülkelere özellikle 2013 yılı itibariyle toplamda 886 milyar dolarlık bir yatırım çekmişlerdir. Aynı yıl Türkiye'ye yönelik yatırımlar ise 12,8 milyar dolar olarak gerçekleşmiş ve Türkiye gelişmekte olan ülkeler arasında bu anlamda 11. sırada yer almıştır (UNCTAD, 2014(a), s.58).

Verimlilik artışının belirleyicilerinden olan diğer önemli bir unsur ise AR-GE harcamalarıdır. AR-GE harcamalarının gayrisafi yurt içi hasıla (GSYİH) içerisindeki payı için 2011 verileri göz önüne alındığında bu oran, gelişmiş ülkelerde ortalama %2,45 Avrupa Birliği üyesi ülkelerde ortalama %2,02 iken Türkiye’de bu oran %0,86 olarak gerçekleşmiştir. Ülkemizdeki mevcut eğilim, uygulanan politikalar ve dünya örnekleri göz önünde bulundurulduğunda, bu oranın “Ulusal Yenilik Sistemi 2023 Yılı Hedefleri” kapsamında 85 milyar türk lirası ile %3 olması öngörülmektedir. Bu durum ise AR-GE’nin ne kadar önemli ve öncelikli bir devlet politikası haline getirilmeye çalışıldığının açık bir göstergesidir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’nin iktisadi anlamda verimliliğini arttırmada AR-GE harcamalarının yeri ve önemini araştırmaktır. Bu çerçevede yurt içinde yapılan AR-GE harcamaları ile DYY ve ithalat kanallarıyla ülkemize yönelen teknolojik yeniliklerin, Türkiye’nin ekonomik verimliliğine etkisi araştırılmaktadır. Bunun için, analizde dikkate alınan üç kaynak ise, yerli AR-GE yatırımı, ithalat ve DYY olmuştur. Uluslararası teknoloji yayılım kanallarını Türkiye için belirleme adına, bu çalışmada, 1992-2013 dönemi itibariye düzenli verilerine ulaşılabilen ve Türkiye’ye en çok yatırım yapan sekiz ülkeden, AR-GE yayılımının Türkiye verimlilik artışı üzerindeki etkisi tahmin edilmeye çalışılmıştır.

Çalışmanın ilk bölümünde teknoloji kavramı ve iktisadi ekollerde teknolojinin önemi üzerine genel bilgiler verilerek, özellikle AR-GE’ye dayalı geliştirilen içsel büyüme teorilerinde AR-GE ve teknolojinin önemi vurgulanacaktır. İkinci bölümde zaman serilerine ait temel kavramsal bilgilere yer verilmiştir. Üçüncü bölümde, öncelikle gecikmesi dağıtılmış modeller sınıflandırılmaya çalışılmış ve bu konuda geliştirilen modellemelerden en yaygın kullanılanları kısaca tanıtılmıştır. Daha sonra uygulamada kullanılacak yöntem olan gecikmesi dağıtılmış otoregresif model ayrıntılı olarak tanıtılmıştır. Dördüncü ve son bölümde ise çalışmanın uygulama kısmı yer almaktadır. Uygulamada Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen gecikmesi dağıtılmış otoregresif model temelli eşbütünleşme sınır testinden yararlanılmıştır. Yapılan eşbütünleşme analizi sonuçları ile Türkiye için AR-GE’nin toplam faktör verimliliği üzerindeki uzun ve kısa dönem etkisinin ne yönde olduğu ve bu durumun en önemli belirleyicisinin hangi kanal aracılığıyla olduğu ortaya konmak istenmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

İKTİSADİ BÜYÜME EKOLLERİ ve TEKNOLOJİ

1.1 Teknoloji Kavramı

Teknoloji, basit anlamda pratik amaçlar doğrultusunda bilimsel bilginin uygulanması olarak bilinir. Dunning'e göre teknoloji, "mevcut mal ve hizmetlerin üretim ve pazarlama etkinliğini geliştirmek ve yeni mal ve hizmetler meydana getirmek için uygulanan bilgi kaynağı" dır (Dunning, 1993, s.8). Bir diğer görüşe göre ise teknoloji, "yeni bir mal ortaya çıkartan veya mevcut malların daha ucuz ve kaliteli biçimde üretimine olanak veren her türlü bilgi, beceri ve süreçlerdir" şeklinde tanımlanmaktadır (Seyidođlu, 1998, s.103).

Teknoloji üretimi, çağın gereksinimlerine eş zamanlı adapte olabilecek aynı zamanda yasal düzenlemelerle koruma altına alınan, sağlanan sübvansiyon ve desteklerle organize edilerek kurulmuş sürekliliđi gerektiren araştırma birimleriyle yapılabilir. Böyle araştırma birimlerinin kurulması ve süreklilik gösterebilmesi için gerek üniversitelerdeki araştırma geliştirme faaliyetleri, gerekse firmalar bazındaki arařtırmalar için büyük mali desteklere ve politikalara ihtiyaç vardır.

Teknolojinin temini için temel olarak üç seçenek bulunmaktadır. Bunlardan birincisi firmaların kendi birimleri ile araştırma yaparak ihtiyacı olan teknolojiyi üretmesidir. Birinci seçeneđe göre daha az riskli olan ikinci seçenek ise teknoloji transferini gerçekleřtirmektir. En az AR-GE yatırımı gerektiren üçüncü seçenek ise bilinen teknolojilerin kullanımının yani firmaların hangi teknolojik seviyede ise onun yenilenerek kullanılmasıdır (Göbenez, 2001, s.68-69).

Bilgi veya teknoloji tüm sektörler için büyük önem taşımakla birlikte, bilgi ve teknolojinin sektörlerin üretim sürecindeki ihtiyaçlarına göre farklı yoğunlukta ve biçimlerde kullanılmasından dolayı, çeşitli sektörel sınıflamaların önerilmesi de gereklilik arz etmiştir. Ekonomik Kalkınma ve İşbirliđi Örgütü (OECD) tarafından yapılan imalat sanayi üzerindeki bir sınıflamaya göre sektörlerdeki AR-GE yoğunlukları temel alınarak aşağıda yer alan dört farklı sektörel grup tanımlanabilmektedir.

- i. Yüksek Teknoloji
- ii. Orta-Yüksek Teknoloji
- iii. Orta-Düşük Teknoloji
- iv. Düşük Teknoloji

(Saygılı, 2003, s.8).

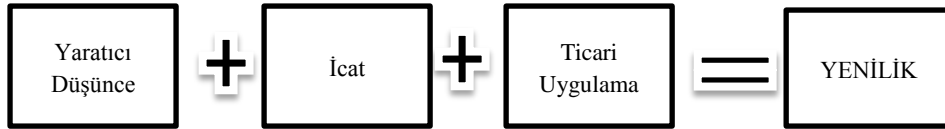
1.2 Yenilik

Yenilik genel anlamda, “işletme içi uygulamalarda, işyeri organizasyonunda veya dış ilişkilerde yeni veya anlamlı düzeyde iyileştirilmiş bir ürün (mal veya hizmet), veya süreç, yeni bir pazarlama yöntemi ya da yeni bir organizasyonel biçiminin gerçekleştirilmesidir” (OSLO Kılavuzu, 2006, s.50). Yenilik, iktisatçılar tarafından ise yeni bir ürün veya üretim sürecinin ilk ticari uygulaması ya da üretimi şeklinde tanımlanır (Freeman ve Soete, 2003, s.232). Bu tanımlara göre yeniliğin gerçekleşmesi için buna ihtiyaç duyan potansiyel bir piyasa talebi gerektiği gibi, özgün araştırmaların sonucu ortaya çıkan bilimsel ve teknolojik bilgiler de gereklidir.

Yenilik süreci, mevcut politikaların, yöntemlerin, ürün çizgisi ve hizmetlerin yeniden geliştirilmesi ve düzenlenmesini kapsamaktadır. Bu yüzden yenilik süreci zorunlu olarak değişim boyutuyla da ilgili olduğundan yeniliği belirli ölçütleri karşılayan bir değişim olarak algılamakta mümkündür (Brazeal, 1993, s.37).

Freeman ve Soete’ye (2003, s.235) göre yeniliğin cazibesinin arkasında piyasanın ve teknolojinin sürekli değiştiği gerçeği yatmaktadır ve bugün teknolojik açıdan imkansız gibi görünenler gelecekte mevcut alandaki ilerlemeler veya farklı disiplinlerdeki yeniliklerden alınan ilhamlarla mümkün kılınabilmektedir. İcat ise yenilikten farklı ama yeniliği tamamlayan bir tanımdır. İcatlar ancak ticari bir kimliğe taşındığında yenilik olarak isimlendirilebilmektedir.

Yaratıcı düşünce, icat ve yenilik arasındaki ilişki şekil (1.1)’de görülebilir.



Şekil 1.1 Yaratıcı düşünce, İcat ve Yenilik Arasındaki İlişki

Kaynak: Uzokurt ve Demirci, 2010, s.10

1.3 Teknolojik Yenilik

Teknolojik yenilik; ‘yeni bilgilerin üretilmesi, mevcut bilginin ekonomik olarak belirgin yeni ürün ve işlemlere dönüştürülmesi veya mevcut bilgiye yeni şekil verilmesidir’ (Edquist, 1997, s.14). Ayrıca teknolojik yenilik, firmaların araştırma ve geliştirmeye yaptıkları yatırımların ürünü olarak ifade edilebilir. Teknolojik yeniliğin önemi özellikle Sanayi Devrimi sürecinde daha net ortaya çıkmıştır. Teknolojik yeniliğin ve ilerlemenin olmadığı ekonomilerde sermaye birikimi de sürdürülemez, marjinal verimlilik azalmaya başlar buna bağlı olarak kişi başına gelir de sıfıra doğru yaklaşmaya başlar (Freeman ve Soete, 2003, s.363).

1.4 Teknoloji Transferi ve Yenilik

Teknoloji transferi kavramı genel anlamda bir ülke veya kurum tarafından geliştirilen yeni bir teknolojinin, buna ihtiyaç duyan ülkelere veya kurumlara uyumlu ve başarılı bir şekilde sunulması sağlanmasıdır (Avrupa İşletmeler Ağı, 2009). Know-how lisans anlaşmaları, tasarım ve patent satın alma, belirli teknolojiye uzmanlaşmış firma satın almak, ticari teknoloji anlaşmaları ve ortaklıklar ile teknoloji değiş-tokuşu, teknoloji transferinin türleri içerisinde sayılabilir (Üreyen, 2001, s.73). Teknoloji transferi anlaşmaları, AR-GE faaliyetleri yapılmasını teşvik edici, bu AR-GE faaliyetleri sonucunda elde edilen bilginin ve teknolojinin yayılmasına imkan tanıyıcı, piyasaya sunulan yeni veya nitelik yönünden daha kaliteli ürünlerle rekabeti artırıcı etkilere sahiptir (Türkiye Rekabet Kurumu, 2008).

Yeni teknolojilerin geliştirilmesi ve entegre edilebilmesi süreci, özellikle geri kalmış ülkelerin çoğu için pahalı ve komplike bir durum teşkil ettiğinden teknoloji transferi en çok başvurulan alternatiflerin başında yer almaktadır. Ayrıca teknoloji transferinin özellikle gelişmekte olan ülkelerin iktisadi gelişmelerini hızlandırabilmeleri için de gerçekleştirmeleri büyük önem arz etmektedir. Ancak teknoloji transferi yapan ülkeler, özellikle gelişmiş ülkelere bu konuda bağımlı hale gelebileceklerinden fikri mülkiyet

haklarını da göz önünde bulundurarak teknolojiyi taklit etmekten çok, teknolojiyi yenilikler meydana getirme sürecinde etkili kullanabilmelidir.

1.5 Klasik Yaklaşım ve Teknolojik Gelişme

Nüfus büyümesinin kişi başına gelir düzeyi tarafından belirlendiği görüşüne dayanan klasik iktisadın önemli isimleri olarak Adam Smith, David Ricardo ve Thomas Malthus sayılabilir (Parasız, 2003, s.77). Sanayi devriminin bir ürünü olarak tanımlanan Adam Smith'in büyüme modelindeki en önemli kavramlardan olan işbölümü ve uzmanlaşma tanımlamalarının klasik iktisattaki teknoloji kavramının temellerini oluşturduğu söylenebilir (Ünsal, 2007, s.39). İş bölümü neticesinde oluşacak uzmanlaşma sonucu üretkenlik ve verimlilik artarak zamandan da kazanılmış olacaktır ve bu durumda teknik gelişme ve ekonomik büyüme hızlanacaktır (Berber, 2006, s.50).

David Ricardo, teknolojiyi sermayenin bir bileşimi olarak ele alarak teknolojik gelişmeyi üretim sürecinde makine kullanımı şeklinde ifade etmektedir (Akyüz, 1980, s.65). Ayrıca Ricardo, teknolojik gelişmenin toplam ürünü sürekli artıracığını ama teknolojik gelişme hızının yavaş olmasından dolayı bu durumun mutlaka bir durgunlukla sonuçlanacağını iddia etmiştir. Ancak bu varsayımın günümüz gelişmiş ülkelerinin XIX yüzyıldaki gelişme süreçlerinde fiili olarak gerçekleşmekten uzak olduğunu aksine teknolojiye çok hızlı gelişmeler yaşandığını söylemek mümkündür (Berber, 2006, s.57-58).

Thomas Malthus'un nüfusu temel alarak geliştirdiği modele göre ise teknolojinin olmadığı durumda nüfusun kendi kendini dengeleyebileceği negatif bir beslemeye sahip olduğu ve teknolojik ilerlemenin kişi başına çıktı düzeyinde bir etkisi olmayacağı iddia edilir. Ancak bugün ABD'de nüfusun %2'sinden daha azı nüfusta çalıştığı halde tarımda kullanılan teknolojik etki sonucu elde edilen verimle bütün ülke için yeterli ürün yetiştirilebildiği hatta ihraç edilebildiği görülmektedir (Taban, 2011(a), s.38-44).

1.6 Neoklasik Yaklaşım ve Teknolojik Gelişme: Solow-Swan Büyüme Modeli

Neoklasik yaklaşımda teknoloji kavramı üretim tekniği ile yakından ilişkili olup girdiler ve çıktılar arasındaki değişmelerle açıklanırken teknolojik gelişme ise, üretim fonksiyonunun yukarıya doğru kayması olarak ifade edilmektedir (Soyak, 1995, s.95). Neoklasik yaklaşıma çok büyük katkıları olan Solow ve Swan'ın ismiyle anılan model bir

ekonomide sermaye stokundaki büyüme, işgücündeki büyüme ve teknolojideki ilerlemenin birbirleriyle olan ilişkisini göstermek amacıyla tasarlanmıştır (Taban, 2011(a), s.80).

Solow, işgücü ve sermaye artışı dışında kalan ekonomik büyümenin açıklanamayan kısmının teknolojik ilerlemeden kaynaklandığını ileri sürer ve ortaya çıkan bu fark Solow artışı olarak ifade edilir (Taban, 2011(a), s.101). Teknolojik ilerlemenin ve nüfus artışının dışsal kabul edildiği ve arz yönlü bir özelliğe sahip olan neoklasik büyüme modelinde teknolojik değişme, ekonomik büyüme üzerinde etkilidir (Parasız, 2003, s.131). Bu etki ise modelde teknolojinin işgücü etkinliğini artırmasına neden olmasından ileri gelmektedir. Yani Solow modeline göre, teknolojik gelişme sürdürülebilir büyümeyi ve yaşam standartlarının artmasındaki sürekliliği açıklayabilmektedir (Taban, 2011(a), s.105).

Modele getirilen eleştirilerin en önemlilerinden biri, neoklasik görüşün teknolojiyi herkesin erişebileceği küresel bir mal olarak değerlendirmesidir. Bunun sonucu olarak kişi başına düşen gelir ve büyüme oranındaki farklılıkların teknolojideki farklılaşmanın bir sonucu olamayacağından, ekonomilerin sonuçta kendi durağan hal denge durumuna ulaşacaklarını ve birbirlerine yakınsama içerisinde olacaklarını savunmasıdır (Yeldan, 2010, s.112). Yani neoklasik büyüme modeli, bütün ülkelerdeki teknoloji seviyelerinin aynı olduğunu ve sabit kaldığını ayrıca ekonomilerin uzun dönemde reel büyüme oranlarının sıfır değerine yaklaşacağını savunur (Kibritçioğlu, 1998, s.8). XX. yüzyıl dönemini kapsayan bazı çalışmalar, sermayenin işgücünden daha hızlı arttığı bir ekonomi için, teknoloji dışsal ve sabitken, faiz oranlarının düşme eğiliminde olacağı konusundaki varsayımın tutarlılığı konusunda şüphelere yol açmıştır. Çünkü Barro (1991) veya Romer (1994) gibi çalışmalar göstermiştir ki, örneğin aynı dönemde ABD’de reel hasıla değerinin yaklaşık %3-4 kadar artmasını tetikleyen faktörün sermaye ve işgücü miktarı artışından çok teknolojik gelişme olduğu görülmüştür (Kibritçioğlu, 1998, s.9).

1.7 Schumpeter'yen Yaklaşım ve Teknolojik Gelişme

Evrimsel iktisat ekolüne önemli katkılar yapan Schumpeter'e göre teknolojik gelişme, icat (invention), yenilik (innovation), yayılma (spillover) biçiminde gelişerek yaratıcı yıkıma (creative destruction) neden olan bir süreçtir (Rosenberg ve Frischtak, 1984, s.7-24).

Schumpeterci anlayışa göre icat ve yenilik iktisadi anlamda farklı kavramlardır. Bu farklılığın ise icatların yeni geliştirilen ürünler ve süreçlerle ilişkili olmasından, yeniliklerin ise icatların iktisadi alana uyarlanmasından ileri geldiği savunulur (Ardor ve Varlık, 2009, s.26). Schumpeter'e göre yaratıcı yıkım kavramı büyük firmaların mevcut teknolojilerini kullanarak yenilik meydana getirmeleri ve sahip olacakları rekabetçi avantaj ve güçlerini koruyabilmelerine veya büyük firmalar dışında meydana getirilen yeniliklerle başka piyasaların da gelişmelerine ve kendilerini yenilemelerine yardımcı olmalarını ifade eder (Chen ve Chen, 2001, s.2-3). Schumpeter'in büyüme analizine göre iktisadi büyüme yenilikler, teknolojik rekabet ve teknolojik gelişme hesaba katılmadan incelenemeyeceği gibi yeniliklerin ve teknolojik gelişmenin iktisadi büyümenin motoru olduğu vurgulanır. Ayrıca teknolojik gelişmenin kapitalist bir ekonomideki iktisadi büyümenin dışsal değil içsel bir değişken olması gerektiği görüşü ise iktisat yazınında oldukça etkili olmuştur (Ünsal, 2007, s.75).

1.8 Keynesgil Büyüme Yaklaşımı ve Teknolojik Gelişme: Harrod-Domar Yaklaşımı

Keynesyen ekole mensup olan Amerikalı Evsey D. Domar ve İngiliz Roy F. Harrod'un teorileri, aynı zaman diliminde aynı konular üzerinde çalışıyor olmalarından dolayı Harrod-Domar modeli olarak anılır (Berber, 2006, s.84). Harrod (1939) ve Domar (1947) çalışmalarında İngiltere ve Amerika Birleşik Devletleri'nin (ABD) uzun dönemde hangi şartlarda tam istihdam gelir seviyesine ulaşabileceklerini ve bu seviyenin nasıl sürdürülebileceğini analiz etmişlerdir.

Harrod-Domar modeline getirilen en önemli eleştirilerden birincisi sermaye birikimini ön planda tuttuğu için emek, sabit bir değer olarak değerlendirilmiş dolayısıyla model sermaye ile emek ikamesi hakkında bilgi vermekte yetersiz kalmıştır (Yılmaz ve Akıncı, 2012, s.64). Getirilen diğer ikinci önemli eleştiri ise teknolojik gelişmelerin modele dahil edilmemesidir. Teknolojik gelişmenin olmaması varsayımı altında, üretimin

veya GSYİH'nin maksimum büyüme hızı, nüfus artış hızı ile sınırlı kalacaktır (Ateş, 1998, s.4).

1.9 İçsel Büyüme Yaklaşımları ve Teknolojik Gelişme

İçsel büyüme modellerinin kökenleri Smith (1776), Marx (1867), Schumpeter (1926) ve Arrow (1962) gibi iktisatçıların çalışmalarına dayandırılabilir. Smith'in uzmanlaşma ve işbölümü kavramlarının teknolojik gelişmeyi desteklediği; Marx'ın yeni ürünlerin ve üretim süreçlerinin rekabeti geliştireceğini bu durumun ise teknolojik gelişmeyle söz konusu olduğu, Marx'dan oldukça fazla etkilenen Schumpeter'in de yenilik, icat, yaratıcı yıkım gibi kavramlarla teknolojiye vurgu yapması, ayrıca Arrow'un yaparak öğrenme (learning by doing) kavramıyla, bazı sektörler için zamanla maliyetlerin düşerek, kalitenin artacağını ve üretimin hızlanacağını dolayısıyla ortaya yeni ürünler konulabileceğini savunması da teknolojik gelişmeye ne kadar öncelik verilmesi gerektiğini vurgulamaktadır (Arrow, 1962, s. 157-159).

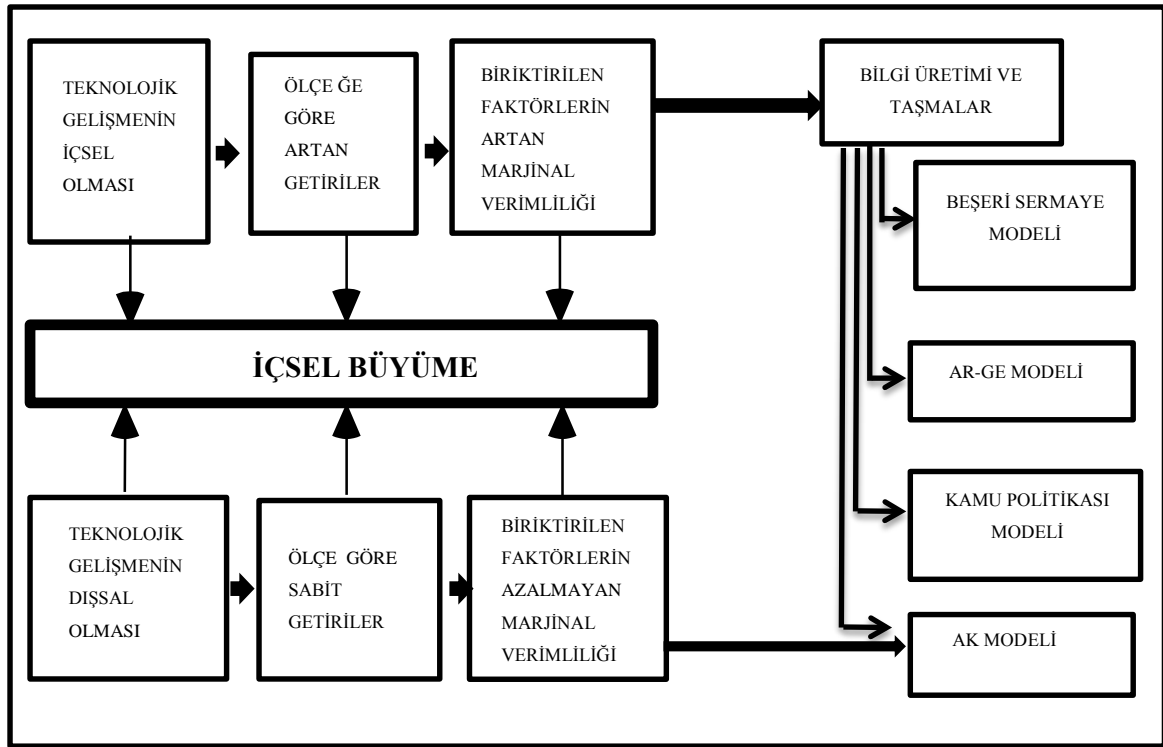
Özellikle Romer'in (1986) ve Lucas'ın (1988) çalışmaları ile başlayan ve 1990'lı yıllarda geliştirilmeye devam edilen içsel büyüme kavramı en sade anlamıyla ekonomik büyümenin unsurlarının sistemin içerisinde aranmasıdır (Berber, 2006, s.146). Yapılan ampirik çalışmalar sermaye birikiminin tek başına uzun dönemde ekonomik büyümeyi açıklamada yeterince etkili olmadığını öne sürmüştür. Ayrıca bulgular, dışsal birer unsur olarak değerlendirilen araştırma-geliştirme faaliyetleri, beşeri sermaye, bilgi birikimi, eğitim, sağlık ve bilhassa teknolojik gelişme unsurlarının ekonomik büyüme sürecini açıklamada kayda değer öneme sahip olduğunu desteklemiştir (Yılmaz ve Akıncı, 2012, s. 77).

İçsel büyüme teorilerine göre teknolojik gelişme, neoklasik teorinin aksine ekonomik kararlardan etkilenmektedir. Ayrıca neoklasik yaklaşımda savunulan ve gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ülkelere ulaşabileceğini öngören yakınsama hipotezi reddedilerek gelişmekte olan ülkelerin mutlaka çağın gerektirdiği bilgi ve teknolojik altyapıyı kullanması gerektiğini aksi takdirde gelişmiş ülkelerle olan gelir farklılıklarının artacağını savunur. Yine bu teoriler devlet müdahalelerinin en uygun büyümeyi yakalayabilme adına gerekli olduğu görüşünü savunur (Yülek, 1997, s.2).

Genel olarak içsel büyüme modelleri şu şekilde sınıflandırılır.

- i. Bilgi Üretimi ve Taşmalar
- ii. Beşeri Sermaye Modeli
- iii. AR-GE Modeli
- iv. Kamu Politikası Modeli
- v. AK Modeli

Bu modeller varsayımları ile birlikte şekil (1.2)'de belirtilmiştir.



Şekil 1.2 İçsel Büyüme Modelleri ve Varsayımları

Kaynak: Kibritçioğlu, 1998, s.282

1.9.1 AR-GE'ye Dayalı Yeni İçsel Büyüme Modelleri

Yeni içsel büyüme teorileri içerisinde, büyümenin sürekliliğinin sağlanmasındaki ana faktörün AR-GE sektöründen kaynaklandığı düşünülen genel olarak üç yaklaşım belirgin olarak ortaya çıkmaktadır. Bu üç yaklaşım, Romer'in (1990) modeli; Grossman ve Helpman'ın modeli (1991); Aghion ve Howitt'in (1992) modelidir (Ateş, 1998, s.26). Bu modellerde ekonominin uzun dönemde sürekli büyüme etkisine sahip olabilmesi,

ekonominin AR-GE sektörüne aktardığı araştırmacı (bilim adamı, mühendis, teknik elemanlar) sayısıyla yakından ilgilidir.

1.9.2 Romer'in Yatay Ürün Geliştirme Modeli

Romer modeli AR-GE faaliyetlerini, AR-GE sektöründe istihdam edilen beşeri sermayeyi ve yine AR-GE sektöründe üretilen üretim tekniklerini temele alan bir modeldir. Romer'e göre AR-GE faaliyetlerindeki ilerlemeler yeni tasarımları ortaya çıkarırken bu bilgilerin sektördeki diğer firmaların kullanması ile bir yayılma etkisine neden olacaktır. Bu yayılma etkisi ile bilgi kazanımı ve stoku büyüyerek toplamda ekonomik büyüme üzerinde daha fazla etki elde edilebilecektir (Taban, 2011(a), s.126). Yasal düzenlemelerle korunan fikri mülkiyet haklarının varlığı sayesinde bilginin tam anlamıyla kamu malı statüsünde kalmayıp buluşların teşvik edilmesinin de önü açılmış olacaktır. Ayrıca bilginin kamuya kısmen açık olması firma ve bireyler bağlamında AR-GE faaliyetlerinin artmasını tetikleyecek böylece gelirlerin de artması sağlanacaktır.

Romer geliştirdiği modelin dayanak noktası olarak şu üç önermeyi savunmuştur. Birincisi, ekonomik büyümenin esası da sayılabilecek olan rakip olmayan ve kısmen dışlanabilir özellikte olan teknolojik gelişmedir. İkinci olarak piyasa teşvikleri ile firmalar ve bireyler tarafından bilinçli olarak yapılan faaliyetlerdir. Üçüncüsü ise bilginin üretim faktörü olarak doğrudan kullanılabilmesi ve üretim maliyetinin sabit olmasıdır (Özer ve Çiftçi, 2009, s.43).

AR-GE sektörü, ara malları sektörü ve nihai mallar sektörlerinden oluşan modelde girdiler ise fiziksel sermaye, işgücü, beşeri sermaye ve teknolojik seviye indeksidir. Modelde AR-GE sektörü var olan bilgi stoku ve beşeri sermayeyi kullanarak yeni bilgi üretiminin sağlanacağını ve çıktıların ise tasarımlar olacağı ifade edilir (Romer, 1990, s.71-102). Ara malı sektörü ise AR-GE sektörünün çıktıları olan tasarımları kullanarak nihai mal sektöründe kullanılacak dayanıklı mal üretme sürecidir. Nihai mal sektörü de nihai mal üretmek için ara malı sektöründe elde edilen farklılaştırılmış dayanıklı üretim mallarını, işgücü ve beşeri sermayeyi kullanmaktadır.

Üretim fonksiyonu;

$$\begin{aligned}
Y &= H_Y^\alpha L^\beta \int_0^\infty \bar{x}^{1-\alpha-\beta} di \\
&= H_Y^\alpha L^\beta A \bar{x}^{1-\alpha-\beta}
\end{aligned}
\tag{1.1}$$

olarak tanımlanır ve bu modelde Y nihai çıktı miktarını, L işgücünü, H_y beşeri sermaye miktarını x ise dayanaklı tüketim mallarını göstermektedir (Romer, 1990, s.71-102). Ayrıca teknolojik gelişmenin içsel bir değişken olduğunu ve toplam tasarım stokundaki değişimi gösteren bağıntı aşağıdaki biçimde tanımlanmıştır.

$$\dot{A} = \delta H_A A \tag{1.2}$$

Bu ifadede ise H_A , AR-GE sektörü toplam beşeri sermaye miktarını, δ verimlilik parametresini, A toplam tasarım bilgi stokunu temsil etmektedir. Yeni tasarım üretim oranını simgeleyen \dot{A} 'nın yükselmesi modelde, AR-GE sektöründeki toplam beşeri sermayenin de artmasını destekleyecektir. Toplam tasarım bilgi stokundaki artışlar da AR-GE sektöründeki çalışan personelin verimliliğini artırıcı rol oynayacaktır (Romer, 1990, s.71-102).

1.9.3 Grossman ve Helpman Modeli

Teknolojik yeniliklere dayalı olan Grossman ve Helpman büyüme modeli, dış ticaret ve dışa açıklık kavramları ile büyümenin açıklanması üzerinde durmuştur. Buna göre AR-GE yatırımlarına yeterince kaynak tahsis edemeyen az gelişmiş ülkelerin dışa açıklığını artırmak suretiyle gelişmiş ülkelere teknoloji transferleri sağlaması, teknolojiye tamamen uzak kalmamalarını ve böylece ihtiyaç duydukları teknik süreci ülkelerinde de uygulayabilmelerine zemin hazırlayacaktır. Bunun gerçekleşebilmesi için de bu ülkelerin politika belirleme sürecinde AR-GE'ye yönelik yatırımları teşvik ve sübvansiyonlarla desteklemeleri gerekmektedir (Grossman ve Helpman, 1991, s.43).

Dışa açıklığın ve ticaretin getirmiş olduğu teknoloji transferleri ile desteklenen AR-GE sektörü, ülke ekonomisine karşılaştırmalı üstünlük kazandırarak büyümenin itici gücü haline de gelecektir. AR-GE sektöründe karşılaştırmalı üstünlüğe sahip ülkelerde ise harcamaları tüketim mallarına kaydıran korumacı politikalar, kaynakların bilgi üreten sektörlerle yönelmesini engelleyeceği için uzun dönemde büyüme hızlarını olumsuz etkileyebilecektir. Dolayısıyla imalat sanayinde korumacı anlayıştaki dış ticaret

politikasının vasıflı işgücünün AR-GE sektörüne değil de imalat sanayine kaymasına neden olabilecektir (Ercan, 2000, s.133-134).

Model ayrıca ekonomik birimlerin bilinçli davranışları sonucu ortaya çıkan teknolojik yeniliklerin içsel olduğunu açıklamaktadır. Ekonomik birimlerin bilinçli davranışları ise kar davranışlarına dayanır ve teknolojik yenilikler sayesinde uzun dönemde karlılık anlamında bir gerileme yaşanmayacaktır. Dolayısıyla teknolojik yeniliklerin getirdiği verimlilik artışları uzun dönemde büyümenin kaynağını oluşturacaktır (Taban, 2013(b), s.79).

1.9.4 Aghion ve Howitt Modeli

Schumpeter'in yaratıcı yıkım görüşlerinden etkilenerik tanımladıkları ve büyümenin kaynağında oluşturan dikey teknolojik yenilikler kavramı, yenilikler sayesinde daha kaliteli ürünler eski ürünlerin piyasadan kaybolmasına yani yaratıcı yıkım sürecinin başlamasına neden olmaktadır (Gürak, 2006, s.139).

Modele göre yaratıcı yıkımın neden olduğu ifade edilen cari dönemde yapılacak AR-GE yatırımlarının miktarı, gelecek dönemdeki monopolcü rant bekleyişlerine bağlıdır. Buna göre gelecek dönem AR-GE faaliyetlerinin daha yoğun hale gelmesine yönelik bekleyişlerin artması cari dönemdeki yeniliklerin daha kısa sürede etkisini yitirmesine ve bu yeniliklere yapılan yatırımların azalmasına neden olacaktır. Ayrıca gelecek dönemde AR-GE yatırımlarının yüksek olacağı beklentisi, gelecek dönemde bu sektörde çalışacak vasıflı işgücü talebini ve ücretleri de etkileyecektir dolayısıyla girişimciler yapmayı planladıkları AR-GE yatırımlarını azaltma yoluna gidebileceklerdir (Taban, 2013(b), s.83).

Modelin getirdiği bir diğer husus, ara mal üretiminde rekabetin daha az olması ile o ekonomideki icatların taklidinin daha zor olduğunu yani fikri mülkiyet haklarının korunmasının daha etkin uygulanabileceğini yansıtır. Fikri mülkiyet hakları, patentlerle ne kadar sıkı korunursa bu durum ekonomik büyüme üzerinde de o ölçüde etkili olacaktır (Ünsal, 2007, s.267).

İKİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ

2.1 Zaman Serilerine Ait Temel Kavramlar

2.1.1 Stokastik Süreç

Rasgele değişkenler olan X_t 'lerin zaman içerisinde düzenli olarak biriktirilme sürecine stokastik süreç adı verilir. X_t rasgele değişken dizisinin olasılık yapısı ise stokastik sürecin ortak dağılımı tarafından belirlenir. Yani belirli koşullar altında stokastik sürecin $\{X_t\}$ olasılık yapısı, hepsi pozitif bir sayıyı temsil etmek üzere n değerleri ve T 'nin altkümesi olan t_1, t_2, \dots, t_n için ortak dağılım $F(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n})$ ile tamamen ifade edilebilir (Maddala ve Kim, 1998, s.8-9).

Stokastik süreci ifade etmenin daha basit ve kullanışlı yolu ortalama, varyans ve otokovaryans fonksiyonları olarak adlandırılan birinci ve ikinci momentleri tanımlamaktır. Buna göre;

Ortalama değer fonksiyonu;

$$\mu_t = E[X_t] \quad (2.1)$$

Varyans fonksiyonu;

$$\sigma_t^2 = Var[X_t] \quad (2.2)$$

X_{t_1} ve X_{t_2} 'nin kovaryansı olan otokovaryans fonksiyonu ise;

$$\gamma_{t_1, t_2} = E\left\{ [X_{t_1} - \mu_{t_1}] [X_{t_2} - \mu_{t_2}] \right\} \quad (2.3)$$

olarak tanımlanır. Stokastik sürecin daha yüksek momentleri benzer biçimde oluşturulabileceği gibi pratikte ise nadiren kullanılmaktadır (Chatfield, 1996(a), s.28).

2.1.2 Zaman Serileri

Zaman endeksli rasgele deęişkenlerin oluşturduęu bir diziyeye stokastik süreç veya zaman serisi süreci denir (Wooldridge, 2012, s.345). Zaman serisi, sıralı gözlemlerin zaman içerisinde biriktirilmesiyle oluşturulur (Chatfield, 2001(b), s.10). Zaman serisi verileri genellikle günlük, haftalık, aylık, üç aylık, altı aylık, yıllık ve daha uzun dönemlerle derlenmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, s.2). Bir fabrikadan ihraç edilen aylık ürün miktarları, bir kara yolunda meydana gelen haftalık kaza sayıları, bir ülkenin yıllık ihracat veya ithalat miktarları, yıllık işsizlik oranları ve yine yıllık bazda derlenen gayrisafı milli hasıla gelirleri zaman serisine örnek olarak verilebilir (Akdi, 2012, s.1).

Zaman serisi analizi, geçmiş dönemlere ait gözlem değerlerini kullanarak geleceğe dönük tahminler yapmaya yardımcı olur. Bu tahminler yapılırken zaman serilerinin geçmiş hareketlerinin gelecekte de benzer eğilimde olacağı kabul edilir. Yalnız bu tahmin sürecinden önce dikkat edilmesi gereken hususlardan biri, seriyi oluşturan verilerin aynı ölçü birimiyle belirleniyor olmasıdır zira aksi söz konusu olduğunda karşılaştırma sürecinde sıkıntı yaşanabilir.

Zaman serileri yapılarına göre ekonomik ve finansal zaman serileri, fiziksel zaman serileri, demografik zaman serileri, işletme veya pazar (marketing) zaman serileri, süreç kontrolü ve ikili süreç olarak sınıflandırılabilir (Chatfield, 1996(a), s.1-3). Bunlardan ekonomik ve finansal zaman serilerinin kullanımı ampirik çalışmalarda oldukça fazladır. Ayrıca zaman serilerinin serpilme diyagramlarının incelenmesi seriler hakkında matematiksel modelleme yapılırken kolaylık sağlar. Buna göre genel olarak bir zaman serisinin trend, mevsimsel, konjonktürel ve düzensiz hareketlerin bileşiminden oluşan bir yapıya sahip olduğu söylenebilir. Zaman serisi deęişkenleri artan, azalan veya deęişmeyen trend etkisinde olabileceęi gibi trendin altında veya üstünde sistematik ve tekrarlı biçimde değerler alarak mevsimsel bir salınımına da sahip olabilir. Konjonktürel dalgalanmalar ise özellikle ekonomik zaman serilerinde yaşanan şokların veya refah artışlarının belirlenmesinde gözlemlenebilir. Düzensiz hareketler veya rassal bileşen ise önceden tahmin edilemeyen veya dięer unsurların etkisiyle oluşabilen hata terimi ile de ifade edilen deęişmeleri kapsar (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, s.9).

Zaman serilerinin bu bileşenlerini toplamsal olduğu gibi çarpımsal olarak da modellemek mümkündür.

Toplamsal modelleme;

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad (2.4)$$

Çarpımsal modelleme ise;

$$Y_t = T_t C_t S_t I_t \quad (2.5)$$

olarak ifade edilir. Bu eşitliklerde Y_t , serinin t döneminde gözlemlenen değerlerini, modelin deterministik kısmını oluşturan C_t değişkeni konjonktürel etkileri gösterirken, T_t değişkeni trend etkisini ve S_t ise mevsimsel etkileri göstermektedir. Modelin stokastik kısmını gösteren I_t ise düzensiz etkileri göstermektedir. Çarpımsal modelin araştırmalarda daha doğru sonuçlar verdiği bilindiği gibi yıllık verilerin kullanıldığı zaman serilerinde mevsimsellik olmadığı için model;

$$Y_t = T_t C_t I_t \quad (2.6)$$

olarak kullanılabilir (Dikmen, 2012, s.303).

2.2 Zaman Serilerinde Kullanılan Tanımlayıcı İstatistiksel Araçlar

Zaman serilerini oluşturan sürecin kesin bir tanımlamasını yapmak için sürecin olasılık dağılımının tanımlanması gerekmektedir. Dolayısıyla sürecin özelliklerini saptayabilmek için otokovaryans fonksiyonu, otokorelasyon fonksiyonu ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu tanımlanmaktadır (Akgül, 2003, s.10).

2.2.1 Otokovaryans Fonksiyonu

Daha önce eşitlik (2.3)'de ifade edilen otokovaryans fonksiyonu bir stokastik süreçte X_t ve X_{t+k} değişkenleri için şu şekilde tanımlanır;

$$\gamma_k = \text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = E[(X_t - E(X_t))(X_{t+k} - E(X_{t+k}))] \quad (2.7)$$

Burada, γ_k fonksiyonu otokovaryans fonksiyonu olarak adlandırılır (Akgül, 2003, s.11).

Ayrıca N gözleme sahip k gecikmeli bir otokovaryans fonksiyonu;

$$\gamma_k = \frac{1}{N-k} \sum_{t=1}^{N-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X}) \quad (2.8)$$

olarak ifade edilir. Otokovaryans katsayıları otokorelasyon katsayılarını belirlemede kullanılır (Chatfield, 1996(a), s.20).

2.2.2 Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF)

Seri değerlerinden hesaplanan ve zaman serisinin özelliklerinin önemli bir göstergesi sayılan otokorelasyon katsayıları, farklı uzaklıklardaki gözlemler arasındaki ilişkiyi ölçer (Chatfield, 1996(a), s.18). Otokorelasyon katsayıları serinin komşu değerleri arasındaki bağımlılığın ne derece olduğunu ortaya koyar (Akgül, 2003, s.11). Otokorelasyon katsayılarının k gecikmeye bağlı bir fonksiyonla ifade edildiği otokorelasyon fonksiyonunu;

$$\rho_k = \frac{E[(X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})]}{\sqrt{E[(X_t - \bar{X})^2 (X_{t+k} - \bar{X})^2]}} = \frac{\text{Cov}(X_t, X_{t+k})}{\sigma_X \sigma_{X+k}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (2.9)$$

biçiminde göstermek mümkündür (Kutlar, 2009, s.266).

Eğer otokorelasyon fonksiyonu $k>0$ için sıfır değerini alıyorsa stokastik süreç hakkında sınırlı bilgiye sahip olunur ve süreci tanımlamak için bu yeterli olmayabilir. Uygulamada ise daha çok otokorelasyon fonksiyonunun tahmini değeri olan örnek otokorelasyon fonksiyonu kullanılır ve şu biçimde ifade edilir.

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^N (X_t - \bar{X})^2} \quad (2.10)$$

2.2.3 Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (PACF)

Kısmi otokorelasyon fonksiyonuna ait katsayılar, diğer zaman gecikmelerinin ($t=1,2,\dots,k-1$) etkisi giderildiğinde X_t ile X_{t+k} arasındaki ilişkinin derecesini ölçmede kullanılır. Ayrıca k 'ncı dereceden kısmi otokorelasyon katsayısı, ϕ_{kk} ile gösterilir ve eşitlik (2.11) ile verilen formülle tespit edilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, s.263-264).

$$\phi_{11} = \rho_1 \text{ ve } \phi_{22} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \text{ olmak üzere,}$$

$$\phi_{kk} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_j} \quad k = 3, 4, 5 \dots \quad (2.11)$$

kısmi korelasyon katsayılarının kullanılması özellikle otoregresif modeller için büyük önem taşımaktadır (Bircan ve Karagöz, 2003, s.52).

2.2.4 Korelogram

Zaman serilerini etkileyen faktörlerin belirlenmesi, korelogram adı verilen grafik ile yapılır. Korelogram bir serinin k sayıda zaman aralıkları için hesaplanan otokorelasyon katsayıları ile bu katsayıların k gecikme değerlerinin eşleştirilmesiyle belirlenen noktaların belirlenmesi suretiyle elde edilir (Özmen, 1989, s.74'den aktaran Bircan ve Karagöz, 2003, s.53).

Korelogram tespiti, özellikle durağanlığın belirlenmesinde oldukça faydalıdır. Korelogramda otokorelasyon ve kısmi korelasyon değerleri sırasıyla $\pm [t_c \cdot Sh_{ACF(k)}]$ ve $\pm [t_c \cdot Sh_{PACF(k)}]$ güven sınırlarını göstermektedir. Korelogramda ayrıca örneklem otokorelasyonlarına bağlı olarak hesaplanan Q- istatistiklerinin istatistiksel anlamlılığı da belirlenir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, s.272). Q- istatistiği bütün ρ_k otokorelasyon katsayılarının aynı anda sıfırdan farklı olup olmadığını test etmek için kullanılır (Dikmen, 2012, s.307). Q- istatistiği, N örneklem sayısını ve m gecikme uzunluğunu göstermek üzere;

$$Q(\hat{\rho}) = N \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \quad (2.12)$$

biçiminde ifade edilir ve Q- istatistiği büyük örneklerde m serbestlik derecesi ile ki-kare dağılımına uyar (Box ve Pierce, 1970, s.1510).

Davies, Triggs ve Newbold (1977) çalışmalarıyla ortalama örneklem uzunlukları için, gerçek anlamlılık düzeylerinin asimptotik teori ile tahmin edilenden çok daha düşük olmasının muhtemel olduğunu ileri sürmüşlerdir. Bu eleştirilere cevaben Ljung ve Box (1978) çalışmalarıyla Box-Pierce Q- test istatistiğini geliştirerek Ljung-Box-Pierce Q- istatistik değerini öne sürmüşlerdir. Buna göre Ljung-Box-Pierce Q- test istatistiği,

$$Q(\hat{\rho}) = N(N+2) \sum_{k=1}^m (N-k)^{-1} \hat{\rho}_k^2 \quad (2.13)$$

eşitliği ile ifade edilir. Burada p değeri modeldeki parametrelerin sayısını gösterirken, Q- istatistiği m-p serbestlik derecesi ile asimptotik olarak ki kare dağılımına uyar. Ayrıca eğer model bir otoregresif-hareketli ortalama sürecine sahip ise, o zaman p değeri, otoregresif ve hareketli ortalamala mertebelerinin toplamını gösterir (Ljung ve Box, 1978, s.298).

2.2.5 Durağan Süreç

Bir zaman serisinin durağan olması kavramı, özellikle öngörülerin tutarlı olabilmesi ve seriler arasında oluşabilecek sahte ilişkilerden kaçınabilmek için büyük önem teşkil etmektedir. Genel olarak durağanlık, ortalaması ve varyansı zaman içerisinde değişmeyen ve gecikmeli iki dönem arasındaki kovaryansın zamana değil değişkenler arasındaki kovaryansa bağlı olduğu olasılıklı bir süreci ifade etmektedir (Gujarati, 2001, s.713). Bu tanımda da vurgulandığı gibi durağan süreçteki zaman serilerinde peş peşe gelen iki değer arasındaki farkın zamandan kaynaklanmayıp zaman aralığından kaynaklanıyor olmasıdır. Dolayısıyla bu durumu serinin ortalamasının sabit kalması gerektiği biçiminde anlamak mümkündür (Kutlar, 2009, s.262).

Durağan süreçteki zaman serileri literatürde genel olarak kesin (strict), zayıf (weakly) ve güçlü (strong) durağan olarak tanımlanır. Kovaryans durağanlık olarak da

adlandırılan zayıf durağanlıkta, serinin ortalaması ve varyansı zamana bağlı değişmez. Buna göre;

$$E[X_t] = \mu, \text{ bütün } t\text{'ler için,} \quad (2.14)$$

$$Var[X_t] = \sigma^2, \text{ bütün } t\text{'ler için,} \quad (2.15)$$

$$E[(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu)] = \gamma_k \text{ bütün } t \text{ ve } k\text{'lar için} \quad (2.16)$$

Burada dikkat edilmesi gereken husus, X_t ve X_{t-k} arasındaki kovaryansın sadece k 'ya bağlı, yani bu iki gözlem arasındaki gecikmeye bağlı olmasıdır (Hamilton, 1994, s.46).

Güçlü durağanlık ise X_t rassal değişkeninin, zayıf durağanlıkta bahsedilen özelliklere sahip olmasının yanı sıra dağılımının zaman içerisinde değişmemesi özelliğine de sahip olmasıdır (Akgül, 2003, s.6). Kesin durağanlık ise X_t zaman serisine ait k sayıdaki gözlemin $(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_k})$, herhangi bir seti ile h sayıda gecikmesi alınan $(X_{t_1+h}, X_{t_2+h}, \dots, X_{t_k+h})$, gözlemlerin aynı ortak dağılıma sahip olması durumunda X_t zaman serisi için tanımlanır. Yani sezgisel olarak güçlü durağanlığa sahip zaman serisinde iki eşit uzunluğa sahip zaman aralığında grafikleri incelenen gözlemlerin benzer istatistiksel karakteristikte olmasıdır (Brockwell ve Davis, 1991, s.12).

Belirli bir stokastik sürecin zamana bağlı olarak değişip değişmediğinin bilinmesi, zaman serisi modellerini geliştirebilmek için önem arz eder. Durağan süreçte sabit katsayılı bir denklem kullanılarak modelleme yapmak mümkün olurken stokastik sürecin özelliklerinin zamanla değiştiği durağan dışı süreçte ise zaman aralıklarını basit bir model üzerinde göstermek güçleşebilecektir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, s.57).

Durağan süreçte olmayan zaman serilerinde sahte regresyon sorunu da ortaya çıkabilecektir (Granger ve Newbold, 1974, s.117). Bu sorunun temel kaynağı ise zaman serilerinin güçlü genel eğilimler (trend) taşımasıdır (Uzgören ve Uzgören, 2005, s.1). Zaman serisinde trend etkisinin olması ve varyansın ortalama ile artması durumunda orijinal verinin farklarının alınması ile bir dönüşüm yapılabileceği önerilmektedir (Akgül, 2003, s.9).

2.2.5.1 Durağan Süreç Modelleri

2.2.5.1.1 Ak Gürültü Süreci (White Noise Process)

Kesikli bir rassal süreç, karşılıklı bağımsız ve aynı dağılımı gösteren rassal değişkenlerin (e_t) bir dizisini içeriyorsa saf rassal süreç veya ak gürültü süreci olarak adlandırılır (Chatfield, 1996(a), s.31). Normal dağılan ak gürültü sürecinde rassal değişkenler sabit bir ortalama, sabit bir varyansa sahip oldukları gibi k gecikmeli ($k \neq 0$) iki rassal değişkenin kovaryansıda sifıra eşittir. Yani ortalama ve otokovaryans zamana bağlı değişiklik göstermeyecektir (Maddala ve Kim, 1998, s.12). İstatiksel anlamda ak gürültü süreci ortalaması sıfır, sabit bir varyansla bağımsız normal dağılan bir süreç olarak kabul edilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, s.62).

2.2.5.1.2 Otoregresif Süreç, AR(p)

Özellikle bir zaman serisinin bugün ki değerinin durumunu açıklamada hangi geçmiş değerlerinin etkili olduğunun tespitini anlamada oldukça kullanışlı olan bir otoregresif süreci veya Markov süreci olarak da bilinen süreci aşağıdaki biçimde tanımlamak mümkündür (Wei, 2005, s.33).

Hata terimlerini ifade eden e_t , sıfır ortalamalı ve sabit (σ^2) bir varyansa sahip olmak üzere \dot{Z}_t ile tanımlanan süreç, sıfırdan farklı ve sonlu sayıdaki ağırlıkları temsil eden π 'ler ve $\pi_1 = \phi_1, \pi_2 = \phi_2, \dots, \pi_p = \phi_p$ ve $\pi_k = 0$, $k > p$ için,

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 \dots - \phi_p B^p) \quad (2.17)$$

$$\dot{Z}_t = Z_t - \mu \quad (2.18)$$

olmak üzere;

$$\dot{Z}_t = \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \phi_2 \dot{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + e_t \quad (2.19)$$

veya

$$\phi_p(B) \dot{Z}_t = e_t \quad (2.20)$$

eşitlikleri ile ifade edilir ve \dot{Z} sürecine p 'inci mertebeden bir otoregresif süreç adı verilir ve AR(p) ile gösterilir. Burada B, geri kaydırma işlemcisidir.

$\sum_{j=1}^{\infty} |\pi_j| = \sum_{j=1}^p |\phi_j| < \infty$ için süreç daima çevrilebilir (invertible) özellikte olduğundan durağanlığın sağlanması için eşitlik (2.16)'da ifade edilen $\phi_p(B)$ 'ye ait kökler birim çemberin dışında kalmalıdır (Wei, 2005, s.33).

Daha başka bir anlatımla ortalama μ olmak üzere;

$$E[\dot{Z}_t] = E[\dot{Z}_{t-1}] = E[\dot{Z}_{t-2}] = \dots = E[\dot{Z}_{t-p}] = \mu \quad (2.21)$$

olacaktır ve

$$\mu = \phi_1 \mu + \phi_2 \mu + \dots + \phi_p \mu + e_t \quad (2.22)$$

$$\mu = \frac{e_t}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p} \quad (2.23)$$

biçiminde yazılabilecektir. Sürecin durağan olması için ortalamasının sonlu olması gerektiğinden eşitlik (2.23)'ün paydasındaki ϕ parametrelerinin toplamı, birden küçük olmak zorundadır ama bu durağanlığı sağlamak için tek başına yeterli bir durum teşkil etmemektedir (Kutlar, 2009, s.270).

$p=1$ seçildiğinde ise AR(1) olarak adlandırılan otoregresif süreç;

$$(1 - \phi_1 B)\dot{Z}_t = e_t \quad (2.24)$$

veya

$$\dot{Z}_t = \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + e_t \quad (2.25)$$

olarak ifade edilir.

Yine burada da durağanlığın sağlanması için eşitlik (2.24)'de ifade edilen $1 - \phi_1 B$ 'ye ait kökler, birim çemberin dışında kalmalıdır yani $|\phi_1| < 1$ olmalıdır (Wei, 2005, s.34).

Ayrıca süreci şu şekilde genelleştirmek mümkündür. AR(1) sürecinde durağanlık koşulunun sağlanması halinde süreç ortalama etrafında saçılım gösterecektir. Ancak bu saçılım, ϕ_1 'in aldığı değerlere bağlı olarak farklılık gösterecektir. Eğer ϕ_1 sifıra yakın

değerler alırsa ortalamayı sıkça kesecek, bire yakın değerler alırsa daha az kesecektir. Bir değerini aldığı anda ise durağanlık sağlanmayacak ve ortalamadan oldukça uzaklaşacaktır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, s.145). ϕ_1 'in bir değerini aldığı sürece ise birim köke sahip AR(1) süreci ya da daha özel olarak rassal yürüyüş (random walk) süreci denilmektedir (Johnston ve Dinardo, 1996, s.59). Buna göre bir rassal yürüyüş süreci;

$$\dot{Z}_t = \dot{Z}_{t-1} + e_t \quad (2.26)$$

olarak gösterilir ve varyans zamana bağlı artacağı için süreç durağan değildir (Akgül, 2003, s.52).

2.2.5.1.3 Hareketli Ortalamalar Süreci, MA(q)

\dot{Z}_t ile tanımlanan süreç, sonlu sayıdaki ve sıfırdan farklı ψ ağırlıkları ve $\psi_1 = -\theta_1, \psi_2 = -\theta_2, \dots, \psi_q = -\theta_q$ ve $\psi_k = 0$ ve $k > q$ olmak üzere,

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (2.27)$$

olmak üzere;

$$\dot{Z}_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (2.28)$$

veya

$$\dot{Z}_t = \theta(B)e_t \quad (2.29)$$

olarak ifade edilir ve \dot{Z}_t sürecine q'uncu mertebeden bir hareketli ortalama süreci adı verilir. MA(q) ile sembolize edilir (Wei, 2005, s.47).

Bir başka ifadeyle q'uncu mertebeden bir hareketli ortalama sürecinde \dot{Z}_t gibi her gözlem değeri, q değerine kadar gecikmesi uzanan hata terimlerinin ağırlıklı ortalamasından ibarettir (Kutlar, 2009, s.270). \dot{Z}_t , ağırlıkların ak gürültü terimleri ile işleme sokularak elde edilmesi ve \dot{Z}_{t+1} 'in ise aynı ağırlıkların bir dönem kaydırılmış ak gürültü terimleri kümesi ile ilişkilendirilerek elde edilmesinden dolayı sürece, hareketli ortalamalar denilmiştir (Akgül, 2003, s.67).

Sonlu bir hareketli ortalama süreci, $1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2 < \infty$ eşitsizliğine sahip olduğundan her zaman durağandır. Ayrıca eğer eşitlik (2.26)'da ifade edilen $\theta(B)$ 'ye ait kökleri temsil eden doğru, birim çemberin dışında kaldığı sürece de hareketli ortalama süreci çevrilebilir özelliktedir (Wei, 2005, s.47-48).

Özel olarak $\theta(B) = 1 - \theta_1 B$ olduğunda hareketli ortalama süreci;

$$\dot{Z}_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} \quad (2.30)$$

veya

$$\dot{Z}_t = (1 - \theta_1 B)e_t \quad (2.31)$$

Birinci merteye hareketli ortalama süreci MA(1) olarak isimlendirilir. Burada $\{e_t\}$, sıfır ortalamalı ve (σ_e^2) , sabit varyansına sahip bir ak gürültü sürecidir. Ayrıca $E(\dot{Z}_t) = 0$ olduğu için de daha önce verilen eşitlik (2.18) gereği $E(Z_t) = \mu$ olacaktır. Yani Z_t 'de sabit ortalamaya sahiptir (Wei, 2005, s.47-48).

Birinci merteye hareketli ortalama süreci, sadece tek bir gecikmeli değere sahip olduğundan bir dönemden sonraki kovaryans değeri sıfır olmaktadır. Kısmi otokorelasyon değerleri ise sıfıra doğru söneler. Bu durumda MA(1) için otokorelasyon fonksiyonu;

$$\rho_k = \frac{\lambda_k}{\lambda_0} = \begin{cases} \rho = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2}, & k = 1 \\ 0 & , \quad k > 1 \end{cases} \quad (2.32)$$

olacaktır (Kutlar, 2009, s.272). Eşitlik (2.32)'deki $(1 + \theta_1^2)$ ifadesi her zaman sınırlı olacağından MA(1) süreci de her zaman durağan olacaktır. Burada da sürecin çevrilebilir özellikte olabilmesi için gerekli olan $|\theta_1| < 1$ şartının sağlanması için,

$$(1 - \theta_1 B) = 0 \quad (2.33)$$

eşitliğinin kökü yani $B = \frac{1}{\theta_1}$ değeri, birim çemberin dışında kalmalıdır (Wei, 2005, s.49). Ayrıca bu durum çevrilebilir özellikteki bir MA(1) sürecinin, AR(∞) biçiminde de ifade edilebileceği anlamına gelmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, s.156). Genel olarak AR(p) ve MA(q) süreçleri için ϕ_p parametrelerinin durağanlık sınırlarını ve θ_q parametrelerinin ise çevrilebilirlik sınırlarını geçmesi durumunda durağan özellikte olmayacağı, sınırlar içinde kalması durumunda ise serilerin durağan bir özellik sergileyeceği söylenebilir (Akgül, 2003, s.70).

2.2.5.1.4 Otoresif Hareketli Ortalama Süreci, ARMA(p,q)

Durağan veya çevrilebilir süreçlerin otoresif ve hareketli ortalama süreçleri ile gösterildiği bilindiği gibi yüksek mertebeden gösterimlerde çok daha fazla parametreye sahip olacak olan bu sonlu süreçlerin daha iyi bir yaklaşıma ihtiyaç duyduğu söylenebilir. Genelde bilinen durum, modelde daha çok parametre olması tahminin etkili olması üzerinde azaltıcı bir rol oynayacak olmasıdır. Bu yüzden bir model kurulurken otoresif ve hareketli ortalama sürecinin her ikisinin terimlerinin bir model içerisinde dahil olduğu bir otoresif hareketli ortalama sürecine ihtiyaç vardır. Bu durum;

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \quad (2.34)$$

ve

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (2.35)$$

olmak üzere

$$\phi_p(B) \dot{Z}_t = \theta_q(B) e_t \quad (2.36)$$

ile ifade edilir ve ARMA(p,q) ile gösterilir (Wei, 2005, s.57).

Yine bu modelde de e_t 'ler ak gürültü sürecine sahip olmak üzere, eşitlik (2.34)'ün sıfıra eşit olması halinde elde edilecek köklerin birim çember dışında olması sürecin durağanlığını, eşitlik (2.35)'in sıfıra eşit olması halinde elde edilecek köklerin birim çember dışına düşmesi ise sürecin çevrilebilirliğini belirler (Box ve Pierce, 1970, s.1570). Bu durum daha açık bir gösterimle ifade edilecek olunursa da, $\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p < 1$ kısıtı

gerçekleştğinde sürecin durağan, $\theta_1 + \theta_2 + \dots + \theta_q < 1$ kısıtı gerçekleştiğinde ise sürecin çevrilebilir olduğu söylenir (Akgül, 2003, s.89).

2.3 Birim Kök Testi Süreci

2.3.1 Durağanlık ve Birim Kök

Genel olarak durağan sürece sahip bir seri ile durağan dışı süreçteki seri arasındaki farklar şu biçimde ifade edilebilir;

Durağan sürece sahip serilerde;

- i. Uzun dönemde sabit bir ortalama civarındaki dalgalanmalar eski haline geri döner.
- ii. Zamanla değişmeyen, sonlu bir varyansa sahiptir.
- iii. Gecikmelerin uzunluğu arttıkça teorik olarak korelogram azalarak sıfıra yaklaşır.

Diğer taraftan durağan dışı sürece sahip seriler mutlak sabit bileşenlere sahiptir. Varyans ve ortalama zamana bağlıdır. Buna göre durağan dışı süreçteki bir seri;

- i. Serinin uzun dönemde geri döneceği bir ortalama değeri yoktur.
- ii. Varyans zamana bağlı olduğundan zaman sonsuza yaklaştığında, varyans da sonsuza yaklaşacaktır.
- iii. Teorik olarak otokorelasyonlar bozulmayacaktır ama sonlu örneklemelerde örneklem korelogramları yavaşça ortadan kaybolacaktır (Enders, 1995, s.213).

Bu açıklamalardan da söylenebileceği üzere bir serinin uzun dönemde sahip olduğu özelliği anlayabilmek için geçmiş dönem değerlerinin, seriyi ne şekilde etkilediğinin açıkça belirlenmesi gerekmektedir (Dikmen, 2012, s.309). Ayrıca yapılan deneysel çalışmalar göstermiştir ki makroekonomik serilerin çoğu durağan dışı süreç özelliğine sahiptir. Dolayısıyla bu özelliğe sahip serilerde, eğer durağanlık sağlanmazsa sahte regresyon sorunu ile karşılaşılacak ve bu durum değişkenler arasındaki ilişkinin yanlış yorumlanmasına sebep olabilecektir (Harris ve Sollis, 2003, s.41). Bu durumu özel olarak

ifade etmek gerekirse, Granger ve Newbold'un yüz örneklem üzerinde yapmış oldukları simülasyon denemelerinin önemli bir kısmında, parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu, yüksek belirlilik katsayısı ve hata terimlerinde de yüksek düzeyde otokorelasyonlar olduğu tespit edilmiştir. Bu durumun ise eğer hata terimleri durağan özellikte olmazsa sahte regresyon sorunu ile karşılaşılacağını ve de kurulan modelde yanlış tanımlama sorununu doğuracağını ifade etmişlerdir (Granger ve Newbold, 1974, s.117).

Daha öncede ifade edildiği üzere, otoregresif bileşene sahip bir zaman serisinde karakteristik köklerden en az bir tanesi mutlak değerce bire eşitse bu seriye birim kök içeren seri adı verilir. Birim köklü seriler stokastik trend (kovaryansın zamana bağlı olduğu) içeren serilerdir (Akdi, 2003, s.261-262). Birim kök sorunundan kurtarabilmek için geliştirilen testlerden en sık kullanılanlara kısaca değinilecektir.

2.3.1.1 Dickey Fuller Birim Kök Testi

Parametrelerin en küçük kareler tahmin edicisinin dağılımına dayanan bir birim kök testi olan Dickey-Fuller'a göre;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (2.37)$$

ile verilen Y_t otoregresif sürecine ait modelde $Y_0 = 0$, ρ bir reel sayı olmak üzere $\{e_t\}$ sıfır ortalama ve σ^2 varyanslı, bağımsız normal rassal değişkenlerin bir dizisidir.

Y_t zaman serisinin durağanlık şartları için belirlenen hipotez testleri ise,

$$\begin{aligned} H_0 : |\rho| &\geq 1 \\ H_A : |\rho| &< 1 \end{aligned} \quad (2.38)$$

Buna göre $|\rho| < 1$ ise t değerleri sonsuza yaklaştığında, Y_t zaman serisi de durağan bir zaman serisine yakınsayacaktır. Eğer $|\rho| = 1$ ise zaman serisi durağan dışı bir süreçte, özel olarak rassal yürüyüş sürecinde olacak ve $\text{var}(Y_t) = t\sigma^2$ olacaktır. $|\rho| > 1$ olduğunda da Y_t zaman serisi durağan olmayacak ve t arttıkça serinin varyansı da üstsel olarak artacaktır (Dickey ve Fuller, 1979(a), s.427).

Dickey-Fuller, çalışmalarında üç farklı regresyon modeli üzerinde birim kök durumunu analiz ederek, t istatistikleri için kritik değerleri tabloştırmışlardır. Standart t tablosu yerine düzeltilmiş t tablosunu kullanmışlar ve bu değerlere literatürde Dickey-Fuller τ (tau) değerleri tablosu adı verilmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, s.313). Kullanılan modeller $Y_0 = 0$ olmak üzere;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad (2.39)$$

$$Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (2.40)$$

$$Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (2.41)$$

biçiminde ifade edilir. Burada (2.39), (2.40) ve (2.41) eşitliklerinin her iki tarafından Y_t 'nin bir dönem gecikmeli değeri olan Y_{t-1} çıkartıldığında;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (2.42)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (2.43)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (2.44)$$

eşitlikleri elde edilecektir. Son elde edilen eşitlikler, eşitlik (2.39), (2.40) ve (2.41)'in farklı birer gösterimidir. Δ , fark alma operatörü ve $\delta = \rho - 1$ olup daha önce (2.38)'de tanımlanan hipotezler artık

$$\begin{aligned} H_0 : |\delta| = 0, \quad |\tau| < |t_\delta| \text{ ise durağan dışı} \\ H_A : |\delta| < 0, \quad |\tau| > |t_\delta| \text{ ise durağan} \end{aligned} \quad (2.45)$$

biçiminde tanımlanabilir (Enders, 1995, s.221).

Eşitlik (2.42), (2.43) ve (2.44) sırasıyla saf rassal yürüyüş sürecini, kayma terimi (drift term) içeren süreci ve son olarak trend ve kayma terimi içeren süreci ifade etmektedir. Ayrıca bu eşitlikler test edilirken eşitlik (2.42) için τ , eşitlik (2.43) için τ_μ ve eşitlik (2.44) için de τ_t test istatistikleri kullanılır. Eşitlik (2.42), (2.43), (2.44) ve (2.45) ile ifade edilen bütün denklemlerin ilgili olduğu terim δ 'dır. Regresyon sonucunda bulunan

δ değerinin, hesaplanan standart hata değerine oranı ile τ istatistikleri elde edilir. Bu değerlerde örneklem büyüklüğü ve %1, %5, %10 anlamlılık düzeyine göre tablolaştırılan kritik değerlerle kıyaslanarak serinin birim köke sahip olup olmadığı konusunda karar verilir. Yani $|\tau| < |t_{\delta}|$ ise $\delta = 0$ anlamına gelecek, H_0 hipotezi reddedilemeyecek ve Y_t dizisinin, bir birim köke sahip olduğu ifade edilecektir (Enders, 1995, s.221-222). Bu kritik değerler, daha sonra MacKinnon (1996) tarafından yapılmış olan Monte Carlo simülasyonlarına göre tablolaştırılmış olup, bilgisayar paket programlarında kullanılmaktadır (Dikmen, 2012, s.311).

2.3.1.2 Genişletilmiş (Augmented) Dickey–Fuller Birim Kök Testi (ADF)

Dickey–Fuller geliştirdikleri birim kök testini genişleterek sadece birinci mertebeden otoregresif süreçlere değil daha yüksek mertebeden otoregresif sürece sahip serilere de uygulamanın mümkün olduğunu göstermişlerdir (Dickey ve Fuller, 1981(b), s.1065).

Dickey–Fuller testi kullanılırken, gerçekte AR(p) süreci izleyen bir zaman serisi, basit bir AR(1) süreci gibi değerlendirildiğinde, zaman serisinin dinamik yapısının yanlış belirlenmesinden dolayı hata terimi, otokorelasyona sahip olacaktır. Otokorelasyonlu hata teriminin varlığı ise hata teriminin ak gürültü sürecinde olduğu varsayımına dayanan Dickey-Fuller dağılımının geçersiz kılınmasına neden olacaktır (Harris ve Sollis, 2003, s.48). Dolayısıyla modele bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri dahil edilerek bu otokorelasyon sorununun aşılabilmesi amaçlanmıştır. Buna göre bir AR(p) süreci eşitlik (2.46)'daki gibi tanımlanırsa;

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \phi_3 Y_{t-3} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (2.46)$$

ve birinci farkı alınan denklem, eşitlik (2.47)'deki gibi yazılabilir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \delta_3 \Delta Y_{t-3} + \dots + \delta_p \Delta Y_{t-p} + e_t \quad (2.47)$$

Burada δ_i 'ler ϕ 'ların genel fonksiyonudur. Buna göre gecikmeli değerlerle oluşturulan genişletilmiş Dickey–Fuller denklemleri;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (2.48)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (2.49)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (2.50)$$

biçiminde olacaktır ve eşitlik (2.45)'de tanımlanan H_0 hipotezini test etmek için denklemlerin içeriğine göre yine aynı τ , τ_μ , τ_τ tau istatistikleri kullanılabilir (Enders, 1995, s.222).

Dickey ve Fuller (1981) çalışmalarında, geliştirilmiş denklemlerde yer alan α , β ve δ parametrelerini içeren ortak (joint) hipotezleri test etmek için τ istatistiklerine ek olarak ϕ_1 , ϕ_2 ve ϕ_3 olarak ifade edilen üç F istatistiğini de kullanmışlardır. Aynı zamanda ϕ_1 , ϕ_2 ve ϕ_3 istatistikleri oluşturulurken sıradan F testleri ile tam olarak aynı yöntem izlenir.

$$\phi_1 = \frac{\left[RSS_{[restricted]} - RSS_{[unrestricted]} \right] / r}{RSS_{[unrestricted]} / (T - k)} \quad (2.51)$$

Burada $RSS_{restricted}$ ve $RSS_{unrestricted}$ sembolleri kısıtlı ve kısıtsız modeller için hata kareleri toplamını ifade ederken, T kullanılabilir gözlem sayısını, r kısıt sayısını ve k değeri de kısıtsız modelde tahmin edilen parametre sayısını göstermektedir. Ayrıca T-k kısıtsız model için serbestlik derecesini de ifade etmektedir (Enders, 1995, s.222-223).

Ortak hipotezler için yapılacak karşılaştırmalar ise şu şekilde olacaktır;

i. Denklem (2.48)'de ϕ_1 test istatistiği için ise;

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha = \delta = 0, \quad F < \phi_1 \text{ ise} \\ H_A : \alpha \text{ ve } \delta \text{'in her ikisinde sıfırdan farklıdır,} \quad F > \phi_1 \text{ ise} \end{aligned} \quad (2.52)$$

ii. Denklem (2.49)'da ϕ_2 test istatistiği için;

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha = \beta = \delta = 0, \quad F < \phi_2 \text{ ise} \\ H_A : \text{Tüm } \alpha, \beta, \delta \text{'lar sıfırdan farklıdır,} \quad F > \phi_2 \text{ ise} \end{aligned} \quad (2.53)$$

iii. Denklem (2.50)'de ϕ_3 test istatistiği için;

$$\begin{aligned} H_0 : \beta = \delta = 0, \quad F < \phi_3 \text{ ise} \\ H_A : \beta \text{ ve } \delta \text{'in her ikisinde sıfırdan farklıdır,} \quad F > \phi_3 \text{ ise} \end{aligned} \quad (2.54)$$

(Seddighi, Lawyer ve Katos, 2000, s.269-271).

Bu yaklaşım uygulandıktan sonra hata terimlerindeki otokorelasyon giderilmiş olacaktır. Diğer önemli husus ise bu testin kullanımında belirlenmesi gereken gecikme uzunluğudur. Çünkü ADF testi, gecikme sayısına oldukça duyarlı bir testtir. Birim kök testi uygulamak için kullanılacak bir denklemde, gecikme uzunluğunu belirlemek için genelde Akaike bilgi kriteri (AIC) ve Schwarz Bayesian bilgi kriteri (SBC) kullanılmaktadır. Uygun gecikmenin belirlenebilmesi için AIC ve SBC kriterleri belirlenirken gereğinden büyük veya oldukça küçük seçmek tahminler üzerinde yanlış bir etki oluşturabilecektir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, s.323).

Ayrıca ADF testi, hata teriminde hareketli ortalamalar sürecinin bileşenlerini de içerecek biçimde genişletilebilir ama burada dikkat edilmesi gereken husus, hareketli ortalama süreci terimlerinin -1'e yakın değerlere sahip olduğunda bu durum ADF test büyüklüğünü etkilediği için model durağan olduğu halde, yokluk hipotezinin yanlışlıkla reddedilmesine ve durağan olmadığına karar verilebilir. Bu yüzden herhangi bir hareketli ortalama sürecinde ADF testi uygulanırken gecikme uzunluğu yeterince büyük seçilmelidir (Harris ve Sollis, 2003, s.48).

2.4 Çok Değişkenli Zaman Serileri

Tek değişkenli bir zaman serisi genellikle, kendi geçmiş değerlerinin bir fonksiyonudur. Oysa bir zaman serisi kendi geçmiş değerleri ile beraber başka bir zaman serisinden de etkilenebilir. Çok değişkenli zaman serilerinde, serinin bileşenleri arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmak önemli amaçlardan biridir. Durağan olmayan çok değişkenli bir zaman serisi ile ilgili herhangi bir istatistiki sonuç çıkarımı anlamlı olmayacaktır. Bunun yerine, durağan bir lineer birleşim üzerinde çalışmak daha anlamlı olacaktır (Akdi, 2003, s.325). Burada da bir sonraki başlık da açıklanacağı üzere eşbütünleşik serilerin incelenmesi önem arz eder.

2.4.1 Eşbütünleşme

Stokastik trende sahip iki veya daha fazla zaman serisi birlikte biri birine çok yakın hareket edebilirler. Böylece ortak trende sahipmiş gibi gözükabilirler. Ortak stokastik trende sahip iki veya daha fazla seriye eşbütünleşik zaman serisi denir (Sümer, 2013, s.349). Farklı bir anlatımla eğer zaman serileri düzeyde durağan değil ancak birinci farkları alındığında durağanlaşıyorsa bütünleşiktirler. Eğer değişkenlerin kendi aralarında bir ya da daha fazla durağan olan doğrusal bileşimi mevcutsa eşbütünleşik olmaktadır (Lim ve McAleer, 2001, s.1610).

Zaman serilerinde karşılaşılan en önemli sorun, serilerin zamanın etkisini üzerinde taşımaları ve zamanla birlikte artma eğiliminde olmalarıdır. Bu durum, değişkenler arasındaki ilişkilerde sahte regresyon sorununu doğurmakta test sonuçları anlamlı olmadığı halde anlamlı gözükabilmektedir. Seriler arasında zaman etkisinden arındırılmış gerçek ilişkileri ortaya koymak için, öncelikle serinin durağan hale getirilmesi gerekmektedir (Bozkurt, 2013, s.115). En yaygın kullanılan durağanlaştırma işlemi fark almadır. Serinin yapısına göre bir veya ikinci derece farklar alınarak seri durağanlaştırılır. Ancak fark alma işlemlerinin serilerin uzun dönem dinamiklerini yok ettiği sonucunu da göz önünde bulundurmak gerekmektedir (Nargeleçekenler ve Sevüktekin, 2010, s.484). Gerçekte tek başına durağan olmayan zaman serilerinin, belirli bir eşbütünleşme mertebesinde doğrusal bileşimlerinin durağan bir süreç oluşturduğu eşbütünleşme analizi ile değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiler ortaya konulabilmektedir (Bozkurt, 2013, s.115).

Ekonomik veriler için bir uzun dönem dengesinde

$$\beta_1 z_{1t} + \beta_2 z_{2t} + \dots + \beta_n z_{nt} = 0 \quad (2.55)$$

dır. Eğer β ve z_t , $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ ve $(z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{nt})$ vektörlerini gösteriyor ve $\beta z_t = 0$ ise sistem uzun dönem dengesi içindedir (Kutlar, 2009, s.360).

Uzun dönem dengesinden sapmaya denge hatası denir ve eşitlik (2.56)'da olduğu gibi gösterilir;

$$e_t = \beta z_t \quad (2.56)$$

Denge eğer anlamlı çıkarsa, denge hata süreci durağandır. Ayrıca Engle-Granger'e göre z_t vektörü (d,b)'inci mertebe bütünseldir ve $z_t \sim CI(d,b)$ şeklinde gösterilir. z_t 'nin bütün unsurları d'inci mertebede bütünsel olur. Eşitlik (2.55),

$$\beta z_t = \beta_1 z_{1t} + \beta_2 z_{2t} + \dots + \beta_n z_{nt} \quad (2.57)$$

biçiminde ifade edildiğinde var olan vektörün doğrusal bileşimi (d-b), $b > 0$ mertebede bütünseldir. β , koentegre (bütünselleştiren) vektör olarak bilinmektedir (Kutlar, 2009, s.360).

Durağan dışı değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını ortaya koyan ilk çalışma Engle ve Granger'e (1987) aittir. Engle-Granger çalışmalarında (1987) tek denklem yaklaşımını kullanmış, iki veya daha fazla değişken arasında bir denge ilişkisi olabileceğini göstermişlerdir. Ancak değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşim ilişkisi olduğunda, sadece bir denge olabileceği yanılığısına düşülebilir. Artıklara dayanan Engle-Granger eşbütünleme testi, özellikle birinci dereceden eşbütünleşik değişken sayısı ikiden fazla olduğunda etkinliğini yitirerek, tutarsız sonuçlar vermektedir (Pesaran ve Pesaran, 1997, s.249). Dolayısıyla Johansen (1988, 1995) geliştirdiği çok denklemlilik yaklaşım ile değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşim ilişkisi olabileceğini ortaya koyarak bu alanda tamamlayıcı bir yöntem önermiştir (Nargeleçekenler ve Sevüktekin, 2010, s.485).

Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990)'in geliştirdiği yaklaşım ile tüm değişkenlerin içsel olarak kabul edildikleri VAR (Vector Autoregressive) modeli ile değişkenler arasındaki eşbütünleşik vektör sayısı test edilebilmektedir. Dolayısıyla Engle-

Granger (1987) metodunda olduđu gibi, testi tek bir eşbütünleşik vektör beklentisiyle sınırlandırmadan, eşbütünleşme ilişkisini görebilmek adına daha gerçekçi bir sınama gerçekleştirilebilmektedir (Karagöl v.d., 2007, s.75). İfade edilen testlerin hepsinde eşbütünleşme modeli oluşturulurken, değişkenlerin aynı mertebeden bütünlenen olmaları gerekmektedir. Ayrıca bu modeller verilerdeki yapısal kırılma bilgisini içermeyip, etki gücü düşüktür.

Pesaran ve Pesaran (1997), Pesaran ve Smith (1998), Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen eşbütünleşme analizinde EKK'ya dayanan ARDL yaklaşımı, bu gibi problemlerin çözümünde etkili bir yöntem olarak son yıllarda oldukça yaygın kullanılmaya başlamıştır (Çağlayan, 2006, s.425). ARDL yaklaşımındaki önemli avantajlardan biri, değişkenlerin genel bir form itibariyle I(d) biçiminde herhangi bir sınıflandırmaya tabi tutulmaksızın birim kök testlerine olan ihtiyacı ortadan kaldırmasıdır. Ayrıca Johansen eşbütünleşme tekniğinin kullanılabilmesi için gerekli olan geniş kapsamlı bir veri setine ihtiyaç duyulmaksızın az sayıdaki veri seti ile de etkin ve geçerli sonuçlara ulaşılabilir olması bir diğer avantajıdır (Akıncı ve Akıncı, 2012, s.7-12).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

GECİKMESİ DAĞITILMIŞ MODELLER

3.1 Gecikmesi Dağıtılmış Modeller

Gecikmesi dağıtılmış modeli en basit anlamda tanımlamak gerekirse, bağımlı değişken olan Y 'nin cari değerinin, açıklayıcı değişken olan X 'in cari ve geçmiş değerleri ile tanımlanmış bir fonksiyonu olarak ifade etmektir. Bu yüzden X 'in Y üzerine etkisi belli bir zaman dilimi boyunca dağılmıştır.

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + e_t \quad (3.1)$$

eşitliği ile ifade edilen modelde β_0 , β_1 , β_2 ve diğer β katsayıları, X 'in gecikmeli değerlerinin Y 'nin cari değeri üzerindeki çeşitli etkilerini ölçmektedir. Yalnız modeli tahmin etmek için sıradan EKK yöntemini kullanmanın aşağıda sıralanan bazı sakıncaları olabilir.

- i. X 'in gecikmeli değerleri arasında ciddi şekilde bir çoklu doğrusallık sorununun olması muhtemeldir dolayısıyla bu durum katsayıların tahminini belirsiz kılar.
- ii. Serbestlik derecesinin azalması genelde iki sebepten olur. Birincisi, X 'in her gecikmesi için bir katsayı tahmin etmek zorunda olunması, değişken sayısını gösteren k değerini artırarak, serbestlik derecesinin $(n-k-1)$ azalmasına yol açar. İkincisi ise X 'in bütün gecikmeli değerleri için örneklem verisine ulaşmak mümkün olmayabilir. Bu durumda, X 'in her gecikmesi için örneklem boyutu azaltılmak zorunda kalınabilir dolayısıyla gözlem sayısı n azalarak, serbestlik derecesinin azalmasına neden olacaktır (Studenmund, 2005, s.421).
- iii. Gecikmenin en çok ne kadar olabileceğine ilişkin önsel bir yol gösterici yoktur (Gujarati, 2001, s.591).

Bu tarz problemlerden dolayı eşitlik (3.1)'de ifade edilen gecikmesi dağıtılmış model “ad hoc” olarak isimlendirilir. Bu model uygulamada kolaylık sağlaması açısından daha

basit bir formda yazılabilir. Yani bağımsız değişkenin bütün gecikmeleri yerine bağımlı değişkenin bir gecikmesinin yer aldığı model pratikte yaygın olarak kullanılmaktadır ve bu model dinamik model olarak adlandırılır (Studenmund, 2005, s.421).

3.2 Dinamik Regresyon Modelleri

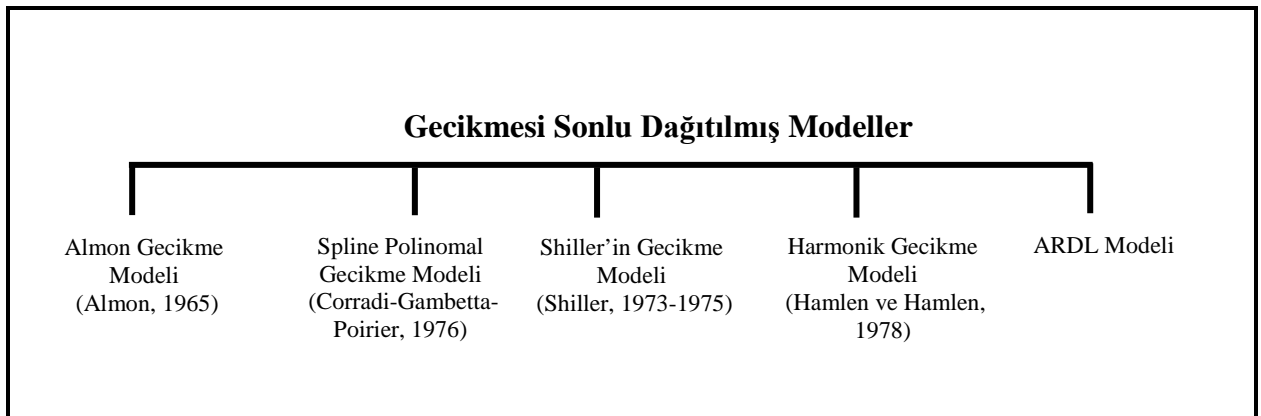
En basit anlamda bir dinamik modeli şu biçimde ifade etmek mümkündür:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + e_t \quad (3.2)$$

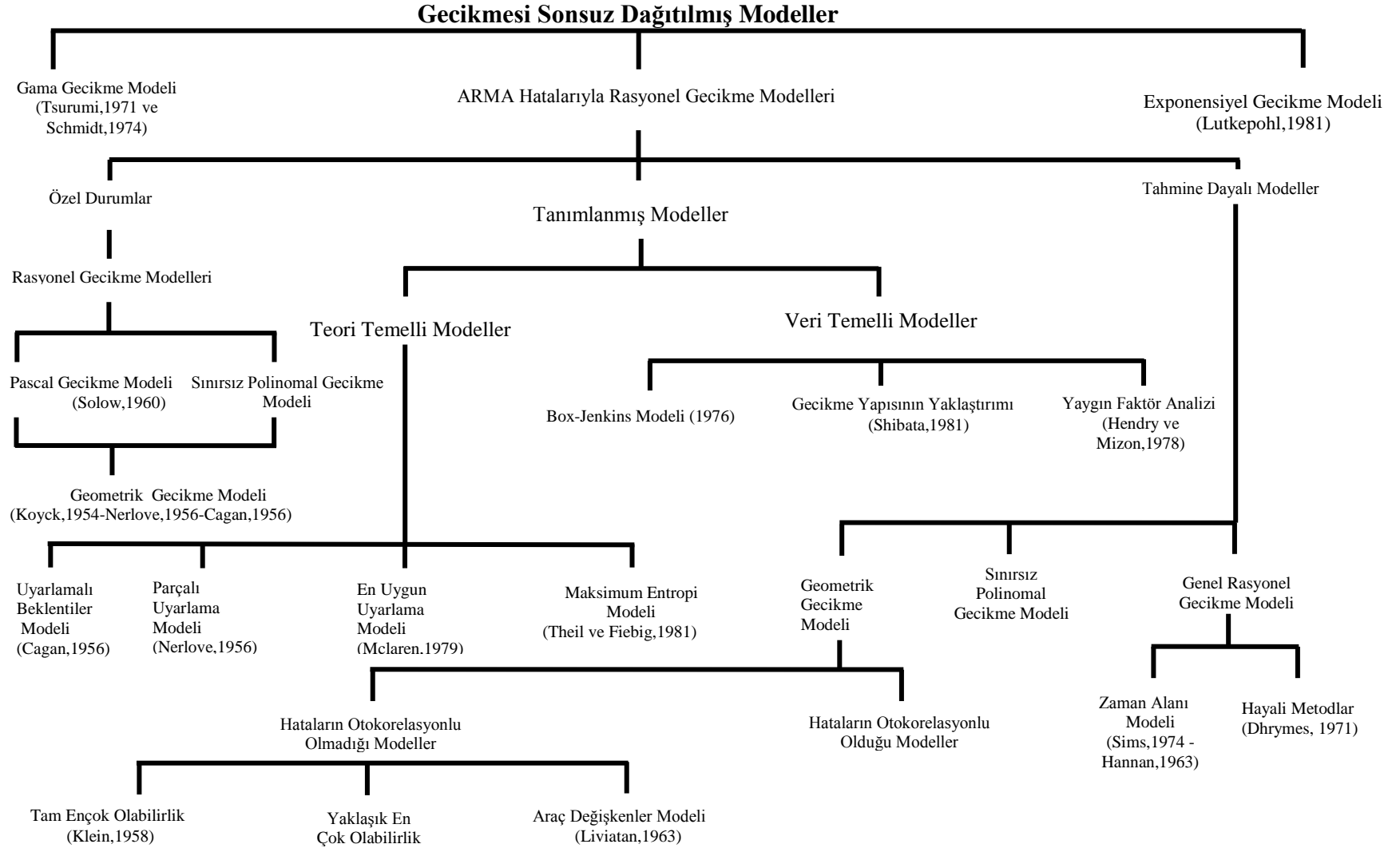
Eşitlik (3.2)'de görüldüğü üzere bağımlı değişken Y 'nin cari değerinin, Y 'nin bir dönem kendi gecikmeli değeri ve bağımsız değişken olan X 'in cari değeri ile yazılan fonksiyonu en basit dinamik modeli ifade eder. Geçmiş dönemlerin etkilerini zamanlar boyunca görebilmeye yardımcı olmasından dolayı bu modeller dinamik model olarak isimlendirilmiştir. Bu modelleri, X 'in veya Y 'nin diğer gecikmelerinin de açıklayıcı değişken olarak yer alması ile genişletmek mümkündür (Studenmund, 2005, s.422).

3.3 Gecikmesi Dağıtılmış Modellerin Sınıflandırılması

Gecikmesi sonsuz ve sonlu dağıtılmış modellerle ilgili yapılan çalışmalar aşağıdaki tabloda özetlenmeye çalışılmıştır.



Şekil 3.1 Gecikmesi Sonlu Dağıtılmış Modellerle İlgili Çalışmalardan Bazıları
Kaynak: Judge vd., 1986, s.352



Şekil 3.2 Gecikmesi Sonsuz Dağıtılmış Modellerle İlgili Çalışmaların Sınıflandırılması (Kaynak: Judge vd., 1986, s.378)

3.3.1 Gecikmesi Sonsuz Dağıtılmış Modeller

Bu başlık altında gecikmesi sonsuz dağıtılmış modellerden bazıları için açıklamalara yer verilecektir.

3.3.1.1 Koyck Dönüşümü

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + e_t \quad (3.1)$$

Koyck, gecikmesi sonsuz dağıtılmış model (3.1) için, β değerlerinin aynı işaretli olduklarını ve geometrik bir dağılım izleyerek azaldıklarını iddia etmiştir (Koyck, 1954, s.55).

$$\beta_i = \beta_0 \lambda^i, \quad i = 0, 1, 2, \dots \text{ ve } 0 < \lambda < 1 \quad (3.3)$$

Koyck, ileri sürdüğü $0 < \lambda < 1$ sınırlamasından dolayı gecikme uzunluğu arttıkça, gecikme katsayılarının Y 'nin cari değeri üzerindeki etkisinin gittikçe azalacağını tanımlar.

Koyck dizini şu özellikleri sunar;

- i. Koyck, λ 'yı pozitif tanımladığı için β değerleri de pozitif olacaktır.
- ii. $0 < \lambda < 1$ varsayımı geçmiş β değerlerinin, yakın β değerlerine göre daha az ağırlıklı olmasına neden olur.
- iii. $0 < \lambda < 1$ varsayımından dolayı uzun dönem çarpanını veren β değerlerinin toplamının sonlu olması sağlanır (Gujarati, 2001, s.594).

$$\sum_{i=0}^{\infty} \beta_i = \beta_0 (1 + \lambda + \lambda^2 + \dots) = \beta_0 \left(\frac{1}{1 - \lambda} \right) \quad (3.4)$$

Eşitlik (3.4), Koyck'un varsayımına göre belirlenirse,

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_0 \lambda X_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-2} + \dots + e_t \quad (3.5)$$

modeli elde edilir. Bu model ise sonsuz sayıda katsayı içerdiğinden ve λ katsayılarının doğrusal olmamasından dolayı modeli doğrudan tahmin etmek mümkün değildir (Watson, 2003, s.90).

Koyck, bu sorunu aşmak için şöyle bir dönüşüm önermiştir. Önce modelin bir dönem gecikmesi elde edilir.

$$Y_{t-1} = \alpha + \beta_0 X_{t-1} + \beta_0 \lambda X_{t-2} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-3} + \dots + e_{t-1} \quad (3.6)$$

elde edilen model λ ile çarpılarak;

$$\lambda Y_{t-1} = \lambda \alpha + \lambda \beta_0 X_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-2} + \beta_0 \lambda^3 X_{t-3} + \dots + \lambda e_{t-1} \quad (3.7)$$

elde edilir. Eşitlik (3.5)'den eşitlik (3.7) çıkartıldığında,

$$Y_t - \lambda Y_{t-1} = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + (e_t - \lambda e_{t-1}) \quad (3.8)$$

ve

$$Y_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + u_t \quad (3.9)$$

elde edilmiş olur. Bu dönüştürme işlemi literatürde Koyck dönüştürmesi olarak tanımlanmıştır. Sadece üç katsayı içeren bu son model doğrudan EKK yöntemi ile tahmin edilebilir.

Koyck dönüştürmesi için şu yorumlar yapılabilir:

- i. Gecikmesi dağıtılmış model, açıklayıcı değişkenlerden birinin Y_{t-1} olmasından dolayı model, ardışık bağımlı (otoregresif) bir model haline dönüştürülebilmektedir.
- ii. İçsel bir değişkenin gecikmeli değeri tahminciler arasında olduğunda, EKK tahmin sonuçlarının yanlış parametre değerleri içermesi mümkün olabileceğinden, bu değişkenin olasılıklı bozucu terimden bağımsız dağıldığının gösterilmesi gerekebilir.
- iii. Orijinal modeldeki bozucu terim e_t , ak gürültü sürecine sahip olsa da dönüştürülmüş modeldeki bozucu terim u_t 'de otokorelasyon sorunu olabilecektir. Eğer otokorelasyon sorunu varsa EKK tahmin sonuçları yanlış olduğu gibi tutarsız da olacaktır (Watson, 2003, s.90).

- iv. Gecikmeli içsel değişkenin modele dahil edilmesi Durbin-Watson istatistiğinin varsayımlarından birini ihmal ettiğinden otokorelasyon sınaması için Durbin'in geliştirdiği h sınaması kullanılabilir (Gujarati, 2001, s.594).

3.3.1.2 Uyarlamalı Beklentiler Modeli

Zaman serisi verilerini kullanarak beklentileri sıklıkla modelleme işi önemli ve zor bir iş olarak bilinir. Bu durum, makroekonomik göstergelerde daha da önem arz etmektedir. Özellikle yatırım, tasarruf, değerli mal talebi gibi durumlar, gelecekle ilgili beklentilere oldukça duyarlıdır. Bu gibi durumlarda bazı modellemeler için uyumlu beklentiler süreci olarak bilinen dolaylı bir teknik kullanılabilir. Bu teknik temelde, bütün zaman dilimleri düzeyinde bir değişkenin gerçek değeri ile beklenen değerinin karşılaştırılmasına dayanan basit bir süreci ifade eder. Gerçek değer büyükse, beklenen değer gelecek dönem için yukarı doğru, düşük ise beklenen değer, aşağı doğru ayarlanır. Ayarlama boyutunun gerçek ve beklenen değer arasındaki uyumsuzluk durumundan dolayı orantısal olduğu varsayılır (Dougherty, 2007, s.8).

Bu modelin temelinde Koyck dönüşümünün kuramsal bir temelden yoksun olmasından dolayı Friedman (1957) ve Cagan'ın (1956) çalışmaları yer alır.

$$X_{t+1}^e - X_t^e = \lambda(X_t - X_t^e), \quad (0 \leq \lambda \leq 1) \quad (3.10)$$

X , söz konusu değişken ise, X_t^e değeri, t-1 zaman dilimindeki mevcut bilgi verildiğinde t zaman diliminde beklenen değerdir. λ ise beklenti katsayısıdır.

$$X_{t+1}^e = \lambda X_t + (1 - \lambda)X_t^e, \quad (0 \leq \lambda \leq 1) \quad (3.11)$$

biçiminde de ifade edilen model, aslında bir dönem sonraki X 'in beklenen değerinin, cari dönemdeki X 'in gerçek değeri ile beklenen değerinin ağırlıklı ortalaması ile ilişkili olduğunu belirtir. Burada λ değeri büyüdükçe, beklenen değer önceki gerçek sonuçlara göre ayarlanması da daha hızlı olmaktadır.

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t+1}^e + e_t \quad (3.12)$$

Eşitlik (3.12), bağımlı değişken Y_t 'nin, açıklayıcı değişken X 'in t+1 yılındaki beklenen değeri olan X_{t+1}^e değişkeni ile ilişkili olduğunu varsayar. X_{t+1}^e 'in terimleri ile ifade edilen Y_t , gözlenemeyen terimleri içermektedir. Gözlenebilir değişkenlerle modeli ifade edebilmek için eşitlik (3.11), eşitlik (3.12)'de yerine koyarak aşağıdaki eşitliklere ulaşılabilir.

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2(\lambda X_t + (1-\lambda)X_t^e) + e_t \quad (3.13)$$

ve

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2\lambda X_t + \beta_2(1-\lambda)X_t^e + e_t \quad (3.14)$$

bulunur. Eşitlik (3.14)'de de açıklayıcı değişkenler arasında hala gözlenemeyen terimlerin varlığından dolayı eşitlik (3.11), t-1 zaman dilimi için düzenlenerek eşitlik (3.14)'de yerine yazıldığında,

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2\lambda X_t + \beta_2(1-\lambda)X_{t-1} + \beta_2(1-\lambda)^2 X_{t-1}^e + e_t \quad (3.15)$$

elde edilecektir. Eşitlik (3.14) ise s kez geciktirme ve yerine koyma işleminden sonra;

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2\lambda X_t + \beta_2(1-\lambda)X_{t-1} + \beta_2(1-\lambda)^2 X_{t-2} + \dots + \beta_2(1-\lambda)^s X_{t-s+1}^e + e_t \quad (3.16)$$

biçiminde ifade edilebilecektir.

λ 'nın 0 ile 1 arasında kalma varsayımı bu durumda daha mantıklı bir kalıba oturmaktadır. Çünkü bu varsayım sonucu $(1-\lambda)$ ifadesinin de aynı değerler arasında kalacağı kesindir. Bu yüzden $(1-\lambda)^s$ değeri, s arttıkça giderek küçülecek sonuçta $\beta_2(1-\lambda)^s X_{t-s+1}^e$ ifadesi ihmal edilebilir şekilde küçülerek, modeldeki bütün değişkenler gözlemlenebilir hale gelecektir. Elde edilen son eşitlik (3.16)'da, X 'in cari değeri olan X_t değeri, Y_t ile $\beta_2\lambda$ 'lık bir katsayıyla bir ilişki içerisindedir. Bu değer X 'in Y üzerindeki kısa dönem etkisini göstermektedir. Uzun dönem etkisini görebilmek için ise eşitlik (3.16)'daki $X_t = X_{t-1} = X_{t-2} = \dots = \bar{X}$ ve $Y_t = \bar{Y}$ kabul edilerek tekrar düzenlenirse;

$$\bar{Y} = \beta_1 + \beta_2 \lambda \bar{X} + \beta_2 \lambda (1 - \lambda) \bar{X} + \beta_2 \lambda (1 - \lambda)^2 \bar{X} + \dots \quad (3.17)$$

$$\bar{Y} = \beta_1 + \beta_2 \bar{X} [\lambda + \lambda(1 - \lambda) + \lambda(1 - \lambda)^2 + \dots] \quad (3.18)$$

$$\bar{Y} = \beta_1 + \beta_2 \bar{X} \quad (3.19)$$

elde edilir. Eşitlik (3.18)'de $[\lambda + \lambda(1 - \lambda) + \lambda(1 - \lambda)^2 + \dots]$ teriminin bire eşit olduğunu görebilmek için;

$$S = [\lambda + \lambda(1 - \lambda) + \lambda(1 - \lambda)^2 + \dots] \quad (3.20)$$

ifadesi

$$(1 - \lambda)S = [\lambda(1 - \lambda) + \lambda(1 - \lambda)^2 + \lambda(1 - \lambda)^3 + \dots] \quad (3.21)$$

ifadesinden çıkarılmalıdır. En son elde edilen ifade (3.22)'de ise,

$$S - (1 - \lambda)S = \lambda \quad (3.22)$$

yani $S=1$ olduğu görülür. Eşitlik (3.19)'daki β_2 katsayı değeri X 'in Y üzerindeki uzun dönem etkisini göstermektedir.

Buraya kadar anlatılanlar modelin kuramsal çerçevesini göstermek için yeterli kabul edilebilir. Bu işlemler Koyck dönüşümü için de benzer şekilde yapıldığında;

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 \lambda X_t + (1 - \lambda)(Y_{t-1} - \beta_1 - e_{t-1}) + e_t \quad (3.23)$$

$$Y_t = \beta_1 \lambda + (1 - \lambda)Y_{t-1} + \beta_2 \lambda X_t + e_t - (1 - \lambda)e_{t-1} \quad (3.24)$$

elde edilir daha önce $\beta_2 \lambda$ katsayısı ile ifade edilen kısa dönem etkisi eşitlik (3.24)'de t zaman dilimi için $\beta_1 \lambda + (1 - \lambda)$ ile ifade edilmektedir. Hata teriminin de yine Koyck modeline benzer yapıda olduğu da bir gerçektir. Bu nedenle otokorelasyon sorunu bu model içinde geçerlidir ve Koyck modelinde yapılan yorumlar burada da geçerli olacaktır ve sıradan EKK tahmin sonuçları güvenilir olmayacaktır (Dougherty, 2007, s.9-13).

3.3.1.3 Kısmi Uyarılama (Stok Ayarlama) Modeli

Koyck modelinin kuramsal bir yapıya uydurulmasının bir başka yolu da Marc Nerlove (1956) tarafından öne sürülen kısmi uyarılama modelidir.

$$Y_t^* = \beta_1 + \beta_2 X_t + e_t \quad (3.25)$$

biçiminde ifade edilen kısmi uyarılama modelinde, bağımlı değişken tanımlanırken Y_t 'nin gerçek değerinden ziyade Y_t^* yani arzu edilen değeri ifade edilir. Bağımlı değişkendeki gerçek artışı ifade eden $Y_t - Y_{t-1}$ değeri ve arzu edilen değer ile bir önceki gerçek değer arasındaki uyumsuzluk oranını gösteren $Y_t^* - Y_{t-1}$ ile ifade edilen model şu biçimdedir:

$$Y_t - Y_{t-1} = \lambda(Y_t^* - Y_{t-1}), \quad (0 \leq \lambda \leq 1) \quad (3.26)$$

veya

$$Y_t = \lambda Y_t^* + (1 - \lambda)Y_{t-1} \quad (0 \leq \lambda \leq 1) \quad (3.27)$$

Y_t 'nin arzu edilen cari değerle önceki dönem gerçek değerinin ağırlık ortalamasını gösterdiği modelde, λ katsayısı ise uyarılama katsayısı olarak ifade edilir. λ değeri ne kadar yüksekse, uyarılama süreci de bir o kadar hızlı gerçekleşecektir. $\lambda = 1$ olduğunda $Y_t = Y_t^*$ olacak ve bir dönem içinde uyarılama işlemi tamamlanmış olacaktır. Eşitlik (3.25), Y_t^* yerine konularak tekrar düzenlenirse:

$$Y_t = \lambda(\beta_1 + \beta_2 X_t + e_t) + (1 - \lambda)Y_{t-1} \quad (3.28)$$

$$Y_t = \beta_1 \lambda + \beta_2 \lambda X_t + (1 - \lambda)Y_{t-1} + \lambda e_t \quad (3.29)$$

eşitliğine ulaşılır. Bu eşitlikteki β_1 , β_2 ve λ parametreleri ise regresyon tahminiyle rahatlıkla elde edilebilir. Eşitlik (3.29) aslında Koyck dönüşümü ve uyarılmalı beklentiler modeli ile benzer yapıdadır. Model tahmin edildiğinde X_t 'nin katsayısı olan $\beta_2 \lambda$ değeri X 'in Y üzerindeki kısa dönem etkisini gösterirken, $\beta_2 \lambda$ değerinin λ 'ya oranı da uzun dönem etkisini belirleyecektir (Dougherty, 2007, s.14-15).

Kısmi uyarlama modeli otokorelasyonlu olma bakımından Koyck ve uyarlamalı beklentiler modellerine benzerlik gösterse de kuramsal bakımdan Koyck modelinden daha sağlam olduğu düşünülebilir. Koyck dönüşümü ve uyarlamalı beklentiler modelinde olasılıklı açıklayıcı değişken ve otokorelasyon durumları söz konusu olduğunda sıradan EKK tahmincileri sapmalı ve tutarsızdırlar. Ancak kısmi uyarlama modelindeki dönüştürülmüş hata terimi u_t ile gösterilirse,

$$u_t = \lambda e_t, \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \quad (3.30)$$

olacaktır ve e_t hata terimi klasik varsayımları sağlarsa u_t 'de sağlayacaktır. Dolayısıyla kısmi uyarlama modelinin sıradan EKK tahmincileri tutarlı tahminler verecektir (Gujarati, 2001, s.603).

3.3.1.4 Pascal Gecikme Modeli

Solow çalışmalarında ileri sürülen Pascal gecikme modeli $0 < \lambda < 1$, m bir pozitif tamsayı ve L , bağımsız değişkenler için gecikme operatörünü göstermek üzere:

$$\beta(L) = \frac{\alpha(1-\lambda)^m}{(1-\lambda L)^m} \quad (3.31)$$

biçimindedir. Burada m değeri bire eşit olduğunda, β_i ağırlıklı gecikmeleri, geometrik olarak azalarak gecikme yapısını geometrik gecikmeye indirger. Eğer m değeri birden daha büyükse, ağırlıklı gecikmeler önce artar sonra azalır (Solow, 1960, s.393-406).

3.3.1.5 Gama Gecikme Modeli

Tsurumi (1971) tarafından öne sürülen modelde, β 'ların bir gama dağılım yoğunluğunun bir çarpanı üzerine düştüğü kabul edilir ve s gecikme sayısını, x bağımsız değişkeni göstermek üzere;

$$f(x) = \frac{\gamma^s}{\Gamma(s)} x^{s-1} \exp(-\gamma x), \quad x \geq 0, \gamma > 0, s > 0 \quad (3.32)$$

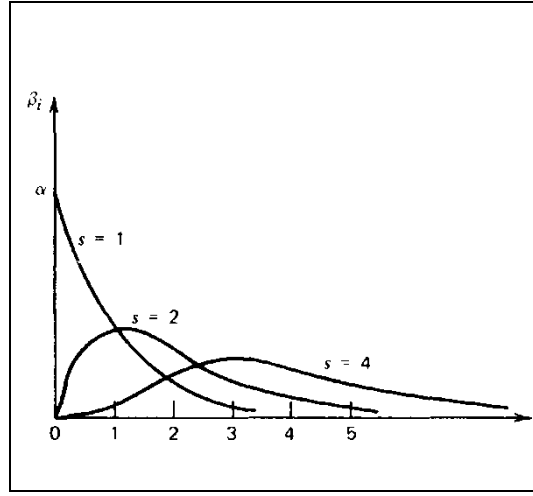
eşitliği ile ifade edilen fonksiyonda $\Gamma(\cdot)$ gama fonksiyonunu temsil eder. Özellikle α ve s parametreleri tahmin edildiğinde fonksiyon eşitlik (3.33)'de olduğu gibi de yazılabilir.

$$\beta_i = \alpha i^{s-1} \exp(-i), \quad i = 0, 1, 2, \dots \quad (3.33)$$

gecikmesi dağıtılmış model ise ilgili katsayıların yerine yazılması sonucu, eşitlik (3.34)'deki gibi ifade edilir hale gelecektir.

$$Y_t = \alpha \sum_{i=0}^{\infty} i^{s-1} \exp(-i) x_{t-i} + e_t \quad (3.34)$$

Şekil 3.3'de bazı gecikme değerleri için gama dağılımlarını gösteren grafik yer almaktadır.



Şekil 3.3 Gama Gecikme Şeması

Kaynak: Judge vd., 1986, s.402

Eğer modelde β_0 değerinin sıfır olduğu biliniyorsa, gecikme modeli, eşitlik (3.35) 'de ifade edildiği gibi olacaktır.

$$Y_t = \alpha \sum_{i=1}^{\infty} i^{s-1} \exp(-i) x_{t-i} + e_t \quad (3.35)$$

Tsurumi, sonsuz toplamı m indisiyle keserek ve burada t'ye bağlı olarak değişen η_t değişkeni,

$$\eta_t = \sum_{i=m+1}^{\infty} i^{s-1} \exp(-i) x_{t-i} \quad (3.36)$$

olacak biçimde kabul edildiğinde model, eşitlik (3.37)'deki gibi yazılabilir.

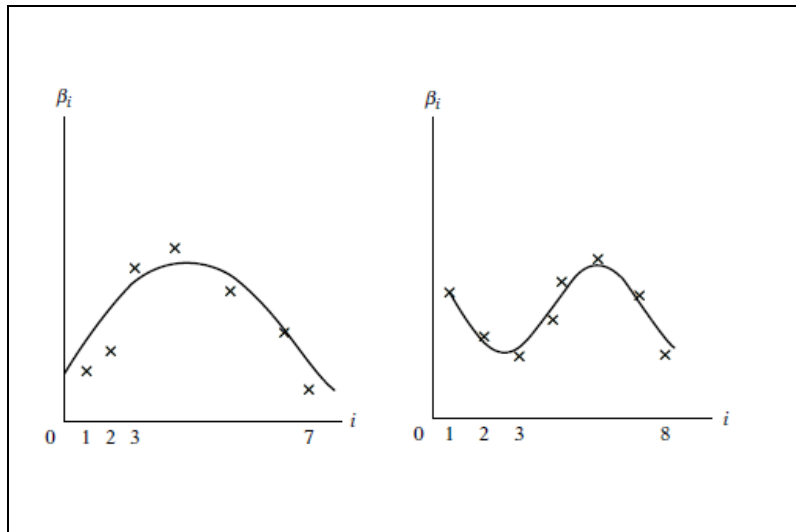
$$Y_t = \alpha \sum_{i=0}^m i^{s-1} \exp(-i)x_{t-i} + \alpha\eta_t + e_t \quad (3.37)$$

Tsurumi, eğer m oldukça büyük seçilirse, η_t 'nin tahmin edilen sürekli bir parametre olarak, beraberinde ciddi bir hata getirmeyeceğini savunur. Tsurumi, hata karelerinin toplamının T -m değerine bölünmesiyle elde edilen kalıntı varyans tahminini minimum yapan değerin, m 'nin seçiminde izlenecek yol olarak önerir (Judge vd., 1986, s.401-402).

3.3.2 Gecikmesi Sonlu Dağıtılmış Modeller

3.3.2.1 Almon Gecikme Modeli

Gecikme sayısının uzadıkça β katsayılarının geometrik biçimde azalacağı varsayımının sınırlılığı özellikle β 'ların önce arttığı sonra azaldığı yani şekil 3.4'de de görüldüğü gibi salınımlı bir örüntü sergilemesi durumunda ne olacağı konusu, bu anlamda yeni yaklaşımların doğmasını sağlamıştır.



Şekil 3.4 Almon Polinomal Gecikme Şeması

Kaynak: Gujarati, 2001, s.613

Weierstrass teoremini kullanarak yeni bir model öngören Almon (1965), özellikle daha önce karşılaşılan, çoklu doğrusal bağlantı gibi ciddi sorunların görülmesini minimize etmektedir. Almon tekniğini uygulamadan önce yapılması gerekenleri sıralamak gerekirse;

- i. Gecikmenin en uzak değeri önceden belirlenmelidir. Çünkü doğru bir gecikme varken daha az gecikme kullanmak, ilgili değişkeni dışlama etkisi oluşturacağından ciddi sorunlar oluşturabilir.

- ii. Gecikme uzunluğu belirlendikten sonra polinomun derecesi belirlenmelidir. Polinomun derecesi β_i 'yi i 'ye bağlayan eğrinin bükülme noktaları sayısından en az bir fazla olmalıdır. Ancak bükülme noktaları önceden bilinemeyeceği için polinomun derecesinin belirlenmesi büyük ölçüde öznelidir (Gujarati, 2001, s.619).

Almon yaklaşımında, gecikme ağırlıkları, polinom derecesinden küçük kalmak üzere;

$$\beta_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \dots + \alpha_q i^q \quad (3.38)$$

veya matris biçiminde

$$\beta = H\alpha \quad (3.39)$$

olarak yazılabilir. Burada

$$\alpha' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q)_{1 \times (q+1)} \quad (3.40)$$

ve

$$X = \begin{pmatrix} X_{s+1} & X_s & \dots & X_1 \\ X_{s+2} & X_{s+1} & \dots & X_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ X_T & X_{T-1} & \dots & X_{T-s} \end{pmatrix}_{(T-s) \times (s+1)} \quad (3.41)$$

matrisleri,

$$y = X\beta + e \quad (3.42)$$

eşitliğinde yerine konulursa,

$$y = XH\alpha + e \quad (3.43)$$

$$y = Z\alpha + e \quad (3.44)$$

elde edilir. $\hat{\alpha}$ tahmincisi ise

$$\hat{\alpha} = (Z'Z)^{-1}Z'y \quad (3.45)$$

$$\hat{\alpha} = (H'X'XH)^{-1}H'X'y \quad (3.46)$$

eşitliğinden elde edilebilirken $\hat{\beta}$ tahminleri ise

$$\hat{\beta} = H\hat{\alpha} \quad (3.47)$$

eşitliğinden elde edilebilir.

Burada $\hat{\alpha} \sim N(\alpha, \sigma^2(Z'Z)^{-1})$ ve $\hat{\beta} \sim N(\beta, \sigma^2(Z'Z)^{-1}H')$ biçiminde dağılım gösterir. Yani $\hat{\beta}$, en iyi doğrusal, yansız tahmin edicidir. Bu model, polinomal gecikme şeklinin esnekliğinden dolayı uygulamalı ekonometride yaygın olarak kullanılır. Ayrıca parametrelerin sayılı olması ve tahmin edilebilir olması tahmin sürecini de kolaylaştırır (Judge vd., 1986, s.356-357).

3.3.2.2 Spline Polinomal Gecikme Modeli

Corradi, Gambetta (1976) ve Poirier (1976) yaptığı çalışmalarla polinomal bir gecikmeden ziyade parçalı bir gecikme modeli öne sürmüşlerdir. Yöntem, fonksiyonun ürettiği ağırlıklara yine fonksiyon tarafından yaklaşılabilirliğini iddia eder.

$$\beta_i = I_{[0,i_1]}(i)g_1(i) + I_{[i_1,i_2]}(i)g_2(i) + I_{[i_2,n_s]}(i)g_3(i) \quad (3.48)$$

biçiminde ifade edilen fonksiyon için, $I_{[i]}(i)$; i . bağımsız değişkenin belirtilen aralıkta kalıp kalmadığını gösteren gösterge fonksiyonu, i_j göstergesi $[0, s]$ aralığındaki noktaları ve $g_j(i)$ 'lerde üçüncü dereceden polinomları tanımlar.

$$g_j(i) = a_j i^3 + b_j i^2 + c_j i + d_j \quad (3.49)$$

Burada üç, kübik polinom için fonksiyon kalıbı verilse de, istenilen herhangi bir değer alınabileceği gibi aralıklar isteğe göre değiştirilebilir. Ancak aralıklar genelde eşit uzunlukta kabul edilir. Verilen bu üç kübik polinom için gerekli kısıtlamalar ise eşitlik (3.50) ve eşitlik (3.51)'de tanımlanmıştır.

$$g_1(i_1) = g_2(i_1); g_1'(i_1) = g_2'(i_1); g_1''(i_1) = g_2''(i_1) \quad (3.50)$$

$$g_2(i_2) = g_3(i_2); g_2'(i_2) = g_3'(i_2); g_2''(i_2) = g_3''(i_2) \quad (3.51)$$

Bu kısıtlamalar polinomlar için düzey değerleri, birinci ve ikinci türev değerlerinin kendi aralarında eşit olması gerektiğini ifade eder.

$$y = X\beta + e \quad (3.52)$$

$$y = XH^* \alpha^* + e \quad (3.53)$$

biçiminde yazılan modelde

$$\beta = H^* \alpha^* \quad (3.54)$$

eşitliği ile ifade edilir. H^* matrisi $((s+1) \times 12)$ boyutundadır ve β 'nin gecikme ağırlıkları ile ilgili olan $\alpha^* = [\alpha_1', \alpha_2', \alpha_3']'$ vektörü ile ilişkilidir. Burada $j=1, 2, 3$ için $\alpha_j = [a_j b_j c_j d_j]'$ biçimindedir.

α^* 'dan elde edilen on iki katsayı, $R\alpha^* = 0$ biçiminde yazılabilen doğrusal ve homojen altı kısıta tabidir. Kübik polinomunun katsayılarını bulabilmek için kısıtlı EKK yöntemi kullanılarak tahmin edilir. β_i değerleri ise

$$\hat{\beta} = H^* \hat{\alpha}^* \quad (3.55)$$

eşitliği kullanılarak sırasıyla rahatlıkla elde edilir.

Bu yöntemi uygulamak nispeten kolay olsa da Almon gecikme modelinde karşılaşılan benzer zorluklarla karşılaşılır. Yani gecikme uzunluğunun ne olacağı konusu belirsizdir ve fonksiyonun esnek olduğu da çok net değildir. Ayrıca denkleme kaç tane polinomun birlikte dahil edileceği ve derecelerinin ne olacağı konusunda da net bir durum söz konusu değildir (Judge vd., 1986, s.364-365).

3.3.2.3 Shiller'in Gecikme Modeli

Shiller (1973) çalışmasında Almon gecikme modeli için farklı bir yaklaşım ortaya atmıştır. Ona göre önceki çalışmalar göstermiştir ki, gecikme ağırlıklarının, derecesi belli olan bir polinomla belirlenmesi varsayımı sadece basit ve düzgün bir eğri üretir. Ancak Shiller, sivri şekillerden kurtulmak için katsayıların, doğrusal kombinasyonları üzerine önceki dağılımları koymayı önermiştir. y ve X sembolleri y_t ve X_t değişkenlerinin matris formunu ifade etmek üzere;

$$R\beta + u = 0 \quad (3.56)$$

ifadesi ve eşitlik (3.42) birleştirildiğinde model;

$$\begin{bmatrix} y \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X \\ R \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} e \\ u \end{bmatrix} \quad (3.57)$$

biçiminde ifade edilir. Burada,

$$E(ee') = \sigma^2 I \quad (3.58)$$

$$E(eu') = 0 \quad (3.59)$$

$$E(uu') = (\sigma^2 / k^2) I \quad (3.60)$$

dır ve aynı zamanda k önceden belirlenen bir parametre ve en iyi doğrusal ve yansız tahminci β için,

$$\hat{\beta}^* = [X'X + k^2 R'R]^{-1} X'y \quad (3.61)$$

eşitliği geçerlidir. k değeri sonsuza yaklaştığında $\hat{\beta}^*$ tahmincisi Almon modelindeki tahminciye yaklaşır, k sifıra yaklaştığında ise $\hat{\beta}^*$ tahmincisi sıradan EKK tahmincisine yaklaşır (Judge vd., 1986, s.365-366).

3.3.2.4 Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL)

Geometrik gecikme modelleri ve sonlu gecikme modellerinde bağımsız bir değişkendeki değişikliklere, bağımlı değişkenin gecikmeli tepkisi üzerine güçlü kısıtlamalar yükler. Bu yüzden daha kullanışlı bir platform sağlayan gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (ARDL) eşitlik (3.62)'deki gibi ifade edilebilir:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^r \beta_j x_{t-j} + \delta w_t + e_t \quad (3.62)$$

Burada e_t bozucu teriminin otokorelasyonsuz ve eşvaryanslı olduğu kabul edilir. Model gecikme operatörü polinomları ile tanımlanırsa, kısa ve daha etkili olarak şu şekilde ifade edilebilir.

$$C(L)y_t = \mu + B(L)x_t + \delta w_t + e_t \quad (3.63)$$

Burada,

$$C(L) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p \quad (3.64)$$

ve

$$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_r L^r \quad (3.65)$$

Model, L 'nin iki polinomunun dereceleri ile gösterilirse ARDL(p, r) biçiminde de ifade edilebilir (Greene, 2007, s.682).

3.3.2.4.1 ARDL Modelinin Tahmini

Eşitlik (3.62)'nin sağ tarafındaki stokastik değişkenlerin varlığından başka, ARDL modeli aynı zamanda doğrusal bir modeldir. Varsayımların herhangi birini belirgin bir şekilde ihlal etme durumu olmadığından, EKK metodu, tahminci seçimcisi olmaya devam ettiği gibi geleneksel test prosedürleri de asimptotik olarak geçerli olmaktadır. Doğrusal kısıtlamaları test etmek için, Wald istatistiği kullanılabilir ama F istatistiği sonlu örneklemelerde sunduğu daha tutucu kritik değerleri nedeniyle genellikle tercih edilmektedir (Greene, 2007, s.681-682).

Modeldeki özel bir durum ise $C(1)=0$ olma durumudur. Bu durum, $\alpha /C(1)$ terimini içeren gecikmesi dağıtılmış modelde daha da belirgindir. Eşitlik durumu $\sum i\gamma_i = 1$ tutulduğunda stokastik fark denklemi, kararsız olacağı gibi bazı sorunları da beraberinde getirebilecektir.

Model ARDL(1,0) ve $B(L)=0$ için basitleştirildiğinde;

$$y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + e_t \quad (3.66)$$

Burada da $\gamma = 1$ kabul edilirse

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (3.67)$$

olur. Bu ifade, zaman serisi olarak düşünüldüğünde de,

$$y_t = t\mu + \sum_s e_s = t\mu + u_t \quad (3.68)$$

elde edilir. Ayrıca bu sürüklemeli rassal yürüyüş modelinde koşullu ortalamanın sınırsızca arttığı söylenebilir.

EKK tahmincisi μ , $t = [1, 2, 3, \dots, T]$ için $m = (t'y) / (t't)$ ile birlikte düşünüldüğünde,

$$E[m] = \mu + E[(t't)^{-1}(t'u)] = \mu \quad (3.69)$$

ve

$$Var[m] = \frac{\sigma^2 \sum_{t=1}^T t^3}{\left(\sum_{t=1}^T t^2\right)^2} = O\left(\frac{1}{T^2}\right) \quad (3.70)$$

Yani, bu tahmincinin varyansı, regresyon modellerinde karşılaşılandan daha küçük kalmaktadır. Ayrıca m 'nin ortalama karesinin süper tutarlı olduğu söylenebilmektedir. Bu bağlamda, sıradan test etme prosedürlerinden $\sqrt{T}(m - \mu)$ dağılımı üzerine kurulu olan standartlaştırılmış istatistik varyansının sıfıra yakınsamasına uygun bir durum olmayacağı sonucuna ulaşılabilir. Dikkat edilmesi gereken husus ise bu sonucun hipotez $\gamma=1$ 'in bu model ile test edilebilir olmadığı anlamına gelmeyecek olmasıdır. Aslında söylemek

istenen, uygun test istatistiğinin daha önce benzer testler için hesaplanmış olanlara benzer yapıda olsa da tamamen farklı olduğudur (Greene, 2007, s.681-682).

3.3.2.4.2 Gecikme Ağırlıklarının Hesaplanması

ARDL gecikme modeli;

$$y_t = \frac{\mu}{C(L)} + \frac{B(L)}{C(L)} x_t + \frac{1}{C(L)} \delta w_t + \frac{1}{C(L)} e_t \quad (3.71)$$

$$y_t = \frac{\mu}{1 - \gamma_1 - \dots - \gamma_p} + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j x_{t-j} + \delta \sum_{l=0}^{\infty} \theta_l w_{t-l} + \sum_{l=0}^{\infty} \theta_l e_{t-l} \quad (3.72)$$

biçimlerinde de yazılabildiği gibi bu model, genel bir gecikme yapısı yaklaşımı için alternatif bir yöntem sunmaktadır. Jorgenson (1966), rasyonel gecikme modeli içeren çalışmasında, herhangi bir gecikme dağılımı için istenen durumun nispeten daha az sayıda parametre ile üretilebileceğini göstermiştir. ARDL modelindeki x_t, x_{t-1}, \dots , gecikme katsayıları aslında, gecikmesi dağıtılmış biçimde görünen polinomların oranı içinde birer terimi ifade etmektedir (Greene, 2007, s.682-683).

Gecikme operatörü ile ifade edilen bu katsayıları hesaplamak için,

$$A(L)C(L) = B(L) \quad (3.73)$$

eşitliğinden yararlanılabilir. Burada $\frac{B(L)}{C(L)}$ içindeki $1, L, L^2, \dots$ gecikme değerleri sırasıyla $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots$ katsayılarına karşılık gelmektedir. Rasyonel bir gecikme modelinde uzun dönem etkisi $\sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i$ biçimindedir. Bu sonuç eşitlik (3.74)'den kolaylıkla hesaplanabilir.

$$\sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i = \frac{B(1)}{C(1)} \quad (3.74)$$

Uzun dönemli etki için standart hata ise, delta yöntemi kullanılarak hesaplanabilecektir (Greene, 2007, s.682-683).

3.3.2.4.3 ARDL Modelinin Kararlılığı

Dinamik denklemin kararlı olması, modelin otoregresif kısmına ait karakteristik denklemine dayandırılmaktadır. Modelin kararlı olması için, eşitlik (3.75)'de verilen karakteristik denklemin kökleri, mutlak değer olarak birden büyük olmalıdır (Greene, 2007, s.684).

$$C(z) = 1 - \gamma_1 z - \gamma_2 z^2 - \dots - \gamma_p z^p = 0 \quad (3.75)$$

Basit bir örnek vermek gerekirse, birinci mertebeden bir model için karakteristik denklem eşitlik (3.76)'daki gibi olacaktır.

$$C(z) = 1 - \lambda z = 0 \quad (3.76)$$

Bu denklemin tek kökü olan $1/\lambda$ değeri ($|\lambda|$ birden daha düşük olduğunda) birden büyük kalacaktır. Ayrıca karakteristik denklemin genel kökleri, matrisin karakteristik köklerine karşılık gelmektedir.

$$C = \begin{pmatrix} \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \dots & \gamma_{p-1} & \gamma_p \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad (3.77)$$

Eşitlik (3.77) ile verilen matris, asimetric olduğundan, kökleri karmaşık sayı çiftlerini içerebilmektedir. Aynı zamanda $M = a^2 + b^2$ ve $i^2 = -1$ olmak üzere $a + bi$ karmaşık sayısının karşılığı $a/M - (b/M)i$ olacağından M'nin birden küçük olması beklenir (Greene, 2007, s.684).

Birim kök durumunda, yani eşitlik (3.76)'nın köklerinden birinin bir olması durumunda, γ_i 'lerin toplamı bire eşit olacaktır. Yani $C(1)=0$ sıfır hipotezi altında, standart F istatistiğinin, modeldeki değişkenlerin davranışından dolayı merkezi bir F dağılımına sahip olması mümkün olmayacaktır (Greene, 2007, s.684).

Tek değişkenli otoregresyon denklemi gecikme sayısının arttığı durum için incelenecek olursa,

$$y_t = \mu + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \dots + \gamma_p y_{t-p} + e_t \quad (3.78)$$

ifadesi için,

$$\begin{aligned} y_{t-1} &= y_{t-1}, \\ y_{t-2} &= y_{t-2}, \end{aligned} \quad (3.79)$$

eşitlikleri p-1 eşitliğe kadar arttırılabileceğinden, bu sürece $e_t = (e_t, 0, \dots)'$ ve $\mu = (\mu, 0, 0, \dots)'$ olmak üzere eşitlik (3.80)'de olduğu gibi p elemana sahip bir vektör otoregresyon (VAR) ifadesi verecek biçimde devam edilebilecektir.

$$y_t = \mu + C y_{t-1} + e_t \quad (3.80)$$

burada ardışık yer değiştirme ile elde edilen

$$y_t = \mu + C\mu + C^2\mu + \dots \quad (3.81)$$

ifadesinde C değişkeni,

$$C = P\Lambda Q \quad (3.82)$$

yapısal formunda yazılabilecektir. Burada $QP = I$ ve Λ ' da karakteristik köklerin bir köşegen matrisidir. Eşitlik (3.81) ve (3.82) birlikte düşünüldüğünde ise ifade eşitlik (3.83) 'de olduğu gibi temsil edilebilecektir.

$$y_t = \left[\sum_{i=0}^{\infty} P\Lambda^i Q \right] \mu \quad (3.83)$$

C'nin bütün kökleri, mutlak değer olarak birden daha küçük kaldığında bu vektör eşitlik (3.84)'den görüleceği üzere dengeye yakınsar hale gelecektir.

$$y_{\infty} = (I - C)^{-1} \mu \quad (3.84)$$

Son durumda C'nin köklerine ait kuvvetler artık $|\lambda p| < 1$ veya $|1/\lambda_p| > 1$ biçiminde olacaktır. Ayrıca denge durumunda

$$y_t = y_{t-1} = \dots = y_\infty \quad (3.85)$$

eşitliği geçerli olacaktır (Greene, 2007, s.684-685).

3.3.2.4.4 ARDL Modeli ile Tahmin

ARDL(p,r) modelindeki içsel değişkenlerin öngörüsünün uygunluğu ve T zamanına bağlı olarak ulaşılabilen mevcut bilginin varlığı varsayımları altında;

$$\mu_t = \mu + \sum_{j=0}^r \beta_j x_{t-j} + \delta w_t \quad (3.86)$$

ve

$$y_t = \mu + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \dots + \gamma_p y_{t-p} + e_t \quad (3.78)$$

olmak üzere y_t 'nin bir dönem sonrası için öngörüsü;

$$\hat{y}_{T+1/T} = \hat{\mu}_{T+1/T} + \gamma_1 y_T + \dots + \gamma_p y_{T-p+1} + \hat{e}_{T+1/T} \quad (3.87)$$

biçiminde olacaktır (Greene, 2007, s.686).

Burada daha kolay anlaşılması adına özel olarak p=2 ve r=1 durumu yani ARDL(2,1) durumu düşünüldüğünde,

$$\begin{aligned} y_{T+1}|y_T &= \gamma_1 y_T + \gamma_2 y_{T-1} + \beta_0 x_{T+1} + e_{T+1} \\ &= \gamma' x_{T+1} + e_{T+1} \end{aligned} \quad (3.88)$$

eşitliği elde edilecektir. Burada $x_{T+1} = [y_T \ y_{T-1} \ x_{T+1}]'$ biçiminde kısaltıldığı kabul edilmiştir. Ayrıca $E[e_{T+1}] = 0$ ve $\hat{y}_{T+1}|y_T$ tahmincisi, $y_{T+1}|y_T$ 'in tutarlı tahmincisidir.

$$\begin{aligned} \text{Var}[e_1|T] &= E[e'_{T+1} e_{T+1}] \\ &= \mathbf{x}'_{T+1} \sigma^2 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{x}_{T+1} + \sigma^2 \end{aligned} \quad (3.89)$$

ve buradan

$$\widehat{\text{Var}}[e_1|T] = \mathbf{x}'_{T+1} s^2 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{x}_{T+1} + s^2 \quad (3.90)$$

ifadesi yazılabilir. Dolayısıyla bir y_1 değişkeni için öngörü aralığı $\hat{y}_1 \pm t_{\alpha/2} \sqrt{\widehat{\text{Var}}[e_1|T]}$ olacaktır.

Belirsizliğin tek kaynağının e_{T+1} olduğu düşünülürse;

$$\begin{bmatrix} \hat{y}_{T+1} \\ \hat{y}_T \\ \hat{y}_{T-1} \\ \vdots \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\mu}_{T+1} \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \cdots & \gamma_{p-1} & \gamma_p \\ 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ & & \vdots & & & \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_T \\ y_{T-1} \\ y_{T-2} \\ \vdots \\ y_{T-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{e}_{T+1} \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \end{bmatrix} \quad (3.91)$$

biçiminde modelin daha geneli için bir ifade yazılabilir.

Burada

$$\hat{\mu}_{T+1} = \mu + \beta_0 x_{T+1} + \dots + \beta_r x_{T+1-r} + \hat{e}_{T+1/T} \quad (3.92)$$

eşitliği rahatlıkla tespit edilebileceğinden,

$$\hat{y}_{T+1} = \hat{\mu}_{T+1} + C y_T + \hat{e}_{T+1} \quad (3.93)$$

eşitliği rahatlıkla yazılabilecektir. Tahmin edilen hata teriminin kovaryansı ise,

$j' = [1 \ 0 \ 0 \ \cdots]_{(p \times p)}$ bir vektör ve $\text{Var}[e_{T+1}] = \text{Cov}_{11}[\hat{e}_{T+1}] = \sigma^2$ olmak üzere;

$$\text{Cov}[\hat{e}_{T+1}] = E[(\hat{y}_{T+1} - y_{T+1})(\hat{y}_{T+1} - y_{T+1})'] = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & \cdots \\ 0 & 0 & \cdots \\ \vdots & \ddots & \end{bmatrix} = \sigma^2 j j' \quad (3.94)$$

ifadesiyle belirtilir. Tahmin hataları olan \hat{e}_{T+i} ise tahmin edilecek varyans hakkında sezgisel bir çıkarım sağlamak için eşitlik (3.93)'e dahil edilebilir. Ayrıca \hat{y}_{T+i} nokta tahminleri hesaplanırken, \hat{e}_{T+i} değerleri, beklenen değeri olan sıfıra ayarlanır (Yoder, 2007, s.97-99).

Durum T+2 için düşünüldüğünde ise eşitlikler,

$$\hat{y}_{T+2} = \hat{\mu}_{T+2} + Cy_{T+1} + \hat{e}_{T+2} \quad (3.95)$$

$$\hat{y}_{T+2} = \hat{\mu}_{T+2} + C(\hat{\mu}_{T+1} + Cy_T + \hat{e}_{T+1}) + \hat{e}_{T+2} \quad (3.96)$$

$$\hat{y}_{T+2} = \hat{\mu}_{T+2} + C\hat{\mu}_{T+1} + C^2 y_T + (C\hat{e}_{T+1} + \hat{e}_{T+2}) \quad (3.97)$$

gibi olacak ve kovaryans;

$$Cov[C\hat{e}_{T+1} + \hat{e}_{T+2}] = \sigma^2 (C_{jj}C' + jj') \quad (3.98)$$

biçiminde yazılabilecektir. Aynı durum F dönem için düşünüldüğünde de öngörü;

$$\hat{y}_F = C^F y_0 + \sum_{f=1}^F C^{f-1} [\hat{\mu}_{F-(f-1)} + \hat{e}_{F-(f-1)}] \quad (3.99)$$

ve varyans ise,

$$Var[\hat{y}_F] = \sigma^2 \left[jj' + \sum_{f=1}^F [C^i] jj' [C^i]' \right] \quad (3.100)$$

olacaktır. ARDL(2,1) için ise öngörü;

$$\begin{bmatrix} \hat{y}_{T+1} \\ y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\mu}_{T+1} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{\gamma}_1 & \hat{\gamma}_2 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_T \\ y_{T-1} \end{bmatrix} \quad (3.101)$$

matris formuyla ifade edilebilir olacaktır. Burada

$$\hat{\mu}_{T+1} = \hat{\mu} + \hat{\beta}_0 x_{T+1} + \hat{\beta}_1 x_T \quad (3.102)$$

eşitliğinin varlığı ise göz önünde bulundurulmalıdır (Yoder, 2007, s.100).

3.3.2.4.5 Hata Düzeltme Modeli

Hata Düzeltme Modeli, y ile x arasındaki ilişkinin kısa dönem dinamiklerini incelemeye olanak tanımaktadır. Modeli oluşturmak için ARDL(1,1) modeli düşünüldüğünde,

$$y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + e_t \quad (3.103)$$

ve eşitlikten y_{t-1} çıkarıldığında;

$$\Delta y_t = \mu + (\gamma - 1)y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + e_t \quad (3.104)$$

elde edilecektir. Burada eşitlik (3.104)'e $\beta_0 x_{t-1}$ terimi eklendiğinde ise,

$$\Delta y_t = \mu + (\gamma - 1)y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + (\beta_0 + \beta_1)x_{t-1} + e_t \quad (3.105)$$

ifadesi elde edilecektir. Eşitlik (3.105)'de eşitliğin her iki tarafı $\left(\frac{\gamma-1}{\gamma-1}\right)$ ile çarpıldığında;

$$\Delta y_t = \mu + \beta_0 \Delta x_t + (\gamma - 1)(y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + e_t \quad (3.106)$$

bulunacaktır. Burada gecikme terimleri ile düşünüldüğünde $\theta = \left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \gamma}\right) = \frac{B(1)}{C(1)}$ 'dir. Ayrıca $\frac{B(1)}{C(1)}$, modelin uzun dönem çarpanıdır ve elde edilen eşitlik (3.106), ARDL(1,1) modeli için bir hata düzeltme modeli olarak adlandırılır (Yoder, 2007, s.102-103).

Durum bir adım ileriye taşındığında,

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + \tilde{\gamma} [y_{t-1} - (\tilde{\mu} + \theta x_{t-1})] + e_t \quad (3.107)$$

yazılabilir ve bu eşitlikte $\tilde{\mu} = \frac{\mu}{1 - \gamma} = -\frac{\mu}{\gamma - 1}$ ve $\tilde{\gamma} = (\gamma - 1)$ durumları geçerlidir.

Burada Δy_t , Δx_t 'den kaynaklanan kısa dönem şoku ve denge hata düzeltmesi bileşenlerinden oluşur. Bunu daha rahat görebilmek için, dengedeki $y_t = y_{t-1} = \bar{y}$ ve $x_t = x_{t-1} = \bar{x}$ eşitliklerine dikkat edildiğinde ise $\Delta y_t = 0$ ve $\Delta x_t = 0$ olacaktır. Bu yüzden hata düzeltme modeli;

$$\tilde{\gamma} [y_{t-1} - (\tilde{\mu} + \theta x_{t-1})] = 0 \quad (3.108)$$

biçiminde olacaktır. Dolayısıyla

$$\bar{y} = \tilde{\mu} + \theta \bar{x} \quad (3.109)$$

eşitliği elde edilebilecektir. Bu yüzden $y_{t-1} - (\tilde{\mu} + \theta x_{t-1})$ ifadesi,

$$y = \tilde{\mu} + \theta x \quad (3.110)$$

ile denge ilişkisinden sapmayı gösterirken, $\beta_1 = (\gamma - 1)$ ise Δy_t üzerindeki sapmanın marjinal etkisini gösterecektir (Yoder, 2007, s.102-103).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

AR-GE YAYILIMININ TÜRKİYE'DE TOPLAM FAKTÖR VERİMLİLİĞİ ÜZERİNE ETKİSİNİN İNCELENMESİ

4.1 Literatüre Bakış

Teknoloji yayılımı, yeni teknolojik bilgilerin diğer firmaların ve ülkelerin yenilikçi yeteneği ve verimliliği üzerinde görülen yararlı etkileri olarak tanımlanabilir (Giovanni, 2009, s.1). Teknoloji yayılım modellerini genel olarak dört başlık altında toplamak mümkündür. Bunlardan birincisi, Cobb-Douglas üretim fonksiyonuna dayanan ve Griliches (1979) tarafından önerilen genel teknoloji yayılımı modelleridir.

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} R_{it}^{\gamma} R_{ist}^{\mu} e^{\varepsilon_{it}} \quad (4.1)$$

Y değeri, t zamanı ve i birimi (firma, endüstri veya bölge) için çıktı değerini gösterirken, K fiziksel sermaye girdisi, L işgücü girdisi ve R teknolojik bilgi girdisini gösterir. Burada R_i , AR-GE harcamaları veya AR-GE stok değerlerinden oluşabilen doğrudan bilim ve teknoloji girdisini ifade ederken, R_{is} değişkeni ise diğer birimler tarafından yapılan AR-GE harcamalarını gösteren doğrudan olmayan teknoloji girdisini ifade eder. Eşitlik (4.1), AR-GE yayılım etkisini ölçebilmek için Coe-Helpman (1995, s.862), Raut (1995, s.6), Los ve Verspagen (2000, s.11) tarafından logaritmik değerler kullanılarak eşitlik (4.2)'de olduğu gibi ifade edilmiştir.

$$\ln(Y_{it}) = a_{it} + \alpha \ln(K_{it}) + \beta \ln(L_{it}) + r \ln(R_{it}) + \mu \ln(R_{ist}) + e_{it} \quad (4.2)$$

İkinci olarak DYY yayılımı modelleridir. Bu modeller genel olarak eşitlik (4.3)'de ifade edildiği gibidir.

$$\ln(Y_{it}) = a_{it} + \alpha \ln(K_{it}) + \beta \ln(L_{it}) + r \ln(R_{it}) + \mu \ln(R_{ist}) + \eta \ln(FDI_{it}) + \lambda \ln(FDI_{ist}) + e_{it} \quad (4.3)$$

Burada eşitlik (4.2)'den farklı olarak karşılaşılan değişkenler FDI_{it} , t zamanı için i bölgesinden yapılan DYY'yi gösterirken, FDI_{ist} ise diğer bölgelerden yapılan DYY'yi gösterir.

Üçüncü olarak ise, DYY'yi yerli ve yabancı yatırım etkileri biçiminde değerlendirerek modelleyen yaklaşımdır. Balasubramanyam vd (1996, s.97), bu ayrımı eşitlik (4.4) ile ifade etmişlerdir.

$$y = \alpha + \beta l + \gamma k + \psi f + \phi x \quad (4.4)$$

Burada y değeri GSYİH'ye ait büyüme oranını temsil ederken, l işgücünü, k yerli sermaye stokunu, f değişkeni yabancı sermaye stokunu ve x ise ihracatı göstermektedir.

Dördüncü tip ise, DYY'nin içselliğini hesaplayan modellerdir. Bu modellemelerde bölgelerdeki DYY'nin içselliğini tespit edebilmek için modele AR-GE ve DYY arasında bir etkileşim terimi eklenerek yüksek seviyede yerli AR-GE stoku ile birlikte DYY'nin varlığı gözlemlenmeye çalışılır (Wang vd., 2013, s.10-13).

Literatürde uluslararası AR-GE yayılımı ve/veya DYY ile TFV ilişkisini inceleyen ciddi sayıda çalışma vardır. Öncelikle, yapılan çalışmalardan bazılarını, herhangi bir gruplama (ülke, yöntem veya değişken) yapılmaksızın kısaca değinilecektir. Ardından bu alanda Türkiye için yapılmış çalışmalara yer verilecek, son olarak da farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak elde edilen bazı çalışmaların bulguları tablo halinde sunulacaktır.

Coe vd. (1997), 1971-1990 dönemi için, yirmi iki sanayileşmiş ülkenin, yetmiş yedi az gelişmiş veya gelişmekte olan ülkeye gerçekleştirdikleri uluslararası bilgi yayılımının göstergesi olarak AR-GE yatırımlarını incelemişlerdir. Sermaye malları ithalatının, gelişmiş ülkelerden gelişmekte olanlara doğru olan uluslararası AR-GE yayılımını etkilediğini tespit etmişlerdir.

Bernstein ve Yan (1997) ,1962-1988 dönemi, Kanadalı ve Japon imalat endüstrileri için endüstriler içinde ve uluslararası düzeydeki AR-GE yayılımlarını inceleyerek değişken maliyet üzerinde endüstri içi yayılımın, uluslararası yayılıma göre daha büyük bir etkiye sahip olduğunu göstermişlerdir.

Verspagen (1997), 1974-1992 dönemi boyunca yirmi iki sektörü kapsayan on dört ülkenin imalat sanayisi için sektörel büyüme modelleri üzerinde uluslararası yayılım etkisini incelemiştir Bunun için, Avrupa patent verilerine dayanan teknoloji akış matrisini kullanarak ulusal ve uluslararası bilgi stoklarını hesaplamıştır.

Hanel (2000), Kanadalı imalat sanayileri için endüstriler arası ve uluslararası yayılım durumunda TFV ile AR-GE ilişkisi üzerine incelemede bulunmuştur. Teknoloji iletim aracı olarak DYY değerlerini kullanan Hanel, uluslararası yayılımın TFV üzerinde endüstriler arası yayılımın yaptığı katkıdan daha az olduğunu göstermiştir.

Kim ve Lee (2004), on dört OECD ülkesi için uluslararası yayılımın olması durumunda, AR-GE ile verimlilik değişimi arasındaki ilişkiyi ticaret ve teknolojik uzaklık değişkenleri ile araştırmıştır. Çalışma sonuçları, yerli AR-GE ve uluslararası soyut (disembodied) AR-GE yayılımının toplam faktör verimliliğinin artması üzerinde olumlu ve büyük etkilere sahip olduğunu göstermiştir.

Evenson ve Singh (1997), 1970-1993 dönemi için, on bir Asya ülkesi için yaptıkları çalışmada yerli AR-GE sermaye stokunun, uluslararası sermaye stokuna göre TFV üzerinde daha yüksek bir esnekliğe sahip olduğunu tespit etmişlerdir.

Evenson (1995), 1969-1989 dönemi ve on bir OECD ülkesinin on bir endüstri kolu için yaptığı çalışmasında, yerli ve yabancı AR-GE sermaye stoku ve TFV arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sermaye mallarının uluslararası AR-GE sermaye stokunu pozitif etkilediğini ama bu katsayının anlamlı olmadığını tespit etmiştir. Ayrıca OECD ülkeleri için TFV'nin artışında yerli AR-GE sermaye stokunun baskın bir açıklayıcı değişken olduğunu tespit etmiştir.

Keller (2002), G-7 ülkeleri ve İsveç için yaptığı çalışmasında TFV'nin artmasında yerli AR-GE sermaye stokunun etkin bir rol oynadığını tespit etmiştir.

Braconier ve Sjöholm (1998), 1973-1991 döneminde altı büyük OECD ülkesinin dokuz endüstri kolu için ulusal ve uluslararası teknoloji yayılımını incelemiştir. Ampirik bulgularında, TFV'yi açıklamada endüstrilerin kendi AR-GE sermaye stoklarının ve yerli AR-GE'nin anlamlı değişkenler olduğuna ulaşımlardır. Ayrıca endüstri içi (intra-industry) uluslararası yayılımın pozitif ama ulusal yayılıma göre daha az önemli olduğunu tespit etmişlerdir.

Coe vd. (2008), 1971-2004 yılları için panel veri analizi yaklaşımını ve yirmi dört ülke verisini kullanarak yaptıkları çalışmada daha önceki çalışmalarını doğrular bulgulara ulaşırken, yerli ve yabancı AR-GE sermaye stokunun beşeri sermaye stokunu da etkilediğini tespit etmişlerdir. Ayrıca uluslararası AR-GE yayılımının, fikri mülkiyet

haklarının korunması, yüksek bir kaliteye sahip yüksek öğrenimin ve belirli bir kökene sahip hukuk sisteminin varlığında daha güçlü olacağını kanıtlamışlardır.

Madden ve Savage (2000), 1980-1995 dönemi için OECD ve Asya ülkelerindeki yerli ve yabancı AR-GE hareketliliği, ticaret, bilgi ve iletişim teknolojileri ile TFV arasındaki ilişkiyi panel veri yaklaşımını kullanarak incelemişlerdir. Uzun dönemde AR-GE hareketliliğinin TFV üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir.

Engelbrecht (1997), Coe ve Helpman (1995) modelini baz aldığı çalışmasında beşeri sermaye değişkenini de ekleyerek yirmi OECD ülkesi ve İsrail'i 1971-1985 dönemi için incelemiştir. Ulusal ve uluslararası AR-GE sermaye stokunun yanı sıra beşeri sermaye değişkenini de TFV üzerinde doğrudan bir üretim faktörü olarak tespit etmiştir.

Aksoy (2008), 1983-2001 dönemi için Türk imalat sanayisi içerisinde seksen dokuz farklı sektöre ait belirleyicileri kullanarak DYY'nin Türkiye imalat sanayisine teknolojik getirilerini incelemiştir. Anlamlı bulunan regresyon sonuçlarına göre, yabancı firmalardan yerli firmalara doğru yatay getiri yoluyla, pozitif teknolojik getiri etkisi tespit edilmiştir.

Pamukçu ve Kalaycı (2011), DYY'nin Türk imalat sanayisi üzerindeki AR-GE etkinliğini, 2003-2007 dönemi için belirlemeye çalıştıkları çalışma sonucunda, yabancı mülkiyete sahip firmaların, yerli işletmelerin AR-GE yoğunluğu üzerinde ve bilgi yayılımı göstergeleri açısından olumsuz bir etkisi olduğu sonucuna varmışlardır.

Kalaycı (2003), Türkiye ve 2013 yılı için firma düzeyinde yaptığı analizler sonucunda, DYY'nin AR-GE harcamaları üzerine etkisinin anlamlı bir şekilde negatif olduğunu tespit etmiştir. Diğer taraftan yerli firmaların buldukları illerdeki yabancı firmalardan etkilendiklerini yani yabancı firmalardan yerli firmalara doğru pozitif bir bilgi yayılımının varlığını destekler nitelikte bulgulara ulaşmıştır.

Aydınoglu (2014) çalışmasında, Avrupa Birliği'ne üye ülkeler ve Türkiye için 1994-2008 dönemini baz alarak, TFV üzerinde etkili olan çoklu yayılım kanallarının tespitini araştırmıştır. Ampirik bulgulara göre, yabancı AR-GE'nin, beşeri sermayenin ve teknoloji malları ithalatının TFV üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu ayrıca yabancı AR-GE'nin TFV artışı üzerinde güçlü bir etkiye sebep olduğu buna karşın teknoloji malları ithalatının TFV'yi düşük oranda etkilediği tespit edilmiştir.

Tablo 4.1 Teknoloji Yayılımının Farklı Ekonometrik Yöntemlerle İncelendiği Çalışmalar

Çalışma	Örneklem ve Dönem	Bağımlı Değişken	Açıklayıcı Değişkenler	Yöntem	Temel Bulgular
Coe ve Helpman(1995)	21 OECD ve İsrail (1971-1990)	Toplam Faktör Verimliliği	Yerli AR-GE sermaye stoku, Yabancı AR-GE sermaye stoku	Panel Veri Analizi	Yabancı AR-GE yayılımının, dışa açık küçük ekonomilerde yerli AR-GE'den daha etkili olduğu tespit edilirken, G-7 ülkeleri için bu durum tam tersidir.
Potterie ve Lichtenberg (2001)	G-7 (1971-1990)	Toplam Faktör Verimliliği	Yerli AR-GE sermaye stoku, İthalat Ağırlıklı ve DYY Ağırlıklı Yabancı AR-GE sermaye stoku	Panel Veri Analizi	Küçük ekonomili ülkelerde yabancı AR-GE esneklik çıktısı, yerli AR-GE esneklik çıktısından daha büyük çıkarken, büyük ekonomiye sahip ülkelerde bu durum tam tersidir.
Kao vd. (1999)	21 OECD ve İsrail (1971-1990)	Toplam Faktör Verimliliği	Yerli AR-GE sermaye stoku, Yabancı AR-GE sermaye stoku	Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)	Sonuçlar TFV ile yerli AR-GE sermaye stok ilişkisini doğrularken Yabancı AR-GE sermaye stoku ile TFV arasında anlamsız bir ilişki bulunmuştur.
Bitzer ve Geihecker (2006)	17 OECD ÜLKESİ (1973-2000)	Toplam Faktör Verimliliği	Yerli AR-GE sermaye stoku, İmalat sektörü firmalar için İthalat Ağırlıklı Yabancı AR-GE sermaye stoku	Feasible Generalized Least Squares (FGLS)	Sektörel düzeydeki yayılım ve endüstri içi ticaret yoluyla bilgi aktarımının verimlilik üzerine etkilerinin olumlu olduğu tespit edilmiştir.
Seck (2012)	G-7ülkelerinden 55 gelişmekte olan ülkeye (1980-2006)	Toplam Faktör Verimliliği	İthalat Ağırlıklı ve DYY Ağırlıklı Yabancı AR-GE sermaye stoku, Beşeri Sermaye Stoku	Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)	Gelişmekte olan bir ülkenin ithalat ağırlıklı yabancı AR-GE sermaye stok değerindeki yüzde onluk bir artış toplam faktör verimliliğini yüzde ikiden daha fazla bir oranda artırmaktadır.
İbrahim vd. (2015)	G-5 ülkelerinden Güney Kore'ye (1985-2005)	Toplam Faktör Verimliliği	Yerli AR-GE sermaye stoku, İthalat Ağırlıklı ve DYY Ağırlıklı Yabancı AR-GE sermaye stoku	ARDL	Uzun dönemde yerli AR-GE harcamaları ve DYY ağırlıklı AR-GE harcamaları Güney Kore verimlilik artışına pozitif katkıda bulunurken, kısa dönemde ise yerli AR-GE harcamaları ve ithalat ağırlıklı sermaye stoku verimlilik artışı üzerinde pozitifdir.

4.2 Araştırmanın Amacı ve Kullanılan Veriler

Bu çalışmada, 1992-2013 dönemi için ABD, Avusturya, Almanya, Belçika ve Lüksemburg, Fransa, Hollanda, İngiltere ve İtalya ülkelerinden Türkiye'ye doğru gerçekleşen AR-GE yayılmalarını incelemek amaçlanmıştır. Bu ülkelerin seçilmesinde izlenen yol, ülkelere ait yıllık verilere ulaşma kolaylığı ve en önemlisi de incelenen dönem itibarıyla Türkiye'ye en çok yatırım yapan ve Türkiye'nin en çok ithalat gerçekleştirdiği ülkelerin başında gelmeleri olmuştur. Ülkelerle ilgili yıllık GSYİH ve gayrisafi sabit sermaye oluşumu verilerine Dünya Bankası veri tabanından, AR-GE harcamaları için gerekli veri setine OECD Temel Bilim ve Teknoloji Göstergeleri veri tabanından ulaşılmıştır. İkili ithalat verileri Uluslararası Para Fonu (IMF) veri tabanından elde edilirken, Türkiye'ye yönelen DYY verilerine, Birleşmiş Milletler Ticaret ve Kalkınma Konferansı (UNCTAD) veritabanı, OECD veritabanı ve Türkiye Hazine Müsteşarlığı Ödemeler Dengesi raporlarından ulaşılmıştır. Tüm veriler için 2005 sabit dolar fiyatları baz alınmıştır.

4.3 Araştırmanın Yöntemi

4.3.1 Model ve Değişkenlere Ait Tanımlamalar

Çalışmanın modellenmesinde, Coe ve Helpman (1995), Lichtenberg ve Potterie (1998), Potterie ve Lichtenberg (2001) tarafından uyarlanmış model baz alınmıştır.

Basit anlamda model eşitlik (4.5)'de ifade edildiği gibidir.

$$TFP_t = \beta_0 + \beta_1 SD_t + \beta_2 SF_t + e_t \quad (4.5)$$

Burada; TFP, toplam faktör verimliliğini, SD , yerli AR-GE sermaye stokunu, SF , yabancı AR-GE sermaye stok değişkenini ve e ise hata terimini göstermektedir.

Pottie ve Lichtenberg (2001) çalışmalarında, ülkelere yönelen DYY ile ilgili yayılımı tespit edebilmek için, DYY yapan ülkelerin ağırlıklı AR-GE sermaye stok değerlerini toplayarak DYY ağırlıklı yabancı AR-GE sermaye stok değişkenini oluşturmuşlardır. Ağırlıklandırmayı ise DYY yapan ülkelerin gayrisafi sermaye oluşum değerlerinden elde etmeyi önermişlerdir.

$$SFF = \sum \frac{f_j}{k_j} S_j^d \quad (4.6)$$

Buna göre eşitlik (4.6) için, ülkeye yönelen DYY ağırlıklı yabancı AR-GE sermaye stoku hesaplamasında, f_j , j ülkesinden Türkiye'ye doğru yönelen DYY akışını ve k_j ise j ülkesine ait gayrisafi sabit sermaye oluşumunu gösterir. S_j^d ise j ülkesi için gayrisafi AR-GE harcamalarını ifade etmektedir.

Yine Potterie ve Lichtenberg (2001) çalışmalarında, ülkeler arasında gerçekleşen teknoloji transferini ithalat yoluyla açıklayabilmek için, DYY ağırlıklı AR-GE sermaye stokunu oluşturmak için kullanılan değişkenlere benzer değişkenler kullanarak ithalatçı ülkelerin ithalat-çıktı ilişkisi ile yabancı AR-GE sermaye stok değerlerini ağırlıklandırmışlardır. İthalat ağırlıklı AR-GE sermaye stok değeri eşitlik (4.7)'de verilen formül kullanılarak oluşturulmuştur.

$$SFM = \sum_{j \neq i} \frac{m_j S_j^d}{y_j} \quad (4.7)$$

Eşitlik (4.7) bu çalışma için düşünüldüğünde ise; j indeksi, ABD, Avusturya, Almanya, Belçika ve Lüksemburg, Fransa, Hollanda, İngiltere ve İtalya ülkelerini temsil ederken, m_j , j ülkesinden Türkiye'ye gerçekleşen mal ve hizmetler ithalat akışını göstermektedir. Ayrıca y_j ise j ülkesi için GSYİH değerini göstermektedir.

Türkiye için TFV serisi ise, literatürde yaygın olarak kullanılan Cobb-Douglas üretim fonksiyonundan elde edilen eşitlik (4.8) kullanılarak hesaplanmıştır.

$$TFV = Y / K^\beta L^{1-\beta} \quad (4.8)$$

Burada, Y, toplam üretim miktarını, K ve L sırasıyla, Türkiye için fiziki sermaye stoku ve toplam işgücü stokunu belirtir. Bu verilere sırasıyla Dünya bankası ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) veri tabanlarından ulaşılarak 2005 yılı baz alınarak sabit değerler kullanılmıştır.

β değeri, sermayenin milli gelir içindeki payını göstermektedir. Barro ve Sala-i Martin (2004), 1965-1995 dönemini kapsayan çalışmalarında bazı ülkeler için bu oranı ABD için 0,39, Kanada için 0,42 ve Japonya için ise 0,43 olarak tespit etmişlerdir. Cihan ve Sayılı'nın (2008) çalışmasında ise Türkiye için bu oran, 1988-2007 yılları için 0,57 olarak hesaplanmıştır. Çalışmamızda ise 1992-2013 yılları için Cihan ve Sayılı (2008, s.69-

71)'nin hesaplamalarında kullanmış olduğu eşitliklerden yararlanılarak bu oran 0,67 olarak hesaplanmıştır.

Çalışmada, Türkiye için AR-GE sermaye stok değeri (SD) hesaplanırken Goto ve Suzuki (1989, s.559) ve Hall ve Mairesse (1995, s.270) çalışmalarında tanımlamış oldukları eşitlik (4.9) ve eşitlik (4.10)'dan yararlanılmıştır.

$$S_0 = \frac{R_0}{(g - \delta)} \quad (4.9)$$

$$S_t = (1 - \delta)S_{t-1} + R_t \quad (4.10)$$

Burada, S_0 , Türkiye için örneklem dönemi başındaki AR-GE sermaye stok göstergesi; R_0 , örneklem döneminin başındaki AR-GE harcama miktarını; g , seçilen dönem AR-GE harcamaları için ortalama büyüme oranını ve δ ise amortisman oranını (depreciation rate) belirtmektedir. S_0 belirlendikten sonra, diğer yıllar için AR-GE sermaye stok değerleri eşitlik (4.10)'daki gibi sürekli envanter yöntemi kullanılarak hesaplanabilmektedir. Burada, R_t , t dönemindeki AR-GE harcama miktarını gösterirken, Coe ve Helpman (1995) ve Keller (2002) çalışmalarında amortisman oranı olan δ değerinin %5 olduğunu varsaymışlardır.

4.3.2 Eşbütünleşme İlişkisi İçin Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Sınır Testi

Yaklaşımı

Bu çalışmada, AR-GE yayılımlarının kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilerek, uzun dönem ilişkilerin varlığını belirlemek için Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL temelli sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Genel olarak, ARDL sınır testi yaklaşımı, eşbütünleşme analizi için koşullu hata düzeltme modelinin sıradan EKK tahminine dayanmaktadır. Bu yöntem küçük örneklerdeki eşbütünleşme durumlarını belirlemede etkili olduğu için seçilmiştir. Ayrıca yöntem, tahmincilerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı eşbütünleşik olma durumundan bağımsız olarak uygulanabilmektedir (Pesaran vd., 2001, s.299).

Çalışmamızda, Türkiye'de TFV ve AR-GE arasındaki ilişkiyi görebilmek için kurulan ARDL modeli:

$$\begin{aligned} \Delta LTFP_t = & \alpha_0 + \beta_1 LTFP_{t-1} + \beta_2 LSD_{t-1} + \beta_3 LSFM_{t-1} + \beta_4 LSFF_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta LSD_{t-i} + \sum_{i=0}^r \varphi_i \Delta LSFM_{t-i} + \sum_{i=0}^s \gamma_i \Delta LSFF_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (4.11)$$

Burada LTFP, Türkiye için hesaplanan toplam faktör verimliliği değerlerine ait değişkenin doğal logaritmasını göstermektedir. Ayrıca LSFF, Türkiye'ye yönelen DYY ağırlıklı yabancı AR-GE sermaye stoku değerine ait değişkenin doğal logaritmasını gösterirken LSD ise Türkiye için AR-GE harcamalarına bağlı olarak hesaplanan gayrisafi AR-GE sermaye stoku değerine ait değişkenin doğal logaritmasını göstermektedir. Son olarak LSFM ise uygulamada seçilen sekiz ülke ile Türkiye arasındaki ithalat ağırlıklı AR-GE sermaye stok değerine ait değişkenin doğal logaritmasını göstermektedir. Ayrıca Δ , birinci fark operatörünü temsil ederken modelde p, q, r ve s indisleri ise her bir değişken için en uygun gecikme uzunluğu değerlerini göstermektedir.

F-testi denklemdeki değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığını test etmek için kullanılır. Ortak anlamlılık testi olarak bilinen F-testi, eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını yani bir gecikmeli düzey değişkenlerinin hepsi için katsayılarının sifıra eşit olmasını savunan yokluk hipotezini, bir gecikmeli düzey değişkenlerin hepsi için katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu iddia eden alternatif hipotez karşısında test etmek için yapılır. Hesaplanan F-istatistik değerleri, Pesaran vd. (2001, s.300-301) ve Narayan (2005, s.1987-1990) tarafından tablolastırılan ilgili kritik değerlerle karşılaştırılabilir. Bu kritik değerler, değişkenlerin I(0), I(1) ve karşılıklı eşbütünleşik durumlarının tüm olası sınıflandırmalarını kapsayan alt ve üst sınırları içermektedir. F-test istatistiği üst sınırdan daha büyük kalıyorsa eşbütünleşmenin olmadığını iddia eden yokluk hipotezi reddedilir, yani modelde yer alan değişkenlerin eşbütünleşik olduğu söylenebilmektedir.

Eğer F-test istatistiği alt sınırdan daha küçük kalırsa, yokluk hipotezi reddedilemeyecek ve böylece değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığı söylenebilecektir. Ancak, eğer F-test istatistiği sınırlar arasında yer alırsa, eşbütünleşme için yorum, sadece değişkenlerin eşbütünleşme mertebeleri yardımıyla yapılabilecektir. Bu durumda, eğer değişkenler alt sınır temelinde I(0) ise değişkenlerin eşbütünleşik olduğu; üst sınır temelinde I(1) halinde ise değişkenlerin eşbütünleşik olmadığı şeklinde önerilmektedir.

Eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra, LTFP için, uzun dönem koşullu ARDL(p, q, r, s) modeli, eşitlik (4.12) kullanılarak tahmin edilebilir.

$$\Delta LTFP_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta LSD_{t-i} + \sum_{i=0}^r \varphi_i \Delta LSF_{t-i} + \sum_{i=0}^s \gamma_i \Delta LSFF_{t-i} + e_t \quad (4.12)$$

ARDL modelinde gecikme mertebesi AIC ve SBC kullanılarak seçilmiştir. Son aşamada ise, uzun dönem tahminler ile ilişkili olan hata düzeltme modeli kullanılarak kısa dönem dinamik parametreleri tahmin edilir.

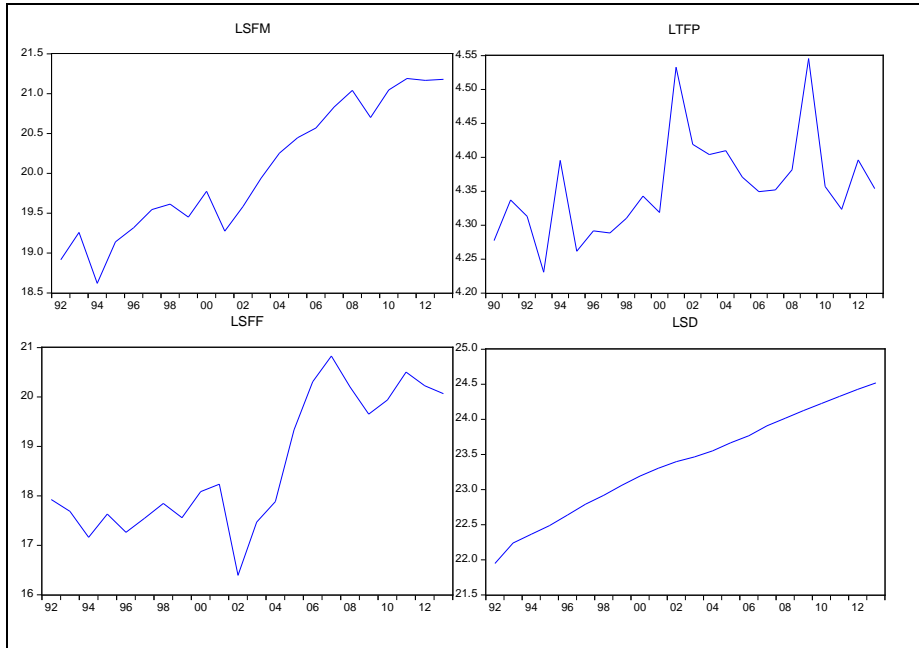
$$\Delta LTFP_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta LSD_{t-i} + \sum_{i=0}^r \varphi_i \Delta LSF_{t-i} + \sum_{i=0}^s \gamma_i \Delta LSFF_{t-i} + \psi ECT_{t-1} + \vartheta_t \quad (4.13)$$

Burada kısa dönem modeli için, δ , θ , φ , γ katsayıları, modelin dengeye yakınsadığı kısa dönem dinamik katsayılarıdır ve ψ , ayarlama hızını temsil ederken, ECT_{t-1} ise hata düzeltme terimini temsil eder.

4.4 Analiz Sonuçları

4.4.1 Durağanlık ve Birim Kök Analizi

Öncelikle modelde kullanılan değişkenlerdeki durağanlık veya trend etkisini görsel olarak kestirebilmek için değişkenlere ait zaman yolu grafikleri incelenmiştir.



Şekil 4.1 Değişkenlere Ait Zaman Yolu Grafikleri

Değişkenlerin grafikleri incelendiğinde TFV'yi temsil eden LTFP değişkeninin durağan bir süreç sergilemeye yakın olduğu gözükmektedir. DYY ağırlıklı AR-GE sermaye stokunu temsil eden LSFF değişkeni ile ithalat ağırlıklı AR-GE sermaye stoku değişkeni LFSM ve yerli AR-GE sermaye stoku değişkeni LSD ise artan bir trend etkisinde gözükmektedir.

İstatistiksel olarak daha kesin sonuçlar elde etmek için çalışmada birim kök sınaması, Augment Dickey Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılarak gerçekleştirilmiştir. ADF ve PP testlerine ait eşitlik ve hipotezler kısaca belirtilmiştir.

ADF testi için;

$$Y_t = \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \lambda Y_{t-i} + e_t$$

$$H_0 : \lambda = 0 \text{ Durağan değil} \quad (4.14)$$

$$H_A : \lambda < 0 \text{ Durağan}$$

PP testi için;

$$Y_t = \lambda Y_{t-1} + \delta_t + \beta \left(t - \frac{T}{2}\right) + e_t$$

$$H_0 : \lambda = 0 \text{ Durağan değil} \quad (4.15)$$

$$H_A : \lambda < 0 \text{ Durağan}$$

ADF ve PP testlerinde test istatistikleri kritik değerlerden küçük çıkarsa durağan olmadığını iddia eden yokluk hipotezi reddedilir. Bulunan sonuçlar tablo (4.2) ve tablo (4.3)'de belirtilmiştir.

Tablo 4.2 ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF Test İstatistiği		Kritik Değer***		Durağanlık Mertebesi
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend	
LTFP	-3.569* (2)**	-4.053* (2)	-3.012363	-3.644963	I(0)
Δ LTFP	-7.509* (2)	-7.410* (2)	-3.020686	-3.658446	
LSFF	-1.000 (2)	-2.409 (2)	-3.012363	-3.644963	I(1)
Δ LSFF	-4.309* (2)	-4.190* (2)	-3.020686	-3.658446	
LFSM	-0.799(2)	-3.391(2)	-3.012363	-3.644963	I(1)
Δ LFSM	-6.812* (2)	-6.667* (2)	-3.020686	-3.658446	
LSD	-0.933 (2)	-1.241 (2)	-3.012363	-3.644963	I(1)
Δ LSD	-6.420* (2)	-6.205* (2)	-3.020686	-3.658446	

*%5 anlamlılık düzeyine göre durağandır.**Parantez içindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir

ve belirlenmesinde SBC kriteri esas alınmıştır.***%5 anlamlılık düzeyine göre Mac Kinnon tek yönlü kritik değerleridir.

Tablo 4.3 Philips-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	PP Test İstatistiği		Kritik Değer***		Durağanlık Mertebesi
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend	
LTFP	-3.555* (2)**	-4.0606* (2)	-3.012363	-3.644963	I(0)
Δ LTFP	-8.450*(2)	-8.510* (2)	-3.020686	-3.658446	
LSFF	-1.047(2)	-2.478 (2)	-3.012363	-3.644963	I(1)
Δ LSFF	-4.306* (2)	-4.182*(2)	-3.020686	-3.658446	
LSFM	-0.575 (2)	-3.378 (2)	-3.012363	-3.644963	I(1)
Δ LSFM	-6.917* (2)	-6.755* (2)	-3.020686	-3.658446	
LSD	-2.279 (2)	-3.420 (2)	-3.012363	-3.644963	I(1)
Δ LSD	-5.790* (2)	-5.669* (2)	-3.020686	-3.658446	

*%5 anlamlılık düzeyine göre durağandır.

**Parantez içindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir.

***%5 anlamlılık düzeyine göre Mac Kinnon tek yönlü kritik değerleridir.

Hem ADF hem de PP testlerinde, değer olarak ve istatistiksel anlam olarak birbirine yakın sonuçlar elde edilmiştir. Buna göre LTFP değişkeninin düzeyde sabit içeren aynı zamanda sabit ve trend içeren modelde durağan süreç izlediği tespit edilirken, diğer değişkenlerin hepsinin birinci fark düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiştir. Sınır testi için değişkenler arasındaki ilişkinin tahmininin kabul edilebilir olması için bağımsız değişkenlerin I(0) veya I(1) olması veya ikinci dereceden durağan bir serinin olmaması gerekmektedir. Bu durum ise sağlanmıştır.

4.4.2 Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Sınır Testi Analiz Sonuçları

Birim kök testinden sonra eşbütünleşme analizi ile değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olup olmadığı araştırılmıştır. ARDL yaklaşımında öncelikle teorik olarak herhangi bir öngörüle bulunmadan kısıtsız hata düzeltme modeli (KHDM) kurularak bu model aracılığıyla değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmeye çalışılacaktır. Kısıtsız hata düzeltme modeli, eşitlik (4.16)'da elde edilmiştir.

$$\Delta LTFP_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta LSFF_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta LSFM_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{5i} \Delta LSD_{t-i} + \alpha_6 LTFP_{t-1} + \alpha_7 LSFF_{t-1} + \alpha_8 LSFM_{t-1} + \alpha_9 LSD_{t-1} + e_t \quad (4.16)$$

KHDM’de, t trend etkisini gösteren değişkeni ve m ise gecikme sayısını ifade etmektedir. Ayrıca Δ , bağımlı ve bağımsız değişkenler için gecikmelerinin farkını ve aynı zamanda açıklayıcı değişkenler için bir gecikmesini içermektedir. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerdeki her bir gecikmenin farkı ise kısa dönem dinamikleri göstermekte ve yine bunlarda bağımlı değişkende ortaya çıkabilecek değişimleri göstermektedir. Ayrıca her bir gecikme değerine ait katsayının, bağımlı değişkenin katsayısına birer birer oranlandığında ise uzun dönem dinamikler elde edilir (Süslü ve Bekmez, 2010, s.99). Gecikme sayısının belirlenmesinde literatürde sıklıkla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi kritik değerlerden yararlanılır ve modelin gecikme uzunluğu belirlenirken bilgi kriterlerine göre en küçük kritik değer baz alınır.

Çalışmada incelenen veri seti yıllık olduğu için ve değişken sayısının çok, gözlem sayısının az olmasından dolayı maksimum gecikme uzunluğu Pesaran vd. (1999) ve Narayan ve Narayan (2005)’in önerdiği gibi iki olarak alınmış ve modellenmiştir. Ayrıca modelde otokorelasyon sorunu olup olmadığını araştırmak için de Breusch Godfrey LM testi yapılmıştır. Otokorelasyon sorunu ile karşılaşılmadığından, bilgi kriterlerine göre en uygun gecikmenin ikinci gecikme düzeyi olduğu tablo (4.4)’deki değerlerinden de görülebilmektedir.

Tablo 4.4 Gecikme Düzeylerine Ait Bilgi Kriterleri Değerleri

GECİKME	SABİT				TREND + SABİT			
	AIC	SBC	HQC	$\chi^2 BG$ ***	AIC	SBC	HQC	$\chi^2 BG$
1	-3.344	-2.746	-3.227	4.301**	-3.577	-2.930	-3.451	5.240
2	-3.266	-2.471	-3.132	4.226 *	-4.299	-3.454	-4.156	6.351*

*%1,%5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde hata terimleri arasında otokorelasyon yoktur.

** %10 anlamlılık düzeylerinde hata terimleri arasında otokorelasyon yoktur.

***Breusch-Godfrey otokorelasyon test istatistiğidir.

Tespit edilen gecikme değeri sonrası eşbütünleşmenin olup olmadığını belirleyebilmek için test edeceğimiz modelimiz eşitlik (4.17)’de ifade edildiği gibidir.

$$\Delta LTFP_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^2 \alpha_{2i} \Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \alpha_{3i} \Delta LSFF_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \alpha_{4i} \Delta LSF_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \alpha_{5i} \Delta LSD_{t-i} + \alpha_6 LTFP_{t-1} + \alpha_7 LSFF_{t-1} + \alpha_8 LSF_{t-1} + \alpha_9 LSD_{t-1} + e_t \quad (4.17)$$

Test edilecek hipotezlerimiz ise,

$$H_0 : \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = 0$$

$H_A : \alpha_i$ 'lerden en az birisi sıfırdan farklıdır.

(4.18)

biçimindedir. H_0 hipotezini test etmek için F-istatistik değerinden yararlanır. F-istatistiği, standart olmayan bir dağılıma sahip olup, modelde kullanılan değişkenlerin I(0) veya I(1) olma durumlarına, kullanılan değişken sayısına, modelin sabit veya sabit ve trend içerip içermemesine bağlı olarak farklı değerler alır. Buna göre sabit ve trendin yer aldığı model için F-test istatistik değeri tablo (4.5)'de yer almaktadır.

Tablo 4.5 AR-GE Yayılımı Modeline İlişkin Hesaplanan Ortak Anlamlılık Test Sonucu ve Kritik Değerler

Sabit ve Trend İçeren Model (F-istatistiği)	Anlamlılık Düzeyleri	Kritik Değerler*		Kritik Değerler**	
		Alt Sınır	Üst Sınır	Alt Sınır	Üst Sınır
7.266	%10	3.47	4.45	3.86	4.96
	%5	4.01	5.07	4.68	5.98
	%1	5.17	6.36	6.64	8.31

*Pesaran vd. (2001) Tablo CI(v)'den elde edilmiştir

**Narayan (2005) Durum V: Kısıtsız sabit ve kısıtsız trend ve 30 gözlem düzeyi için belirlenen değerlerdir.

Tablo (4.5)'den de görüleceği üzere üç bağımsız değişken ve iki gecikme düzeyi için hesaplanan F-istatistik değeri yaklaşık olarak 7.266'dır. Bu değer, Pesaran vd. (2001) çalışmalarında elde ettikleri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki ilgili kritik değerlerden büyük kalmaktadır. Ayrıca iki gecikme durumu için bulunan değer, Narayan (2005) çalışmasında otuz gözlem değeri, kısıtsız sabit ve kısıtsız trend için belirlediği kritik değerlerle karşılaştırıldığında ise %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde belirlenen ilgili kritik değerlerden büyük kalmıştır. Dolayısıyla eşbütünlüşme ilişkisinin olmadığını iddia eden yokluk hipotezi %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde reddedilerek, modelde yer alan değişkenler için eşbütünlüşme ilişkisinin mevcut olduğu söylenebilir.

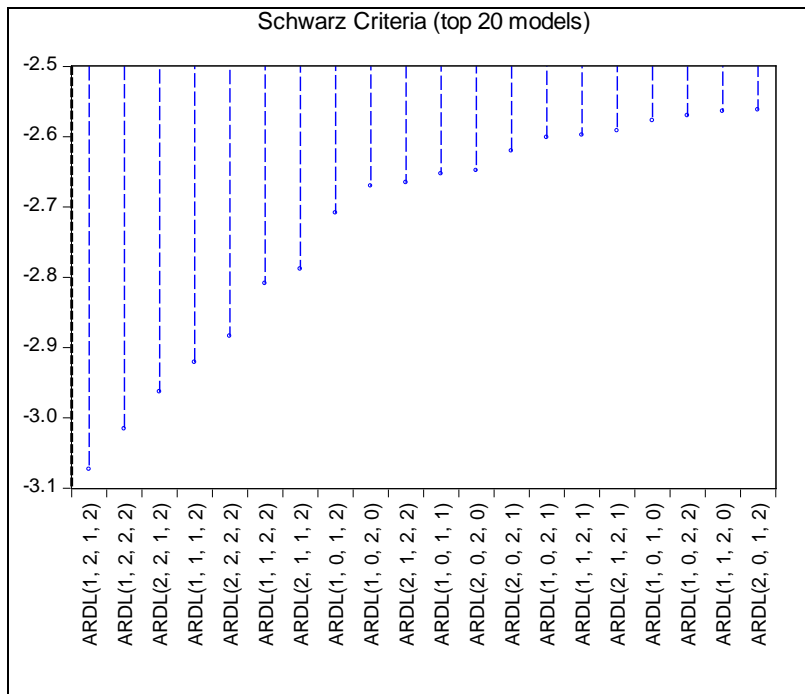
4.4.2.1 Uzun Dönem İlişkisi

Uzun dönem ilişkilerin tahmini için, küçük örneklerde maksimum ikiyle sınırlı olan en uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesini gerektirmektedir. Bunun için gecikmesi dağıtılmış otoregresif modeli eşitlik (4.19)'da olduğu gibi kurulmuştur. Modelde dummy değişkeni Türkiye'deki kriz dönemlerini gösteren kukla değişkeni gösterirken t, trend değişkenini ve p, q, r ve s ise gecikme mertebelerini göstermektedir.

$$\begin{aligned} \Delta LTFP_t = & \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 dummy + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{4i} \Delta LSFF_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^r \alpha_{5i} \Delta LSFM_{t-i} + \sum_{i=0}^s \alpha_{6i} \Delta LSD_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (4.19)$$

Pesaran vd. (2001) göre, en uygun gecikme uzunluklarının saptanması için en iyi teknik, sonuçları diğer tekniklere göre daha duyarlı olan SBC bilgi kriterlerini kullanmaktır. Eşitlik (4.19) için oluşturulan elli dört farklı model sonucunda en küçük SBC değerlerini gösteren yirmi modele ait değerler tablo (4.6)'da belirtilmiştir. SBC sonuçlarına göre model için en uygun gecikme uzunluklarının (1,2,1,2) olduğu söylenebilir. Bulunan bu gecikme değerleri ARDL sınır testinin inşa edilmesi için gereken (p,q,r,s) değerlerini göstermektedir. Tahmin edilen ARDL(1,2,1,2) modeline ait sonuçlar tablo (4.7)'de verilmiştir.

Tablo 4.6 Schwarz Bayesian Bilgi Kriterine Göre En Uygun Gecikme Sonuçları



Tablo 4.7 AR-GE Yayılımı ARDL(1,2,1,2) Modeline İlişkin Tahmin Değerleri ve Tanısal İstatistik Değerleri

DEĞİŞKENLER	KATSAYI	T DEĞERLERİ
LTFP(-1)	0.394	1.990[0.081]***
LSFF	-0.005	-0.341[0.741]
LSFF(-1)	0.038	1.935[0.088]***
LSFF(-2)	0.024	1.679 [0.131]
LSFM	-0.212	-4.243 [0.003]*
LSFM(-1)	0.357	4.506 [0.002]*
LSD	-2.360	-3.146[0.013]**
LSD(-1)	1.712	2.381[0.044]**
LSD(-2)	1.213	3.163 [0.013]**
C	-12.889	-2.322[0.048]
T	-0.102	-3.194[0.012]
DUMMY	-0.042	-1.839 [0.103]
TANISAL İSTATİSTİKLER		
R^2		0.909
X^2_{BG}		5.536 [0.063]
χ^2_{NORM}		1.811 [0.404]
χ^2_{BPG}		6.265 [0.855]
X^2_{RAMSEY}		1.447 [0.191]

*%1, **%5, ***%10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı gösterir

X^2_{BG} , X^2_{NORM} , X^2_{BPG} , X^2_{RAMSEY} sırasıyla Breusch Godfrey otokorelasyon testi, Jarque Bera normallik testi, Breusch Pagan Godfrey değişen varyans testi ve Ramsey Reset model kurma hatası test istatistikleridir. Köşeli parantez içerisinde yer alan değer, t istatistik değerlerinin olasılık değerini ifade etmektedir.

Modelin tanısal istatistiklerine göre modelde, Breusch-Godfrey LM testine göre hatalarda otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. Model formu Ramsey Reset testine göre uygundur. Modelde Breusch Pagan Godfrey test istatistiğine göre değişen varyans sorunu yoktur. Modele ait hatalar normal dağılım göstermektedir. Modelde istatistiki sonuçlar açısından herhangi bir sorunla karşılaşmadığından, Wald testi kullanılarak her değişken için uzun dönem esneklik katsayıları hesaplanabilir.

Pesaran vd. (2001) göre, uzun dönem esneklik katsayıları eşitlik (4.20) kullanılarak belirlenebilir:

$$\frac{\sum \beta_{i,t}}{1 - \sum \beta_{j,t}} \quad (4.20)$$

Burada, β_i , her bir bağımsız değişken, sabit terim ve trend değeri için katsayıları gösterirken, β_j ise bağımlı değişkenin katsayılarını ifade eder. Buna göre uzun dönem esneklik katsayıları tablo (4.8)'de olduğu gibi elde edilmiştir.

Tablo 4.8 AR-GE Yayılımı ARDL(1,2,1,2) Modeline İlişkin Uzun Dönem İlişki Katsayı Değerleri

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T değeri
LSFF	0.094	0.052	1.787 [0.111]
LSFM	0.239	0.206	1.157 [0.280]
LSD	0.933	0.453	2.060 [0.073]***
C	-21.297	12.840	-1.658 [0.135]
T	-0.169	0.083	-2.029 [0.076]***
Dummy	-0.071	0.048	-1.476 [0.178]

*%1, **%5, ***%10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı gösterir.

Köşeli parantez içerisinde yer alan değer, istatistiklerin olasılık değerini ifade etmektedir.

Yerli AR-GE ve yabancı AR-GE (ithalat içerisinde yer alan ve ülkeye yönelen DYY içinde yer alan) için uzun dönem katsayı sonuçları tablo (4.8)'de incelendiğinde, LSD için elde edilen pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı sonuç, yerli AR-GE sermaye stok değerinin verimlilik artışı üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu ve verimlilik artışının önemli bir belirleyicisi olduğunu düşündürülebilir. Buna göre yerli AR-GE sermaye stoğunda gerçekleşen %1'lik bir artış uzun dönemde verimliliği %0.93 oranında artırmaktadır. Öte yandan uzun dönemde ithalat ağırlıklı yabancı AR-GE sermaye stok değişkeni (LSFM) ve ülkeye yönelen DYY içerisinde yer alan yabancı AR-GE sermaye stok değişkeni (LSFF) için bulunan değerler istatistiksel olarak anlamsızdır.

Çalışmanın bulguları, yerli AR-GE sermaye stokunun verimlilik artışı üzerinde etkili olduğunu doğrulayan Evenson (1995), Evenson ve Singh (1997), Kao vd. (1999), Keller (2002), Kim ve Lee (2004), Potterie ve Lichtenberg (2001) ile tutarlıdır.

Coe ve Helpman (1995) çalışmalarında yerli AR-GE'nin verimlilik üzerindeki etkisinin yüksek gelirli OECD ülkelerinde düşük gelirli ülkelere göre, daha büyük

olduğunu tespit etmişlerdir. Ancak, yabancı AR-GE yayılımı açısından duruma bakıldığında, DYY ile ülkeye yönelen AR-GE'nin ithalatla karşılaştırıldığında uzun dönemde ulusal verimliliği artırması açısından daha önemli bir kanal olduğu tespit edilmiştir. Bu çalışma sonucunda ulaşılan bulgular ise, teknoloji aktarma açısından ülkemize yönelen DYY veya ithalat kanallarıyla gerçekleşen yayılımların uzun dönemde TFV'yi pozitif yönde etkilemediğidir. Buna karşın Türkiye'de gerçekleşen AR-GE yatırımlarının ise uzun dönemde teknolojiyi aktarmak için daha etkili olduğudur.

4.4.2.2 Kısa Dönem İlişkisi

Hata Düzeltme Modeli'nin (HDM), Türkiye için verimliliğinin kısa dönem belirleyicilerini tahmin ettiği düşünülebilir. Uzun dönem tahmininden elde edilen kalıntıların bir dönem gecikmeli değerleri modelde $ECT(-1)$ ile ifade edilmiştir. Hata düzeltme terimi (ECT), kısa dönemde oluşabilecek sapmaların uzun dönemde ne kadarının düzeltilebileceği konusunda fikir vermektedir. Tablo (4.9)'da görüleceği üzere hata düzeltme katsayı değeri -0.60522 ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. $ECT(-1)$ için bulunan negatif katsayı değeri, uyarlanma sürecinin çok hızlı olduğunu göstermekle birlikte, bir yıl içinde Türkiye'de oluşabilecek olağan dışı herhangi bir durum karşısında TFV'nin dengeye yakınsaması, izleyen yılda yaklaşık olarak %60 oranında düzeltilebilecektir. Elde edilen bulgular, kısa dönemde DYY ağırlıklı AR-GE sermaye stok değişkeninin cari ve bir dönem gecikmeli değerinin, verimlilik artışı üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamsız bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Yine tablo (4.9)'a göre sonuçlar, kısa dönemde ithalat ağırlıklı AR-GE sermaye stokuna ait değişkeninin verimlilik artışı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ama negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Sonuçlarda dikkat çeken durumun ise, kısa dönemde yerli AR-GE sermaye stoku değişkeninin cari ve bir dönem gecikmeli değerinin istatistiksel olarak anlamlı ve negatif çıkmış olmasıdır.

Modele ait tanısal istatistik değerleri incelendiğinde hata düzeltme modelinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu, hataların normal dağılarak, otokorelasyon ve değişen varyans sorunları ile karşılaşılmadığını ve aynı zamanda modelin tutarlı ve sapmasız tahmincilere sahip olduğunu söylemek mümkündür.

Tablo 4.9 AR-GE Yayılımına Ait Hata Düzeltme Modeli

DEĞİŞKENLER	KATSAYI	T DEĞERLERİ
DLSFF	-0.005	-0.341 [0.741]
DLSFF(-1)	-0.023	-1.679 [0.131]
DLSFM	-0.212	-4.243 [0.002]*
DLSD	-2.360	-3.146 [0.013]**
DLSD(-1)	-1.213	-3.163 [0.013]**
T	-0.102	-3.194 [0.012]**
DUMMY	-0.042	-1.839 [0.103]
ECT(-1)	-0.605	-3.051 [0.015]**
TANISAL İSTATİSTİKLER		
R^2	0.950	
X^2_{BG}	1.922 [0.382]	
χ^2_{NORM}	1.711 [0.424]	
χ^2_{BPG}	5.833 [0.559]	
X^2_{RAMSEY}	0.438 [0.669]	

*%1, **%5, ***%10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı gösterir

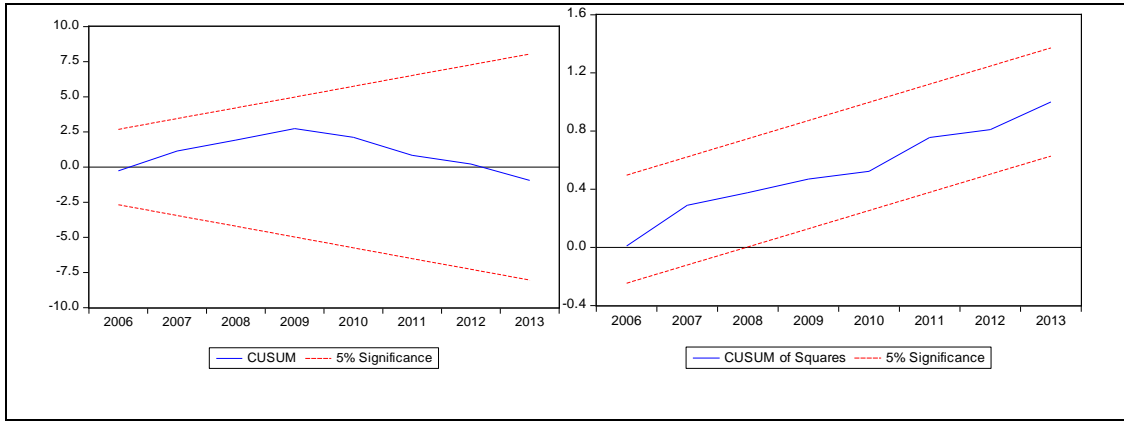
X^2_{BG} , X^2_{NORM} , X^2_{BPG} , X^2_{RAMSEY} sırasıyla Breusch Godfrey otokorelasyon testi, Jarque Bera normallik testi, Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testi ve Ramsey Reset model kurma hatası test istatistikleridir. Köşeli parantez istatistiklerin olasılık değerini ifade etmektedir.

Ekonometri yazınında yapısal değişiklik kavramı trendde meydana gelen kalıcı değişiklikler olarak bilinir. Değişkenlere ilişkin yapısal değişikliğin varlığını araştırmak üzere ardışık artıkların toplamına veya ardışık artıkların kareleri toplamına dayanan ve Brown vd. (1975, s.149-155) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMQ testleri kullanılmıştır. Bu testler parametrik olmayan nitelikte olup, tahmin edilen modelin ardışık artıklarına uygulanmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007, s.423).

CUSUM testinde ardışık artıkların tahmininin uzun dönemde aynı işaretli olması ve uzun süre aynı görünümde kalması belirsizliği ifade edebilir (Emeç, 2006). Uzun dönem modeli için, şekil (4.2)'den de görüleceği üzere, %5 aralığından sapma olmaması ve değerlerin zamanla değişen işaretli olması yapısal değişikliğin olmadığına işaret etmektedir.

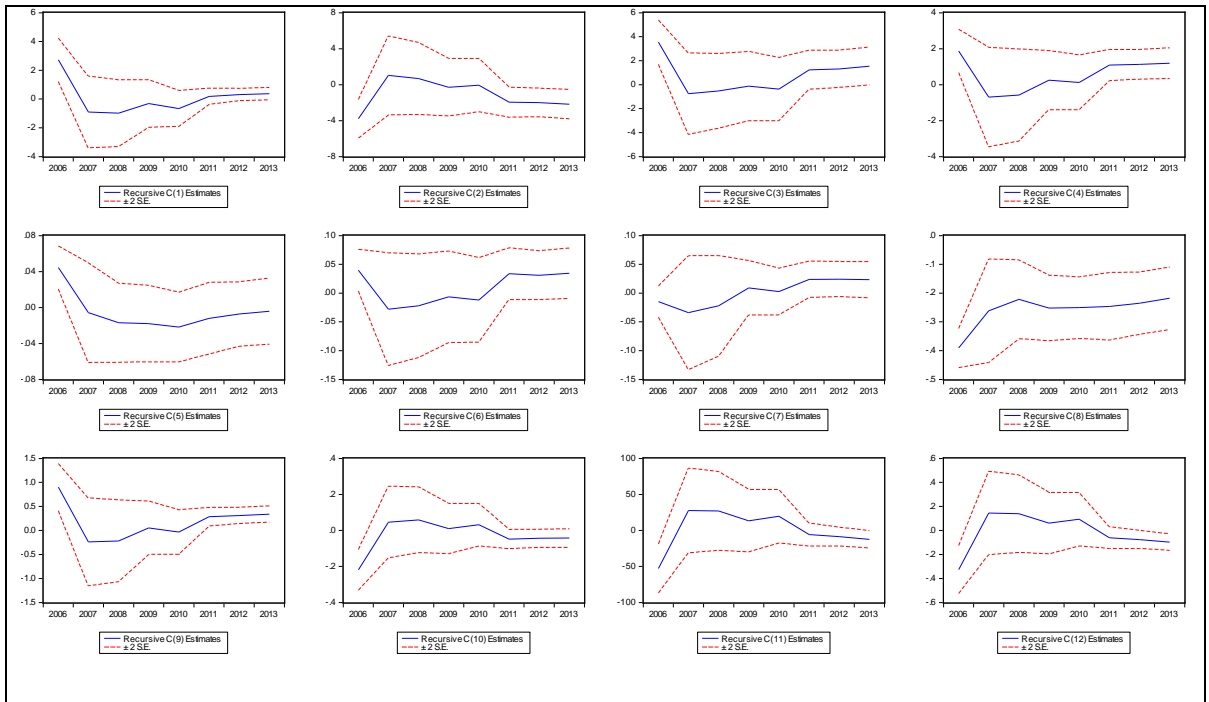
Ardışık artıkların kareleri ile hesaplanan CUSUMQ testi ile belli bir güven aralığında modelin artıklarının grafiği çizilerek güven aralıklarını gösteren sınır çizgileri tespit edilir. Güven sınırları dışına çıkılması durumunda yapısal değişikliğin varlığına, çıkmadığında ise yapısal değişiklik olmadığına karar verilir (Emeç, 2006). Yine şekil (4.2)'de CUSUMQ

testine göre eğrinin %5 güven sınırı içinde kaldığından yapısal kırılmanın olmadığı söylenebilir.



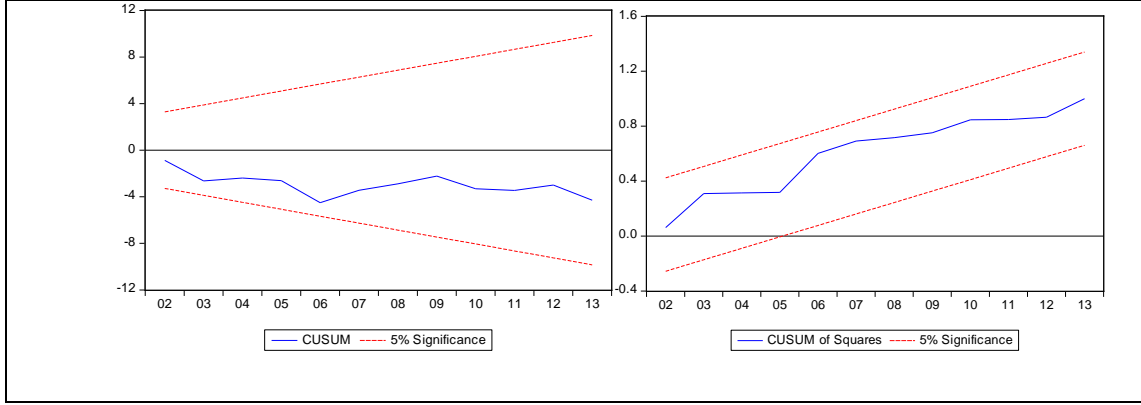
Şekil 4.2 Uzun Dönem Modele Ait Yapısal Kararlılık Görünümü

CUSUM testleri ile birlikte ardışık katsayılar için de yapısal istikrar incelemesi yapılabilir. Uzun dönem katsayılarının istikrarı için yapılan inceleme sonuçları şekil (4.3)'de gösterilmiştir. Buna göre, ardışık katsayılardan elde edilen eğriler de CUSUM testlerinde olduğu gibi %5 güven sınırlarında kaldığından herhangi bir istikrarsız durum söz konusu değildir.



Şekil 4.3 Uzun Dönem Model Katsayılara Ait Yapısal Kararlılık Görünümü

Kısa dönem modeli için istikrar testi incelendiğinde ise, CUSUM ve CUSUMQ testlerinin her ikisi içinde, eğrilerin %5 güven sınırı içerisinde kaldığını söylemek mümkündür.



Şekil 4.4 Kısa Dönem Modele Ait Yapısal Kararlılık Görünümü

SONUÇ

Coe ve Helpman (1995), çalışmalarında kurdukları modeller ile bir ülkenin öncelikle, teknolojik bilginin daha ileri düzeyde biriktiği ülkelerden ithalat yapması ile teknolojik bilgi seviyesi bakımından nispeten daha düşük seviyelerde olan ülkelere göre, daha yüksek verimlilik düzeyleri sergileyebileceğini raporlamışlardır. Ayrıca belirli bir ithalat bileşimi için bir ülkenin, yenilikçi ara malı oluşturmada yabancı AR-GE'den daha fazla yararlandığında, ülkenin genel ithalat payının daha da yükseleceğini test etmişlerdir. Yani AR-GE yayılımlarının ticari ağırlıklı olduğu görüşünü analiz etmişlerdir. Yine Coe ve Helpman (1995) çalışmalarında bir ülkenin ticari ortak ülkeleri ile arasında yaptığı birikimli AR-GE yatırımlarının toplam faktör verimliliğini artırması üzerinde tespit ettikleri ampirik bulgular, bu alanda çalışma yapanlar için ilham kaynağı olmuştur. Dolayısıyla bu çalışmanın uygulama kısmı, Coe ve Helpman (1995) düşüncesinden ilham alınarak, Türkiye için tespit edilmeye çalışılmıştır.

Çalışmada öncelikle teknoloji kavramına ve iktisadi ekollerde yer alan büyüme ve teknolojik gelişme ilişkisine yer verilmiş, özellikle AR-GE'ye dayalı geliştirilen içsel büyüme teorilerinde AR-GE ve teknolojinin önemi vurgulanmıştır. İkinci bölümde zaman serilerine ait temel kavramlar açıklanarak, eşbütünleşme analizlerinden genel olarak bahsedilmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümünde gecikmesi dağıtılmış modellerle ilgili geliştirilen teoriler incelenmiş, yaygın olarak kullanılanlar hakkında bilgi verilmiştir. Ayrıca uygulamada kullanılan yaklaşımın temeli olan ARDL yaklaşımı detaylı olarak açıklanmaya çalışılmıştır. Çalışmanın son ve dördüncü bölümünde ise araştırmanın yöntemi ve uygulama sonuçlarına yer verilmiştir.

Elde edilen bulgular ışığında Türkiye'de yerli AR-GE sermaye stoku için elde edilen pozitif ve anlamlı sonuç, yerli AR-GE sermaye stokunun verimlilik artışı üzerinde kayda değer bir etkiye sahip olduğunu ve verimlilik artışının önemli bir belirleyicisi olduğunu düşündürebilir. Öte yandan ithalat ağırlıklı yabancı AR-GE sermaye stoku (LSFM) ve ülkeye yönelen DYY içerisinde yer alan yabancı AR-GE sermaye stoku (LSFF) için elde edilen değerler, uzun dönemde verimlilik artışı üzerinde istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur.

Bu sonuçlar, Evenson (1995), Evenson ve Singh (1997), Kao vd. (1999), Keller (2002), Kim ve Lee (2004), Potterie ve Lichtenberg (2001) ile tutarlıdır.

Hata düzeltme modeline ait tespit edilen -0.60 katsayı değeri istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu değer uyarlanma sürecinin hızlı olduğunu göstermekle birlikte, bir yıl içinde Türkiye’de oluşabilecek olağan dışı herhangi bir şok, kriz veya durum karşısında TFV'nin dengeye yakınsaması, izleyen yılda yaklaşık olarak %60 oranında düzeltilebilecektir. Kısa dönemde, ithalat ağırlıklı AR-GE sermaye stokuna ait değişkeninin verimlilik artışı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ama negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Sonuçlarda dikkat çeken hususlardan biri ise, kısa dönemde yerli AR-GE sermaye stoku değişkeninin cari ve bir dönem gecikmeli değerinin istatistiksel olarak anlamlı ve negatif çıkmış olmasıdır.

Son olarak değişkenlere ilişkin yapısal değişikliğin varlığını araştırmak üzere ardışık artıkların toplamına veya ardışık artıkların kareleri toplamına dayanan CUSUM ve CUSUMQ testleri yapılmıştır. Uzun dönem ve kısa dönemin her ikisi içinde, eğrilerin %5 güven sınırı içerisinde kaldığını ve yapısal kırılmanın olmadığını söylemek mümkündür.

KAYNAKÇA

- Aghion P. ve Howitt P., "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, no. w3223, (1992), 323-351.
- Akdi Y., *Zaman Serileri Analizi: Birim Kökler ve Kointegrasyon*, Gazi Kitabevi, Ankara, 2012.
- Akgül I., *Zaman Serilerinin Analizi ve Arima Modelleri*, Der Yayınları, İstanbul, 2003.
- Akıncı G. Y. ve Akıncı M., "Türkiye Ekonomisinde Finansal Kalkınmanın Dolaylı Belirleyicileri: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı", *Sakarya İktisat Dergisi*, no. 4, (2013), 1-17.
- Aksoy Y. O., "Technology Spillovers Through Foreign Direct Investment In Turkish Manufacturing Industry", *Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi*, Orta Doğu Teknik Üniversitesi, 2008.
- Akyüz Y., *Sermaye Bölüşüm Büyüme*, Siyasal Bilgiler Fakültesi Yayınları, Ankara, 1980.
- Almon S., "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, no.33, (1965), 178-196.
- Ardor H. N. ve Varlık S., "David Ricardo ile Joseph Alois Schumpeter'ın Teknolojik Gelişme Kuramlarının Karşılaştırılması", *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, no. 2, (2009), 15-40.
- Arrow K. J., "The Economic Implications of Learning by Doing", *The Review Of Economic Studies*, no. 29, (1962), 155-173.
- Ateş S., "Yeni İçsel Büyüme Teorileri ve Türkiye Ekonomisinin Büyüme Dinamiklerinin Analizi", *Yayınlanmamış Doktora Tezi*, Çukurova Üniversitesi, 1998.
- Avrupa İşletmeler Ağı İstanbul, *Teknoloji Transferi Nedir?*, 2009,
<http://www.aia-istanbul.org/tr/content.asp?PID={A1BE8FB7-58EE-49ED-BEAB-FB8B4BCA0C7D}>, (15.01.2014)
- Aydınoglu S. G., "International Diffusion of Technology in the Manufacturing Industry: Emerging Countries within the EU and Turkey", *Bildiri*, DRUID Academy Conference 2014, Danimarka, (15-17.01.2014).
- Balasubramanyam V. N., vd., "Foreign Direct Investment and Growth in Ep and Is Countries", *The Economic Journal*, no. 106, (1996), 92-105.

- Barro R. J., "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, no. w3120, (1991), 407-443.
- Barro R. J. ve Martin S.-I., *Economic Growth*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts London, England, 2004.
- Berber M., *İktisadi Büyüme ve Kalkınma*, Derya Kitabevi, Trabzon, 2006.
- Bernstein J. I. ve Yan X., "International R&D Spillovers between Canadian and Japanese Industries", *Canadian Journal of Economics*, no.w5401, (1997), 276-294.
- Bircan H. ve Karagöz Y., "Box-Jenkins Modelleri İle Aylık Döviz Kuru Tahmini Üzerine Bir Uygulama", *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, no. 6, (2003), 49-62.
- Bitzer J. ve Geishecker I., "What Drives Trade-Related R&D Spillovers? Decomposing Knowledge-Diffusing Trade Flows", *Economics Letters*, no. 93, (2006), 52-57.
- Box G. E. ve Pierce D. A., "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models", *Journal of the American Statistical Association*, no. 65, (1970), 1509-1526.
- Bozkurt H., *Zaman Serileri Analizi*, Ekin, Bursa, 2013.
- Braconier H. ve Sjöholm F., "National and International Spillovers from R&D: Comparing a Neoclassical and an Endogenous Growth Approach", *Weltwirtschaftliches Archiv*, no. 134, (1998), 638-663.
- Brazeal D. V., "Organizing for Internally Developed Corporate Ventures", *Journal of Business venturing*, no. 8, (1993), 75-90.
- Brockwell P. ve Davis R. A., *Time Series: Theory and Methods*, Springer Science & Business Media, U.S.A., 1991.
- Cagan P. ve Friedman M., "Studies in the Quantity Theory of Money", *Studies in the Quantity Theory of Money*, no.68, (1956), 25-117.
- Chen, T. ve Chen, S. H., "Global Production Networks and Local Capabilities", *East-West Center Working Papers, Economic Series*, no. 15, (2001), 1-19.
- Çağlayan E., "Enflasyon, Faiz Oranı ve Büyümenin Yurt İçi Tasarruflar Üzerindeki Etkileri", *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, no. 21, (2006), 423-438.
- Chatfield C., *The Analysis of Time Series: An Introduction*, CRC Series, Washington D.C., 1996.
- Chatfield C., *Time-Series Forecasting*, CRC Press, Washington D.C., 2001.

- Cihan C. ve Saygılı Ş., Türkiye Ekonomisinin Büyüme Dinamikleri: 1987-2007 Döneminde Büyümenin Kaynakları, Temel Sorunları ve Potansiyel Büyüme Oranı, TÜSİAD, İstanbul, 2008.
- Coe D., vd., "North-South R&D Spillovers", *The Economic Journal*, no. 107, (1997), 134-149.
- Coe D. T. ve Helpman E., "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, no. 39, (1995), 859-887.
- Coe D. T., vd., "International R&D Spillovers and Institutions", *European Economic Review*, no. 53, (2009), 723-741.
- Corradi C. ve Gambetta G., "The Estimation of Distributed Lags by Spline Functions", *Empirical Economics*, no. 1, (1976), 41-51.
- Davies N., ve dig., "Significance Levels of the Box-Pierce Portmanteau Statistic in Finite Samples", *Biometrika*, no. 64, (1977), 517-522.
- De La Potterie B. V. P. ve Lichtenberg F., "Does Foreign Direct Investment Transfer Technology across Borders?", *Review of Economics and Statistics*, no. 83, (2001), 490-497.
- Dickey D. A. ve Fuller W. A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, no. 366a, (1979), 427-431.
- Dickey D. A. ve Fuller W. A., "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, no.49, (1981), 1057-1072.
- Dikmen N., *Ekonometri: Temel Kavramlar ve Uygulamalar*, Dora Yayıncılık, Bursa, 2012.
- Domar E. D., "Expansion and Employment", *The American Economic Review*, no. 37, (1947), 34-55.
- Dougherty C., *Introduction to Econometrics*, Oxford University Press, United Kingdom, 2007.
- Dunning J. H., "Internationalizing Porter's Diamond", *MIR: Management International Review*, no.33, (1993), 7-15.
- Easterly W. ve Levine R., "What Have We Learned from a Decade of Empirical Research on Growth? It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models", *The World Bank Economic Review*, no. 15, (2001), 177-219.

- Edquist C., *Systems of Innovation: Technologies, Institutions, and Organizations*, Psychology Press, U.S.A., 1997.
- Emeç H., *Yapısal Kırılma Testleri*, 2006, <http://www.deu.edu.tr/userweb/hamdi.emec/eko2/Yap%C4%B1sal%20K%C4%B1r%C4%B1lma%20e-views%20Uygulamas%C4%B1.pdf>, (01.04.2015)
- Enders W., *Applied Econometric Time Series*, Wiley, New York, 1995.
- Engelbrecht H.-J., "International R&D Spillovers, Human Capital and Productivity in Oecd Economies: An Empirical Investigation", *European Economic Review*, no. 41, (1997), 1479-1488.
- Engle R. F. ve Granger C. W., "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, no. 55, (1987), 251-276.
- Engle R. F. ve Yoo B. S., "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems", *Journal of Econometrics*, no. 35, (1987), 143-159.
- Ercan N. Y., "İçsel Büyüme Teorisi: Genel Bir Bakış", *DPT, Stratejik*, no. 42, (2000), 133-134.
- Evenson R. E., "Industrial Productivity Growth Linkages between Oecd Countries, 1970–90", *Economic Systems Research*, no. 9, (1997), 221-230.
- Evenson R. E. ve Singh L. *Economic Growth, International Technological Spillovers and Public Policy: Theory and Empirical Evidence from Asia*. Economic Growth Center, Yale University, no. 777, (1997), 1-15.
- Freeman C. ve Soete L., *Yenilik İktisadı, Çev, Tübitak Yayınları/Akademik Dizi*, Ankara, 2003.
- Giovanni P., "Technology Spillovers.", der. Ramkishen S. R. ve Kenneth A. R., *Princeton Encyclopedia of the World Economy*, Princeton University Press, New Jersey, 2009.
- Göbenez Y., "Çevre Standartları", *Makine & Metal Dergisi*, no. 117, (2001), 91-93.
- Göktaş Ö., *Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*, Beşir Kitabevi, İstanbul, 2005.
- Goto A. ve Suzuki K., "R & D Capital, Rate of Return on R & D Investment and Spillover of R & D in Japanese Manufacturing Industries", *The Review of Economics and Statistics*, no. 71, (1989), 555-564.
- Granger C. W. ve Newbold P., "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, no. 2, (1974), 111-120.
- Greene W. H., *Econometric Analysis*, Granite Hills Press, U.S.A., 2007.

- Griliches Z., "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth", *The Bell Journal of Economics*, no. 10, (1979), 92-116.
- Grossman G. M. ve Helpman E., "Trade, Knowledge Spillovers, and Growth", *European Economic Review*, no. 35, (1991), 517-526.
- Gujarati D. N., *Temel Ekonometri (Çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen)*, Literatür Yayınları, İstanbul, 2001.
- Gürak H., *Ekonomik Büyüme ve Küresel Ekonomi*, Ekin Kitabevi, Bursa, 2006.
- Hall B. H. ve Mairesse J., "Exploring the Relationship between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms", *Journal of econometrics*, no. 65, (1995), 263-293.
- Hamilton J. D., *Time Series Analysis*, Princeton university press, Princeton, 1994.
- Hanel P., "R&D, Interindustry and International Technology Spillovers and the Total Factor Productivity Growth of Manufacturing Industries in Canada, 1974–1989", *Economic Systems Research*, no. 12, (2000), 345-361.
- Harris R. I. ve Sollis R., *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, J. Wiley, New York, 2003.
- Harrod R. F., "An Essay in Dynamic Theory", *The Economic Journal*, no.49, (1939), 14-33.
- Ibrahim S., vd., "R&D Spillovers and Total Factor Productivity in South Korea with ARDL Approach", *Journal Transition Studies Review*, no. 21, (2015), 33-42.
- International Monetary Fund (IMF), *Direction of Trade Statistics (DOTS)*, <http://elibrary-data.imf.org/DataExplorer.aspx>, (12.01.2015)
- Johansen S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of economic dynamics and control*, no. 12, (1988), 231-254.
- Johansen S., "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", *The Scandinavian Journal of Economics*, no. 99, (1995), 351-354.
- Johansen S. ve Juselius K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, no. 52, (1990), 169-210.
- Johnston J. ve Dinardo J., *Econometric Methods*, McGrawHill, New York, 1996.
- Jorgenson D. W., "Rational Distributed Lag Functions", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, no.32, (1966), 135-149.
- Judge G. G., vd., *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley & Sons, Canada, 1986.

- Kalaycı E., "Foreign Ownership, R&D and Knowledge Spillovers in Developing Countries: Evidence from Turkey". *The International Journal of Social Sciences*, no.8, (2012), 29-44.
- Kalaycı E. ve Pamukçu M. T., "Analysis of Foreign Ownership, R&D and Spillovers in Developing Countries: Evidence from Turkey", 17th International conference of Economic Research Forum, no. 642, (2011), 1-37.
- Kao C., vd., "International R&D Spillovers: An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, no. 61, (1999), 691-709.
- Karagöl E., vd., "Türkiye'de Ekonomik Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, no. 8, (2007), 72-80.
- Keller W., "Trade and the Transmission of Technology", *Journal of Economic Growth*, no. 7, (2002), 5-24.
- Kibritçiöğlü A., "İktisadi Büyümenin Belirleyicileri ve Yeni Büyüme Modellerinde Beşeri Sermayenin Yeri", *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, no. 53, (1998), 207-230.
- Kim J. ve Lee H., "Embodied and Disembodied International Spillovers of R&D in Oecd Manufacturing Industries", *Technovation*, no. 24, (2004), 359-368.
- Kim T. ve Park C., "R&D, Trade, and Productivity Growth in Korean Manufacturing", *Review of world economics*, no. 139, (2003), 460-483.
- Koyck L. M., *Distributed Lags and Investment Analysis*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1954.
- Kutlar A., *Uygulamalı Ekonometri*, Nobel Kitabevi, Ankara, 2009.
- Lichtenberg F. R. ve De La Potterie B. V. P., "International R&D Spillovers: A Comment", *European Economic Review*, no. 42, (1998), 1483-1491.
- Lim C. ve Mcaleer M., "Cointegration Analysis of Quarterly Tourism Demand by Hong Kong and Singapore for Australia", *Applied Economics*, no. 33, (2001), 1599-1619.
- Ljung G. M. ve Box G. E., "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, no. 65, (1978), 297-303.
- Los B. ve Verspagen B., "R&D Spillovers and Productivity: Evidence from Us Manufacturing Microdata", *Empirical Economics*, no. 25, (2000), 127-148.
- Lucas Jr R. E., "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, no. 22, (1988), 3-42.

- Mackinnon J. G., "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, no. 11, (1996), 601-618.
- Maddala G. S. ve Kim I.-M., *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
- Madden G. ve Savage S. J., "R&D Spillovers, Information Technology and Telecommunications, and Productivity in Asia and the OECD", *Information Economics and Policy*, no. 12, (2000), 367-392.
- Marx K., "Capital: A Critique of Political Economy (I): The Process of Capitalist Production", *History of Economic Thought Books*, no:1, (1867).
- Modigliani F. ve Shiller R. J., "Inflation, Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates", *Economica*, no. 40, (1973), 12-43.
- Mowery D. C. ve Oxley J. E., "Inward Technology Transfer and Competitiveness: The Role of National Innovation Systems", *Cambridge Journal of Economics*, no. 19, (1995), 67-93.
- Narayan P. K., "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests", *Applied Economics*, no. 37, (2005), 1979-1990.
- Narayan S. ve Narayan P. K., "An Empirical Analysis of Fiji's Import Demand Function", *Journal of Economic Studies*, no. 32, (2005), 158-168.
- Nerlove M., "Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities", *Journal of Farm Economics*, no. 38, (1956), 496-509.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), *Foreign Direct Investment (FDI) Statistics*, <http://www.oecd.org/corporate/mne/statistics.htm>, (12.01.2015)
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), *Main Science and Technology Indicators*, http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MSTI_PUB, (12.01.2015)
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), *Oslo Kılavuzu: Yenilik Verilerinin Toplanması ve Yorumlanması İçin İlkeler*, OECD ve TÜBİTAK, Paris ve Ankara, 2005.
- Özer M. ve Çiftçi N., "Ar-Ge Harcamaları ve İhracat İlişkisi: OECD Ülkeleri Panel Veri Analizi", *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, no. 23, (2009), 39-49.

- Özmen A., "Mevsimsel Dalgalanmalar İçermeyen Zaman Serilerinde Kısa Dönem Öngörü Amaçlı Box-Jenkins (Arınma) Modellerinin Kullanımı", Anadolu Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi Dergisi, no. 2, (1989), 68-80.
- Parasız İ., Ekonomik Büyüme Teorileri, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa, 2003.
- Pesaran M. H. ve Pesaran B., Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Oxford University Press, 1997.
- Pesaran M. H. ve Shin Y., "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", no. 31, Econometric Society Monographs, (1998), 371-413.
- Pesaran M. H., vd., "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", Journal of the American statistical Association, no. 94, (1999), 621-634.
- Pesaran M. H., vd., "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", Journal of Applied Econometrics, no. 16, (2001), 289-326.
- Pesaran M. H. ve Smith R. P., "Structural Analysis of Cointegrating Vars", Journal of Economic Surveys, no. 12, (1998), 471-505.
- Phillips P. C. ve Perron P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", Biometrika, no. 75, (1988), 335-346.
- Poirier D. J., Econometrics of Structural Change, with Special Emphasis on Spline Functions, North Holland, Amsterdam, 1976.
- Raut L. K., "R & D Spillover and Productivity Growth: Evidence from Indian Private Firms", Journal of Development Economics, no. 48, (1995), 1-23.
- Romer P. M., "Increasing Returns and Long-Run Growth", The journal of political economy, (1986), no. 94, 1002-1037.
- Romer P. M., "Endogenous Technological Change", Journal of Political Economy, no. 98, (1990), 71-102.
- Romer P. M., "The Origins of Endogenous Growth", The Journal of Economic Perspectives, no. 8, (1994), 3-22.
- Rosenberg N. ve Frischtak C. R., "Technological Innovation and Long Waves", Cambridge Journal of Economics, no. 8, (1984), 7-24.
- Saygılı Ş., "Bilgi Ekonomisine Geçiş Sürecinde Türkiye Ekonomisinin Dünyadaki Konumu", Ekonomik Modeller ve Stratejik Araştırmalar Genel Müdürlüğü, Stratejik Araştırmalar Dairesi Başkanlığı, Yayın No. DPT, (2003).

- Schumpeter J., *Theorie Der Wirtschaftlichen Entwicklung : Eine Untersuchung Über Unternehmergeinn, Kapital, Kredit, Zins Und Den Konjunkturzyklus*, Duncker & Humblot, Münih, 1926.
- Schumpeter J. A., *Socialism, Capitalism and Democracy*, Harper and Brothers, New York, 1942.
- Seck A., "International Technology Diffusion and Economic Growth: Explaining the Spillover Benefits to Developing Countries", *Structural Change and Economic Dynamics*, no. 23, (2012), 437-451.
- Seddighi H., vd., *Econometrics: A Practical Approach*, Routledge, London, 2000.
- Sevüktekin M. ve Nargeleçekenler M., *Ekonomik Zaman Serileri Analizi*, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara, 2010.
- Seyidoğlu H., *Uluslararası İktisat*, Güzem Yayınları, İstanbul, 1998.
- Shiller R. J., "A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Priors", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, no. 41, (1973), 775-788.
- Shiller R. J. *Alternative Prior Representations of Smoothness for Distributed Lag Estimation*. National Bureau of Economic Research, Inc, 1975.
- Shin-Horng C. T.-J. a. C., "Global Production Networks and Local Capabilities: New Opportunities and Challenges for Taiwan", *East-West Center Working Papers*, no. 15, (2001), 2-20.
- Smith A., *The Wealth of Nations*, (Originally published 1776), Modern Library, New York, 1937.
- Solow R. M., "Investment and Technical Progress", *Mathematical Methods in the Social Sciences*, (1960), 48-93.
- Soyak A., "Teknolojik Gelişme: Neoklasik ve Evrimci Kuramlar Açısından Bir Değerlendirme", *Ekonomik Yaklaşım*, no. 15, (1995), 93-107.
- Stock J. H., "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, no. 5, (1987), 1035-1056.
- Studenmund A. H. ve Cassidy H. J., *Using Econometrics: A Practical Guide*, Addison Wesley Boston, Boston, 2005.
- Sümer K. K., *Makro Ekonomik Modeller*, Beşir Kitabevi, İstanbul, 2013.
- Süslü B. ve Bekmez S., "Türkiye’de Zaman Tutarsızlığının ARDL Yöntemi ile İncelenmesi", *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, no. 4, (2010), 85-110.
- Taban S., *İktisadi Büyüme Kavram ve Modeller*, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara, 2011.

- Taban S., İçsel Büyüme Modelleri ve Türkiye, Ekin, Bursa, 2013.
- Tsurumi H., "Suboptimization Model of Demand for Investment and Labor: An Optimal Control Theoretic Approach", Queen's Economics Department Working Paper, no. 45, (1971), 1-30.
- Türkiye Cumhuriyeti Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı Yabancı Sermaye Raporu, 2002, <http://www.economy.gov.tr>, (12.01.2015)
- Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, Ödemeler Dengesi İstatistikleri, <http://evds.tcmb.gov.tr>, (12.01.2015)
- Türkiye İstatistik Kurumu, İşgücü İstatistikleri, <http://www.tuik.gov.tr>, (12.01.2015)
- Türkiye Rekabet Kurumu, Teknoloji Transferi Anlaşmalarına İlişkin Grup Muafiyeti Tebliği'nin Genel Gerekçesi, 2008, <http://www.rekabet.gov.tr>, (05.01.2014)
- United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), World Investment Report, 2014, http://unctad.org/en/PublicationChapters/wir2014ch2_en.pdf, (12.01.2015)
- United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), FDI-Statistics-Bilateral, 2014, <http://unctad.org/en/Pages/DIAE/FDI%20Statistics/FDI-Statistics-Bilateral.aspx>, (12.01.2015)
- Uzgören N. ve Uzgören E., "Zaman Serilerinde Sahte Regresyon Sorunu ve Reel Kamu Harcamalarına Yönelik Bir Ekonometrik Model Uygulaması", Akademik Bakış, no. 5, (2005), 1-14.
- Uzkurt C. ve Demirci A. E., Yenilik Yönetimi, T.C. Anadolu Üniversitesi yayını no: 2602, Eskişehir, 2010.
- Ünsal E. M., İktisadi Büyüme, İmaj Yayıncılık, Ankara, 2007.
- Üreyen R., vd., "Teknoloji Transferi ve Gelişmekte Olan Ülkelerin Rekabet Gücü", Ekonomik Yaklaşım, no. 47, (2003), 69-92.
- Verspagen B., "Estimating International Technology Spillovers Using Technology Flow Matrices", Weltwirtschaftliches Archiv, no. 133, (1997), 226-248.
- Wang L., vd., "Technological Spillovers and Industrial Growth in Chinese Regions", UNU-MERIT Working Paper Series, no:44, (2013), 1-44.
- Watson P. K. ve Teelucksingh S. S., A Practical Introduction to Econometric Methods: Classical and Modern, University of the West Indies Press, Jamaica, 2003.
- Wei W. W. S., Time Series Analysis, Addison-Wesley, U.S.A., 2005.

- Wooldridge J., *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Cengage Learning, United Kingdom, 2012.
- World Bank, *World Development Indicators*, <http://databank.worldbank.org>, (12.01.2015)
- Xu B. ve Chiang E. P., "Trade, Patents and International Technology Diffusion", *The Journal of International Trade & Economic Development*, no. 14, (2005), 115-135.
- Yeldan E., *İktisadi Büyüme ve Bölüşüm Teorileri*, Efil Yayınevi, Ankara, 2010.
- Yılmaz Ö. ve Akinci M., *İktisadi Büyüme ve Makroekonomik Belirleyicileri*, Nobel Akademi Yayınları, Ankara, 2012.
- Yoder J., *Autoregressive Distributed Lag Models*, 2007, <http://classes.ses.wsu.edu/EconS512/Yoder/lectures/pdfsectionsold/dynamics.pdf>, (19.04.2015)
- Yülek M. A., "İçsel Büyüme Teorileri, Gelişmekte Olan Ülkeler ve Kamu Politikaları Üzerine", *Hazine Dergisi*, no. 6, (1997), 2-15.

Ö Z G E Ç M İ Ş

Adı ve SOYADI : Emrah ÖZEL

Doğum Tarihi ve Yeri : 11.12.1985-Isparta

Medeni Durumu : Evli

Eğitim Durumu

Mezun Olduğu Lise : Isparta Anadolu Öğretmen Lisesi, Isparta, 2003

Lisans Diploması : Gazi Üniversitesi Gazi Eğitim Fakültesi,
Matematik Öğretmenliği, Ankara, 2008
Anadolu Üniversitesi İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü,
Eskişehir, 2009

Yüksek Lisans Diploması: Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü
Ekonometri Ana Bilim Dalı, Antalya, 2015

Tez Konusu : Teknoloji Yayılımının Türkiye’de Toplam Faktör Verimliliği
Üzerine Etkisi: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Modelleme
Yaklaşımı

Yabancı Dil / Diller : İngilizce

İş Denevimi

Çalıştığı Kurumlar : Milli Eğitim Bakanlığı, Matematik Öğretmeni (2009-2012)
Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi, İktisat Bölümü Araştırma Görevlisi (2012-)

E-Posta : eozel@mehmetakif.edu.tr