

**T. C.**  
**İstanbul Üniversitesi**  
**Sosyal Bilimler Enstitüsü**  
**Ekonometri Anabilim Dalı**

**Doktora Tezi**

**Yumuşak Geçişli Panel Regresyon Modelleri ve E7  
Ülkelerinde Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezinin  
Sınanması**

**Veli YILANCI**  
**2502070054**

**Tez Danışmanı**  
**Prof. Dr. Ahmet GÖKÇEN**

**İSTANBUL, 2012**

DOKTORA

TEZ ONAYI

ÖĞRENCİNİN

Adı ve Soyadı : VELİ YILANCI

Numarası : 2502070054

Anabilim/Bilim Dalı : EKONOMETRİ


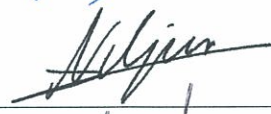



Tez Savunma Tarihi : 19.10.2012

Danışman : PROF.DR.AHMET GÖKÇEN

Tez Savunma Saati : 11.00

Tez Başlığı : YUMUŞAK GEÇİŞLİ PANEL REGRESYON MODELLERİ VE E7 ÜLKELERİNDE  
ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİ HİPOTEZİNİN SINANMASI

TEZ SAVUNMA SINAVI, Lisansüstü Öğretim Yönetmeliği'nin 35. Maddesi uyarınca yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜ'NE OYBİRLİĞİ / OYÇOKLUĞUYLA karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATİ (KABUL / RED / DÜZELTME)
1-PROF.DR.AHMET GÖKÇEN		Kabul
2- PROF.DR.SELAHATTİN GÜRİŞ		Ka bul
3-DOÇ.DR.NİLGÜN ÇİL YAVUZ		Kabul
4- DOÇ.DR.MUSTAFA TEKİN		Kabul
5- DOÇ.DR.MAHMUT ZORTUK		Kabul

## **ÖZ**

### **Yumuşak Geçişli Panel Regresyon Modelleri ve E7 Ülkelerinde Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezinin Sınanması**

**Veli YILANCI**

Bu çalışmada, doğrusal panel veri modelleri, doğrusal olmayan süreçleri modellemeye imkan veren tekil doğrusal olmayan regresyon modelleriyle, doğrusal olmayan panel regresyon modelleri anlatılmıştır. Yumuşak geçişli panel regresyon modelleriyle incelenen CO<sub>2</sub> emisyonları ile gelir arasındaki ilişkinin iki geçişli ve iki konumlu bir yumuşak geçişli panel regresyon modeline uygunluk göstermekle birlikte bu ülkelerde çevreel Kuznets eğrisinin geçerli olmadığı sonucu bulunmuştur.

## **ABSTRACT**

### **Panel Smooth Transition Regression Models and Testing the Environmental Kuznets Curve Hypothesis for E7 Countries**

**Veli YILANCI**

In this study, linear panel models, nonlinear individual and nonlinear panel regression models which allow to investigate nonlinear processes are emphasized. The relationship between the income and environmental degradation which CO<sub>2</sub> emissions are used as the indicator is investigated for seven emerging markets by employing smooth panel regression models. The smooth panel regression model with two transition functions and location parameters is found to be suitable for this relationship, however environmental kuznets curve hypothesis is rejected using this model.

## ÖNSÖZ

Doğrusal olmayan süreçlerin doğrusal ekonometrik tekniklerle analiz edilmesi, elde edilen sonuçların hatalı olmasına neden olduğu için, iktisadi teorilerin testi için son yıllarda doğrusal olmayan teknikler sıklıkla kullanılmaya başlanmıştır. Bunun yanı sıra, son yıllarda ampirik alanda kullanımının doğrusal olmayan bir şekilde arttığı ifade edilebilecek doğrusal panel veri modelleriyle de, doğrusal olmayan süreçleri analiz etmek yine hatalı sonuçlar elde edilmesine neden olduğu için doğrusal olmayan panel regresyon modellerinin de kullanımı artmaya başlamıştır. Bu çalışmaya doğrusal panel regresyon modelleriyle giriş yapıldıktan sonra, doğrusal olmayan regresyon modelleri ve doğrusal olmayan panel regresyon modelleri anlatılacaktır.

Ülkelerin oluşturduğu çevresel kirliliğin, milli gelirle birlikte arttığını ve bir dönüm noktasından sonra gelir arttıkça çevresel kirliliğin azalmaya başlayacağını ifade eden çevresel Kuznets eğrisi, gelişmekte olan yedi ülke için sınanmış ve bu ilişki için iki geçişli, iki konum parametrelili yumuşak panel regresyon modelinin uygun model olduğu sonucu elde edilmiş fakat bu hipotezin bu ülkeler için geçerli olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Bu çalışmayı, öncelikle çalışmanın oluşmasına ve gelişmesine katkıda bulunan ve değerli desteklerini benden esirgemeyen Prof. Dr. Ahmet GÖKÇEN ile Doç. Dr. Nilgün ÇİL YAVUZ hocalarıma ithaf ediyorum. Ayrıca, bu çalışmayı 7103 no'lu tez projesi kapsamında destekleyen İstanbul Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Komisyonu'na teşekkür ederim.

## İÇİNDEKİLER

ÖZ	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ	v
KISALTMALAR	viii
ŞEKİLLER	ix
TABLolar	ix
GİRİŞ	1
1. BÖLÜM	2
PANEL VERİ MODELLERİ	2
1.2. Veri Kaynakları	5
1.3. Doğrusal Panel Veri Modelleri	8
1.3.1. Havuzlanmış Model	11
1.3.2. Sabit Etkiler Modeli	14
1.3.2.1. Tahmin Yöntemleri	15
1.3.2.1.1. En Küçük Kareler Gölge Değişken Yöntemi	15
1.3.2.1.2. Sabit Etkiler Yöntemi	19
1.3.2.1.3. Birinci Farklar Yöntemi	23
1.3.3. Rassal Etkiler Modeli	25
1.3.3.1. Rassal Etkiler Tahmin Yöntemleri	28
1.3.3.1.1. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Tahmin Yöntemi	28
1.3.3.1.2. En Çok Olabilirlik Tahmin Yöntemi	32
1.3.3.1.3. Kovaryans Tahmin Yöntemi	34
1.3.3.2. Rassal Etkilerin Test Edilmesi	35
1.3.4. Sabit ve Rassal Etkili Tahmincilerin Karşılaştırılması	36
1.4. Panel Veri Modellerinin Avantaj ve Dezavantajları	38
2. BÖLÜM	42
DOĞRUSAL OLMAYAN REGRESYON MODELLERİ	42
2.1. Eşikli Regresyon Modeli	43
2.1.1. Model	44
2.1.2. Model Tahmini	46
2.1.3. Doğrusallık Testi	48
2.1.4. Eşikli Regresyon Modelin Uzantıları	51
2.2. Yumuşak Geçişli Regresyon Modelleri	56
2.2.1. Model	57
2.2.2. Doğrusallık Testi	62
2.2.3. Modelin Tahmini	65
3. BÖLÜM	68
3.1. Eşikli Panel Regresyon Modelleri	68
3.1.2. Model Tahmini	70
3.1.1. Tekli Eşik Testi	74

3.1.2. Eşik Değer ve Eğim Katsayılarının Asimptotik Dağılımı	76
3.1.3. Çoklu Eşikli Panel Regresyon Modelleri	78
3.2. Yumuşak Geçişli Panel Regresyon Modelleri	82
3.2.1. Model	83
3.2.2. Yumuşak Geçişli Panel Regresyon Modellerin Kurulması	89
3.2.2.1. Model Tanımlama: Doğrusallık Testi	89
3.2.2.2. Parametre Tahmini	92
3.2.2.3. Model Değerlendirmesi	94
3.2.2.4. Parametre Sabitliği Testi	94
3.2.2.5. Kalan Heterojenliğin Testi	97
3.2.2.5. Rejim Sayısını Belirleme	98
4. BÖLÜM	101
ENERJİ ve ENERJİ TÜKETİMİ	101
4.1. Enerji Tüketimi ve Çevreye Etkisi	104
4.1.1. Asit Yağmurları	105
4.1.2. Kentsel Kirlilik	105
4.1.3. İklim Değişikliği	106
4.1.3.1. İklim Değişikliğinin Etkileri	111
4.1.3.2. İklim Değişikliğini Engelleme	113
4.2. Çevresel Kuznets Eğrisi	117
4.3. E7 Ülkelerinde Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezinin Geçerliliğinin testi	123
SONUÇ	128
KAYNAKÇA	130
ÖZGEÇMİŞ	150

## **KISALTMALAR**

AEKK	Ağırlık En Küçük Kareler
ÇKE	Çevresel Kuznets Eğrisi
EKKGD	En Küçük Kareler Gölge Değişkenler
EPR	Eşikli Panel Regresyon
ER	Eşikli Regresyon
GEKK	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
HİDP	Hükümetler arası İklim Değişikliği Paneli
İDÇS	İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi
İEDER	İçsel Eşik Değişkenli Eşikli Regresyon
İEEDER	İçsel Eşik ve Eğim Değişkenli Eşikli Regresyon
LYGR	Lojistik Yumuşak Geçişli Regresyon
UGEKK	Uygulanabilir Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
ÜYGR	Üssel Yumuşak Geçişli Regresyon
YGPR	Yumuşak Geçişli Panel Regresyon
YGR	Yumuşak Geçişli Regresyon
ZDYGPR	Zamanla Değişen Yumuşak Geçişli Panel Regresyon



## ŞEKİLLER

Şekil 3. 1: $c=0$ iken Çeşitli Eğim Parametreleri için Lojistik Fonksiyonun Aldığı Biçim.....	86
Şekil 3.2.: $c=0$ iken Çeşitli Eğim Parametreleri için Üssel Fonksiyonun Aldığı Biçim.....	87
Şekil 4.1.: Dünyanın Toplam Enerji Tüketimi ve Toplam Nüfusu.....	103
Şekil 4.2.: Son 150 Bin Yıl Boyunca Meydana Gelen Ortalama Sıcaklık Değerleri.....	107
Şekil 4.3. 1700-2011 Yılları Arasında Gözlemlenen Güneş Lekeleri Sayısı.....	109
Şekil 4.4.: 1880-2011 Yılları Arasında Yeryüzünde Gözlemlenen Sıcaklık Anomalisi ( $C^0$ ) (Baz yıl: 1951-1980).....	110
Şekil 4.5.: Örnek Çevresel Kuznets Eğrisi.....	119

## TABLolar

Tablo 4. 1: Doğrusallık Testi Sonuçları.....	124
Tablo 4. 2: Uygun Konum Parametre Sayısının Bulunması.....	125
Tablo 4.3: Yumuşak Geçişli Panel Regresyon Modeli Tahmin Sonuçları.....	126

## GİRİŞ

Ekonometri literatüründe son 20 yıllık süreçte, doğrusal panel veri modellerinin gerek teorik gerekse uygulamalı kullanımında büyük artış gözlenmiştir. Özellikle yeni panel veri setlerinin toplanmaya başlanması, paket programların panel veri teknikleri uygulamaya izin verir hale gelmesi ve bilhassa panel veri modellerinin zaman serisi veya kesit verisiyle modellenemeyen karmaşık ilişkileri modellemeye izin vermesi bilgisinin yaygınlaşmasının sebep olduğu bu artış nedeniyle ilk bölümde doğrusal panel veri modelleri hakkında bilgi verilmektedir.

Doğrusal olmayan ilişkileri modellemek amacıyla geliştirilmiş olan eşikli regresyon modellerinde, farklı dinamikler tarafından yönetilen rejimler arası geçiş hızlıyken, yumuşak geçişli regresyon modellerinde bu hız daha yavaştır. Eşikli regresyon modelinde rejimler arası geçiş sadece 0 ve 1 değeri alan bir gösterge fonksiyonu ile gerçekleşirken, yumuşak geçişli modellerde geçiş fonksiyonu 0 ve 1 uç değerlerin yanı sıra bu iki değer arasında yer alan değerleri de almaktadır. Hakkında kısaca bilgi verilen doğrusal olmayan modeller hakkındaki ayrıntılı bilgi çalışmanın ikinci bölümünde verilmektedir.

Çalışmanın üçüncü bölümü ise genel olarak ilk iki bölümde anlatılan tekniklerin birleştirilmesiyle geliştirilen doğrusal olmayan panel veri modellerinin anlatımını içermektedir. Doğrusal olmayan süreçler doğrusal panel veri modelleriyle modellenmesi halinde hatalı sonuçlara neden olacaktır. Bu nedenle bu bölümde doğrusal olmayan modellerden eşikli panel regresyon modeliyle, yumuşak geçişli panel regresyon modeli anlatılmıştır.

Çalışmanın uygulama kısmının yer aldığı bölüm olan dördüncü bölümde, enerji tüketimi, bu tüketimin çevreye verdiği zarar, iklim değişikliği ve çevresel kuznets eğrisinden bahsedilmiş ve gelişmekte olan yedi ülkede çevresel Kuznets eğrisinin varlığı test edilmiştir.

# 1. BÖLÜM

## PANEL VERİ MODELLERİ

Regresyon analizi ve zaman serisi analizi, veri analizi için kullanılan iki istatistiksel yöntemdir. Regresyon analiziyle, yatay kesit verisi analiz edilebilirken, zaman serisi analiziyle bir yatay kesitin zaman boyunca gözlenmesiyle dinamik bir analiz yapılabilir<sup>1</sup>. Belirli bir zaman periyodu boyunca birimlere ait verinin toplanmasıyla oluşan panel verinin analizi ise araştırmacılara yatay kesit veya zaman serisiyle çalışamayacakları konuları araştırmalarına yardımcı olur<sup>2</sup>.

Tarihsel olarak, iktisatta panel veri tekniklerinin gelişmesi işgücü ekonomisi uygulamalarıyla olmuştur<sup>3</sup>. Fakat şu anda panel veri tekniklerinin iktisatta kullanımı sadece işgücü ekonomisi ile sınırlı olmayıp, birçok iktisadi teoriyi test etmek amacıyla panel veri teknikleri sıklıkla kullanılmakta ve bu kullanım gerek kullanılan veriseti sayısındaki, gerekse panel veri tekniklerini uygulayabilen paket program sayısındaki artış nedeniyle yıllar boyunca artmaktadır. Frees (2004) çalışmasında 2002 ve 2003 yıllarında ISI Web of Science veritabanında panel veri tekniklerini kullanan toplam 879 makale olduğunu ifade ederken, bu sayı sadece 2011 yılında 1367'ye yükselmiştir\*.

Çalışmanın bu kısmında, öncelikle panel veri tanımına yer verildikten sonra, panel verinin hangi kaynaklardan elde edilebileceği anlatılacak daha sonra ise panel veri analizinde kullanılan doğrusal modeller hakkında bilgi verilerek, bu modelleri tahmin yöntemleri anlatılacaktır.

---

<sup>1</sup> Edward W. Frees, **Longitudinal and Panel Data, Analysis and Applications in the Social Sciences**, USA, Cambridge University Press, 2004, p.2.

<sup>2</sup> Hamid R. Seddighi, **Introductory Econometrics A Practical Approach**, New York, Routledge, 2012, p. 255.

<sup>3</sup> Frees, A.g.e., p.2.

\* ISI Web of Science veritabanında “panel data” anahtar kelimesiyle yapılan arama sonrası bulunan sonuçtur.

## 1.1. Panel Veri

Zaman serisi verisi bir veya daha fazla deęişkenin belirli bir süre boyunca gözlenmesiyle elde edilirken, yatay kesit verisi bir veya daha fazla deęişkenin deęerinin birçok örnek birimi için tek bir zaman noktasında toplanmasıyla elde edilir. Öte yandan panel veri ise, aynı yatay kesitsel verinin zaman boyunca gözlenmesiyle elde edilen, uzamsal boyutun yanı sıra zamansal boyuta da sahip olan veri türüdür<sup>4</sup>. Diğer bir ifadeyle, panel veri belli sayıda bireylerin zaman serisi gözlemlerini içermektedir<sup>5</sup>.

Panel veri analizi, regresyon analizine hem uzamsal hem de zamanlararası bir boyut katar. Uzamsal boyut, gözlemlerin yatay kesitsel birim setine aittir. Bunlar ülkeler, eyaletler, firmalar, ticari mallar, insan grupları ve bireyler olabilir. Zamansal boyut ise, bu yatay kesitsel birimlerin tipik bir zaman müddetinin üzerinde, aralıklı gözlemlerine ait olmaktadır. Panel veri, araştırmacıya kısa zaman serileriyle deęişim dinamiklerine çalışmasına izin vermesinin yanı sıra, zaman serilerinin yatay kesitlerle birleşimi ile verinin hem niceliğini hem de niteliğini artırır ki, bu iki boyuttan sadece birisini kullanma buna izin vermemektedir.

Yatay kesit verisini  $T = 1$ , zaman serisi verisini ise  $N = 1$  olan bir panel veri seti olarak düşünmek mümkündür. Gözlem biriminin yatay kesitsel boyutu  $i$  alt indisi ile, zamansal boyutu ise  $t$  alt indisi ile gösterilebilir<sup>6</sup>.

Panel veri seti tipik olarak mikro-iktisadi seviyede toplanabileceęi gibi, birkaç ülke veya endüstrinin bireysel zaman serilerini alıp, eşzamanlı olarak analiz etmek de pratikte sıklıkla kullanılmaktadır<sup>7</sup>.

---

<sup>4</sup> Damodar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, 4. bs, USA, McGraw-Hill Companies, 2003, p. 636.

<sup>5</sup> Cheng Hsiao, "Panel Data Analysis- Advantages and Challenges", **Test**, Vol. 16, No. 1, 2007, p. 2.

<sup>6</sup> Robert Yaffee, "A Primer for Panel Data Analysis", (Çevrimiçi)  
<http://www.nyu.edu/its/statistics/Docs/pda.pdf>, p. 1, 16.03.2010.

<sup>7</sup> Marno Verbeek, **A Guide to Modern Econometrics**, İngiltere, John Wiley and Sons, 2000, p. 309.

Panel veri için farklı isimlendirmeler mevcuttur<sup>8</sup>:

-Havuzlanmış veri (zaman serileriyle yatay kesitsel gözlemlerin havuzlanmış halidir),

-Mikropanel veri,

-Uzunlamasına veri (bir değişken veya denek gruplarının zaman içerisindeki hareketinin incelenmesi),

-Olay tarihi analizi (bir veya daha fazla türden olayın gerçekleşme zamanının uzunlamasına incelenmesi<sup>9</sup>),

-Kuşak analizi (sisteme aynı zamanda giren birey setleri, kuşağı oluşturur. Bir kuşaktaki insanların, diğer kuşaklardan farklı olan deneyimleri paylaştıkları için bazı benzerliklere sahip oldukları varsayılır. Kuşak analizi ise kuşaklar arasındaki farkların yanı sıra iki zamansal boyuttaki farklılıktan (ki bunlar yaş\* ve periyottur\*\*) faydalanma yoluyla bir sonuca varmayı amaçlar<sup>10</sup>.

Bu adlandırmalar arasında küçük nüans farkları bulunmakla birlikte tamamı yatay kesitsel birimlerin zamanla hareketini göstermektedir<sup>11</sup>. Bu nedenle bu terimler yerine genellikle panel veri isimlendirmesi yapılmaktadır.

Panel veri ile son yıllarda yapılan çalışma sayısında yaşanan artışın en önemli sebeplerinden birisi, veri setlerinin araştırmacılar tarafından kullanılabilir hale gelmesidir. Ayrıca veri tabanı endüstrisinde yaşanan program geliştirme hızı ile daha

---

<sup>8</sup> Gujarati, a.g.e., p. 636.

<sup>9</sup> Fiona Steele, "Event History Analysis", **A National Centre for Research Methods Briefing Paper, NCRM Methods Review Papers**, 2005, No: NCRM/004, p. 4.

\* Sisteme girişten bugüne geçen zaman.

\*\* Sonucun ölçüldüğü zaman.

<sup>10</sup> William M. Mason ve Nicholas H. Wolfinger, "Cohort Analysis", **On-Line Working Paper Series, California Center for Population Research, UC Los Angeles**, No: CCPR-005-01, 2001, p. 5.

<sup>11</sup> Gujarati, a.g.e., p. 636.

fazla veri tabanı, panel veri analizi için kullanılabilir hale gelmektedir<sup>12</sup>. Çalışmanın izleyen kısmında dünyada derlenen bazı panel veri setleri hakkında bilgi verilecektir.

## 1.2. Veri Kaynakları

Panel verinin toplanması yatay kesit ve zaman serisi verilerine göre daha maliyetli ve zordur fakat birçok ülke için çeşitli konularda panel veri setlerine ulaşmak mümkündür. Bunların bir kısmını şu şekilde özetlemek mümkündür:

Michigan Üniversitesi tarafından Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'nde 1968 yılında başlanan ve her yıl toplanmaya devam edilen “Gelir Dinamiklerinin Panel Analizi”nde (Panel Study of Income Dynamics; PSID) gelir kaynakları, miktarları, yoksulluk durumu gibi çeşitli sosyoekonomik ve demografik veriyi toplamak için 6500’e yakın örnekle görüşülmektedir<sup>13</sup>. Nüfus Bürosu ve Ohio State Üniversitesi’ndeki İnsan Kaynakları Araştırma Merkezi’nin ABD için birlikte gerçekleştirmekte oldukları Ulusal Uzunlamasına Araştırma (National Longitudinal Survey; NLS) için 1966 yılından itibaren panel veri toplanılmaya başlanılmıştır. Veri setinde evlilik, eğitim düzeyi, kariyer geçişleri, uyuşturucu ve alkol kullanımı gibi değişkenler yer almaktadır.

ABD’de panel veri toplanması 1960’lı yıllarda başlanmasına rağmen, diğer ülkelerde panel veri toplanmasına yönelik çalışmaların başlanması ancak 1980’lere kadar uzanmaktadır<sup>14</sup>. Alman İktisadi Araştırma Enstitüsü (German Institute for Economic Research; DIW Berlin) tarafından 1984 yılında toplanmaya başlanılan Alman Sosyo-Ekonomik Panel (Sozio-oekonomisches Panel; SOEP) verileri hanehalkı

---

<sup>12</sup> Edward W. Frees, **Longitudinal and Panel Data Analysis and Applications in the Social Sciences**, New York, Cambridge University Press, 2004, p. 5.

<sup>13</sup> The Panel Study of Income Dynamics, (Çevrimiçi) <http://psidonline.isr.umich.edu/Guide/PanelStudies.aspx?TabID=GUIDE>, 19.04.2010.

<sup>14</sup> Badi Baltagi, **Econometric Analysis of Panel Data**, 3. bs., İngiltere, John Wiley & Sons Ltd., 2005, p. 2.

bileşimini, mesleki bilgileri, istihdam, kazanç, sağlık ve memnuniyet göstergelerini içermektedir<sup>15</sup>. 1984 yılında Batı Almanya için toplanılan bu veri setinde 5921 hanehalkı ve 12290 denek bulunmaktaydı, 1990 yılında Doğu Almanya ile birleşmeden dolayı bu veri setine 2179 hanehalkı ve 4453 denek eklenmiştir<sup>16</sup>. 1998 yılında oluşturulan veri setinde ise 6600'dan fazla hanehalkı ve 12700'den fazla denek bulunmaktadır. İngiltere için Institute for Social and Economic Research at the University of Essex tarafından 1991 yılından itibaren toplanmaya başlanan İngiliz Hanehalkı Panel Araştırması (British Household Panel Survey; BHPS) 5000 hanehalkının demografik, hanehalkı karakteristikleri, iş pazarı, sağlık, eğitim, tüketim, gelir ile sosyal ve politik değerlerini kapsamaktadır.

Lüksemburg için 1985 yılından itibaren CEPS / INSTEAD tarafından toplanılmaya başlanılan Panel Socio-Economique “Liewen zu Letzebuerg” (PSELL) yoksulluk ölçütü, ailelerin bütçe yönetimi gibi çeşitli değişkenleri içermektedir. Rusya için North Carolina Üniversitesindeki Carolina Population Center tarafından 1992'den beri toplanmakta olan Rusya Uzamsal Gözlem Araştırması (Russia Longitudinal Monitoring Survey; RLMS) 7200 hanehalkına uygulanmış, Rus reformlarının hanehalkı ve bireyler üzerindeki etkilerini ölçmek amacıyla tasarlanmıştır. Veri setinde harcama ölçüleri, yöresel fiyatlar gibi değişkenler bulunmaktadır. İsveç için 1984 yılından itibaren Gothenburg Üniversitesi İktisat Bölümü tarafından toplanmaya başlanmış olan The Swedish Panel Study Market and Nonmarket Activities (HUS) isimli panel veri setinde aile bileşimi, gelir, zenginlik, yerel vergiler, kamu hizmetleri gibi değişkenler bulunmaktadır. Tayvan için Academia Sinica'nın Araştırma Ofisi, İktisat Enstitüsü ve Sosyoloji Enstitüsü tarafından 1999 yılından beri iş deneyimi, aile üyeleri arasındaki etkileşim, eğitim düzeyi gibi değişkenleri içeren Aile Dinamikleri Panel Araştırması (Panel Study of Family Dynamics; PSFD) toplanmaktadır<sup>17</sup>.

---

<sup>15</sup>The Panel Study of Income Dynamics, a.g.e., 19.04.2010

<sup>16</sup>Baltagi, a.g.e., p. 2.

<sup>17</sup>A.e.

Bahsi geçen ülkeler dışında birçok gelişmiş ve orta gelirli ülke için de panel veri setleri toplanmaktadır. Avustralya için Melbourne Üniversitesi Uygulamalı Ekonomi ve Sosyal Araştırma Enstitüsü tarafından Hanehalkı, Gelir ve İşgücü Dinamikleri (Household, Income and Labor Dynamics in Australia; HILDA), Belçika için Antwerp Üniversitesi tarafından Belçikalı Sosyo-Ekonomik Panel (Belgian Socio-economic Panel; SEP), Kanada için Statistics Canada tarafından İşgücü Gelir Dinamikleri Araştırması (Survey of Labor Income Dynamics; SLID), Çin için National Archive of Computerized Data on Aging (NACDA) tarafından Çin Uzamsal Sağlıklı Yaşam Süresi Araştırması (Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey; CLHLS), Fransa için ADEPS, Equipe de recherche en Analyse Dynamique des Effects des Politiques ve Direction Regionale en Lorraine de l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques tarafından Fransız Hanehalkı Paneli, Macaristan için Sosyal Araştırma Bilişim Merkezi (TARKI), Budapeşte Üniversitesi İktisat Bölümü Sosyoloji Departmanı ve Macar Merkezi İstatistiksel Ofisi tarafından Macar Hanehalkı Paneli, İtalya için çeşitli İtalyan Üniversitelerin ortaklığı tarafından İtalyan Hanehalkı uzamsal araştırması (Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane), Japonya için Hanehalkı Ekonomileri Üzerine Araştırma Enstitüsü tarafından Tüketiciler Üzerine Japon Panel Araştırması, Kore için Kore İşgücü Enstitüsü İstihdam Araştırma Merkezi tarafından Kore İşgücü ve Gelir Panel Araştırması, Meksika için Universidad Iberoamericana İktisat Departmanı ve Centro de Investigacion y Docencia Economicas tarafından Meksikalı Aile Yaşam Araştırması, Hollanda için Statistics Netherlands tarafından Hollanda Sosyo-Ekonomik Panel (ISEP), Polonya için Warsaw Üniversitesi İktisat Bölümü tarafından Polonyalı Hanehalkı Paneli, Güney Afrika için Natal-Durban Üniversitesi, Wisconsin-Madison Üniversitesi ve Afrika Veri Araştırma tarafından KwaZulu-Natal Gelir Dinamikleri Çalışması, İsviçre için Laussane'deki Sosyal Araştırmalar'da yer alan İsviçreli Uzmanlık Merkezi ve MIS Trend tarafından İsviçreli Hanehalkı Paneli düzenlenmektedir<sup>18</sup>.

Yukarıda özetlenen mikro panel araştırmalarının yanı sıra, satın alma gücü paritesi ve ülkelerin büyüme yakınsamasına yönelik olarak hazırlanmış olan makro

---

<sup>18</sup> A.e.



panel setleri de bulunmaktadır<sup>19</sup>. Pennsylvania Üniversitesi Center for International Comparisons of Production, Income and Prices tarafından hazırlanan Penn World Tables'nin 6.3 versiyonu 1950-2007 yılları arasında 189 ülke için satın alma gücü ve uluslar arası fiyatlara dönüştürülmüş ulusal gelir hesaplarını içermektedir. Ayrıca Baltagi (2005)<sup>20</sup> de de belirtildiği üzere, uluslararası ticaret üzerine çalışmalar genellikle World Development Indicators'dan ve International Monetary Fund (IMF)'nin eLibrary-Data isimli servisinden faydalanmaktadır. Ayrıca CIA'nin World Factbook isimli servisi ile Angus Maddison tarafından hazırlanmış olan Statistics on World Population ve Monitoring the World Economy isimli çalışmaları da panel veri analizi çalışmalarında sıklıkla kullanılmaktadır.

### 1.3. Doğrusal Panel Veri Modelleri

Hem kesme, hem de eğim katsayılarında zaman ve birey boyunca değişime izin veren genel bir doğrusal panel veri modelini aşağıdaki gibi göstermek mümkündür:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_{it} + x'_{it}\beta_{it} + u_{it} & i &= 1, \dots, N \\ & & t &= 1, \dots, T \end{aligned} \quad (1.1)$$

Burada  $y_{it}$  bağımlı değişkeni,  $x_{it}$ ,  $K \times 1$  boyutunda bağımsız değişken vektörünü,  $u_{it}$  ise hata terimini göstermektedir.  $i$  yatay kesitteki bireyi indekslerken,  $t$  ise zamanı

---

<sup>19</sup> Baltagi, a.g.e., p.3.

<sup>20</sup> A.e.

indekslemektedir.  $\beta_{it}$  ,  $i$ . birim için  $t$ . dönemdeki  $x_{it}$  nin kısmi etkisini göstermektedir<sup>21</sup>. Bu model hem faydalı olmayacak kadar genel olduğundan hem de parametre sayısı gözlem sayısından daha çok olduğu için tahmin edilemeyeceğinden, parametrelerin zaman veya kesit boyunca değişmesi üzerinde birtakım varsayımlarda bulunmak gerekmektedir<sup>22</sup>. Parametreler üzerinde yapılacak varsayımlara göre dört farklı durum bulunmaktadır<sup>23</sup>:

-Tüm katsayıların hem zaman, hem de bireyler boyunca sabit olması.

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + u_{it} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{array} \quad (1.2.)$$

Verinin hem uzay hem de zaman boyutlarının dikkate alınmadığı bu model havuzlanmış model (pooled model) olarak adlandırılmaktadır. Model, doğru olarak tanımlanması ve bağımsız değişkenlerin hata terimleriyle ilişkisiz olması halinde havuzlanmış en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilebilmektedir<sup>24</sup>.

-Eğim katsayısının sabit olup, sabit terimin sadece bireyler boyunca değişmesi.

---

<sup>21</sup> Verbeek, a.g.e., p. 310.

<sup>22</sup> A. Colin Cameron ve Pravin K. Trivedi, **Microeconometrics: Methods and Applications**, New York, Cambridge University Press, 2005, p. 698-699.

<sup>23</sup> Gujarati, a.g.e., p. 641-644.

<sup>24</sup> Cameron ve Triverdi, a.g.e., p. 699.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{array} \quad (1.3.)$$

Bu tür modellerde her yatay kesitin bireyselliğini dikkate almak için her birime göre sabit terimin değişmesine izin verilir. (1.3.) numaralı modelde görüleceği üzere, sabit terime alt indis olarak  $i$  eklenerek, her birimin özel niteliklerine göre sabit terimlerin farklılaşacağı varsayılır<sup>25</sup>.

- Eğim katsayısının sabit olup, sabit terimin sadece zaman boyunca değişmesi.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{array}$$

Bu tür modellerde teknolojik değişmeler gibi zaman etkisinden meydana gelen değişimler, sabit terimin zaman boyunca değişmesine izin verilerek ele alınmaktadır.

-Eğim katsayılarının sabit, sabit terimin hem zaman hem de bireyler boyunca değişmesi.

$$y_{it} = \alpha_{it} + x'_{it}\beta + u_{it} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{array}$$

---

<sup>25</sup> Gujarati, a.g.e., p. 542.

Bu model türündeysen, sadece sabit terimin zaman boyunca yatay kesitler boyunca deęişmesine izin verilmekte, eęim katsayılarının ne zaman ne de yatay kesitler boyunca deęişmesine izin verilmemektedir.

Dikkat edileceęi üzere ele alınan her panel veri modelindeki parametreler üzerine konulan kısıtlamalar alt indisler sayesinde gösterilmektedir. Dolayısıyla panel veri ile çalışırken, asıl bilgiyi alt indislerin verdięini ifade etmek mümkündür.

### 1.3.1. Havuzlanmış Model

En kısıtlayıcı model olan havuzlanmış (pooled) modelde katsayılar sabit olarak tanımlanmaktadır<sup>26</sup>. Bu tür modellerde, farklı bireyler, farklı katsayılar oluşmasına yol açan bireysel farklılıklar için herhangi bir hüküm olmaksızın basitçe birlikte toplanırlar. Havuzlanmış bir model şu şekilde ifade edilebilir:

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (1.4.)$$

(1.4.) numaralı modelde  $\beta$  katsayısının  $i$  ve  $t$  alt indisleri bulunmamaktadır; tüm zaman dönemleri boyunca, tüm bireylerin sabit olduęu varsayılmakta, bireysel heterojenliğe izin verilmemektedir. Kalıntıların sıfır ortalama ve sabit varyanslı olduęu varsayılırsa ve birey ve zaman boyunca  $x_{it}$  ile ilişkisiz olması halinde, bu model çoklu regresyon modelleriyle aynı özelliklere sahiptir.

---

<sup>26</sup> Cameron ve Trivedi, a.g.e., p. 699.

Havuzlanmış modele uygulanan en küçük kareler tahmincisi havuzlanmış en küçük kareler (Havuzlanmış EKK) yöntemi olarak adlandırılır<sup>27</sup>. Belirli bir birey için zaman boyunca gözlemlerin birleştirildiğinin varsayılması halinde;

$$y_i = W_i \delta + u_i$$

elde edilir. Burada  $\delta = [\alpha \ \beta']$ ,  $(K+1) \times 1$  boyutunda parametre vektörü,  $y_i$  ve  $e_i$ ,  $t$ . elemanları  $y_{it}$  ve  $e_{it}$  olan  $T \times 1$  boyutunda vektörlerdir.  $W_i$  ise  $t$ . satırı  $w'_{it} = [1 \ x_{it}]'$  olan  $T \times (K+1)$  boyutunda bir vektördür. Tüm bireylerin yığılması halinde aşağıdaki model elde edilir:

$$y = W \delta + u$$

Bu modelde yer alan  $y$  ve  $u$ ,  $NT \times 1$  boyutunda vektörlerdir.  $E[u|W] = 0$  olduğu varsayılır. Havuzlanmış EKK yöntemiyle bu model aşağıda yer alan formül ile tahmin edilebilir<sup>28</sup>:

$$\hat{\delta}_{HEKK} = (W'W)^{-1} W'y$$

---

<sup>27</sup> R.Carter Hill, William E. Griffiths ve Guay C. Lim, **Principles of Econometrics**, 4.bs., ABD, John Wiley & Sons, 2011, p. 541.

<sup>28</sup> Cameron ve Trivedi, a.g.e., p. 721.

Havuzlanmış EKK, tutarlı ve asimptotik olarak normal tahminçiler verir. Bununla birlikte, sadece tüm bağımsız değişkenlerin zamanla değişmediği varsayımı altında etkin olmaktadır<sup>29</sup>.

$$\hat{\delta}_{UGEKK} = (W' \hat{\Omega}^{-1} W)^{-1} W' \hat{\Omega}^{-1} y$$

şeklinde elde edilen havuzlanmış uygulanabilir genelleştirilmiş EKK (UGEKK; feasible generalized least squares) tutarlıdır ve  $\Omega = E[ee' | W]$  iken,  $\Omega$ 'nın doğru olarak tanımlanması ve  $\hat{\Omega}$ 'nın  $\Omega$  için tutarlı olması halinde tam etkindir<sup>30</sup>.

Havuzlanmış ağırlıklı en küçük kareler (AEKK; weighted least squares) tahminçisi ise  $\Omega$ 'nın yanlış tanımlanmasına karşı kullanılır. Hata varyans matrisi olan  $\Omega$  yerine farklı bir matris  $\Sigma$  tanımlanıp,  $\Sigma \neq \Omega$  iken bile geçerli olan çıkarımlara ulaşmak amaçlanır. Havuzlanmış AEKK tahminçisi ise aşağıdaki gibi elde edilebilir<sup>31</sup>:

$$\hat{\delta}_{AEKK} = (W' \hat{\Sigma}^{-1} W)^{-1} W' \hat{\Sigma}^{-1} y$$

---

<sup>29</sup> A.e., p. 720.

<sup>30</sup> A.e.

<sup>31</sup> A.e., p. 721.

### 1.3.2. Sabit Etkiler Modeli

Bir panel veri modelindeki bireysel özellikleri tanımlamanın bir yolu tüm bireylerin aynı katsayılarla sahip olduğu varsayımını esnetmektedir. Bu amaçla, sabit etkiler modelinde her birey için bir tane olmak üzere birey sayısı kadar farklı sabit terim bulunmaktadır. Gölge değişken setiyle gösterilen ve sabit etkiler diye adlandırılan<sup>32</sup> bu sabit terimler, bir bireyden diğerine değişen ama zaman boyunca sabit kalan dışlanmış tüm değişkenlerin etkilerini içermektedir<sup>33\*</sup>. Bir sabit etkiler modeli şu şekilde gösterilebilir:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1.5.)$$

Bu modelde  $x_{it}$ 'nin  $u_{it}$ 'den bağımsız olduğu ve  $u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$  olduğu varsayılır. Dikkat edileceği üzere, eğim katsayısı  $\beta$  zaman ve bireyler boyunca sabitken, sabit terim  $\alpha_i$  zaman boyunca sabitken, bireyler boyunca farklılaşmaktadır.

(1.5.) numaralı modelde bağımsız değişkenlerdeki değişmelerin marjinal etkisini veren eğim katsayılarıyla ilgilenilir. Buradaki sabit terimler sorunlu parametrelerdir çünkü birey sayısı arttıkça sayısı artmaktadır. Asıl ilgilenilen parametreler olmayan sabit terimlerin varlıkları esas ilgilenilen parametreler olan eğim parametrelerinin tahminini engellemektedir. Eğim katsayılarını, sorunlu parametrelerin varlığına rağmen tutarlı

---

<sup>32</sup> Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., p. 544.

<sup>33</sup> James H. Stock ve Mark W. Watson, **Introduction to Econometrics**, ABD, Addison Wesley, 2003, p. 278.

\* Bireyler arasındaki davranışsal farklılıklar bireysel heterojenlik olarak adlandırılmaktadır (Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., p. 543.)

tahmin edebilecek birçok yöntem bulunmaktadır. Çalışmanın izleyen kısmında bu yöntemler anlatılacaktır<sup>34</sup>.

### 1.3.2.1. Tahmin Yöntemleri

Çalışmanın bu kısmında sabit etkiler modelini tahmin edebilmek için kullanılan yöntemlerden en küçük kareler gölge değişken yöntemi, sabit etkiler yöntemi ve birinci farklar tahmin yöntemi üzerinde durulacaktır.

#### 1.3.2.1.1. En Küçük Kareler Gölge Değişken Yöntemi

Sabit etkiler modelini tahmin etmek için, her bireyin sabit terimi için ayrı bir gölge değişken kullanılabilir. Bu yöntem, çok sayıda bireyin olduğu panel veri setleri için pratik olmaktan uzaktır. Herhangi bir panel veri setindeki birinci ve ikinci bireyler için ilgili gölge değişkenler şu şekilde tanımlanabilir:

$$D_{1i} = \begin{cases} 1 & i = 1 \text{ için,} \\ 0 & \text{diğer.} \end{cases}$$

$$D_{2i} = \begin{cases} 1 & i = 2 \text{ için,} \\ 0 & \text{diğer.} \end{cases}$$

(1.5.) numaralı modelde tanımlanan sabit etkiler modeli o halde,

---

<sup>34</sup> Cameron ve Trivedi, a.g.e., p.726.



$$y_{it} = \sum_{j=1}^N \alpha_j D_{ij} + x'_{it} \beta + u_{it} \quad (1.6.)$$

Şeklinde yeniden yazılabilir. Burada yer alan gölge değişken  $i = j$  iken 1, diğer durumlarda 0 değerini alacaktır. Bu modeli matrisyel biçimde şu şekilde göstermek mümkündür<sup>35</sup>:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix} \alpha_1^* + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix} \alpha_2^* + \dots + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ e \end{bmatrix} \alpha_N^* + \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ x_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ u_N \end{bmatrix}$$

Burada

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{iT} \end{bmatrix}_{T \times 1}, \quad x_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \dots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \dots & x_{Ki2} \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \dots & x_{KiT} \end{bmatrix}_{T \times K}, \quad e' = (1, 1, \dots, 1) \text{ ve } u'_i = (u_{i1}, \dots, u_{iT})_{1 \times T}$$

<sup>35</sup> Hsiao, a.g.e., p.31.

Şeklindedir.  $\alpha_j$  ve  $\beta$ 'nin EKK tahmincileri aşağıdaki eşitliği minimize ederek elde edilebilir:

$$S = \sum_{i=1}^N u_i' u_i = \sum_{i=1}^N (y_i - e\alpha_i^* - X_i\beta)' (y_i - e\alpha_i^* - X_i\beta) \quad (1.7.)$$

$S$ 'nin  $\alpha_i^*$ 'ye göre kısmi türevinin alınıp sifıra eşitlenmesi durumunda,

$$\alpha_i^* = \bar{y}_i - \beta' \bar{x}_i \quad (1.8.)$$

Elde edilir ki, burada  $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$  ve  $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}$  şeklindedir. (1.8.) numaralı denklem

(1.7.)'de yerine konulup,  $S$ 'nin  $\beta$ 'ya göre kısmi türevi alınırsa,

$$\hat{\beta}_{GD} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' \right]$$

Tahmini elde edilir ki, bu tahmine “En Küçük Kareler Gölge Değişken Tahmincisi” denilir.  $T$  küçük,  $N$  büyük iken, ( $N \rightarrow \infty$ ) eğim katsayılarının EKK tahmincileri tutarlı iken, sabit terimlerin EKK tahmincileri tutarsız olacaktır. Çünkü  $N$  arttıkça, mevcut sabit terimler daha fazla bilgi sağlamaz ama sabit terim sayısında artış olur. Böylece tutarlılık için gerekli olan tahmincilerin dağılımlarının kendi gerçek değerlerine yaklaşması şartı gerçekleşmez<sup>36</sup>.

Aşağıdaki varsayımların geçerli olması halinde (1.6.) numaralı modelin en iyi doğrusal yansız tahmincisi EKK gölge değişken tahmincisidir<sup>37</sup>.

$$E(u_{it}) = 0 \text{ (sıfır ortalama)}$$

$$Var(u_{it}) = E(u_{it}^2) = \sigma_e^2 \text{ (homoskedasite)}$$

$$Cov(u_{it}, u_{js}) = E(u_{it}, u_{js}) = 0 \quad i \neq j, t \neq s \text{ (tüm hata terimleri korelasyonsuzdur. )}$$

$$Cov(u_{it}, x_{2it}) = 0, \quad Cov(u_{it}, x_{3it}) = 0 \text{ (hata terimleri } x \text{'lerle ilişkisizdir.)}$$

En küçük kareler gölge değişken regresyon yönteminde, her birey için ayrı bir sabit terim kullanıldığından, bu yöntem tek yatay kesite sahip verilerde uygulanamaz, çünkü bu durumda  $N$  gözlemlerle  $N + k$  sayıda parametre tahmin edilmesi gerekecektir. Dolayısıyla bu yöntemin uygulanabilmesi için en az iki dönemin varlığına ihtiyaç vardır.

---

<sup>36</sup> Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., p. 544.

<sup>37</sup> A.e., p. 541.

Ayrıca çok fazla sayıda yatay kesitin yer aldığı panel veri setlerinde uygulanması da pratik değildir<sup>38</sup>.

### 1.3.2.1.2. Sabit Etkiler Yöntemi

Her birey için modele ayrı bir gölge değişken eklemek birey sayısı az iken daha uygulanabilir iken, birey sayısı arttıkça EKK gölge değişken yöntemi pratikliğini kaybedecektir. Bu kısımda bahsedilecek olan sabit etkiler tahmincisi, çok sayıda bireyin var olduğu panel veri setlerinde de uygulaması oldukça pratik olan bir yöntemdir<sup>39</sup>.

Tek açıklayıcı değişkene sahip bir panel veri modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1.9.)$$

Eşitliğin her iki tarafını toplayıp,  $T$ 'ye bölerek zaman boyunca ortalamasını şu şekilde almak mümkündür:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it})$$

---

<sup>38</sup> Jeffrey Wooldridge, **Introductory Econometrics A Modern Approach**, South-Western Pub, 2. Bs. 2002, p. 465-466.

<sup>39</sup> Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., p. 547.

Parametrelerin zaman boyunca deđişmediđi varsayımı altında, bu eşitliđi basitleştirmek mümkündür:

$$\begin{aligned}\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} &= \alpha_i + \beta \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it} \\ &= \alpha_i + \beta \bar{x}_i + \bar{u}_i\end{aligned}\tag{1.10}$$

(1.9.) numaralı eşitlikten (1.10.)’da yer alan ortalamaların eleman-eleman çıkarılması halinde;

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta(x_i - \bar{x}_i) + (u_i - \bar{u}_i)$$

Elde edilir. Bu sayede her bireyin ortalamasından sapması şeklinde yeni veri seti elde edilmiş olacaktır. Bu işlemin her birey için tekrarlanması halinde aşağıda verilmiş olan dönüştürülmüş model elde edilir:

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{x}'_{it} \beta + \tilde{u}_{it}\tag{1.11}$$

Bu modelde parametreler üzerinde yer alan “~” ifadesi ortalamadan sapmaları ifade etmektedir<sup>40</sup>. Burada yapılan sabit etkiler dönüşümüne aynı zamanda grup içi dönüştürücü de denmektedir.  $\alpha_i$  zaman boyunca sabit olduğundan bu modelde yer almadığı için (1.11.) numaralı model havuzlanmış EKK ile tahmin edilmelidir. Zaman boyunca ortalamadan arındırılmış değişkenlere uygulanan havuzlanmış EKK tahmincisi sabit etkiler tahmincisi veya grup içi tahminci olarak adlandırılır<sup>41</sup> ve şu şekilde elde edilir<sup>42</sup>:

$$\hat{\beta}_{SE} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)$$

Dikkat edileceği üzere sabit etkiler tahmincisi ile EKK gölge değişken tahmincisi aynıdır. Sabit etkiler modelini bireysel ortalamalardan sapmalar cinsinden yazılması, sabit etkiler tahmincisinin önemli bir özelliğini ortaya koymaktadır; katsayı tahmincileri sadece birey için bağımlı ve açıklayıcı değişkenlerdeki değişime bağlıdır. Dolayısıyla farklı bireylerin değerlerindeki değişim tahmin edilecek katsayılar üzerinde etkili değildir<sup>43</sup>.

Sabit etkiler olarak adlandırılan gölge değişkenlerin katsayıları, diğer bir ifadeyle sabit terimler basit regresyonda olduğu gibi elde edilebilir:

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{x}_i' \hat{\beta}_{SE}$$

<sup>40</sup> Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., p. 547.

<sup>41</sup> Wooldridge, a.g.e., p. 462.

<sup>42</sup> Verbeek, a.g.e., p. 313.

<sup>43</sup> Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., p. 548.

$\hat{\alpha}_i$  tahmincisi,  $\alpha_i$  için yansızdır ve  $T \rightarrow \infty$  iken tutarlıdır<sup>44</sup>.  $\beta$ 'nin sabit etkiler tahmincisinin tutarlı olması için  $N \rightarrow \infty$  veya  $T \rightarrow \infty$  ve aynı zamanda  $E[u_{it} - \bar{u}_i | x_{it} - \bar{x}_i] = 0$  şartlarının sağlanması gerekmektedir.

Kalıntıların hem bireyler hem de zaman boyunca,  $\sigma_u^2$  varyanslı özdeş ve bağımsız olduğu varsayımı altında, sabit etkiler tahmincisi için kovaryans matrisi şu şekilde elde edilebilir:

$$V(\hat{\beta}_{SE}) = \sigma_u^2 \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1}$$

Bu denklemde yer alan  $\sigma_u^2$  için tutarlı bir tahminci, grup içi kalıntı kareler toplamını  $N(T-1)$ 'e bölme suretiyle elde edilebilir<sup>45</sup>:

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left( y_{it} - \bar{y}_i - (x_{it} - \bar{x}_i)' \hat{\beta}_{SE} \right)^2 \quad (1.12.)$$

<sup>44</sup> Cameron ve Trivedi, a.g.e., p. 727.

<sup>45</sup> Verbeek, a.g.e. p. 314.

### 1.3.2.1.3. Birinci Farklar Yöntemi

Birinci farklar tahmincisi sabit etkiler modelini tahmin edebilmek amacıyla kullanılabilir bir yöntemdir. Bu tahmin yönteminde, aynı bireylerin iki farklı dönemde verisine gereksinim duyulmaktadır. Bahsi geçen her dönem için iki farklı regresyon modeli şu şekilde tanımlanabilir<sup>46</sup>:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (1.13.)$$

$$y_{i,t-1} = \alpha_i + x'_{i,t-1}\beta + u_{i,t-1} \quad (1.14.)$$

(1.14.) numaralı model, (1.13.) numaralı modelde yer alan parametrelerin bir önceki değerlerinden oluşmaktadır. Sabit terimin sadece bireyler boyunca değişimine izin verildiğinden, her iki modelin de sabit terimleri aynıdır. (1.13.) numaralı modelden (1.14.) numaralı modelin çıkarılması halinde,

$$(y_{it} - y_{i,t-1}) = \alpha_i + (x_{it} - x_{i,t-1})' \beta + (u_{it} - u_{i,t-1}) \quad t = 2, \dots, T$$

---

<sup>46</sup> Orley Ashenfelter, Phillip B. Levine ve David J. Zimmerman, **Statistics and Econometrics: Methods and Applications**, ABD, John Wiley & Sons, 2002, p. 264.



Modeli elde edilir ki bu modelde sabit etki  $\alpha_i$ 'nin elimine edildiği görülmektedir. Bu modelin EKK tahmini birinci farklar tahmincisini verir:<sup>47</sup>

$$\hat{\beta}_{BF} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (x_{it} - x_{i,t-1})(x_{it} - x_{i,t-1})' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (x_{it} - x_{i,t-1})(x_{it} - x_{i,t-1})$$

Birinci farklar yöntemi, zaman boyunca sabit olan bireylerin karakteristikleri; gözlenemeyen heterojenlik sorununu, ortadan kaldırırken fark alma aynı zamanda modelde yer alan ve zamanla değişmeyen değişkenlerden de modelden kaldırılmasına sebep olur<sup>48</sup>. Üzerinde durulması gereken bir nokta, birinci farklar tahmincisinin tutarlılığı için  $E[u_{it} - u_{i,t-1} | x_{it} - x_{i,t-1}]$  koşulunun yerine gelmesi gerekliliğidir.

$T = 2$  iken birinci farklar ve sabit etkiler tahmincisi aynı sonuçları vermektedir.  $T \geq 3$  olduğunda ise iki tahmincinin verdiği sonuçlar değişmektedir.  $u_{it}$ 'nin otokorelasyonsuz olması halinde sabit etkiler tahmincisi daha etkin sonuçlar verecektir<sup>49</sup>.

---

<sup>47</sup> Cameron ve Trivedi, a.g.e., p. 730.

<sup>48</sup> Ashenfelter, Levine ve Zimmerman, a.g.e., p. 264 ve William H. Greene, **Econometric Analysis**, 7. Bs., ABD, Prentice Hall, 2011, p. 356.

<sup>49</sup> Wooldridge, a.g.e., p. 467.

### 1.3.2.2. Sabit Etkilerin Test Edilmesi

Sabit etkilerin varlığının test edilebilmesi için gölge değişkenlerin topluca anlamlılığını  $F$  testiyle sınanması gereklidir. Bu  $F$  istatistiğini elde edebilmek amacıyla aşağıda formül kullanılabilir:

$$F_S = \frac{(KKT_R - KKT_U)/(N+T-2)}{KKT_U/(N-1)(T-1) - K}$$

Bu formülde yer alan  $KKT_R$  havuzlanmış EKK yönteminden elde edilen kalıntı kareler toplamını,  $KKT_S$  ise grup içi tahminciden elde edilen kalıntı kareler toplamını göstermektedir. Bu test istatistiği,  $(N+T-2)$ ,  $(N-1)(T-1) - K$  ile  $F$  dağılıma uymaktadır. Temel hipotezin reddedilememesi halinde gölge değişkenler anlamsız olacağından, havuzlanmış modeli kullanmak gerekmektedir<sup>50</sup>.

### 1.3.3. Rassal Etkiler Modeli

Sabit etkiler modelinde, bireysel farklılıkların, değerinin zaman boyunca sabit olan sabit terimdeki farklılıklar sayesinde elde edilebildiği varsayılmıştı. Rassal etkiler modelinde ise, bireysel farklılıkların yine sabit terimler sayesinde yakalanabildiği varsayılır ama burada bireylerin örneklemeden rassal olarak çekildiği varsayılmaktadır.

---

<sup>50</sup> Baltagi, a.g.e., p. 34.

Bu sayede bireysel farklılıklar sabit değil, rassal olacaktır<sup>51</sup>. Diğer bir ifadeyle, bireye özgü etkilerin sabit olmadığı, bireye özgü rassal bir değişkenin bireysel gerçekleşmesi olduğu varsayılır<sup>52</sup>. Bu durum, regresyon analizindeki, bağımlı değişkeni etkileyen ve modele bağımsız değişken olarak dahil edilmeyen tüm faktörlerin rassal hata terimlerinde toplandığı varsayımıyla benzerlik göstermektedir. Rassal etkiler modelinde de bireyler boyunca bağımsız ve benzer dağılan rassal faktörlerin olduğu varsayımı bulunmaktadır<sup>53</sup>.

Rassal etkiler modeli şu şekilde elde edilebilir:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (1.15.)$$

Yukarıda görülen sabit etkiler modelinde  $\alpha_i$  sabit idi. Bu varsayımın yerine, ortalama bir  $\mu$  değeri ile rassal değişken olduğu varsayılırsa, bir birey için sabit terim şu hale gelir<sup>54</sup>:

$$\alpha_i = \mu + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1.16.)$$

Burada  $\varepsilon_i$  sıfır ortalama,  $\sigma_\varepsilon^2$  varyanslı rassal hata terimidir. (1.16.) numaralı eşitliğin (1.15.) numaralı modelde yerine konulması halinde rassal etkiler modeli

---

<sup>51</sup> Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., p. 551.

<sup>52</sup> Ashenfelter, Levine ve Zimmerman, a.g.e., p. 270.

<sup>53</sup> Verbeek, a.g.e., p. 315.

<sup>54</sup> Gujarati, a.g.e., p.647.

$$y_{it} = \mu + \varepsilon_i + x'_{it}\beta + u_{it}$$

$$y_{it} = \mu + x'_{it}\beta + w_{it}; \quad w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$$

Şeklinde elde edilir.  $w_{it}$  iki bileşenden oluşan bir sabit terim gibi işlem görür; bunlardan ilki zaman boyunca değişmeyen bireye özgü bileşen, ikincisi ise zaman boyunca ilişkisiz olduğu varsayılan kalıntı bileşenidir<sup>55</sup>. Rassal etkiler modeli, hata teriminin bu şekilde iki bileşeni var olması nedeniyle, aynı zamanda hata bileşenleri modeli olarak da adlandırılmaktadır<sup>56</sup>.

Dikkat edileceği üzere, sabit etkiler modelinde bireylerin sabit terimi için ortak bir ortalama değer  $\mu$  vardır ve her bireyin sabit terimindeki bireysel farklılıklar  $\varepsilon_i$  hata terimi içerisinde yansıtılır<sup>57</sup>. Sabit etkiler modelinde hata terimlerinin sıfır ortalamaya  $E(w_{it}) = 0$  ve sabit homoskedastik varyansa  $\sigma_w^2 = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$  sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu iki varsayımın yanı sıra rassal etkiler modelinde

- Aynı zamanda iki farklı bireyin kalıntıları arasında korelasyonun olmaması,  
 $\text{cov}(w_{it}, w_{jt}) = 0; i \neq j$ ,
- Aynı bireyin farklı zamanlardaki kalıntıları arasında korelasyon olması,  
 $\text{cov}(w_{it}, w_{is}) = \sigma_\varepsilon^2; t \neq s$ ,

---

<sup>55</sup> Verbeek, a.g.e., p.315.

<sup>56</sup> Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., p. 552.

<sup>57</sup> Gujarati, a.g.e., p.647.

- Farklı zaman periyotlarında, farklı bireylerin kalıntıları arasındaki korelasyon olmaması,  $\text{cov}(w_{it}, w_{js}) = 0$ ;  $i \neq j$  ve  $t \neq s$ ,
- Bağımsız değişkenlerin kalıntılarla ve rassal etkilerle korelasyonsuz olması,  $\text{cov}(u_{it}, x_{it}) = 0$ ;  $\text{cov}(\varepsilon_{it}, x_{it}) = 0$

gibi kalıntılara ilişkin varsayımlar bulunmaktadır<sup>58</sup>.

### 1.3.3.1. Rassal Etkiler Tahmin Yöntemleri

Çalışmanın bu kısmında rassal etkiler modelini tahmin edebilmek için kullanılan tahmin yöntemlerinden bahsedilecektir.

#### 1.3.3.1.1. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Tahmin Yöntemi

Genelleştirilmiş EKK (GEKK) tahmincisini elde edebilmek amacıyla  $i$ . birey için tüm hata terimleri  $l_T = (1, 1, \dots, 1)'$  ve  $u_i = (u_{i1}, \dots, u_{iT})'$  olmak üzere  $\varepsilon_i l_T + u_i$  şeklinde yığılabılır. Bu vektörün kovaryans matrisi aşağıdaki gibidir:

---

<sup>58</sup> Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., p. 552-553.

$$V\{\varepsilon_i l_T + u_i\} = \Omega = \sigma_\varepsilon^2 l_T l_T' + \sigma_u^2 I_T$$

Burada  $I_T$ ,  $T$  boyutlu birim matristir. Bu matris, rassal etkiler modelinin parametrelerini GEKK yöntemiyle elde edebilmek amacıyla kullanılabilir. Her birey için, vektörleri aşağıda verilen  $\Omega^{-1}$  ile çarparak, dönüştürme işlemi uygulanır<sup>59</sup>:

$$\Omega^{-1} = \sigma_u^{-2} \left[ I_T \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\varepsilon^2} l_T l_T' \right]$$

Bu eşitlik aynı zamanda aşağıdaki gibi de yazılabilir:

$$\Omega^{-1} = \sigma_u^2 \left[ \left( I_T - \frac{1}{T} l_T l_T' \right) + \psi \frac{1}{T} l_T l_T' \right]$$

Burada  $\psi = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\varepsilon^2}$  şeklindedir<sup>60</sup>.  $I_T - (1/T)l_T l_T'$  veriyi bireysel

ortalamalardan sapmalar şeklinde dönüştürürken,  $(1/T)l_T l_T'$  bireysel ortalamaları elde etmeyi sağlar.  $\beta$  için GEKK tahmincisi aşağıdaki gibi yazılabilir<sup>61</sup>:

---

<sup>59</sup> Verbeek, a.g.e., p. 315.

<sup>60</sup> Hsiao, a.g.e., p. 36.

<sup>61</sup> Verbeek, a.g.e., p. 316.

$$\hat{\beta}_{GEKK} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' + \psi T \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(x_i - \bar{x})' \right)^{-1} \times \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' + \psi T \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}_i)' \right) \quad (1.17.)$$

Burada,  $\bar{x}$ ,  $x_{it}$ 'nin genel ortalamasını göstermektedir. Bu tahminci aynı zamanda aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\hat{\beta}_{GEKK} = \Delta \hat{\beta}_{GA} + (I_k - \Delta) \hat{\beta}_{SE} \quad (1.18.)$$

Bu denklemde yer alan  $\beta$  için gruplar arası tahminci olan  $\beta_{GA}$  şu şekilde elde edilebilir:

$$\hat{\beta}_{GA} = \left( \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(x_i - \bar{x})' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})$$

(1.18.) numaralı eşitlikte yer alan  $\Delta$  bir ağırlık matrisi olup,  $\beta_{GA}$ 'nın kovaryans matrisinin tersiyle orantılıdır<sup>62</sup>.

---

<sup>62</sup> A.e.

GEKK tahmincisi grup içi ve gruplar arası tahmincilerin ağırlıklı ortalamasıdır<sup>63</sup>.  $\psi = 0$  için sabit etkiler (grup içi) tahmincisi elde edilmektedir.  $\psi = 1$  iken ise GEKK tahmincisi EKK tahmincisine dönüşmektedir. Esas itibariyle  $\psi$  gruplar arası değişime verilen ağırlığı ölçmektedir.  $\psi = 0$  iken geçerli olan grup içi tahmincisi gruplar arası değişimi dikkate almazken, gruplar arası tahminci de grup içi bilgiyi göz ardı eder.  $\psi = 1$  iken geçerli olan EKK tahmincisi ise gruplar arası ve grup içi tahmincilerin doğrusal bir bileşimi olmasına rağmen etkin değildir. Öte yandan, GEKK tahmincisi ise gruplar arası ve grup içi tahmincilerin ideal bir bileşimi olduğundan her üç tahminden de (gruplar arası, grup içi ve EKK) daha etkindir<sup>64</sup>.

GEKK tahmincisinin hesaplamının kolay bir yolu aşağıdaki gibi bir düzenlenmiş modelde EKK tahmincisini elde etmektir<sup>65</sup>:

$$(y_{it} - v\bar{y}_i) = \mu(1 - v) + (x_{it} - v\bar{x}_i) + e_{it}$$

Burada  $v = 1 - \psi^{1/2}$  şeklindedir. Varyans bileşenlerinin ( $\sigma_e^2, \sigma_u^2$ ) bilinmemesi halinde, iki aşamalı GEKK yöntemini uygulamak mümkündür. Bu yöntemin ilk aşamasında, varyanslar tutarlı tahmincilerle tahmin edilir.  $\sigma_u^2$ , (1.12.) numaralı denklemde görüldüğü gibi hesaplanabilirken,  $\sigma_e^2$  için tutarlı bir tahminci şu şekilde elde edilebilir:

---

<sup>63</sup> Hsiao, a.g.e., p. 37.

<sup>64</sup> Verbeek, a.g.e., p. 316.

<sup>65</sup> A.e., p. 317.



$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \hat{\sigma}_{GA}^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_u^2$$

Burada yer alan ve

$$\hat{\sigma}_{GA}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \bar{y}_i - \hat{\alpha}_{GA} - \bar{x}_i' \hat{\beta}_{GA} \right)^2$$

Şeklinde elde edilen  $\hat{\sigma}_{GA}^2$  \* gruplar arası hata varyansını göstermektedir.

### 1.3.3.1.2. En Çok Olabilirlik Tahmin Yöntemi

Genelleştirilmiş en küçük kareler tahmin yönteminde kalıntıların normal dağıldığı varsayımı yapılmamıştı. Kalıntıların normal dağılması halinde tahmin edilecek parametre ve kalıntı varyanslara göre log-olabilirlik fonksiyonu maksimize edilebilir<sup>66</sup>. Benzerlik fonksiyonunun logaritması şu şekilde elde edilebilir:

---

\*  $\hat{\alpha}_{GA}$ ,  $\alpha$  için gruplar arası tahminci olmak üzere.

<sup>66</sup> Cameron ve Trivedi, a.g.e., p. 736.

$$\begin{aligned}
\log L = & -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N(T-1)}{2} \log \sigma_u^2 - \frac{N}{2} \log (\sigma_u^2 + T\sigma_\varepsilon^2) \\
& - \frac{1}{2\sigma_u^2} \sum_{i=1}^N (y_i - l_T \mu - X_i \beta)' Q (y_i - l_T \mu - X_i \beta) \\
& - \frac{T}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_\varepsilon^2)} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \mu - \beta' \bar{x}_i)^2
\end{aligned}$$

Burada yer alan  $Q$  denk güçlü transformasyon matrisidir.  $(\mu, \beta', \sigma_\varepsilon^2, \sigma_u^2)$  parametrelerinin en çok benzerlik tahmincileri sırasıyla şu şekilde elde edilebilir<sup>67</sup>:

$$\begin{aligned}
\begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix} = & \left\{ \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} l_T' \\ X_i' \end{bmatrix} \left[ I_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + T\sigma_\varepsilon^2} l_T l_T' \right] (l_T, X_i) \right\}^{-1} \\
& \times \left\{ \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} l_T' \\ X_i' \end{bmatrix} \left[ I_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2} l_T l_T' \right] y_i \right\}
\end{aligned} \tag{1.19.}$$

$$\sigma_\varepsilon^2 = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N (y_i - l_T \mu - X_i \beta)' Q (y_i - l_T \mu - X_i \beta) \tag{1.20}$$

---

<sup>67</sup> Hsiao, a.g.e., p. 40.

$$\sigma_{\alpha}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \hat{\mu} - \bar{x}_i \hat{\beta})^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 \quad (1.21.)$$

Bu tahmin yönteminde öncelikle (1.19.) numaralı modelde  $\sigma_{\alpha}^2 / (\sigma_{\varepsilon}^2 + T\sigma_{\alpha}^2)$  için bir başlangıç değeri belirlenip,  $\mu$  ve  $\beta$  değerleri tahmin edilip bu değerler ve (1.20.) numaralı eşitliğin yardımıyla  $\sigma_{\varepsilon}^2$  değeri elde edilir. Elde edilen bu değerler (1.21.) numaralı eşitlikte yerine konularak  $\sigma_{\alpha}^2$  değerleri elde edilir. Bu prosedür  $\sigma_{\varepsilon}^2$  ve  $\sigma_{\alpha}^2$ 'nin yeni değerleriyle tekrarlanarak  $\mu$  ve  $\beta$ 'nin yeni değerleri elde edilir ve çözüm yakınsayana kadar bu prosedür yinelenir.

### 1.3.3.1.3. Kovaryans Tahmin Yöntemi

$\alpha_i$ 'nin varlığı, aynı yatay kesitsel birimin kalıntıları arasında bir korelasyon oluşmasına neden olacaktır. Belirli bir örnek için bireye özgü etkiler, aşağıda verilen kovaryans matrisi  $Q$  ile yok edilebilir:

$$Q = I_T - \frac{1}{T} ee'$$

$i$ 'ninci yatay kesit vektörel formda bu kovaryans matrisi ile çarpılırsa aşağıdaki model elde edilebilir:

$$Qy_i = Qe\mu + QX_i\beta + Qe\alpha_i + Qu_i$$

$Qe = 0$  olduğundan bu model

$$Qy_i = QX_i\beta + Qu_i$$

Haline gelecektir. Bu modele EKK yönteminin uygulanması halinde,  $\beta$ 'nin kovaryans tahmincisi (CV) elde edilir ve  $\mu$ ,  $\hat{\mu} = \bar{y} - \hat{\beta}'_{CV}\bar{x}$  şeklinde tahmin edilebilir.  $\beta$ 'nin CV'si, T veya N'dan herhangi birisi sonsuza giderken yansız ve tutarlı olacaktır<sup>68</sup>.

### 1.3.3.2. Rassal Etkilerin Test Edilmesi

Breusch ve Pagan (1980)<sup>69</sup>, in önermiş olduğu Lagrange çarpanları testiyle EKK kalıntılarına bağlı olarak rassal etkiler modeli test edilebilir<sup>70</sup>. Her birey için  $\varepsilon_i = 0$  olması halinde bireyler arasında fark yoktur ve dolayısıyla dikkate alınacak bir heterojenlik de bulunmamaktadır. Bu durumda havuzlanmış doğrusal regresyon modeli geçerli olur ve sabit veya rassal etkiler modeline gereksinim yoktur. Hata terimi bileşeni olan rassal etkilerin,  $E(\varepsilon_i) = 0$  olduğu varsayımı altında, varyansının da 0 olduğu varsayılırsa, bu bileşenin yozlaşan rassal değişken olduğu ifade edilir. Diğer bir ifadeyle bu bileşen değeri sifıra eşit olan bir sabit değişkendir. Bu durumda,  $\sigma_\varepsilon^2 = 0$  ise,

---

<sup>68</sup> Hsiao, a.g.e., p. 35.

<sup>69</sup> Trevor S. Breusch ve Adrian Rodney Pagan, "The Lagrange Multiplier Test and Its Application to Model Specification in Econometrics", **Review of Economic Studies**, Vol. 47, No.1, 1980, pp. 239-253.

<sup>70</sup> Greene, .a.g.e., p. 376.

korelasyon sıfır olacak ve veride rassal bireysel heterojenlik yer almayacaktır<sup>71</sup>. Dolayısıyla heterojenliğin varlığı  $\sigma_\varepsilon^2 = 0$  ' yı test etmeyle sınanabilir. Bu temel hipotezi, heterojenliğin olmadığını gösteren alternatif hipoteze ( $\sigma_\varepsilon^2 > 0$ ) karşı aşağıda görülen test istatistiği yardımıyla sınamak mümkündür:

$$LM = \sqrt{\frac{nT}{2(T-1)}} \left[ \frac{\sum_{i=1}^N \left[ \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}} - 1 \right]$$

Bu formülde yer alan  $\hat{\varepsilon}_{it}$ , en küçük kareler hata terimlerini göstermektedir<sup>72</sup>. Temel hipotez altında bu testin sınırlayıcı dağılımı bir serbestlik dereceli  $\chi^2$  dir<sup>73</sup>. Temel hipotezin reddedilmesi, örneklem üyeleri arasında rassal bireysel farklılıklar olduğunu göstermektedir, dolayısıyla bu durumda rassal etkiler modelinin uygun model olduğunu ifade etmek mümkündür.

### 1.3.4. Sabit ve Rassal Etkili Tahmincilerin Karşılaştırılması

Bireysel etkilerin rassal mı yoksa sabit mi olduğu konusu birçok açıdan büyük önem arz etmektedir. Her ne kadar  $T$  değeri büyük iken, En Küçük Kareler Gölge Değişken (EKKGD) yöntemi ve GEKK tahmincileri aynı olduğundan, sabit etkiler ve

<sup>71</sup> Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., pp. 553-554.

<sup>72</sup> A.e., p. 554.

<sup>73</sup> Greene, a.g.e., p. 377.

rassal etkiler arasında fark olmasa da  $T$  değeri sonlu iken ve  $N$  değeri büyük iken bireysel etkilerin rassal mı sabit mi olduğu sorusu yanıtlanması güç bir hal almaktadır<sup>74</sup>. Pratik açıdan yaklaşıldığında, EKKGD yöntemi serbestlik derecesi kaybı açısından maliyetlidir. Öte yandan sabit etkiler yönteminin önemli bir üstünlüğü bulunmaktadır çünkü rassal etkiler modelinde bireysel etkilerin diğer değişkenlerle ilişkisiz olduğu varsayımı bulunmaktadır. Rassal etkiler modeli bu nedenle, değişkenler ve rassal etki arasındaki korelasyondan kaynaklanan tutarsızlık nedeniyle maliyetlidir<sup>75</sup>. Rassal etkiler modelinin ise sabit etkiler modeline göre şu gibi üstünlükleri bulunmaktadır: Öncelikle rassal etkiler tahmincisi verinin elde edildiği rassal örnekleme sürecini dikkate almaktadır, ikinci olarak cinsiyet, ırk gibi zamanla değişmeyen değişkenlerin etkilerini tahmin etmeye de izin vermektedir<sup>76</sup>.

Bireysel etkilere tahmin edilecek parametre gibi değil de, rassal değişkenler olarak davranılması halinde bireysel etkilerin açıklayıcı değişkenlerle ilişkisiz olup-olmadığına karar vermek gerekmektedir. İlişkisiz ise rassal etkiler modeli uygundur, fakat ilişkili olması halinde sabit etkiler yöntemini kullanmaya ihtiyaç duyulmaktadır çünkü rassal etkili modeller kullanıldığında tahminciler genellikle tutarsız olmaktadır<sup>77</sup>. Dolayısıyla iki yöntem arasında bir seçim yapabilmek için bir tanımlama testi uygulamak gerekmektedir. Hausman (1978)<sup>78</sup> tarafından literatüre kazandırılmış olan tanımlama testinde, korelasyon olmadığını gösteren temel hipotez altında EKK, EKKGD, UGEKK yöntemleri tutarlı, EKK yöntemi etkin olmazken, alternatif hipotez altında EKKGD yöntemi tutarlı ama UGEKK değildir<sup>79</sup>. Dolayısıyla temel hipotezin reddedilmesi iki tahminci arasında fark bulunduğunu göstermektedir. Diğer bir ifadeyle, Hausman testinde, tüm  $s, t$  için  $E(u_{it}x_{it})=0$  olduğu varsayımı altında, sabit etkiler

---

<sup>74</sup> Hsiao, a.g.e., p. 41.

<sup>75</sup> Greene, a.g.e., p. 379.

<sup>76</sup> Hill, Griffiths ve Lim, a.g.e., p. 557.

<sup>77</sup> Wooldridge, a.g.e., p.473.

<sup>78</sup> Jerry Hausman, "Specification Tests in Econometrics", **Econometrica**, Vol. 46, No. 6, 1978, pp. 1251–1271.

<sup>79</sup> Greene, a.g.e., p. 379.

tahmincisi  $x_{it}$  ve  $\varepsilon_{it}$  ilişkisiz olup olmadığına bağımlı olmaksızın tutarlı olurken, rassal etkiler tahmincisi ise sadece  $x_{it}$  ile  $\varepsilon_{it}$  korelasyon olmadığına tutarlı ve etkin olacaktır. Hausman test istatistiği şu şekilde hesaplanabilir<sup>80</sup>:

$$H = (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE})' \left[ \text{Var}(\hat{\beta}_{SE}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{RE}) \right]^{-1} (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE})$$

M katsayı sayısını göstermek üzere, Hausman test istatistiği M serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılıma sahiptir.

#### 1.4. Panel Veri Modellerinin Avantaj ve Dezavantajları

Panel veriyle çalışmanın pek çok avantajının yanı sıra dezavantajları da bulunmaktadır. Öncelikle avantajları şu şekilde sıralamak mümkündür:

- Panel veri birey, firma, ülke gibi birimlerin heterojenliğini ön plana çıkararak, zaman serisi ve yatay kesit analizlerle gözlenemeyen heterojenliği kontrol etme imkanı verir<sup>81</sup>.
- Panel veri, bireyler arasındaki farklılıklar ile bireyler içindeki dinamikliği harmanlayarak, yatay kesit veya zaman serisi verilerini kullanarak ele alınabilenden daha karmaşık davranışsal hipotezlerin araştırılmasına izin verir<sup>82</sup>.

---

<sup>80</sup> Hausman, a.g.e., p. 1263.

<sup>81</sup> Baltagi, a.g.e., p. 4.

- Panel veri, düzenleme dinamiklerini yatay kesit ve zaman serisi verilerine nazaran daha iyi ortaya koyar. Örneğin, işsizliği ölçmede yatay kesit verisi işsizlik oranının ne olduğunu ortaya koyarken, panel veri bu oranın zamanla nasıl değiştiğini göstererek, uygulanan ekonomi politikalarındaki değişimin etkisini yansıtır<sup>83</sup>.
- Model parametreleri yatay kesit veya zaman serisi verisi modellerine göre daha kesin sonuçlar verir. Panel veri, yatay kesit verisi ile zaman serisi verisine göre daha fazla serbestlik derecesi ve daha fazla örnek değişkenliği içerir<sup>84</sup>. Her bireyin verisini birçok zaman periyodu boyunca havuzlama ya da birleştirme yolu ile gözlem sayısını arttırmanın bir sonucu olan bu durum, tahmindeki hassasiyeti arttırır.<sup>85</sup>
- Sadece yatay kesit veya sadece zaman serisi ile yapılacak analizlerden daha karmaşık davranış modellerini kurmaya ve test etmeye imkan tanır<sup>86</sup>.
- Bireyler, firmalar ve hane halkı üzerine toplanan mikro panel veri, makro düzeyde ölçülen benzer değişkenlere nazaran daha kesin ölçüm yapılmasına imkan verir. Firma ve bireyler ile yapılan toplulaştırmadan kaynaklanan eğim elimine edilir veya azaltılabilir<sup>87</sup>.

Panel veri kullanımında karşılaşılan bazı dezavantajları ise şu şekilde sıralamak mümkündür:

- Panel veride karşılaşılan sorunlar, genellikle veri toplanması esnasında gerçekleşmektedir. Veri toplanması sırasında, şu gibi sorunlarla karşılaşılabilmek mümkündür; deneklerin yanıt vermemesi, görüşme sıklıklarının farklı olması,

---

<sup>82</sup> Cheng Hsiao, "Longitudinal Data Analysis", **Economic Growth Centre Working Paper Series**, No. 2005/10, 2005, p.1.

<sup>83</sup> Baltagi, a.g.e., p. 6.

<sup>84</sup> Hsiao, 2007, a.g.e., p.3.

<sup>85</sup> Cameron ve Triverdi, a.g.e., p. 697.

<sup>86</sup> Baltagi, a.g.e., p. 6.

<sup>87</sup> A.e., p. 7.



yanıtların yanlış kaydedilmesi, anketör etkileri<sup>88</sup>. Yatay kesit verilerinde de bu problemlerle karşılaşılmasına rağmen, panel veride bu tür problemler şiddetlenmektedir. Veri toplama aşamasında gerçekleşen diğer bir sorun, daha önceki anketlerde görüşülmüş kişilere ulaşılmada yaşanan sorunlardır. Kişilerin taşınması, ölmesi gibi sebeplerle panel veride yıpranma sorunu yaşanabilir. Yıpranma tamamen rassal olması halinde önemli bir sorun olmamakta fakat yoksulluk, işsizlik gibi dinamikler incelendiğinde yıpranma rassal olmadığından panel veri eğimli olabilmektedir<sup>89</sup>. Panel veride karşılaşılan bu soruna örnek olarak PSID'in veri toplaması gösterilebilir. 1968'de yanıt vermeyenlerin oranı %24 iken bu oran 1985'te %50'ye yükselmiştir<sup>90</sup>.

- Tipik mikro panel verileri her birey için kısa zaman boyutunu kapsar. Bu durum asimptotik argümanların, önemli bir şekilde sonsuza giden birey sayısına dayandığını gösterir<sup>91</sup>.
- Ülkeler için toplanmış olan uzun zaman serili makro paneller ülkeler arası bağımlılığı dikkate almayarak yanlış çıkarımların oluşmasına neden olabilir. Örneğin, literatüre kazandırılmış panel birim kök testlerinden bazıları, yatay kesitsel bağımsızlığı varsayar ama bağımlılığın önemli olduğu ve sonuçları etkilemesi üzerine bu bağımlılığı dikkate alan panel birim kök testleri geliştirilmiştir<sup>92</sup>.
- Panel veri analizinde karşılaşılan önemli bir husus ise edilen sonuçların tüm panel için bilgi vermesidir. Özellikle panel birim kök testleri uygulamasında bu durum bir sorun olarak göze çarpmaktadır. Örneğin, Im, Pesaran, Shin (2003)<sup>93</sup>

---

<sup>88</sup> Badi H. Baltagi, "Comments on: Panel Data Analysis- Advantages and Challenges", **Test**, 2007, Vol. 16, No.1, p. 29.

<sup>89</sup> Luigi Guiso, "Panel Data", (Çevrimiçi)

[http://www.eui.eu/Personal/Guiso/Courses/Econometrics/Notes lec7\\_A.pdf](http://www.eui.eu/Personal/Guiso/Courses/Econometrics/Notes lec7_A.pdf), 25 Nisan 2010.

<sup>90</sup> Frees, a.g.e., p. 12.

<sup>91</sup> Baltagi, 2005, p.8.

<sup>92</sup> A.e., p. 8.

<sup>93</sup> Kyung So Im, M. Hashem Pesaran, Yongcheol Shin, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", **Journal of Econometrics**, Vol. 115, No.1, 2003, pp. 53–74.

ile Maddala ve Wu (1999)<sup>94</sup> gibi panel birim kök testlerinde temel hipotez altında tüm panelin birim kök sürecine uygunluk gösterdiği ifade edilirken, alternatif hipotezde panel elemanlarından en az bir birimin durağan olduğu test edilmektedir. Kaç tane birimin ya da hangi birimlerin durağan olduğu bilgisi verilmemektedir. Bu dezavantaj, Chortareas and Kapetanios (2009)<sup>95</sup> tarafından önerilmiş olan ardışık panel seçim yöntemiyle birçok panel birim kök testi için çözülmüştür.

---

<sup>94</sup> Gangadharrao Soundalyarao Maddala ve Shaowen Wu, “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 61, 1999, pp. 631-652.

<sup>95</sup> Georgios Chortareas, George Kapetanios, “Getting PPP Right: Identifying Mean-reverting Real Exchange Rates in Panels”, **Journal of Banking and Finance**, Vol.33, No.2, pp. 390–404.

## 2. BÖLÜM

### DOĞRUSAL OLMAYAN REGRESYON MODELLERİ

Granger ve Terasvirta (1993)<sup>1</sup>'nin çalışmalarında bahsettiği gibi birçok ekonomik süreç doğrusal tekniklerle analiz edilemez. Çünkü ekonomide incelenen serilerin veri yaratma süreçlerinin doğrusallıktan sapmalarına neden olan birçok faktör bulunmaktadır. Örneğin, hisse senedi piyasalarda, işlem maliyeti<sup>2</sup> homojen olmayan oyuncuların varlığı<sup>3</sup>, fiyat hareketlerinde doğrusal olmayan geri bildirim mekanizması<sup>4</sup>, döviz kuru piyasalarında, nakliye masrafları, piyasaya yapılan müdahaleler<sup>5</sup>, işgücü piyasalarında ise istihdam ve işten atma maliyetleri gibi asimetrik düzenleme masrafları<sup>6</sup> doğrusallıktan sapmaya neden olmaktadır.

Doğrusal olmayan bu süreçlerin doğrusal tekniklerle incelenmesi elde edilen sonuçların hatalı olmasına neden olduğu için son yıllarda doğrusal olmayan modellere yönelik olarak hem teorik hem de uygulamalı çalışma sayısında büyük artış gözlenmiş ve doğrusal olmayan modeller özellikle makroekonomik ve finansal serilerin modellenmesinde önemli bir yere sahip olmuştur.

Çalışmanın bu kısmında doğrusal olmayan regresyon modellerinden, rejimler arası geçişin hızlı olduğu eşikli regresyon modelleri ile bu geçişin yavaş olduğu

---

<sup>1</sup> Clive W. J. Granger, Timo Teräsvirta, **Modelling Nonlinear Economic Relationships; Advanced Texts In Econometrics**, Newyork, Oxford University Press, 1993.

<sup>2</sup> David G. McMillan, "Non-linear Predictability of UK Stock Market Returns", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 65, No. 5, 2003, pp. 557-573.

<sup>3</sup> Lutz Kilian, Mark Taylor, "Why Is It So Difficult To Beat The Random Walk Forecast of Exchange Rates?", **Journal of International Economics**, V. 60, No.1, 2003, pp. 85-107.

<sup>4</sup> Antonios Antoniou, Nuray Ergul, Phil Holmes, "Market Efficiency, Thin Trading and Non-Linear Behaviour: Evidence From an Emerging Market", **European Financial Management**, Vol. 3, No.2, 1997, pp. 175-190.

<sup>5</sup> Mark P. Taylor, David A. Peel, "Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate Fundamentals", **Journal of International Money and Finance**, Vol. 19, No.1, 2000, pp. 33-53.

<sup>6</sup> Samuel Bentolila, Giuseppe Bertola, "Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Euroclerosis?", **Review of Economic Studies**, Vol. 57, No.3, 1990, pp. 381-402.

yumuşak geçişli regresyon modelleri tanıtılıp, bu modellerin tahmin edilmesi üzerinde durulacaktır.

## 2.1. Eşikli Regresyon Modeli

Uygulamalı ekonometri alanında oldukça popüler hale gelen eşikli regresyon (ER) modelleri ele alınan örnekleme, gözlenen değişkenin bir eşik değerden büyük olup olmamasına göre farklı rejimlere ayırmaktadır. Seo ve Linton (2007)<sup>7</sup> tarafından da belirtildiği üzere, literatür eşik modellerde birçok ayrıma gitmektedir. Bunlardan ikisi; otoregresif ve regresyon modelleridir<sup>8</sup>. Eşikli otoregresif modellerde bağımlı değişken kendi geçmiş değerleri tarafından açıklanırken, ER modellerinde bağımlı değişken, değeri model dışında belirlenen bağımsız değişkenler tarafından açıklanır. Her iki model türünde de, eşik değer tarafından belirlenen rejimlerin her birisi kendi içerisinde doğrusal bir süreç izlerken, farklı karakteristiğe sahip iki ve daha fazla sayıda rejim bulunması sürecin doğrusallıktan sapmasına neden olmaktadır.

Eşik değer(ler)in bilinmesi durumunda eşik modellerin tahmini gözlemler eşik değere göre, eşik sayısı+1 sayıda gruba ayrılarak geleneksel regresyon teknikleri uygulanabilirken<sup>9</sup> bu değer bilinmemesi durumunda tahmin edilmesi gerekir ki bu durum ekonometrik problemin karmaşıklaşmasına neden olur<sup>10</sup>. Çalışmanın bundan sonraki kısmında değeri bilinmeyen eşikle tahmin edilen modeller üzerinde durulacaktır.

---

<sup>7</sup> Myung Hwan Seo, Oliver Linton, “A Smoothed Least Squares Estimator for Threshold Regression Models”, **Journal of Econometrics**, Vol. 141, No. 2, 2007, pp. 704-735.

<sup>8</sup> A.e., p. 704.

<sup>9</sup> Kenji Adachi, **Parameter Non-constancy in Linear Regression: Applications of Threshold Regression and Structural Change Models**, ABD, Minnesota Üniversitesi, Basılmamış Doktora Tezi, 2010, p. 5.

<sup>10</sup> Mehmet Caner ve Bruce Hansen, “Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model”, **Econometric Theory**, Vol. 20, No. 5, 2004, p. 813.

### 2.1.1. Model

İki rejimli bir ER modeli şu şekilde gösterilebilir<sup>11</sup>:

$$y_i = \theta_1' x_i + e_{1i} \quad q_i \leq \gamma \text{ ise} \quad (2.1.)$$

$$y_i = \theta_2' x_i + e_{2i} \quad q_i > \gamma \text{ ise.} \quad (2.2.)$$

Burada  $q_i$  gözlem değerlerini iki farklı rejime ayıran eşik değişkeni göstermektedir.  $y_i$  ve  $x_i$  sırasıyla bağımlı ve bağımsız değişkenleri gösterirken,  $i = 1, 2$  olmak üzere  $e_{it}$  beyaz dizi özelliğini gösteren hata terimini,  $\gamma$  ise eşik değeri ifade etmektedir.  $\gamma$ 'nin değerinin bilinmesi halinde, model en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilebilir ama genellikle önsel olarak bu bilgiye sahip olunmaması nedeniyle, eşik değer modeldeki diğer parametrelerle birlikte tahmin edilir. Eşik değeri ( $\hat{\gamma}$ ), eşik değere göre yeniden sıralanmış kalıntı kareler toplamını minimize eden değeri bularak ulaşmak mümkündür.

Eşik değişken teorik model dışından da belirlenebilir diğer bir ifadeyle dışsal da olabilir. Eşik değişkenin, eşik değerden küçük (veya eşit) olması halinde birinci model, büyük olması halindeyse ikinci model geçerlidir. Eşik regresyon modelinin avantajı

---

<sup>11</sup> Bruce Hansen, "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, Vol. 68, No. 3, 2000, p. 576.

burada ortaya çıkmaktadır; eşik regresyon modeli bağımsız değişken(ler)in bağımlı değişkene olan etkisinin farklı rejimler altında değişmesine izin vermesidir<sup>12</sup>.

{.} gösterge fonksiyonunu ifade etmek üzere,  $d_i(\gamma) = \{q_i \leq \gamma\}$  şeklinde bir kukla değişken tanımlanıp,  $x_i(\gamma) = x_i d_i(\gamma)$  şeklinde kurulursa (2.1.) ve (2.2.) numaralı eşitlikler şu şekle gelir<sup>13</sup>:

$$y_i = \theta'x_i + \delta'x_i(\gamma) + e_i \quad (2.3.)$$

Bu modelde  $\theta = \theta_2$ ,  $\delta = \theta_1 - \theta_2$  ve  $e = [e_{1t}, e_{2t}]'$  şeklinde olup,  $\theta$ ,  $\delta$  ve  $\gamma$  tahmin edilmesi gereken parametrelerdir<sup>14</sup>. Bu eşitlik tüm regresyon parametrelerinin rejimler arasında değişmesine izin verir. Sonuçlar, parametrelerin sadece bir alt kümesinin rejimler arasında değişmesine izin veren ve bazı bağımsız değişkenlerin iki rejimden birisine girmesine izin veren durumlar için de genelleştirilebilir<sup>15</sup>.

---

<sup>12</sup> Yiu-Kuen Tse ve Wai-Sum Chan, "The Lead-Lag Relation Between the S&P500 Spot and Futures Markets: An Intraday-Data Analysis Using a Threshold Regression Model", **Japanese Economic Review**, Vol. 61, No.1, p. 136.

<sup>13</sup> Hansen, a.g.e., p. 577.

<sup>14</sup> Qaiser Munir, Kasim Mansur ve Fumitaka Furuoka, "Inflation and Economic Growth in Malaysia A Threshold Regression Regression Approach", **ASEAN Economic Bulletin**, Vol. 26, No. 2, 2009, p. 187.

<sup>15</sup> Shu-Hwa Chang ve Liang-Chou Huang, "The Nexus of Finance and GDP Growth in Japan: Do Real Interest Rates Matter?", **Japan and World Academy**, Vol.22, No. 4, 2010, p. 238.

## 2.1.2. Model Tahmini

$Y$ 'nin  $n \times 1$  boyutunda bir vektör,  $e$ 'nin  $y_i$  ve  $e_i$  değişkenlerinin yığılmasıyla elde edildiği,  $X$ 'nin  $n \times m$  boyutunda matris olduğu,  $X_\gamma$ 'nin ise  $x_i$  ve  $x_i(\gamma)$  vektörlerinin yığılmasıyla elde edildiği varsayımı altında (2.3.) numaralı eşitlik aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir<sup>16</sup>:

$$Y = X\theta + X_\gamma\delta + e \quad (2.4.)$$

$\theta$ ,  $\delta$  ve  $\gamma$  regresyon parametreleri olup, bu model en küçük kareler yöntemiyle çözülebilir.

$S_1(\theta, \delta, \gamma) = (Y - X\theta - X_\gamma\delta)'(Y - X\theta - X_\gamma\delta)$  eşitliğinin, kalıntı kareler toplamı fonksiyonu olduğu bilgisi altında, tanım itibariyle,  $\theta, \delta$  ve  $\gamma$  parametrelerinin EKK tahmincileri birlikte bu eşitliği minimize ederler. Bu minimizasyon için  $\gamma$ 'nın  $[\gamma, \bar{\gamma}] = \Gamma$  seti içinde olması varsayımı bulunmakta olup,  $e_i$ 'nin  $N(0, \sigma^2)$  olması halinde EKK tahmincisi en çok olabilirlik tahmincisine eşit olmaktadır.

En küçük kareler tahmincilerini elde etmenin en basit yolu, yoğunlaşmada yatmaktadır.  $\gamma$ 'ya bağlı olarak,  $Y$ 'nin  $X_\gamma^* = [X \ X_\gamma]$  üzerinde regresyonuyla elde edilen  $\hat{\theta}(\gamma)$  ve  $\hat{\delta}(\gamma)$ 'nin koşullu EKK tahmincilerini vererek (2.4.) numaralı eşitlik

---

<sup>16</sup> Hansen, a.g.e., p. 577.

$\theta$  ve  $\delta$  de doğrusaldır. Yoğunlaşmış kalıntı kareler toplam fonksiyonu aşağıdaki gibidir<sup>17</sup>:

$$S_1(\gamma) = S_1(\hat{\theta}(\gamma), \hat{\delta}(\gamma), \gamma) = Y'Y - Y'X_\gamma^* (X_\gamma^{*'} X_\gamma^*)^{-1} X_\gamma^{*'} Y$$

Burada yer alan  $\hat{\gamma}$ ,  $S_1(\gamma)$ 'yi minimize eden değerdir.  $S_1(\gamma)$ ,  $n$ 'den, az farklı değer aldığından,  $\hat{\gamma}$  tek başına aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma_1} S_1(\gamma)$$

Burada  $\Gamma_1 = \Gamma \cap (q_1, q_2, \dots, q_n)$  şeklinde olup,  $n$  adet fonksiyon ölçümü gerekmektedir. Eğitim parametreleri  $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\hat{\gamma})$  ve  $\hat{\delta} = \hat{\delta}(\hat{\gamma})$  ile hesaplanır.  $n$ 'in oldukça büyük olması halinde,  $\Gamma$  ızgara arama yöntemi ile tahmin edilebilir.  $N < n$  için  $q_{(j)}$ 'nin örneğin  $(\{q_1, q_2, q_3, \dots, q_m\})$ ,  $(j/N)$ 'inci dilimini gösterdiğini ve  $\Gamma_N = \Gamma \cap \{q_{(1)}, \dots, q_{(n)}\}$  olduğu varsayılırsa,  $\hat{\gamma}$ 'in bir tahmincisi sadece  $N$  fonksiyon gerektiren  $\hat{\gamma}_N = \arg \min_{\gamma \in \Gamma_N} S_1(\gamma)$ 'dir.

---

<sup>17</sup> A.e., p. 578.



Hesaplama bakımından (2.1.) ve (2.2.) numaralı eşitliklerde yer alan eşikli model, (eşik değişkenin zamana eşit olduğu  $q_i = i$ ) değişim modeliyle benzerlik göstermektedir. Eğer  $q_i$  'nin gözlenen değerleri farklıysa parametreler, veriyi  $q_i$  'ye bağlı olarak sıralayarak tahmin edilebilir ve daha sonraki aşamada değişim modelleri için bilinen yöntemler uygulanabilir. Dağılımsal açıdan değerlendirildiğinde, eşik değerli model, değişim modelinden farklılık göstermektedir<sup>18</sup>.

### 2.1.3. Doğrusallık Testi

Eşik etkisinin varlığını test etmek amacıyla doğrusal model ile iki rejimli model arasında bir sınama yapmak gerekmektedir. (2.1.) ve (2.2.) numaralı modeller için eşik etkisinin olmadığını gösteren temel hipotez ( $H_0 : \theta_1 = \theta_2$ ), eşik etkisinin olduğunu gösteren alternatif hipoteze ( $H_1 : \theta_1 \neq \theta_2$ ) karşın sınanır. Fakat burada temel hipotez altında eşik parametre tanımlanmadığından, bu hipotez geleneksel yöntemlerle sınanamamaktadır<sup>19</sup>.

Asimptotik kritik değer ve olasılık değerini hesaplamak amacıyla Hansen (1996)<sup>20</sup> tarafından önerilmiş olan değişen varyansa karşı dirençli Lagrange çarpanları özçıkırım yöntemi eşik testi için kullanılabilir.  $S_0$  ve  $S_1$ , temel ve alternatif hipotezler altında kalıntı kareler toplamını göstermek üzere, temel hipotezi test etmek amacıyla kullanılan  $F$  testi aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

---

<sup>18</sup> A.e.

<sup>19</sup> Munir, Mansur ve Furuoka, a.g.e., p. 187.

<sup>20</sup> Bruce Hansen, "Inference When a Nuisance Parameter is not Identified Under the Null Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 64, No. 2, 1996, pp. 413-430.

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}$$

$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \hat{e}'_t \hat{e}_t = \frac{1}{T} S_1(\hat{\gamma})$  kalıntı varyansıdır.  $\hat{\gamma}$  elde edildikten sonra, tahmin edilecek eğim katsayı vektörleri  $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\hat{\gamma})$  ve  $\hat{\rho} = \hat{\rho}(\hat{\gamma})$  şeklindedir. Hansen (1996) özçıkırım yönteminin birinci mertebeden asimptotik dağılıma ulaştığını bu nedenle özçıkarımdan elde edilen p değerlerinin asimptotik açıdan geçerli olduğunu göstermiştir. Temel hipotezin reddedilememesi, regresyon eşitliğinin doğrusal bir model olduğu, diğer bir ifadeyle eşik etkisi olmadığı anlamına gelir. Temel hipotezin reddedilmesi ise iki rejim arasında anlamlı bir fark olduğu anlamına gelmektedir. Eşik etkinin tahmin edilmesinden sonraki aşama, istatistiki açıdan doğru olup olmadığına karar vermektir. Hansen (2000) aşağıdaki benzerlik oran testinin ampirik dağılımını simule edebilmek için bir özçıkırım yöntemi önermiştir<sup>21</sup>:

$$LR_{1(\gamma)} = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}$$

Burada,  $S_1(\gamma)$  ve  $S_1(\hat{\gamma})$ , sırasıyla  $H_0: \gamma = \gamma_0$  ve  $H_1: \gamma \neq \gamma_0$  hipotezleri altında kalıntı kareler toplamını göstermektedir ve  $\hat{\sigma}^2$ ,  $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \hat{e}'_t \hat{e}_t = \frac{1}{T} S_1(\hat{\gamma})$  şeklinde ifade edilen kalıntı varyansını göstermektedir.  $LR_{1(\gamma_0)}$ 'ın büyük değerleri için sıfır hipotezi reddedilir.

---

<sup>21</sup> Hansen, 2000, a.g.e., p. 582.

Hansen (2000) ayrıca benzerlik oran istatistiğinin  $LR_{1(\gamma_0)}$  asimptotik dağılımının normal dağılmadığını göstermiştir. Hansen (2000),  $\alpha$  belirli bir asimptotik düzey ve reddedememe güven düzeyi  $1-\alpha$  olmak üzere, reddetmeme alanını  $c(\alpha) = -2\ln(1-\sqrt{1-\alpha})$  kullanarak, tahmini eşik değerler için uygun asimptotik güven sınırlarını hesaplamıştır. Yani eğer  $LR_{1(\gamma_0)} \leq c(\alpha)$  ise  $H_0: \gamma = \gamma_0$  sıfır hipotezi reddedilemez.

Tek eşik değer test prosedüründen sonra, iki veya daha fazla eşik varlığını test etmek amacıyla gerekli testlerin yapılması gerekmektedir.  $F_1$  testinin reddedilmesinin anlamı, en az iki rejimin var olmasıdır ve bu sayede  $\hat{\gamma}_1$ 'in tahmin edildiğini varsaymak mümkündür. Bu sayede ikinci eşik değeri ( $\hat{\gamma}_2$ ) için bir arama yapılabilir<sup>22</sup>:

$$S_2^\tau(\gamma_2) = S(\hat{\gamma}_1, \gamma_2) \quad \text{Eğer } \hat{\gamma}_1 < \gamma_2$$

$$S(\gamma_2, \hat{\gamma}_1) \quad \text{Eğer } \gamma_2 < \hat{\gamma}_1$$

Eşik tahmincisi aşağıdaki gibidir:

$$\hat{\gamma}_2^\tau = \arg \min S_2^\tau(\gamma_2)$$

---

<sup>22</sup> Sheng-Tung Chen ve Chien-Chiang Lee, "Government Size and Economic Growth in Taiwan: A Threshold Regression Approach", **Journal of Policy Modeling**, Vol. 27, No. 9, p. 1059.

Burada temel hipotez sadece tek eşik değerin olduğu şeklindeyken, alternatif hipotez iki eşik değerin olduğu şeklindedir. En çok benzerlik oran istatistiği;

$$F_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}_1) - S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)}{\hat{\sigma}_2^2}$$

Şeklindedir. Burada  $S_1(\hat{\gamma}_1)$ , ilk aşamada tek rejimli durum için bulunan kalıntı kareler durumunu gösterirken  $\hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{T} S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)$  şeklinde elde edilen değer, kalıntı varyansını göstermektedir<sup>23</sup>.

#### 2.1.4. Eşikli Regresyon Modelin Uzantıları

Hansen (2000) tarafından önerilmiş olan eşikli regresyon modelinin tahmininde eşitliğin sağ tarafında yer alan tüm değişkenler dışsaldır. Caner ve Hansen (2004) tarafından önerilmiş olan yöntemde ise eşik değişkenin dışsal olduğu varsayımı altında, eşitliğin sağ tarafında içsel değişkenler olmasına izin verilir. (2.1.) ve (2.2.)'de yer alan  $y_i$  gerçek değerli,  $k \geq m$  olmak üzere  $x_i$  m boyutlu vektör ve  $z_i$  ise k boyutlu vektör olmak üzere gözlenen örneklemin  $\{y_i, z_i, x_i\}_{i=1}^n$  olması halinde, eşik değişken,  $z_i$ 'nin bir elemanı veya fonksiyonu  $q_i = q_i(z_i)$  olabilir. Hata terimi  $e_i$ ,  $x_i$  ile ilişkili olduğu ve  $x_i$

---

<sup>23</sup> Chen ve Lee, a.g.e., p. 1059.

vektöründeki en az bir değişken içsel olduğu için (2.1.) ve (2.2.) modelleri, eşitliklerin sağ taraflarında içsel değişken olması halinde en küçük kareler yöntemiyle, parametreler eğimli ve tutarsız olacağı için çözülemezler<sup>24</sup>. Bu nedenle Caner ve Hansen (2004), öncelikle eşik değeri bulmayı daha sonraki aşama da ise iki aşamalı en küçük kareler veya genelleştirilmiş momentler yöntemiyle regresyondaki eğim parametrelerini tahmin etmeyi önermiştir.

İlk aşamada,  $x_i$  'nin koşullu beklentisi aşağıdaki gibi gösterilebilir<sup>25</sup>:

$$x_i = f(z_i, \pi) + e_i \quad (2.5.)$$

$$E(e_i | z_i) = 0$$

(2.5.) numaralı model indirgenmiş haldedir. Burada  $\pi$ ,  $p \times 1$  boyutunda parametre vektörü,  $e_i$  hata terimidir.  $f(.,.)$  fonksiyonu aynı zamanda eşik değere de bağlı olabilir:

$$f(z_i, \pi) = \Pi_1' z_i [1(q_i \leq \gamma)] + \Pi_2' z_i [1(q_i > \gamma)]$$

---

<sup>24</sup> Arnildo da Silva Correa ve Andre Minella, "Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips Curve Model with Threshold for Brazil", **Revista Brasileira de Economia**, Vol. 64, No. 3, 2010, p. 234.

<sup>25</sup> Caner ve Hansen, a.g.e., p. 816.

Parametre vektörü olan  $\Pi$ , her  $\gamma$  için en küçük kareler yöntemiyle elde edilebilir<sup>26</sup>:

$$\hat{\Pi}_1(p) = \left( \sum_{i=1}^n z_i z_i' [1(q_i \leq \gamma)] \right)^{-1} \sum_{i=1}^n z_i x_{1i}' [1(q_i \leq \gamma)],$$

$$\hat{\Pi}_2(p) = \left( \sum_{i=1}^n z_i z_i' [1(q_i > \gamma)] \right)^{-1} \sum_{i=1}^n z_i x_{2i}' [1(q_i > \gamma)].$$

Her olası eşik değeri için, parametre tahmini yapıp, ızgara aramasını kullanarak kalıntı kareler toplamını minimize eden uygun eşik değeri elde edilebilir:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} S_n(\gamma)$$

$S_n(\gamma)$ ,  $Y$ 'nin  $\hat{Z}_1$  ve  $\hat{Z}_2$  üzerine kurulmuş regresyonundan elde edilen kalıntı kareler toplamıdır. Eğim parametreleri iki aşamalı en küçük kareler yöntemiyle şu şekilde hesaplanabilir<sup>27</sup>:

---

<sup>26</sup> A.e., p. 817.

<sup>27</sup> A.e., p. 818.

$$\hat{\theta}_1 = \left( \hat{X}'_1 \hat{Z}_1 (\hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 \hat{X}_1 \right)^{-1} \left( \hat{X}'_1 \hat{Z}_1 (\hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 Y \right),$$

$$\hat{\theta}_2 = \left( \hat{X}'_2 \hat{Z}_2 (\hat{Z}'_2 \hat{Z}_2)^{-1} \hat{Z}'_2 \hat{X}_2 \right)^{-1} \left( \hat{X}'_2 \hat{Z}_2 (\hat{Z}'_2 \hat{Z}_2)^{-1} \hat{Z}'_2 Y \right).$$

Caner ve Hansen (2004) çalışmalarında elde edilen tahmincilerin tutarlı olduğunu ama etkin olmadığını göstermişlerdir.

Caner ve Hansen (2004)'in çalışmaları, Hansen (2000)'in çalışmasını eşik modelin sağ tarafına içsel değişkenler koyma suretiyle geliştirmişlerdir. Fakat her iki çalışmada da eşik değişken dışsaldır. Kourtellos vd. (2008)<sup>28</sup> ekonomide eşik değişkenlerin kendi dinamiklerine dayandığını vurgulayarak, eşik değişkenin içsel olduğu İçsel Eşik Değişkenli Eşik Regresyon (İEDER) ile hem eğim parametrelerin hem de eşik değişkenin içsel olduğu İçsel Eşik ve Eğim Değişkenli Eşik Regresyon (İEEDER) modellerini geliştirmişlerdir.

Kourtellos vd. (2008) tarafından önerilmiş olan İEDER model şu şekilde gösterilebilir<sup>29</sup>:

$$y_i = z'_i \beta_1 + e_{1i} \quad q_i \leq \gamma$$

$$y_i = z'_i \beta_2 + e_{2i} \quad q_i > \gamma$$

$$q_i = x'_i \pi + v_i \quad (2.6.)$$

<sup>28</sup> Andros Kourtellos, Thanasis Stengos ve Chih Ming Tan, "THRET: Threshold Regression with Endogenous Threshold Variables", **University of Cyprus Working Papers in Economics**, No. 3-2008, 2008, pp. 1-16.

<sup>29</sup> A.e., p. 3.

Bu modellerde yer alan kalıntıların  $(e_{1i}, e_{2i}, v_i)$  varyans-kovaryans matrisi şu özelliklere sahiptir:  $E(e_{1i}, e_{2i}) = 0$ ,  $E(e_{1i}, v_i) = \sigma_{u1v} \neq 0$ ,  $E(e_{2i}, v_i) = \sigma_{u2v} \neq 0$ ,  $E(e_{1i}^2) = \sigma_1^2 > 0$ ,  $E(e_{2i}^2) = \sigma_2^2 > 0$  ve normalizasyon yüzünden  $E(v_i^2) = \sigma_v^2 = 1$  şeklindedir. Burada  $\sigma_{u1v} = \sigma_{u2v} = 0$  olması halinde literatüre Seo ve Linton (2005) tarafından kazandırılan ve eşik değişkenin gözlenen değişkenlerin doğrusal bir indeksi olduğu eşik model elde edilirken,  $q_i$ 'nin dışsal olması halinde Hansen (2000) ve Caner ve Hansen (2004) tarafından önerilmiş olan eşik modeller elde edilir. Tahmin aşaması başlıca üç aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada (2.6.) numaralı eşik eşitliğinde yer alan  $\pi$  parametre vektörü en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilir. İkinci aşamada, ilk aşamadaki  $\hat{\pi}$  tahminlerini kullanarak yoğunlaştırılmış iki aşamalı en küçük kareler kriterini minimize eden eşik tahmini elde edilir. Son aşamada ise tahmin edilen eşik değerle rejimlere ayrılmış olan eğim parametreleri en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilir.

Kourtellos vd. (2008) literatüre kazandırılmış olan İEEDER modeller ise aşağıdaki şekilde gösterilebilir<sup>30</sup>:

$$y_i = z_i' \beta + z_i (\gamma)' \delta_\beta + \kappa \lambda_i (\gamma - x_i' \pi) + \delta_\kappa \tilde{\lambda}_i (\gamma - x_i' \pi) + e_i$$

$$z_i = \Pi' x_i + \eta_i$$

---

<sup>30</sup> A.e., p. 6.



İEEDER modellerin tahmin süreci, İEDER modellerin tahmin süreciyle benzerlik gösterir. İlk aşamada eşik eşitliğinde yer alan  $\Pi$  parametre vektörü tahmin edilir. İkinci aşamada, ilk aşamadaki  $\hat{\Pi}$  tahminlerinden faydalanarak yoğunlaştırılmış en küçük kareler kriterini minimize eden eşik değeri bulunur ve son aşamada eşik değerin  $\gamma$  tahminiyle rejimlere ayrılmış gözlemler ile eğim parametreleri iki aşamalı en küçük kareler veya genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilir.

Eşikli regresyon modellerinde önemli bir sorun, uygun rejim sayısına karar vermektir. Hansen (1999)<sup>31</sup>, Bai (1997)<sup>32</sup> ve Bai ve Perron (1998)<sup>33</sup>'in önermiş olduğu yapısal değişim modellerinde dayalı ardışık eşik tahminine dayanan bir yöntem önerirken, Gonzalo ve Pitarakis (2002)<sup>34</sup> bu yöntemin gerçek rejim sayısına karar verirken zayıf olacağını öne sürerek, çoklu eşik modeller bağlamında tahmin ve çıkarsamaya dayalı bir model seçim yöntemi önermişlerdir. Önerilmiş olan bu yöntem test istatistiklerinin standart olmayan dağılımlarından etkilenmemektedir.

## 2.2. Yumuşak Geçişli Regresyon Modelleri

Eşik değerli regresyon modellerinde, rejimler arası geçiş ani bir şekilde gerçekleşirken, birçok iktisadi ve finansal zaman serisinde bu geçiş ani değil, yavaş bir şekilde gerçekleşmektedir. Örneğin, finansal piyasalarda, piyasaya giren yeni bilgi tüm oyuncular tarafından homojen bir şekilde alınmamakta, bu durum da ilgili serilerde

---

<sup>31</sup> Bruce Hansen, "Threshold effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference", **Journal of Econometrics**, Vol. 93, No. 2, 1999, pp. 345-368.

<sup>32</sup> Jushan Bai, "Estimating Multiple Breaks One at a Time", **Econometrics Theory**, Vol. 13, No. 3, 1997, pp. 315-352.

<sup>33</sup> Jushan Bai ve Pierre Perron, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", **Econometrica**, Vol. 66, No. 1, 1998, pp. 47-78.

<sup>34</sup> Jesús Gonzalo ve Jean-Yves Pitarakis, "Estimation and model selection based inference in single and multiple threshold models", **Journal of Econometrics**, Vol. 110, No. 2, pp. 319-352.

yukarı veya aşağı doğru meydana gelecek değişimin ani değil yavaş gerçekleşmesini sağlar.

Rejimler arası değişimin yavaş gerçekleştiği ilişkileri modellemek amacıyla eşikli regresyon modeli yerine kullanılan yumuşak geçişli regresyon (YGR) modellerinin anlatılacağı bu bölümde, bu tip modellerin gösterimi, doğrusallık testi ve modellenmesi üzerinde durulacaktır.

### 2.2.1. Model

Quandt (1958)<sup>35</sup> tarafından geliştirilen geçişli regresyon modelinin geliştirilmiş bir şekli olarak düşünülebilecek YGR modellerine literatürde ilk defa Goldfeld ve Quandt (1971)<sup>36</sup> ve Maddala (1977)<sup>37</sup>, da rastlanılmaktadır. YGR modeller, en genel biçimiyle; bir açıklayıcı değişkenin geçmiş değerinin rejim değişimine işaret edeceğini, böylelikle rejim değişiminin tahmin edilebileceğini göstermektedirler<sup>38</sup>.

Bir YGR modelini genel olarak şu şekilde göstermek mümkündür<sup>39</sup>:

$$y_t = \phi_{00} + \sum_{i=1}^p \phi_{0i} y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_{0j} z_{t-j} + F(z_{t-d}) \times \left[ \phi_{10} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_{1j} z_{t-j} \right] + \varepsilon_t$$

<sup>35</sup> Richard Quandt, "The Estimation of the Parameters of a Linear-Regression System Obeying Two Separate Regimes", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 53, No. 284, 1958, pp. 873-880.

<sup>36</sup> Stephen Goldfeld ve Richard Quandt, **Nonlinear Methods in Econometrics**, Amsterdam, North-Holland Pub. Co. 1972.

<sup>37</sup> Gangadharrao Soundaryarao Maddala, **Econometrics**. New York, McGraw-Hill, 1977.

<sup>38</sup> Nadir Öcal, "Nonlinear Models, Composite Loner Leading Indicator and Forecasts For UK real GDP", **Applied Economics**, 2006, Vol.38, No. 9, p. 1050.

<sup>39</sup> A.e.

Bu model aynı zamanda şu şekilde de gösterilebilir<sup>40</sup>:

$$\begin{aligned} y_t &= \phi' z_t + \delta' z_t F(\gamma, c, s_t) + \varepsilon_t \\ &= \{\phi + \delta F(\gamma, c, s_t)\}' z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.7.)$$

Model (2.7)'de ,  $w_t' = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$  ve  $x_t' = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$  olmak üzere  $z_t = (w_t', x_t')'$  açıklayıcı değişkenler vektörüdür.  $\phi = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_m)'$  ve  $\delta = (\delta_0, \delta_1, \dots, \delta_m)'$  ise  $((m+1) \times 1)$  boyutlu parametre vektörleridir.  $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ 'dır.

$F(.)$  parametre uzayında  $s_t$ , değeri 0 ve 1 arasında değişen sürekli geçiş fonksiyonunu göstermektedir. Bu modellerde doğrusal dışılığın sebebi, bu geçiş fonksiyonunun  $s_t$ 'nin bir fonksiyonu olarak tanımlanmasıdır. Uç noktalar diğer bir deyişle  $F=0$  ile  $F=1$  olması iş çevrimlerindeki daralma ve genişleme gibi farklı rejimlerin varlığı ile benzerlik gösterir. Her farklı rejimde açıklanan değişken olan  $y_t$  ile açıklayıcı değişkenler arasında farklı bir doğrusal ilişki vardır<sup>41</sup>. Örneğin;  $F=0$  iken  $z_t$  sadece  $\phi$  katsayısına sahipken,  $F=1$  olduğunda  $\phi$  ve  $\delta$  katsayılarına sahip olacaktır.  $F$ 'in 0 ile 1 arasında kalması halinde model, bu iki rejimdeki doğrusal modellerin bir bileşimi şeklinde ifade edilecektir.

---

<sup>40</sup> Timo Terasvirta, "Smooth Transition Regression Modeling", **Applied Time Series Econometrics**, Ed. By. Helmüt Lütkepohl ve Markus Kratzig, , ABD, Cambridge University Press, 2004, p. 223.

<sup>41</sup> Pablo Mejia-Reyes, Denise R. Osborn ve Marianne Sensier, "Modelling Real Exchange Rate Effects on Output Performance in Latin America", **Centre for Growth & Business Cycle Research Discussion Paper Series The University of Manchester**, 2004, p. 11.

Genellikle iktisadi teori hangi deęişkenin geiş deęişkeni olarak seçileceęi konusunda bir bilgi vermez. Bu nedenle öncelikle bir geiş deęişkeni seti ( $S = (s_{1t}, \dots, s_{it})$ ) oluşturulur. Bu sette açıklayıcı deęişkenler olabileceęi gibi, aynı zamanda birden fazla deęişkenin doğrusal bir bileşeni<sup>42</sup> ya da zaman trendide ( $s_t = t$ ) olabilir<sup>43</sup>. İktisadi teori veya dięer bilgiler bu seti kısıtlayabileceęi gibi başka deęişkenler eklenmesine de sebep olabilir. Her geiş deęişkeni doğrusallık testi ile sınılanır. Burada doğrusallık temel hipotezinin birden fazla geiş deęişkeni için reddedilmesi durumunda en küçük  $p$  deęerini veren deęişken geiş deęişkeni olarak seçilir<sup>44</sup>. Mejia-Reyes, Osborn ve Sensier (2004) alışmalarında  $s_t$  'nin deęerini belirlemek için tüm açıklayıcı deęişkenleri ve bu açıklayıcı deęişkenlerin gecikmeli deęerlerini ele alıp, en küçük kalıntı kareler toplamını veren deęeri geiş deęişkeni olarak seçmişlerdir.

Model (2.7.) de yer alan  $\gamma$ , 0 ile 1 arasındaki geişin hızını gösteren düzgünleştirici (eęim) parametresini,  $c$  ise geişin gerçekleştięi yeri gösteren eşik (konum) parametresini göstermektedir<sup>45</sup>.

Geiş fonksiyonun lojistik ve üssel olmak üzere iki çeşidi vardır. Lojistik fonksiyon şu şekilde gösterilebilir<sup>46</sup>:

---

<sup>42</sup> Burada dikkat edilmesi gereken husus, geiş deęişkeni olarak seçilecek deęişkenin duraęan olması gereklilięidir (Ahmad Jameel Khadaroo, "A Smooth Transition Regression Equation of the Demand For UK M0", **Applied Economics Letters**, 2001, Vol. 10, No.12, p.770.).

<sup>43</sup>  $s_t$  'nin zaman trendi olması, parametreleri deterministik olarak deęişen bir modelin varlığını gösterir (Terasvirta, a.g.e., p.6).

<sup>44</sup> Terasvirta, a.g.e., p. 226.

<sup>45</sup> Alenka Kavkler, Peter Mikek, Bernhard Böhm ve Darja Boršič, "Nonlinear Econometric Models: The Smooth Transition Regression Approach", DN Regional Research Competition, (evrimiçi) [http://www.cerge-ei.cz/pdf/gdn/RRCVI\\_36\\_paper\\_01.pdf](http://www.cerge-ei.cz/pdf/gdn/RRCVI_36_paper_01.pdf), 14.05.2010, p. 5.

<sup>46</sup> Terasvirta, a.g.e., p. 223.

$$F_L(\gamma, c; s_t) = \frac{1}{1 + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)\right\}} \quad \gamma > 0$$

Geçiş fonksiyonunun lojistik olması halinde, (2.7.) numaralı model lojistik yumuşak geçişli regresyon (LYGR) modeli olarak adlandırılır. Bu fonksiyonda  $K$  için genellikle 1 veya 2 değeri seçilir.

$K = 1$  olması durumunda lojistik fonksiyon,

$$LYGR1: F_1(\gamma, c; s_t) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}} \quad \gamma > 0$$

şeklinde gösterilir<sup>47</sup>. LYGR1 modelinde  $\phi + \delta F(\gamma, c; s_t)$  parametreleri  $s_t$ 'nin bir fonksiyonu olarak  $\phi$ 'dan  $\phi + \delta$ 'ya doğru tek düze şekilde değişir<sup>48</sup>.  $\gamma \rightarrow \infty$  iken LYGR1 modeli eşit varyanslı  $y_t = x_t' \phi + u_t$  ve  $y_t = x_t' (\phi + \delta) + u_t$  uç rejimleri diğer bir deyişle birbirinden farklı dinamiklere sahip rejimleri olan dönüşlü regresyon modeline dönüşecektir.  $\gamma = 0$  iken ise,  $F_1$  fonksiyonu 0,5 sabitine eşit olacak ve LYGR1 modeli, doğrusal bir model haline gelecektir<sup>49</sup>.

LYGR1 modelleri asimetrik karakterli hareketleri yakalayabilmektedir. Örneğin;  $s_t$ 'nin iş çevrimi evresini ölçtüğü varsayımı altında LYTR1 modeli, genişleme

<sup>47</sup> Luis E. Arango ve Andres Gonzalez, "A Nonlinear Specification of Demand for Cash in Colombia", **Money Affairs**, 2000, Vol. 13 No. 2, pp. 207-226

<sup>48</sup> Terasvirta, a.g.e., p. 223.

<sup>49</sup> Kavkler v.d., a.g.e., p. 6.

ve daralma evrelerindeki dinamik özellikleri farklı olan ve bir uç rejimden diğerine geçişin yavaş olduğu süreçleri tanımlayabilir<sup>50</sup>.

$K = 2$  olması durumunda ise lojistik fonksiyon aşağıdaki gibi gösterilebilir<sup>51</sup>:

$$LYGR2: F_2(\gamma, c_1, c_2; s_t) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)\}} \quad \gamma > 0$$

LYGR2 modelinde, parametreler lojistik fonksiyonun en küçük değerine ulaştığı  $(c_1 + c_2)/2$  orta noktasında simetrik olarak değişirler.  $F_2$ ,  $\gamma \rightarrow \infty$  olduğunda 0'a yaklaşırken  $c_1 = c_2$  ve  $\gamma < \infty$  olduğunda 0,5 sabitine eşit olur.  $\gamma \rightarrow \infty$  iken LYGR2 model dıştaki rejimleri benzer, ortadaki rejim diğer ikisinden farklı 3 rejimli bir dönüşlü model haline gelir<sup>52</sup>. Dolayısıyla LYGR2 model  $s_t$ 'nin büyük ve küçük değerlerinde sürecin yerel dinamik davranışlarının aynı, ortadaki rejimin farklı olduğu süreçleri tanımlamada faydalıdır. LYGR2 model, LYGR1 model gibi tekdüze değildir, özellikle yeniden dönüşüm durumlarında kullanılmaktadır.

Geçiş fonksiyonu üssel olarak şu şekilde tanımlanabilir<sup>53</sup>:

$$ÜYGR: F_3(\gamma, c, s_t) = 1 - \exp\{-\gamma_L(s_t - c_L)^2\} \quad \gamma_L > 0$$

---

<sup>50</sup> Terasvirta, a.g.e., p. 224.

<sup>51</sup> Kavkler, v.d. a.g.e., p. 6.

<sup>52</sup> Terasvirta, a.g.e., s.223-224.

<sup>53</sup> Luis E. Arango ve Andrés González, "A Nonlinear Specification of Demand for Narrow Money in Colombia", **Borradores de Economía**, 1999, No.135, pp.1-26.

Geçiş fonksiyonunun üssel olması halinde (2.7.) numaralı model üssel yumuşak geçişli regresyon (ÜYGR) modeli olarak tanımlanacaktır. Üssel geçiş fonksiyonu  $s_t = c$  etrafında simetrik<sup>54</sup>.  $\gamma \rightarrow \infty$  iken üssel geçiş fonksiyonu  $s_t = c$  noktasında 0'a diğer noktalarsa 1'e eşit olduğundan ÜYGR model doğrusal hale gelir<sup>55</sup>.

ÜYGR ve LYGR2 modeller birbirinin alternatifi olarak düşünülebilirler. Düzgünleştirici parametre  $\gamma$ 'nın küçük ve orta değerleri için farklı bir minimum nokta dışında ÜYGR ve LYGR2 modellerin şekli birbirinin benzeridir. Her iki modelde yeniden rejim dönüşüne izin verirken, bu rejim dönüş hızları birbirinden farklıdır. LYGR2 modelde yeniden rejim dönüşü, ÜYGR modele göre daha yavaştır<sup>56</sup>. Bu nedenle uygulamalarda genellikle ÜYGR yerine LYGR2 tercih edilir.

## 2.2.2. Doğrusallık Testi

Yumuşak geçişli regresyonun modelleme sürecinin ilk aşaması; doğrusallık testidir. Yapılacak bu doğrusallık testi için uygun bir başlangıç noktası oluşturabilmesi için iktisadi teori ve model seçim kriterlerinden yararlanarak doğrusal bir model seçilir. Doğrusal modelin belirlenmesinden sonra doğrusallık hipotezi sınanır ve doğrusal olmadığı bulunan modellerin türüne karar vermek için bir hipotez dizisi test edilir.

Geçiş fonksiyonu şu şekilde tanımlandığında;

---

<sup>54</sup> Khadaroo, a.g.e., p.770.

<sup>55</sup> Terasvirta, a.g.e., p. 224.

<sup>56</sup> Kavkler, v.d., a.g.e., p. 7.

$$F_i^* = \begin{cases} F_i - 0.5, & i = 1, 2 \\ F_i & , \quad i = 3 \end{cases}$$

$\gamma = 0$  olduğunda  $F_i^* = 0$  değerini alacaktır\*. Dolayısıyla doğrusallığı gösteren temel hipotez  $H_1: \gamma > 0$  alternatifine karşın  $H_0: \gamma = 0$  şeklindedir<sup>57</sup>. Burada modelin temel hipotez yerine alternatif hipotezde tanımlanması, asimptotik dağılım teorisinin geçerliliğinin yok olmasına sebep olmaktadır<sup>58</sup>. Çünkü temel hipotezde  $c$  ve  $\phi$  sorunlu parametrelerinin tanımlanmaması, bu parametrelerin test istatistiği üzerinde etkili olmamasına neden olur. Luukkonen vd. (1988)<sup>59</sup> geçiş fonksiyonunu 3. dereceden Taylor serisi açılımıyla tahmin edip yardımcı regresyon kurarak bu sorunun üstesinden gelmişlerdir<sup>60</sup>.

3. dereceden Taylor açılımı ile elde edilen yardımcı regresyon şu şekilde gösterilebilir:

$$T_3 = a_0 + a_1 s_t + a_2 s_t^2 + a_3 s_t^3 + R_3(\gamma, c; s_t)$$

---

\*  $i = 1, 2$  için  $F_i^*$  lojistik fonksiyon iken,  $i = 3$  iken üssel fonksiyondur.  $\gamma = 0$  iken  $F_{1,2} = 0.5$  'dir.

<sup>57</sup> Kavkler, v.d., a.g.e., p. 8.

<sup>58</sup> Arango ve González, 1999, a.g.e., p. 10.

<sup>59</sup> Ritva Luukkonen, Pentti Saikkonen ve Timo Teräsvirta, "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models", **Biometrika**, Vol. 75, No. 3, 1988, pp. 491-499.

<sup>60</sup> Bazı özel durumlardaki testin gücünün azalmasını engellemek için 3. dereceden Taylor açılım kullanılmaktadır (Kavkler v.d., a.g.e., p.9).



Burada  $R_3$  kalıntıları göstermektedir<sup>61</sup>. Bu eşitliğin (2.7.) numaralı modelde yerine konulması halinde;

$$Y_t = z_t' b_0 + (z_t' s_t) b_1 + (z_t' s_t^2) b_2 + (z_t' s_t^3) b_3 + \varepsilon_t^* \quad (2.8.)$$

modeli elde edilir<sup>62</sup>.

(2.7.) numaralı model için  $\gamma=0$ 'nin sınanmasıyla, bu modeldeki  $H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = 0$  hipotezin sınanması eşdeğerdir. Çünkü yardımcı regresyondaki  $b_1, b_2$  ve  $b_3$  parametre vektörleri  $\gamma, c$  (ya da  $c_1$  ve  $c_2$ ),  $\phi$  ve  $\gamma=0$  noktasında  $F_i^*$  geçiş fonksiyonunun ilk üç parçalı türevinin fonksiyonu şeklinde ifade edilmektedir<sup>63</sup>.

$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = 0$  doğrusallık hipotezi altında test  $3m$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılıma uygunluk gösterir.  $\chi^2$  istatistiğinin örnek büyüklüğüne bağlı olarak çarpık olması nedeniyle temel hipotez altında  $\chi^2$  yerine  $3m$  ve  $T-4m-1$  serbestlik dereceli  $F$  dağılımı kullanılmaktadır<sup>64</sup>.

Doğrusallık hipotezinin reddedilmesi durumunda, yardımcı regresyondan yararlanarak bir dizi hipotezin test edilmesiyle YGR modelin türüne karar verilir.  $c=0$  iken model LYGR1 ise  $b_2 = 0$ , LYGR2 veya ÜYGR ise  $b_1 = b_3 = 0$  olur<sup>65</sup>. Bu nedenle

---

<sup>61</sup> Khadaroo, a.g.e., p. 770.

<sup>62</sup> Kavkler, v.d., a.g.e., p. 9.

<sup>63</sup> A.e., p. 10.

<sup>64</sup> Terasvirta, a.g.e., p. 226.

<sup>65</sup>  $c \neq 0$  olması durumunda bile LYGR1 modelinde  $b_2$  sıfır vektörüne  $b_1$  ve  $b_3$ 'ten daha yakındır.

aşağıdaki hipotez dizisinin test edilmesiyle, YGR modelin türüne karar vermek mümkündür<sup>66</sup>:

$$H_{04} : b_3 = 0$$

$$H_{03} : b_2 = 0 \mid b_3 = 0$$

$$H_{02} : b_1 = 0 \mid b_2 = b_3 = 0$$

Bu hipotez dizisi sırasıyla  $F_4$ ,  $F_3$  ve  $F_2$  olarak adlandırılan bir dizi  $F$  testiyle sınanır.  $H_{03}$  hipotezinin reddi diğer hipotezlere oranla daha güçlüyse ÜYGR veya LYGR2 modeli aksi durumda LYGR1 model tercih edilir. Bu seçim işlemi için  $p$  olasılık değerlerinden yararlanmak mümkündür.  $p$  değerlerinin birbirine çok yakın olması durumunda diğer bir ifadeyle modeller arasında seçim yapılamaması halinde, her iki modelde kurulur ve model değerlendirme aşamasında uygun modele karar verilir. Pratikte LYGR1 modeli reddedildikten sonra,  $c_1 = c_2$  hipotezi test edilir. Bu hipotezin reddi durumunda LYGR2, aksi durumda ÜYGR modeli tercih edilir<sup>67</sup>.

### 2.2.3. Modelin Tahmini

YGR modelleri kalıntıların normal dağıldığı varsayımı altında doğrusal olmayan en küçük kareler veya koşullu maksimum benzerlik yöntemiyle tahmin edilebilirler. Doğrusal olmayan prosedürler ya log-olabilirlik değerini maksimize eden

---

<sup>66</sup> Khadaroo, a.g.e., p. 770.

<sup>67</sup> Kavkler vd., a.g.e., p. 10.

ya da kalıntı kareler toplamını minimize eden prosedürlerdir<sup>68</sup>. Uygulamalarda genellikle Newton-Raphson, Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno gibi algoritmalar kullanılarak çözüm gerçekleştirilmektedir.

Geçiş fonksiyonundaki  $\gamma$  ve  $c$ 'nin sabit olması halinde YGR model parametrelerinde doğrusaldır. Bu sayede bir ızgara oluşturulabilir. Kalan parametreler  $\phi$  ve  $\delta$ ,  $(\gamma, c)$  ya da  $(\gamma, c_1, c_2)$ 'ya koşullu olarak bağlı olarak tahmin edilir ve kalıntı kareler toplamı hesaplanır. Bu süreç, bu parametrelerin  $N$  bileşimi için tekrarlanır ve en küçük kalıntı kareler toplamını veren parametreler seçilir<sup>69</sup>.

Düzenleştirici parametre  $\gamma$ , geçiş değişkeni  $s_t$ 'nin büyüklüğüne bağlı olan bir parametre olduğundan ölçeğe bağlıdır<sup>70</sup>. Bu nedenle geçiş fonksiyonunda yer alan bu parametre LYGR1 modelde, standart sapmayla, LYGR2 ve ÜYGR modellerinde ise varyansla standardize hale getirilir. Bu sayede düzenleştirici parametre, diğer parametrelerin büyüklüğüne yakınlaştırılır, ayrıca düzenleştirici parametrenin ölçeğe bağlı olmaması sayesinde, etkin bir ızgara yaratmak kolaylaşır<sup>71</sup>.

Geçiş değişkenleri standardize edildikten sonra şu şekilde ifade edilebilirler<sup>72</sup>:

$$LYGR1: F_1(\gamma, c; s_t) = \frac{1}{1 + \exp\left\{\left[-\gamma(s_t - c)\right] \div \sigma_{s_t}\right\}} \quad \gamma > 0$$

---

<sup>68</sup> A.e., p. 11.

<sup>69</sup> Terasvirta, a.g.e., p. 228.

<sup>70</sup> Kavkler vd., a.g.e., p.11.

<sup>71</sup> Terasvirta, a.g.e., p. 229.

<sup>72</sup> Clive W. J. Granger ve Timo Terasvirta, **Modelling Nonlinear Economic Relationships; Advanced Text in Econometrics**, New York, Oxford University Press, 1993, pp.123-124.

$$LYGR2: F_2(\gamma, c_1, c_2; s_t) = \frac{1}{1 + \exp\left\{\left[-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)\right] \div \sigma_{s_t}^2\right\}} \quad \gamma > 0$$

$$ÜYGR: F_3(\gamma, c, s_t) = 1 - \exp\left\{\left[-\gamma_E(s_t - c_L)^2\right] \div \sigma_{s_t}^2\right\} \quad \gamma_L > 0$$

YGR modeller, uygun başlangıç değerinin bulunup, geçiş fonksiyonunun standardize edilmesiyle uygun algoritmalarla tahmin edilebilirler. YGR modeller parametre tahmininden sonra, tıpkı doğrusal modellerde olduğu gibi tanımlama hatalarına karşın test edilir. Jarque-Berra gibi testler tipik tanımlama hatalarını sınamak amacıyla kullanılabilir.

### 3. BÖLÜM

#### DOĞRUSAL OLMAYAN PANEL REGRESYON MODELLERİ

Panel veri modelleri, ilk bölümde üzerinde durulduğu gibi sadece yatay kesit veya zaman serisi verisiyle yapılabilecek analizlerden daha karmaşık ilişkileri modellemeye izin vermektedir<sup>1</sup>. Fakat bu ilişkilerin doğrusal bir sürece uygunluk göstermemesi halinde ilk bölümde anlatılan doğrusal panel regresyon modellerinin gücü azalmakta, hatalı sonuçlar elde edilen sonuçlar hatalı olmaktadır. Çalışmanın bu kısmında ise, doğrusal olmayan süreçleri, panel verinin yapısından kaynaklanan avantajlarla modelleyebilmek amacıyla literatüre kazandırılmış olan ve bu çalışmanın ikinci bölümde anlatılan doğrusal olmayan modellerin panel veri için geliştirilmiş hali olan doğrusal olmayan panel regresyon modellerinden bahsedilecektir.

#### 3.1. Eşikli Panel Regresyon Modelleri

Hansen (1999)<sup>2</sup> tarafından dinamik olmayan modeller için geliştirilmiş olan eşikli panel regresyon modelleri, önceki bölümde hakkında bilgi verilen eşikli regresyon modelinin panel veri için genişletilmiş şeklidir. Eşikli regresyon modelinin gözlemleri, önemli bir değişkenin değerine göre farklı sınıflara ayırma<sup>3</sup> gibi avantajlarına sahip olan eşikli panel regresyon (EPR) modelini dengeli bir panel için aşağıdaki gibi göstermek mümkündür<sup>4</sup>:

---

<sup>1</sup> Badi Baltagi, *Econometric Analysis of Panel Data*, 3. Bs. İngiltere, John Wiley & Sons Ltd., 2005, a.g.e., p. 6.

<sup>2</sup> Bruce Hansen, "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference", **Journal of Econometrics**, Vol. 93, No. 2, 1999, pp. 345- 368.

<sup>3</sup> Ting-Huan Chang, Chien-Ming Huang ve Ming-Chih Lee, "Threshold Effect of the Economic Growth Rate on the Renewable Energy Development from a Change in Energy Price: Evidence from OECD Countries", **Energy Policy**, Vol. 37, No. 12, p. 5797.

<sup>4</sup> Hansen, a.g.e., p. 347.

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} , \quad (3.1.)$$

Burada sabit terim  $\mu_i$  bireye özgün ortalamayı,  $I(\cdot)$  gösterge fonksiyonunu,  $i$  alt indisi  $1 \leq i \leq n$  olmak üzere yatay kesit indeksini,  $t$  alt indisi ise  $1 \leq t \leq T$  olmak üzere zaman için kullanılan indeksi göstermektedir. Kalıntıların ( $e_{it}$ ) sıfır ortalama, sonlu varyansla ( $\sigma^2$ ) özdeş ve bağımsız dağıldığı, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin durağan olduğu varsayılır<sup>5</sup>. Bağımlı değişken  $y_{it}$  ve eşik değişken  $q_{it}$  skaler,  $x_{it}$  ise  $k$  boyutlu bir vektördür.

(3.1.) numaralı eşitliği aşağıdaki gibi göstermek de mümkündür:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (3.2.)$$

Burada  $\beta = (\beta'_1 \beta'_2)'$  ve  $x_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) \\ x_{it} I(q_{it} > \gamma) \end{pmatrix}$  şeklindedir.  $x_{it}$ 'nin her iki

rejimde de aynı eğim katsayılarını içermesi dağılımı etkilemez. Öte yandan, eşikli regresyon modellerinde olduğu gibi, EPR modellerinde de gözlemler, değeri  $x_{it}$ 'nin bir elemanı olabileceği gibi model dışından da belirlenebilen eşik değişken  $q_{it}$ 'nin, eşik değer  $\gamma$ 'dan büyük veya küçük olmasına göre iki rejime ayrılır. Tanımlanabilmesi için

---

<sup>5</sup> Tsangyao Chang ve Gengnan Chiang, "Threshold Effect of Debt\_to\_GDP Ratio on GDP per Capita with Panel Threshold Regression Model, The Case of OECD Countries", **2007 FMA European Conference**, Barselona, İspanya, 2007.

zamanla deęişmeyen farklı eğim katsayıları ( $\beta_1$  ve  $\beta_2$ ) ile rejimler birbirlerinden ayrışmaktadır. Ayrıca eşik deęişkenin de zamanla deęişmedięi varsayılmaktadır<sup>6</sup>.

### 3.1.2. Model Tahmini

(3.2.) numaralı modeli tahmin etmek amacıyla öncelikle bireysel etkileri ( $\mu_i$ ), bireye özgü ortalamaları kaldırmak suretiyle elimine etmek gerekmektedir.  $t$  zaman indeksi boyunca (3.2.) numaralı modelin ortalaması aşığıdaki gibi gösterilebilir<sup>7</sup>:

$$\bar{y}_i = \mu_i + \beta_1' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{e}_i \quad (3.3.)$$

Burada  $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$ ,  $\bar{e}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_{it}$  ve  $\bar{x}_i(\gamma) = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma)$  şeklindedir ki bu

eşitlikte yer alan eşik deęer nedeniyle  $\bar{x}_i(\gamma)$  şu şekilde de gösterilebilir:

$$\bar{x}_i(\gamma) = \begin{pmatrix} T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) \\ T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it} I(q_{it} > \gamma) \end{pmatrix}$$

---

<sup>6</sup> Hansen, a.g.e., p. 347.

<sup>7</sup> A.e., p. 348.

(3.3.) numaralı denklemin (3.2.) numaralı denklemden çıkarılması halinde;

$$y_{it}^* = \mu_i + \beta_1' x_{it}^*(\gamma) + e_{it}^* \quad (3.4.)$$

modeli elde edilmektedir. Burada  $y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i$ ,  $x_{it}^*(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma)$  ve  $e_{it}^* = e_{it} - \bar{e}_i$  şeklindedir<sup>8</sup>.

Paneldeki bir yatay kesit için, yığılmış veri ve kalıntılar aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$y_i^* = \begin{bmatrix} y_{i2}^* \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{iT}^* \end{bmatrix}, \quad x_i^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_{i2}^*(\gamma)' \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ x_{iT}^*(\gamma)' \end{bmatrix}, \quad e_i^* = \begin{bmatrix} e_{i2}^* \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ e_{iT}^* \end{bmatrix}$$

Tüm yatay kesitler için yığılmış veri ise şu şekilde gösterilebilir.

---

<sup>8</sup> A.e.



$$Y^* = \begin{bmatrix} y_1^* \\ \cdot \\ \cdot \\ y_i^* \\ \cdot \\ \cdot \\ y_n^* \end{bmatrix}, \quad x^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_1^*(\gamma) \\ \cdot \\ \cdot \\ x_i^*(\gamma) \\ \cdot \\ \cdot \\ x_n^*(\gamma) \end{bmatrix}, \quad e^* = \begin{bmatrix} e_1^* \\ \cdot \\ \cdot \\ e_i^* \\ \cdot \\ \cdot \\ e_n^* \end{bmatrix}$$

Bu notasyon ile (3.4.) numaralı eşitlik şu şekilde yeniden elde edilebilir:

$$Y^* = X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (3.5.)$$

EPR modelinin tahmini için kullanılan temel model (3.5.) numaralı modeldir.  $\gamma$ 'ın herhangi bir değeri için eğim katsayısı olan  $\beta$  en küçük kareler yöntemiyle aşağıdaki gibi elde edilebilir<sup>9</sup>:

$$\hat{\beta}(\gamma) = \left( X^*(\gamma)' X^*(\gamma) \right)^{-1} X^*(\gamma)' Y^* \quad (3.6.)$$

Kalıntı vektörü  $\hat{e}^*(\gamma) = Y^* - X^*(\gamma)\hat{\beta}(\gamma)$  şeklinde, kalıntı kareler toplamı ise

---

<sup>9</sup> Ming-Liang Yeh, Hsiao-Ping Chu, Peter J. Sher, Yi-Chia Chiu, "R&D Intensity, Firm Performance and the Identification of the Threshold: Fresh Evidence from the Panel Threshold Regression Model", **Applied Economics**, Vol. 42, No. 3, 2010, pp. 395.

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) = Y^{*'} \left( 1 - X^*(\gamma)' \left( X^*(\gamma)' X^*(\gamma) \right)^{-1} X^*(\gamma)' \right) Y^* \quad (3.7.)$$

şeklinde elde edilebilir. Hansen (1999); Chan (1993)<sup>10</sup> ve Hansen (2000)<sup>11</sup>'i izleyerek  $\gamma$  değerini en küçük kareler yöntemiyle hesaplanmasını önermiş, bunun kalıntı kareler toplamını minimize etmek için en kolay yol olduğunu ifade etmiştir:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (3.8.)$$

Burada, kalıntı kareler toplamı  $S_1$  sadece gösterge fonksiyonu  $I(\cdot)$  üzerinden eşik değere bağlı olduğu için kalıntı kareler toplamı fonksiyonu en fazla  $nT$  adımlı bir adım fonksiyonudur ki burada adımlar  $q_{it}$ 'in farklı değerlerine göre meydana gelmektedir. Bu nedenle (3.8.)'deki en küçükleme sorunu, örnekteki  $q_{it}$  in farklı değerlerine eşit olan  $\gamma$ 'ın değerlerini arama yoluyla azaltılabilir<sup>12</sup>.

En küçükleme prosedürünü uygulayabilmek amacıyla, öncelikle eşik değişkene bağlı olarak gözlemlerin farklı değerleri sıralanır,  $\eta > 0$  için serinin en küçük ve en büyük  $\% \eta$  'lık kısmı silinir. Geri kalan  $N$  değer  $\hat{\gamma}$ 'ın değerlerini araştırmak amacıyla

<sup>10</sup> Kung-Sik Chan, "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model", **The Annals of Statistics**, Vol. 21, No. 1, 1993, pp. 520-533.

<sup>11</sup> Bruce E. Hansen, "Sample Splitting and Threshold Estimation", **Econometrica**, Vol. 68, No. 3, 2000, pp. 575-603.

<sup>12</sup> Hansen, 1999, a.g.e., p. 349.

$\gamma$ 'ın deęerlerini oluřturur. Bu  $N$  deęerin her birisi iin (3.7.) numaralı denklem kalıntı kareler tahmincisini elde etmek üzere tahmin edilir ve en küçük kalıntı kareler deęerini veren eřik deęer uygun eřik deęer olarak seilir.

Rejimlerden herhangi birinin gözlemlerin ok küçük bir oranını iermemesini saęlamak amacıyla (3.7.) numaralı denklemde yapılacak arama her rejimde gözlemlerin %5 gibi bir oranına sahip olmasını saęlama řeklinde kısıtlanabilir<sup>13</sup>.  $\hat{\gamma}$  elde edildikten sonra, eęim katsayısı  $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$ , kalıntı vektörü ise  $\hat{e}^* = \hat{e}^*(\hat{\gamma})$  řeklinde elde edilebilir. Kalıntı varyansı ise ařaęıdaki gibi hesaplanabilir:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)} \hat{e}^{*\prime} \hat{e}^* = \frac{1}{n(T-1)} S_1(\hat{\gamma})$$

### 3.1.1. Tekli Eřik Testi

Eřik deęeri tahmin ettikten sonra, önemli bir konu bu eřik deęerin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıęıdır. (3.1.) numaralı modelde eřik deęer etkisinin olmadıęını gösteren temel hipotezi ařaęıdaki gibi göstermek mümkündür:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2$$

---

<sup>13</sup> Hansen, 1999, a.g.e., p. 349.

Bu hipotez altında eşik değeri ( $\gamma$ ) tanımlanmadığından, klasik testler standart olmayan dağılımlara sahip olacaklardır<sup>14</sup>. Sabit etkili modeller için Hansen (1996)<sup>15</sup> tarafından önerildiği gibi, benzerlik oran testinin asimptotik dağılımını simüle edebilmek için özçıkırım yaklaşımını kullanmak mümkündür. Sabit etki dönüşümüyle temel hipotez altında eşik etkisinin olmadığını gösteren model aşağıdaki hale gelir<sup>16</sup>:

$$y_{it}^* = \beta_1' x_{it}^* + e_{it}^*$$

$\beta_1$  regresyon parametresinin EKK tahmini  $\tilde{\beta}_1$ , kalıntılar  $e_{it}^*$ , kalıntı kareler toplamı ise  $S_0 = e_{it}^{*'} e_{it}^*$  şeklindedir. Temel hipotezin testi için benzerlik oran test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}$$

$F_1$ 'in asimptotik dağılımı standart değildir. Hansen (1996)'da belirtildiği üzere özçıkırım prosedürü birinci mertebeden asimptotik dağılımı elde edebilmektedir. Bu

---

<sup>14</sup> Hansen, 1999, a.g.e., p. 350.

<sup>15</sup> Bruce Hansen, 1996, "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under The Null Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 64, No.2, pp. 413-430.

<sup>16</sup> Chien-Liang Chiu ve Ting-Huan Chang, "What Proportion of Renewable Energy Supplies is Needed to Initially Mitigate CO<sub>2</sub> Emissions in OECD Member Countries?", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 13, No.6-7, 2009, p. 1671.

nedenle özçıkırım yönteminden elde edilen  $p$  (olasılık) deęerleri asimptotik olarak geçerlidir.

### 3.1.2. Eşik Deęer ve Eğim Katsayılarının Asimptotik Dağılımı

Eşik etkisinin var olması halinde ( $\beta_1 \neq \beta_2 \neq 0$ ),  $\hat{\gamma}$  deęeri  $\gamma$ 'nın gerçek deęeri ( $\gamma_0$ ) için tutarlıdır ama asimptotik dağılımı standart deęildir.  $\gamma$  için güven aralıkları oluşturmanın en iyi yolu,  $\gamma$  için uygulanacak testler için benzerlik oran istatistięini kullanarak reddedilmeme alanını oluşturmaktır.  $H_0 : \gamma = \gamma_0$  temel hipotezini test etmek için kullanılacak benzerlik oran istatistięi ařaęıdaki gibidir<sup>17</sup>:

$$LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}$$

Temel hipotez  $LR_1(\gamma_0)$  'ın büyük deęerleri için reddedilir.  $H_0 : \gamma = \gamma_0$  temel hipotezi altında,  $n$  sonsuza yaklařtıķça ( $n \rightarrow \infty$ ),  $LR_1(\gamma) \rightarrow \xi$  olacaktır ki burada yer alan  $\xi$  ařaęıdaki dağılım fonksiyonuna sahip rassal bir deęiřkendir:

$$P(\xi \leq x) = (1 - \exp(-x/2))^2 \quad (3.9.)$$

---

<sup>17</sup> Chang ve Chiang, a.g.e., p. 6.

Bu durum benzerlik oran istatistiğinin asimptotik dağılımının standart olmadığını ve aynı zamanda sorunlu parametreler olmadığını göstermektedir.  $n \rightarrow \infty$  iken  $(\beta_2 - \beta_2) \rightarrow 0$  olduğunu gösteren koşul iki rejim arasındaki eğim katsayıları arasındaki farkın örnek büyüklüğüne göre nispeten küçük olduğunu göstermektedir<sup>18</sup>.

(3.9.) numaralı dağılım fonksiyonunun aşağıda gösterilen tersiyle kritik değerler hesaplanabilir:

$$c(\alpha) = -2 \log(1 - \sqrt{1 - \alpha})$$

Eğim katsayılarının ( $\hat{\beta}$ ) asimptotik dağılımı eşik değerin tahminine dayansa da Hansen (2000)<sup>19</sup> eşik değere bağımlılığın birinci mertebeden asimptotik olarak önemli olmadığını gösterdiğinden,  $\beta$  için yapılacak çıkarımlar  $\hat{\gamma}$  değeri gerçek değermiş gibi gerçekleştirilebilir. Bu nedenle,  $\hat{\beta}$  aşağıda verilen kovaryans matrisiyle asimptotik olarak normal dağılır:

$$\hat{V} = \left( \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{it}^*(\hat{\gamma}) x_{it}^*(\hat{\gamma})' \right)^{-1} \hat{\sigma}^2$$

---

<sup>18</sup> Hansen, 1999, a.g.e., p. 352.

<sup>19</sup> Hansen, 2000, a.g.e., pp. 575-603.

### 3.1.3. Çoklu Eşikli Panel Regresyon Modelleri

Şu ana kadar üzerinde durulan EPR modellerinde tek eşik değer bulunmaktadır. Bununla birlikte iktisadi uygulamalarda birden fazla eşik değerinin mevcut olduğu EPR modellerinin tahmin edilmesi de gerekebilmektedir. Örneğin, Cuaresma ve Silgoner (2004)<sup>20</sup> çalışmalarında 14 Avrupa ülkesinde enflasyonun büyüme üzerindeki etkisini modellemek amacıyla iki eşik değerli bir panel veri modeli kullanmışlardır. Öte yandan Lin ve Chang (2010)<sup>21</sup> ise çalışmalarında mülkiyet yapısında aile sahipliğinin firmaların değerini etkileyip etkilemediğini üç eşik değerli panel veri modelleri ile sınımışlardır. Hansen (1999)'in çalışması bu ve benzeri uygulamalar için birden fazla eşik değere izin veren panel veri modeller için de genelleştirebilmektedir. Daha fazla sayıda eşik değerli panel veri modelleri için genelleştirilebilecek, iki eşik değerli bir panel veri modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1'x_{it}I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2'x_{it}I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3'x_{it}I(\gamma_2 < q_{it}) + e_{it} \quad (3.10.)$$

Burada yer alan eşik değerler  $\gamma_1 < \gamma_2$  şeklinde tanımlanmaktadır. Belirli eşik değerler için (3.10.) numaralı eşitlik eğim katsayılarında  $(\beta_1, \beta_2, \beta_3)$  doğrusaldır. Kalıntı kareler toplamı, tek eşik değerli panel veri modellerinde hesaplandığı gibi elde edilebilir.  $(\gamma_1, \gamma_2)$  değerlerinin birleşik tahminçileri tanım itibariyle  $S(\gamma_1, \gamma_2)$  değerini birlikte

---

<sup>20</sup> Jesús Crespo Cuaresma ve Maria Antoinette Silgoner, "Growth Effects of Inflation in Europe: How Low is Too Low, How High is Too High?", **University of Vienna Department of Economics Vienna Economics Papers**, No. 0411, 2004, pp. 1-30.

<sup>21</sup> Feng-Li Lin ve Tsangyao Chang, "Does Family Ownership Affect Firm Value in Taiwan? A Panel Threshold Regression Analysis", **International Research Journal of Finance and Economics**, No. 42, 2010, pp. 45-53.

minimize eden değerlerdir.  $(\gamma_1, \gamma_2)$  boyunca yapılacak bir ızgara araması yaklaşık olarak  $(NT)^2$  sayıda regresyon kurulmasına gereksinim duyduğundan, hesaplama bakımından oldukça maliyetlidir<sup>22</sup>. Bu nedenle Hansen (1999); Chong (1994)<sup>23</sup>, Bai (1997)<sup>24</sup> ve Bai ve Perron (1998)<sup>25</sup> tarafından çoklu değişim noktası modelleri için literatüre kazandırılan ardışık tahmin yöntemini kullanmayı önermiştir.  $S_1(\gamma)$ , (3.7.)’de tanımlandığı gibi tekil eşik değer kalıntı kareler toplamını ve  $\hat{\gamma}_1$ ,  $S_1(\gamma)$  değerini minimize eden eşik değer tahmini olmak üzere,  $\hat{\gamma}_1$  değeri  $\gamma_1, \gamma_2$  değerlerinin her ikisi için de tutarlı olacaktır. İlk aşamada  $\hat{\gamma}_1$  değeri elde edildikten sonra ikinci aşamada aşağıda yer verilen kriter dikkate alınır<sup>26</sup>:

$$S_2^r(\gamma_2) = \begin{cases} S(\hat{\gamma}_1, \gamma_2) & \hat{\gamma}_1 < \gamma_2 \text{ iken,} \\ S(\gamma_2, \hat{\gamma}_1) & \gamma_2 < \hat{\gamma}_1 \text{ iken.} \end{cases}$$

İkinci aşamada elde edilecek eşik değer tahmini aşağıdaki gibidir:

$$\hat{\gamma}_2^r = \arg \min_{\gamma_2} S_2^r(\gamma_2) \quad (3.11.)$$

---

<sup>22</sup> Chang ve Chiang, a.g.e., p. 7.

<sup>23</sup> Terence Tai-Leung Chong, “Consistency of Change-Point Estimators When the Number of Change-Points in Structural Change Models is Underspecified”, **Chinese University of Hong Kong Working paper**, 1994.

<sup>24</sup> Jushan Bai, “Estimating Multiple Breaks One At a Time”, **Econometric Theory**, Vol. 13, No.3, 1997, pp. 315–352.

<sup>25</sup> Jushan Bai ve Pierre Perron, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, **Econometrica**, Vol. 66, No.1, 1998, pp. 47–78.

<sup>26</sup> Hansen, 1999, a.g.e., p. 354.



Herhangi bir rejimin az sayıda gözlemden oluşmasını engellemek amacıyla (3.11.) numaralı eşitlikte yer alan arama için her rejimin en az belli bir sayıda gözlem içermesi şeklinde kısıtlama konulabilir. Bai (1997),  $\gamma_2^r$ 'nin tahmincisinin asimptotik olarak etkin olduğunu ama ikinci eşik değeri dikkate almayan kalıntı kareler fonksiyonuyla elde edildiği için  $\hat{\gamma}_1$ 'nin etkin olmadığını,  $\gamma_1$ 'ın asimptotik olarak etkin bir tahmincisini elde etmek için bir tahmin aşaması daha gerektiğini ifade etmiştir. Bunun için öncelikle, ikinci aşamada elde edilen eşik değer tahmincisi  $\gamma_2^r$ 'yi sabit tutarak, düzeltme kriterini aşağıdaki gibi tanımlamak mümkündür:

$$S_1^r(\gamma_2) = \begin{cases} S(\gamma_1, \hat{\gamma}_2^r) & \gamma_1 < \hat{\gamma}_2^r \text{ iken,} \\ S(\hat{\gamma}_2^r, \gamma_1) & \hat{\gamma}_2^r < \gamma_1 \text{ iken.} \end{cases}$$

$\gamma_1$ 'nin tahmini ise şu şekilde elde edilebilir:

$$\hat{\gamma}_1^r = \arg \min_{\gamma_1} S_1^r(\gamma_1)$$

Tek eşikli panel veri modellerinde, eşik değer olmadığını gösteren temel hipotez, tek eşik değer olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşı sınamak amacıyla kullanılan  $F_1$  testinin sonucunda temel hipotezin reddedilmesi halinde, tek eşik değer varlığını gösteren temel hipotezin, çift eşik değerli alternatif hipoteze karşı sınanması

gerekmektedir. İkinci aşamadaki eşik değeri ( $\hat{\gamma}_2^r$ ) elde etmek için hesaplanmış olan,  $\hat{\sigma}^2 = S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)/n(T-1)$  varyans tahminli en küçük kalıntı kareler toplamı ( $S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)$ ) şeklinde gösterilmişti. Buna göre tek eşik değeri, iki eşik değere karşın sınayan benzerlik oran test istatistiği şu istatistiğe dayanmaktadır<sup>27</sup>:

$$F_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}_1) - S_2(\hat{\gamma}_2^r)}{\hat{\sigma}^2}$$

$F_2$ 'in yüksek değerler alması halinde temel hipotez reddedilir. Benzerlik oran testinin asimptotik dağılımı önemli olmadığından, Hansen (1999), örnekleme dağılımını tahmin edebilmek için özçıkırım yöntemini önermiştir. Eşik değerler  $\gamma_1^r$  ve  $\gamma_2^r$ , tek değişkenli panel veri modellerindeki eşik değer tahminiyle aynı asimptotik dağılıma sahip olduğundan, iki eşik değer için güven aralıkları tek eşik değer olduğu durumla aynı şekilde hesaplanabilir:

$$LR_2^r(\gamma) = \frac{S_2^r(\gamma) - S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)}{\hat{\sigma}^2} \quad \text{ve} \quad LR_1^r(\gamma) = \frac{S_1^r(\gamma) - S_1^r(\hat{\gamma}_1^r)}{\hat{\sigma}^2}$$

---

<sup>27</sup> Hansen, 1999, a.g.e., p. 354.

Burada  $S_2^r(\gamma)$  ve  $S_1^r(\gamma)$  daha önceden tanımlandığı gibidir. Eşik değer tahmincileri için asimptotik güven aralıkları,  $LR_2^r \leq c(\alpha)$  ve  $LR_1^r \leq c(\alpha)$  olmak üzere  $\gamma$  'nin değerler setidir.

### 3.2. Yumuşak Geçişli Panel Regresyon Modelleri

Hansen (1999) tarafından literatüre kazandırılan EPR modelini ilgi çekici yapan özelliklerinden birisi farklı gözlem gruplarının birbirinden, sadece eşik değişkenin değerine bağlı olarak keskin sınırlarla veya kolayca ayırt edebilmektir. Fakat pratikte bu her zaman uygulanabilir değildir. Gonzalez vd. (2005)<sup>28</sup>, EPR modelleriyle benzer özelliklere sahip, regresyon katsayılarının bir gruptan diğerine geçişinin yavaş olduğu yumuşak geçişli panel regresyon (YGPR) modellerini geliştirmişlerdir. İki rejim arasındaki geçişin düzgün olması özellikle iktisadi açıdan oldukça önemlidir. Çünkü ekonomideki oyuncular, homojen olmayan davranışları nedeniyle tekdüze hareket etmemektedirler<sup>29</sup>.

YGPR modellerin ilgi çekici birçok özelliği bulunmaktadır. Öncelikle, EPR modellerinde olduğu gibi gözlenebilir bir değişkenin değerine göre regresyon katsayıları birden fazla değer alabilmektedir. Diğer bir ifadeyle paneldeki gözlemler her rejimdeki katsayılar farklı olmak suretiyle birkaç sayıda homojen rejime ayrılmaktadırlar<sup>30</sup>. İkinci olarak; rejimler arası geçiş EPR modellerindeki gibi ani değil yavaş, kademeli bir

---

<sup>28</sup> Andres Gonzalez, Timo Terasvirta ve Dick van Dijk, "Panel Smooth Transition Regression Models", **Research Paper Series Quantitative Finance Research Centre, University of Technology, Sydney**, No. 165, 2005, pp. 1-35.

<sup>29</sup> Nektarios Aslanidis ve Anastasios Xepapadas, "Smooth Transition Pollution-Income Paths", **Ecological Economics**, Vol. 57, No.2, 2006, p. 184.

<sup>30</sup> Antonia Lopez-Villavicencio ve Jose Ignacio Silva, "Employment Protection and the Non-linear Relationship Between the Wage-Productivity Gap Unemployment", **Scottish Journal of Political Economy**, Vol. 58, No. 2, 2011, p. 211.

şekilde gerçekleşmektedir. Bu geçiş birçok iktisadi teoriyi modellemede EPR modellerine göre daha uygundur.

### 3. 2. 1. Model

İki uç rejimli genel bir YGPR model aşağıdaki gibi tanımlanabilir<sup>31</sup>:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad i=1, \dots, N \quad \text{ve} \quad t=1, \dots, T \quad \text{için.} \quad (3.12.)$$

Bağımlı değişken  $y_{it}$  bir skalerken;  $x_{it}$ ,  $k$  boyutlu dışsal değişken vektörüdür.  $\mu_i$  sabit bireysel etkileri gösterirken,  $u_{it}$  ise kalıntıları göstermektedir. Geçiş fonksiyonu olan  $g(q_{it}; \gamma, c)$ , geçiş değişkeni  $q_{it}$ 'nin sürekli bir fonksiyonudur ve sadece 0 ile 1 arasında değerler alması için normalize edilmiştir. Geçiş değişkeni içsel bir değişkenin gecikmeli değeri olabileceği gibi, dışsal bir değişken ya da gecikmeli içsel değişkenlerin bir fonksiyonu da olabilir<sup>32</sup>.

Geçiş değişkeninin ( $q_{it}$ ) değeri  $g(q_{it}; \gamma, c)$ 'nin değerini belirler ve bu nedenle  $i$  bireyi için  $t$  zamanındaki etkin regresyon katsayıları  $\beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c)$  şeklindedir. Dolayısıyla geçiş değişkeninin 0 ve 1 uç değerleri, uç rejimlerde yer alan parametreleri belirlemektedir. Bu uç rejimlerde tahmin edilmiş parametreler birbirlerinden farklıdır; ilk rejimde  $\beta_0$  ve ikinci rejimdeyse  $\beta_0 + \beta_1$  şeklindedir. Bu iki uç rejim arasında ara

---

<sup>31</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p. 3.

<sup>32</sup> Lopez-Villavicencio ve Silva, a.g.e., p. 211-212.

rejim süreci bulunmaktadır ki, burada yer alan eğim,  $\beta_0$  ve  $\beta_1$  parametrelerinin ağırlık ortalaması olarak tanımlanır. Bu nedenle doğrudan bu katsayıların değerini yorumlamak zor olmakla birlikte, genellikle bu parametrelerin işaretleri yorumlanmaktadır<sup>33</sup>.

Gonzalez v.d. (2005),  $g(q_{it}; \gamma, c)$  fonksiyonu yerine aşağıda gösterilen lojistik fonksiyonu kullanmışlardır:

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left( 1 + \exp \left( -\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right) \right)^{-1} \quad \gamma > 0 ; c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m \quad (3.13.)$$

Bu geçiş fonksiyonu şekli “S” biçimindedir<sup>34</sup>. Bu fonksiyonda  $c = (c_1, \dots, c_m)'$  konum parametrelerinin  $m$  boyutlu vektörüdür ve eğim parametresi  $\gamma$  bir rejimden diğerine geçişin düzgünlüğünü, dolayısıyla geçiş hızını belirlemektedir<sup>35</sup>.  $\gamma$ 'ın değerinin büyük olması halinde geçiş kısa bir sürede tamamlanırken, küçük değerler alması halindeyse geçiş daha yavaş olur<sup>36</sup>.  $\lambda > 0$  ve  $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$  sınırlamaları tanımlama amacıyla konulmuştur.

<sup>33</sup> Julien Fouquau, Ghislaine Destais ve Christophe Hurlin, “Energy Demand Models: A Threshold Panel Specification of the ‘Kuznets Curve’”, **Applied Economics Letters**, Vol. 16, No. 12, 2009, p. 1242.

<sup>34</sup> Marie Bessec ve Julien Fouquau, “The Non-Linear Link Between Electricity Consumption and Temperature in Europe: A Threshold Panel Approach”, **Energy Economics**, Vol. 30, No. 5, 2008, p. 2711.

<sup>35</sup> Aslanidis ve Xepapadas, a.g.e., p. 184.

<sup>36</sup> Nan Geng, “The Dynamics Of Market Structure and Firm-Level Adjustment to India’s Pro-Market Economic Liberalizing Reforms, 1988-2006: A Time Varying Panel Smooth Transition Regression (TV-PSTR) Approach”, **International Review of Economics & Finance**, Vol. 20, No. 4, 2011, p. 510.

Pratikte, parametrelerde sıklıkla karşılaşılan varyasyon türlerine izin verdiği için genellikle  $m = 1$  veya  $m = 2$  olarak alınması yeterlidir<sup>37</sup>.  $m = 1$  için bu model, değişimin  $c_1$  etrafında yoğunlaştığı, iki uç rejimin  $q_{it}$  'nin düşük ve yüksek değerleriyle ilgili olduğu,  $q_{it}$  arttıkça  $\beta_0$  'dan  $\beta_0 + \beta_1$  'a katsayıların tekdüze bir şekilde değiştiği bir model haline gelir.  $\gamma \rightarrow \infty$  olduğunda  $g(q_{it}; \gamma, c)$ ,  $q_{it} > c_1$  iken 1, diğer durumlarda 0 değerini alan bir gösterge fonksiyonu ( $I[q_{it} > c_1]$ ) haline gelir. Bu durumda YGPR modeli, Hansen (1999)'in iki rejimli panel eşik modeline dönüşür<sup>38</sup>.

$m = 2$  için, geçiş fonksiyonu en küçük değerine  $(c_1 + c_2)/2$  noktasında ulaşır ve  $q_{it}$  'nin küçük ve büyük değerlerinde 1 değerine ulaşır. Bu durumda fonksiyon lojistik quadratik bir fonksiyon haline gelir<sup>39</sup>.  $\gamma \rightarrow \infty$  olduğunda model birbirine benzer dış rejimleri olan ve bu rejimlerin ortadaki rejimden farklı olduğu 3 rejimli bir panel eşik modeline dönüşür<sup>40</sup>. Genellikle  $\gamma \rightarrow \infty$  ve  $m > 1$  olduğunda, birbirinden farklı rejim sayısı iki olur ve geçiş fonksiyonu  $c_1, \dots, c_m$  'da 0 ile 1 arasında değişir<sup>41</sup>. Son olarak,  $m$  'in herhangi bir değeri için (3.13.) numaralı fonksiyonu  $\gamma \rightarrow 0$  olduğunda bir sabite dönüşür ki bu durumda model, sabit etkili doğrusal bir panel regresyon modeli haline gelir.

$c = 0$  iken, çeşitli eğim parametreleri için lojistik fonksiyonun aldığı biçimler Şekil 3.1.'de görülmektedir. Bu şekil incelendiğinde  $\gamma$ 'nin aldığı değer azaldıkça rejimler arası geçişin daha yavaş gerçekleştiği görülmektedir.

---

<sup>37</sup> Tsangyao Chang, Shuchen Kang ve Gengnan Chiang, "Exploring an Efficient Investment Regime: The Case of SP100 Companies", **International Review of Financial Analysis**, Vol. 19, No. 2, 2010, p. 136.

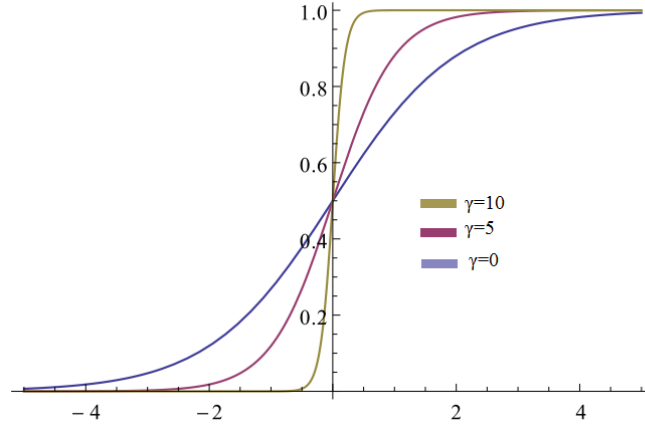
<sup>38</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p. 3.

<sup>39</sup> Sophie Berau, Antonia López Villavicencio ve Valérie Mignon, "Nonlinear Adjustment of the Real Exchange Rate Towards Its Equilibrium Value: A Panel Smooth Transition Error Correction Modelling", **Economic Modelling**, Vol. 27, No.1, 2010, p. 405.

<sup>40</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p. 3.

<sup>41</sup> Tsangyao Chang, Shuchen Kang ve Gengnan Chiang, "Mean Reversion of Dow 30 Stock Prices towards Their Fundamental Values", (Çevrimiçi), [http://www.fma.org/Xiamen/ChangKangChiang\\_FMA\\_Asian2009.pdf](http://www.fma.org/Xiamen/ChangKangChiang_FMA_Asian2009.pdf), p.15, 17 Şubat 2011.

Şekil 3. 1.  $c=0$  iken Çeşitli Eğim Parametreleri için Lojistik Fonksiyonun Aldığı Biçim



Bessec ve Fouquau (2008) ise çalışmalarında üssel geçiş fonksiyonunu kullanmışlardır<sup>42</sup>:

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left(1 - \exp\left[-\gamma(q_{it} - c_j)^2\right]\right), \quad \gamma > 0$$

Bu fonksiyon U şeklindedir. Bu nedenle, iki karşıt rejimdeki değişkenler arasındaki ilişki aynı iken diğer bir ifadeyle geçiş değişkeninin azalış ve artışları benzer dinamiklere sahipken, iki rejim arasında kalan bölge, uç rejimlerden farklı bir dinamik ile karakterize edilmektedir<sup>43</sup>. Geçiş değişkeninin konum parametresinin her zaman üstünde olduğu uç durumda, üssel fonksiyon, lojistik fonksiyona benzer bir şekil alacaktır. Benzer olarak modelde iki tipik lojistik fonksiyonun kullanılması halinde,

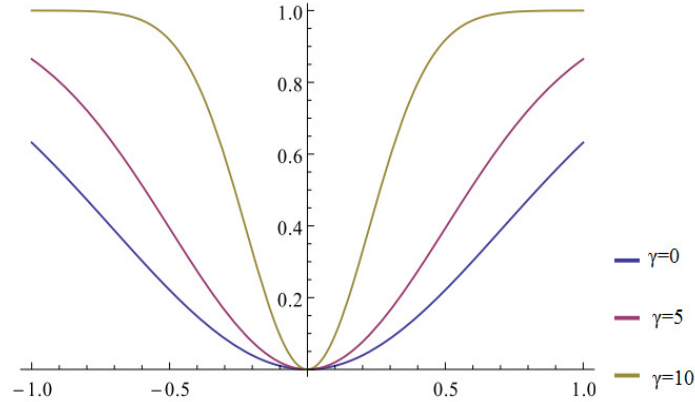
<sup>42</sup> A.e., p.2710.

<sup>43</sup> Antonia Lopez-Villavicencio ve Valerie Mignon, “On Equilibrium Exchange Rates. Is Emerging Asia Different”, **CEPII Research Center Working Papers**, No. 2009-38, 2009, p. 20.

ssel fonksiyona benzer bir fonksiyon elde edilebilir. ssel fonksiyonun dezavantajı  $\gamma \rightarrow 0$  veya  $\gamma \rightarrow \infty$  olduđunda fonksiyonun bir sabite dnşmesidir (sırasıyla 0 ve 1). Bundan dolayı model her iki durumda da dođrusal bir model haline gelir, diđer bir ifadeyle ssel yumuřak geiřli panel regresyon modeli ierisinde EPR modelini barındırmaz<sup>44</sup>.

řekil 3.2.'de  $c = 0$  iken, eđim parametrelerinin aldıđı eřitli deđerler iin ssel fonksiyonun almıř olduđu biimler gsterilmektedir.  $\gamma$ 'nın almıř olduđu deđerlerin artması halinde, fonksiyonun daha dik olduđu, dolayısıyla bir rejimden diđerine geiřin daha hızlı olduđu grlmektedir.

**řekil 3.2.:  $c=0$  iken eřitli Eđim Parametreleri iin ssel Fonksiyonun Aldıđı Biim**



YGPR modellerinde elastikiyeti ařađıda gsterildiđi řekilde hesaplamak mmkndr<sup>45</sup>.

<sup>44</sup> Bessec ve Fouquau, a.g.e., p. 2712.

<sup>45</sup> Lopez-Villavicencio ve Silva, a.g.e., p. 212.



$$e_{it} = \frac{\delta y_{it}}{\delta x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 g(q_{it}; \gamma, c) + \beta_1 q_{it} \frac{\delta g(q_{it}; \gamma, c)}{\delta x_{it}}$$

Bu tanımlama,  $x_{it}$  değişkeninin  $q_{it}$ 'nin değerine göre  $y_{it}$  üzerindeki etkisini değerlendirme imkanı verir. Burada üzerinde durulması gereken bir nokta; YGPR modelin uç rejimlerinde tahmin edilen katsayıların birbirinden farklı olmasıdır. Genellikle parametrelerin değerleri yerine, eşik değişkenin değerine bağlı olarak tahminde artış veya azalışları gösteren işaretleri yorumlama tercih edilir<sup>46</sup>. Burada, geçiş fonksiyonun tanım itibarıyla  $0 \leq g(q_{it}; \gamma, c) \leq 1$  olması nedeniyle,  $\beta_1 \geq 0$  olduğunda  $\beta_0 \leq e_t \leq \beta_0 + \beta_1$ ;  $\beta_1 \leq 0$  olduğunda ise  $\beta_0 + \beta_1 \leq e_t \leq \beta_0$  olmaktadır.

YGPR model ikiden daha fazla sayıda rejim için aşağıdaki şekilde genişletilebilir<sup>47</sup>:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j' x_{it} g_j(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j) + u_{it} \quad (3.14.)$$

Buradaki geçiş fonksiyonları  $g_j(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j)$  ( $j=1, \dots, r$  olmak üzere) lojistik formdadır ve eğim parametreleri  $\gamma_j$  ile konum parametrelerine ( $c_j$ ) bağlıdır<sup>48</sup>.  $m=1$ ,  $q_{it}^{(j)} = q_{it}$  ve  $j=1, \dots, r$  için  $\gamma_j \rightarrow \infty$  olması halinde, geçiş fonksiyonu gösterge

<sup>46</sup> Anne-Laure Delatte ve Julien Fouquau, "The Determinants of International Reserves in the Emerging Countries: a Non-linear Approach", **MPRA Paper**, No: 16311, 2009, p.9.

<sup>47</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p. 4.

<sup>48</sup> Chang, Kang ve Chiang, a.g.e., p. 136.

fonksiyonuna, (3.14.) numaralı model de,  $r+1$  rejimli bir EPR model haline dönüşür. Sonuç olarak bu model çok rejimli eşik panel modelin geliştirilmiş bir hali olarak ele alınabilir. Ayrıca, model değerlendirme aşamasında da geliştirilmiş bu model önem kazanmaktadır, tipik olarak çok rejimli bu model, heterojenlik kalmadığını gösteren bir tanısal testtir<sup>49</sup>.

### **3.2.2. Yumuşak Geçişli Panel Regresyon Modellerin Kurulması**

Yumuşak geçişli regresyon modellerinde kullanılan prosedür, Gonzalez vd. (2005) tarafından yumuşak geçişli panel regresyon modellerin kullanılması amacıyla geliştirilmiştir. Bu prosedür temel olarak üç aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada, YGPR alternatifine karşı doğrusallık testi yapılırken, ikinci aşamada doğrusallık hipotezinin reddedilmesi halinde, doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemiyle parametre tahmini yapılır ve son aşamada tahmin edilen modelin geçerliliğini sınamak ve uygun rejim sayısına ( $r$ ) karar vermek amacıyla belirleme testleri yapılır<sup>50</sup>.

#### **3.2.2.1. Model Tanımlama: Doğrusallık Testi**

Modelin kurulmasından önce doğrusallık temel hipotezini, yumuşak geçişli panel regresyon model alternatifine karşı doğrusallık testi yapmak gerekmektedir. Bu test hem istatistiksel hem de iktisadi sebeplerden önemlidir<sup>51</sup>. Eğer veri homojen ise YGPR

---

<sup>49</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p. 4.

<sup>50</sup> Antonia Lopez-Villavicencio ve Jose Ignacio Silva, a.g.e. p. 212.

<sup>51</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p. 5.

model yerine doğrusal panel veri modelini kullanmak gerekmektedir<sup>52</sup>. İktisadi açıdan ise yapısal geçiş olmaksızın test sonuçlarına dayanarak tüm paneldeki duyarlılık faktörü anlaşılabilir<sup>53\*</sup>.

(3.12.) numaralı model,  $r=1$  olmak üzere heterojenlik olmadığını gösteren  $H_0 : \gamma=0$  veya  $H'_0 : \beta_1=0$  hipotezlerinin reddedilememesiyle homojen bir modele indirgenebilir. Fakat bu hipotezleri test etmek amacıyla kullanılan testler standart değildir, çünkü her iki temel hipotezde de özdeşleştirilmemiş sorunlu parametreler bulunmaktadır. Her iki hipotez altında konum parametreleri ( $c$ ),  $H_0$  hipotezi altında  $\beta_1$ ,  $H'_0$  hipotezi altında ise  $\gamma$  tanımlanmamaktadır. Gonzales v.d. (2005), Luukkonen v.d. (1988)<sup>54</sup>i takip ederek,  $g(q_{it}; \gamma, c)$  fonksiyonu yerine,  $\gamma=0$  etrafında birinci mertebeden Taylor açılımını koymuşlardır. Yeniden parametre dizimi yaptıktan sonra, aşağıdaki yardımcı regresyon elde edilmektedir:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m^* x_{it} q_{it}^m + u_{it}^* \quad (3.15.)$$

Burada yer alan parametre vektörleri,  $\beta_1^*, \dots, \beta_m^*$ ,  $\gamma$  ile  $R_m$  Taylor açılımının kalıntısı olmak üzere  $u_{it}^* = u_{it} + R_m \beta_1^* x_{it}$ 'nin çarpımlarıdır. Sonuç olarak (3.12.) numaralı eşitlikte  $H_0 : \gamma=0$ 'yı test etmeyle (3.15.) numaralı eşitlikte  $H_0^* : \beta_1^* = \dots = \beta_m^* = 0$ 'yı test etme

<sup>52</sup> Ju-Hong Teng, "The Relationship between Directors' Collateralized Shares and Firm's Performance - The Panel Smooth Transition Regression Model", **Institute of Economics and Management National University of Kaohsiung** (Basılmamış Yüksek Lisans Tezi), 2009, p.19.

<sup>53</sup> A.e.

\* Örneğin; bir örnekte yer alan tüm firmalar için yatırımın nakit akışı gibi değişkenlere olan eş duyarlılığı (Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p. 5.)

<sup>54</sup> Ritva Luukkonen, Pentti Saikkonen ve Timo Teräsvirta, Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models, **Biometrika**, Vol. 75, No. 3, 1988, pp. 491-499.

aynıdır.  $SSR_0$ , bireysel etkilerle doğrusal panel veri modelini gösteren temel hipotez altındaki panel kalıntı kareler toplamını,  $SSR_1$  ise alternatif hipotez altındaki düzgün geçişli panel veri modelini göstermek üzere LM ve F olmak üzere iki test istatistiği hesaplanabilir<sup>55</sup>:

$$LM = TN(SSR_0 - SSR_1) / SSR_0$$

$$LM_F = [(SSR_0 - SSR_1)] / Km / [SSR_0 / (TN - N - mK)]$$

Doğrusallık testinde üzerinde durulması gereken iki nokta vardır. İlki, bu test YGPR modellerinde uygun geçiş değişkeni ( $q_{it}$ ) belirlemek amacıyla kullanılabilir. Bu durumda test, tüm aday geçiş değişkenleri için uygulanır ve doğrusallık temel hipotezini en güçlü reddeden değişken (eğer reddediliyorsa) uygun geçiş değişkeni olarak seçilir. İkinci olarak uygulanan bu doğrusallık testi ayrıca (3.13.) numaralı fonksiyondaki geçiş değişkeninin uygun mertebesini ( $m$ ) belirlemede de kullanılabilir<sup>56</sup>. Gonzalez vd. (2005), Granger ve Terasvirta (1993)<sup>57</sup> ve Terasvirta (1994)<sup>58</sup>,nın çalışmalarını takip ederek ardışık bir test önermişlerdir. Bu yöntemde, öncelikle (3.15.) numaralı yardımcı regresyonu  $m = 3$  ile kurulup,  $H_0^* = \beta_3^* = \beta_2^* = \beta_1^* = 0$  hipotezi standart F testiyle test edilir, bu hipotezin reddedilmesi halinde  $H_{03}^* = \beta_3^* = 0$ ,  $H_{02}^* = \beta_2^* = 0 | \beta_3^* = 0$  ve  $H_{01}^* = \beta_1^* = 0 | \beta_3^* = \beta_2^* = 0$  hipotezleri test edilir.  $H_{02}^*$  hipotezi reddedilmesi diğer

<sup>55</sup> Gilbert Colletaz ve Christophe Hurlin, "Threshold Effects in the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach", **Document de Recherche du Laboratoire d'Economie d'Orléans**, No. 2006-1, 2006, pp. 1-42.

<sup>56</sup> Gonzalez, Terasvirta, Dijk, a.g.e. s.6.

<sup>57</sup> Clive W. J. Granger ve Timo Teräsvirta, **Modelling Non-Linear Economic Relationships**, USA, Oxford University Press, 1993.

<sup>58</sup> Timo Terasvirta, "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 89, No. 425, 1994, pp. 208-218.

hipotezlerin reddedilmesinden daha güçlü; diğer bir ifadeyle bu hipotezin test edilmesi amacıyla kullanılan F testinin olasılık değerleri diğerlerinden daha küçük ise  $m = 2$  , aksi takdirde  $m = 1$  olarak seçilir<sup>59</sup>.

### 3.2.2.2. Parametre Tahmini

(3.12.) numaralı YGPR modelinde  $\theta = (\beta'_0, \beta'_1, \gamma, c')$  parametrelerini tahmin etmek için öncelikle bireye özgü ortalamalar kullanılarak bireysel etkiler ortadan kaldırılır, daha sonra ise düzenlenmiş bu veriye doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi uygulanır<sup>60</sup>. Sabit etkileri elimine ederken, doğrusal panel veri modellerinde uygulandığı gibi iç-değişim kullanılır fakat doğrusal olmayan model bağlamında farklı bir yol izlenmektedir<sup>61</sup>.

(3.12.) numaralı model aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma, c) + u_{it} \quad (3.16.)$$

Burada  $x_{it}(\gamma, c) = (x'_{it}, x'_{it}g(q_{it}; \gamma, c))'$  ve  $\beta = (\beta'_0, \beta'_1)'$  şeklindedir. (3.16.) numaralı eşitlikten bireysel ortalamaların çıkarılması halinde model aşağıdaki şekle gelir:

---

<sup>59</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p. 6.

<sup>60</sup> Aslanidis ve Xepapadeas, a.g.e., p. 184.

<sup>61</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p.7.

$$\tilde{y}_{it} = \beta' \tilde{x}_{it}(\gamma, c) + \tilde{u}_{it} \quad (3.17.)$$

Burada  $\bar{y}_i$ ,  $\bar{x}_i$ ,  $\bar{w}_i$  ve  $\bar{u}_i$  bireysel ortalamaları göstermek üzere  $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ ,

$$\tilde{x}_{it}(\gamma, c) = (x'_{it} - \bar{x}'_i, x'_{it}g(q_{it}; \gamma, c) - \bar{w}'(\gamma, c))', \quad \tilde{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i \quad \text{ve}$$

$$\bar{w}_i(\gamma, c) \equiv T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}g(q_{it}; \gamma, c) \text{ şeklindedir.}$$

Hem düzeyde, hem de bireysel ortalamalarda (3.17.) numaralı eşitlikte yer alan dönüştürülmüş açıklayıcı değişkenler matrisi ( $\tilde{x}_{it}(\gamma, c)$ ), geçiş fonksiyonunda yer alan  $\gamma$  ve  $c$ 'ye dayandığı için her yinelemede  $\tilde{x}_{it}(\gamma, c)$  yeniden hesaplanmalıdır<sup>62</sup>.

(3.17.) numaralı eşitlikte görüleceği üzere, YGPR modeli,  $\gamma$  ve  $c$ 'ye bağlı olarak  $\beta$ 'da doğrusaldır. Bu nedenle aşağıda verilen yoğunlaştırılmış kalıntı kareler toplamını minimize eden parametre değerlerini bulmak için doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemini uygulamak gereklidir<sup>63</sup>.

$$Q^c(\gamma, c) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\tilde{y}_{it} - \hat{\beta}(\gamma, c') \tilde{x}_{it}(\gamma, c))^2 \quad (3.18.)$$

Burada  $\hat{\beta}(\gamma, c)$ , (3.17.) numaralı eşitlikten doğrusal olmayan optimizasyonla her yinelemede en küçük kareler yöntemiyle elde edilmektedir. (3.16.) numaralı eşitlikteki

<sup>62</sup> Chien-Chiang Lee, Yi-Bin Chiu ve Chia-Hung Sun, "Deforestation, Environmental KuznetsCurve, and Threshold Effects: International Evidence", **Singapore Economic Review Conference 2009**, Singapore, 6-8 Temmuz 2009.

<sup>63</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p.7.

kalıntuların  $u_{it}$ , normal dağılması halinde, bu tahmin yöntemi maksimum benzerlik yöntemine eşittir<sup>64</sup>.

### 3.2.2.3. Model Değerlendirmesi

YGPR modellerinin değerlendirme aşamasında iki yanlış tanımlama testi yapılır. Bunlardan ilki parametre sabitliği testi, ikincisi ise homojenlik testidir ki bu test Eitrheim ve Terasvirta (1996)<sup>65</sup> tarafından bireysel yumuşak geçişli modeller için geliştirilmiş doğrusallık testinin panel veri için genişletilmiş halidir.

### 3.2.2.4. Parametre Sabitliği Testi

Her ne kadar regresyon modellerinde parametre sabitliği testi oldukça sık kullanılan bir test olsa da panel veri uygulamalarında genellikle, zaman boyutu  $T$ , görece olarak kesit boyutuna göre daha küçük olduğundan parametre sabitliğini test etmek yeteri kadar ilgi görmemiştir. Fakat  $T$  arttıkça parametre sabitliğinin önemi de arttığından, Gonzalez vd. (2005) YGPR modelleri için yeni bir parametre sabitliği testi önermişlerdir.

Parametre sabitliği temel hipotezine karşın alternatif hipotez olarak (3.12.) numaralı modeldeki parametrelerin zaman içerisinde yavaş bir şekilde değiştiği test

---

<sup>64</sup> Fouquau, Destais ve Hurlin, a.g.e., p. 1242.

<sup>65</sup> Oyvind Eitrheim ve Timo Terasvirta, "Testing The Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 74, No.1, 1996, pp. 59-75.

edilir. Bu alternatif hipotez altındaki model Zamanla Değişen Yumuşak Geçişli Panel Regresyon (ZDYGPR) modeli olarak adlandırılabilir ve aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$y_{it} = \mu_i + (\beta'_{10}x_{it} + \beta'_{11}x_{it}g(q_{it}; \gamma_1, c_1)) + f(t; \gamma_2, c_2)(\beta'_{20}x_{it} + \beta'_{21}x_{it}g(q_{it}; \gamma_1, c_1)) + u_{it} \quad (3.19.)$$

Burada,  $g(q_{it}; \gamma_1, c_1)$  (3.13.) numaralı eşitlikte tanımlandığı gibidir ve  $f(t; \gamma_2, c_2)$  zamana, geçiş değişkeni olarak davranan geçiş fonksiyonudur<sup>66</sup>. (3.19.) numaralı model aynı zamanda, modelin parametrelerindeki zaman-değişiminin deterministik karakterini açıkça göstermek amacıyla aşağıdaki gibi yazılabilir<sup>67</sup>:

$$y_{it} = \mu_i + (\beta_{10}x_{it} + \beta_{20}f(t; \gamma_2, c_2))' x_{it} + (\beta_{11}x_{it} + \beta_{21}f(t; \gamma_2, c_2))' x_{it}g(q_{it}; \gamma_1, c_1) + u_{it} \quad (3.20.)$$

ZDYGPR modelinde parametrelerin tutarlılığı  $f(\cdot)$ 'ya bağlı olarak değerlendirilebilir. Bu fonksiyon aşağıdaki forma sahiptir:

$$f(t; \gamma_2, c_2) = \left( 1 + \exp \left( -\gamma_2 \prod_{j=1}^h (t - c_{2j}) \right) \right)^{-1} \quad (3.21.)$$

<sup>66</sup> Teng, a.g.e., p. 22.

<sup>67</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p. 9.



Buradaki parametreler (3.13.) de tanımlandığı gibidir. Tek fark geçiş değişkeninin  $t$  olmasıdır.  $h=1$  iken ZDYGPR modeli, tekil tek düze değişime izin verir,  $h=2$  olduğunda ise değişim  $(c_{21} + c_{21})/2$  etrafında simetriktir. Değişimin düzgünlüğü  $\gamma_2$  ile kontrol edilir.  $\gamma_2 \rightarrow \infty$  iken  $f(t; \gamma_2, c_2)$  fonksiyonu  $h=1$  durumunda  $I[t > c_{21}]$  gösterge fonksiyonuna,  $h=2$  durumundaysa  $1 - I[c_{21} < t \leq c_{22}]$  gösterge fonksiyonuna dönüşür. Bu durumda ise (3.21.) numaralı fonksiyon ani yapısal kırılmalara uyum sağlar<sup>68</sup>.

(3.21.) numaralı fonksiyonda  $\gamma_2 = 0$  olması halinde,  $f(t; \gamma_2, c_2)$  fonksiyonu tüm  $t$  için  $1/2$ 'ye eşit olur. Böylelikle (3.19.) numaralı model sabit parametrelere sahip olacaktır ve parametre sabitliğinin temel hipotezi olarak  $H_0 : \gamma_2 = 0$  test edilebilecektir. Temel hipotez altında (3.19.) numaralı modelde  $\beta_{20}, \beta_{21}$  ve  $c_2$  parametreleri tanımlanmadığından,  $f(t; \gamma_2, c_2)$  fonksiyonun yerine  $\gamma_2 = 0$  etrafında birinci mertebe Taylor açılımı konulur. Terimlerin yeniden düzenlenmesi halinde aşağıda görülen yardımcı regresyon elde edilir:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_{10}^* x_{it} + \beta_{11}^* x_{it} t + \beta_{20}^* x_{it} t^2 + \dots + \beta_h^* x_{it} t^h + (\beta_{20}^* x_{it} + \beta_{h+1}^* x_{it} t + \dots + \beta_{2h}^* x_{it} t^h) g(q_{it}; \gamma_1, c_1) + u_{it}^* \quad (3.22.)$$

Burada  $R(t; \gamma_2, c_2)$  kalıntı olmak üzere  $u_{it}^* = u_{it} + R(t; \gamma_2, c_2)$  şeklindedir. (3.22.) numaralı modeldeki parametre vektörleri  $\beta_j^*$ ,  $j=1, 2, \dots, h, h+1, \dots, 2h$  için  $\gamma_2$ 'nin

<sup>68</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p. 9.

katlarıdır, böylelikle (3.19.) numaralı model için olan  $H_0 : \gamma_2 = 0$  hipotezi yardımcı regresyonda  $j = 1, 2, \dots, h, h+1, \dots, 2h$  için  $H_0^* : \beta_j^* = 0$  haline dönüşür<sup>69</sup>.  $H_0^* \{u_{it}^*\} = \{u_{it}\}$  hipotezi altında, Taylor serisi yaklaşımı asimptotik dağılım teorisini etkilemez. Temel hipotez altında,  $LM_\chi$  asimptotik olarak  $\chi^2(2hk)$ ,  $LM_F = LM_\chi / 2hk$  ise yaklaşık olarak  $F(2hk, TN - N - 2k(h+1) - (m+1))$  dağılır. Temel model homojen sabit etkiler modeli olduğu zaman (3.19. numaralı modelde  $\beta_{11} \equiv \beta_{21} \equiv 0$ ), (3.21.) numaralı model parametre sabitliği testine dönüşür<sup>70</sup>.

### 3.2.2.5. Kalan Heterojenliğin Testi

İki rejimli yumuşak geçişli panel regresyon modelinin panel verideki heterojenliği tamamen yakalayıp yakalayamadığı birçok yolla test edilebilir. YGPR modelleri çerçevesinde (3.14.) numaralı modeldeki YGPR modeline alternatif olarak üç rejimli bir model dikkate alınabilir<sup>71</sup>:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} g_1(q_{it}^{(1)}; \gamma_1, c_1) + \beta'_2 x_{it} g_2(q_{it}^{(1)}; \gamma_2, c_2) + u_{it} \quad (3.23.)$$

<sup>69</sup> Teng, a.g.e., p. 22.

<sup>70</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., p.10.

<sup>71</sup> A.e.

Burada geçiş değişkenleri  $q_{it}^{(1)}$  ve  $q_{it}^{(2)}$ 'nin birbirine eşit olmasına gerek yoktur. İki rejimli PSTR modelde heterojenlik kalmadığını gösteren (3.23.) için temel hipotez  $H_0 : \gamma_2 = 0$  şeklinde gösterilebilir. Temel hipotez altında tanımlanmayan sorunlu parametreler olduğu için  $g_2(q_{it}^{(1)}; \gamma_2, c_2)$  fonksiyonu  $\gamma_2 = 0$  etrafında bir Taylor açılımıyla yer değiştirilerek sorun ortadan kaldırılabilir. Birinci mertebeden Taylor açılımını uygulayarak aşağıdaki yardımcı regresyon elde edilebilir:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} g_1(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1) + \beta_{21}^* x_{it} q_{it}^{(1)} + \dots + \beta_{2m}^* x_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it}^* \quad (3.24.)$$

Burada  $\hat{\gamma}_1$  ve  $\hat{c}_1$  temel hipotez altındaki tahminlerdir. Heterojenlik kalmadığını gösteren hipotez  $H_0^* : \beta_{21}^* = \dots = \beta_{2m}^* = 0$  yeniden ele alınabilir. (3.23.) numaralı modelde  $\beta_1 \equiv 0$  olması halinde, test daha önce bahsi geçen doğrusallık testine dönüşür.  $H_0^*$  reddedilemediği zaman,  $LM_x$  istatistiği  $\chi^2(mk)$  asimptotik dağılıma,  $LM_F$  ise yaklaşık olarak  $F(mk, TN - N - 2 - k(m + 2))$  dağılıma sahip olacaktır.

### 3.2.2.5. Rejim Sayısını Belirleme

Rejim sayısını diğer bir deyişle geçiş fonksiyonlarının sayısını belirlemek amacıyla, geçiş fonksiyonunda doğrusal dışılığın kalmadığını gösteren temel hipotezi test etmek için ardışık bir yaklaşım kullanılabilir. Doğrusallık hipotezinin reddedilmesi halinde, bir geçiş fonksiyonunun olduğunu gösteren temel hipotez  $H_0 : r = 1$ , iki rejim

olduğunu gösteren alternatif hipoteze  $H_1 : r = 2$  karşı test edilerek uygun rejim sayısı belirlenebilir.  $r = 2$  olmak üzere aşağıdaki gibi bir YGPR modeli ele alınırsa;

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{i1} g_1(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \beta_2 x_{i2} g_2(q_{it}; \gamma_2, c_2) + u_{it}$$

Bu modelde yer alan ikinci geçiş fonksiyonu  $\gamma_2 = 0$  etrafında birinci mertebeden Taylor açılımıyla yer değiştirilir ve parametrelerdeki doğrusal kısıtlamalar test edilir.  $g_2(q_{it}; \gamma_2, c_2)$  fonksiyonunun birinci mertebeden Taylor açılımının kullanılması halinde model

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{i1} g_1(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \theta_1 x_{i2} q_{it} + u_{it} \quad (3.25.)$$

Şekline dönüşür<sup>72</sup>. Burada doğrusallık kalmadığını gösteren temel hipotez  $H_0 : \theta_1 = 0$  şeklinde tanımlanabilir.  $SSR_0$ ,  $H_0$  hipotezi altındaki panel kalıntı kareler toplamını (tek geçiş fonksiyonlu YGPR modelindeki),  $SSR_1$  ise (3.25.) numaralı modelden elde edilen panel kalıntı kareler toplamını göstermek üzere doğrusallık testinde kullanılan  $LM_F = [(SSR_0 - SSR_1)] / Km / [SSR_0 / (TN - N - mK)]$  testiyle temel hipotez sınanabilir. Buradaki test prosedürü şu şekilde özetlenebilir:

---

<sup>72</sup> Julien Fouquau, Christophe Hurlin ve Isabelle Rabaud, “The Feldstein-Horioka Puzzle: A Panel Smooth Transition Regression Approach”, **Economic Modelling**, Vol. 25, No.2, 2008, p. 289.

$r^*$  sayıdaki veri geçiş fonksiyonlu YGPR modeli için  $H_0 : r = r^*$  temel hipotezi,  $H_1 : r = r^* + 1$  alternatif hipotezine karşı test edilir. Temel hipotezin reddedilememesi halinde prosedür sona erdirilir. Aksi halde,  $H_0 : r = r^* + 1$  hipotezi,  $H_1 : r = r^* + 2$  alternatif hipotezine karşı test edilir. Bu süreç  $H_0$  hipotezinin ilk kabul edilmesine kadar devam ettirilir<sup>73</sup>. Bu sürecin her adımında anlamlılık düzeyi,  $0 < \tau < 1$  olmak üzere bir sabit faktör aşırı geniş modellerden kaçınmak amacıyla azaltılır. Gonzalez vd. (2005)<sup>74</sup> bu faktörün 0,5 olarak alınmasını önermişlerdir.

---

<sup>73</sup> Anne-Laure Delatte ve Julien Fouquau, "The Determinants of International Reserves in the Emerging Countries: a Non-Linear Approach", **MPRA Paper**, No. 16311, 2009, p. 11.

<sup>74</sup> Gonzalez, Terasvirta ve Dijk, a.g.e., pp. 1-35.

## 4. BÖLÜM

### ENERJİ ve ENERJİ TÜKETİMİ

Enerji genellikle iş yapma veya ısı üretme yeteneği olarak tanımlanmaktadır. Genelde ısı içsel enerji içeren ve yakılma suretiyle bunun oluşmasına neden olan bir yakıtın yakılmasıyla, güneş ışınlarının yakalanmasıyla ve benzeri yöntemlerle elde edilebilir. Buna benzer olarak, iş yapma yetisi, bir barajda depolanan su gibi potansiyel enerjiyi ya da gelgitlerde yer alan dalgalarda yer alan kinetik enerjiyi ifade etmektedir. Dolayısıyla enerjinin birçok farklı biçimde yer aldığını ifade etmek mümkündür. Enerji, farklı fiziksel durumda bulunan birçok farklı kaynaktan elde edilebilmektedir. Başlangıçta insanoğlu sadece güneş enerjisinden ve rüzgar ile su akışının enerjisinden faydalanırken, ateşin keşfiyle biyoyakıtların kullanımına, daha yakın geçmişte ise kömür ve ardından petrol ve doğalgazların kullanımına başlamıştır<sup>1</sup>.

Modern toplumlar, fosil ve nükleer yakıtların tüketimi ile karakterize edilmektedirler ki bu yakıtlar yemek ve su üretimi, barınma, iletişim ve ulaşım gibi temel insani gereksinimleri sağlamaktadır<sup>2</sup>. Bu gereksinimlerden dolayı, insanoğlu enerjiye bağımlı haldedir. Bu bağımlılık, ortalama beklenen yaşam süresiyle enerji tüketimi arasındaki ilişkiyle çarpıcı biçimde gösterilebilir. Özellikle Asya ve Afrika'da yer alan az gelişmiş ülkelerde kişi başına ortalama enerji tüketimi 0.01 ile 0.1 ton kömür eşdeğeri şeklinde gerçekleşirken, ortalama yaşam beklentisi 35-45 yaş aralığında gerçekleşmektedir. Öte yandan Avrupa ve Kuzey Amerika'da yer alan gelişmiş ülkelerde ortalama kişi başına enerji tüketimi 5-10 ton kömür eşdeğeri biçiminde gerçekleşirken bu ülkelerdeki ortalama yaşam beklentisi 70-75 yaş aralığındadır<sup>3</sup>. Dolayısıyla, ortalama yaşam süresiyle, ülkelerin gelişmişlik oranı arasındaki pozitif

---

<sup>1</sup> Subhes C. Bhattacharyya, **Energy Economics, Concepts, Issues, Markets and Governance**, Londra, Springer, 2011, p. 9.

<sup>2</sup> James A. Fay ve Dan S. Golomb, **Energy and the Environment**, New York, Oxford University Press, 2002, p.1.

<sup>3</sup> Peter E. Hodgson, **Energy, the Environment and Climate Change**, Londra, Imperial College Press, 2010, p.1.

ilişkiden dolayı, ülkelerin gelişmişlik oranı arttıkça, ortalama enerji tüketiminin arttığını ifade etmek mümkündür.

Dünya nüfusunun yaklaşık olarak yarısı kentlerde yaşamaktadır. Gittikçe artan kentleşme oranıyla birlikte, şehirler hem sayı hem de nüfus açısından büyümektedir<sup>4</sup>. Özellikle son yüzyılda dünya nüfusunda oldukça büyük artışlar gerçekleşmiştir ki, bu artış Sen (1994)<sup>5</sup> tarafından şu şekilde özetlenmiştir: “Dünya nüfusunun bir milyar olması milyonlarca yıl alırken, nüfusun iki milyara ulaşması 123 yıl, üç milyara ulaşması 33 yıl, dört milyara ulaşması 14 yıl, beş milyara ulaşması ise 13 yıl almıştır”. Ortalama her 35 yılda, artış oranı ülkeden ülkeye değişse de dünya nüfusu ikiye katlanmaktadır. Yaşam standartlarındaki artışla birlikte, bu değişim oranı her on dört yılda, toplam enerji tüketiminin (genellikle enerjinin, ekonomik aktivitenin üretim, ulaşım, ticaret ve konut gibi dört farklı sektöründe kullanıldığı varsayılmaktadır<sup>6</sup>) ikiye katlanmasına neden olmaktadır<sup>7</sup>.

---

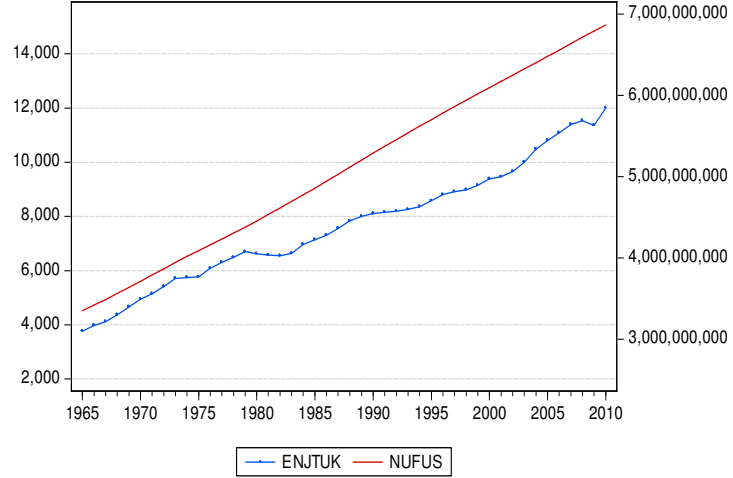
<sup>4</sup> Abdeen Mustafa Omer, “Energy, Environment and Sustainable Development”, **Renewable & Sustainable Energy Reviews**, Vol. 12, No.9, 2008, p. 2272.

<sup>5</sup> Amartya Sen, “Population: Delusion and Reality”, **New York Review of Books**, Vol. 41, No. 15, 1994, pp. 62-71.

<sup>6</sup> Fay ve Golomb, a.g.e., p. 7.

<sup>7</sup> Hodgson, a.g.e., p. 2.

**Şekil 4.1.: Dünyanın Toplam Enerji Tüketimi ve Toplam Nüfusu**



Not: Toplam enerji tüketimi verisi, British Petroleum Statistical Review of World Energy 2011'dan, toplam nüfus verisi ise United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, Population Estimates and Projections Section World Population Prospects'den elde edilmiştir.

Şekil (4.1)'de 1965-2010 arası artan nüfusla birlikte artan toplam enerji tüketimi görülmektedir. Dünya nüfusu 2009-2010 yılları arasında yaklaşık olarak %1.14 düzeyinde artarken, toplam enerji tüketimi ise %5.62 oranında artış göstermiştir. Artan bu enerji ihtiyacı büyük çoğunlukla petrol, gaz, kömür, su ve nükleer enerji kaynaklarından karşılanmaktadır<sup>8</sup>.

Artan nüfusla birlikte özellikle gelişmiş ülkelerde, diğer ülkelere nazaran daha hızla artan enerji tüketiminin olumsuz birçok özelliği bulunmaktadır. Çalışmanın bu bölümünde enerji tüketimlerinin çevreye etkisini, bu etkiler arasında diğerlerine göre daha önemli konumda bulunan iklim değişikliğinin etkilerini ve engelleme yollarını, aynı zamanda artan çevresel kirliliğin belli bir dönüm noktasından sonra azalacağını ifade eden Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezi anlatılıp, bu hipotezin E7 ülkelerinde geçerliliği sınanacaktır.

<sup>8</sup> Hodgson, a.g.e., p. 3.



## 4.1. Enerji Tüketimi ve Çevreye Etkisi

Serchuk (2000)<sup>9</sup>'un da belirttiği gibi tüm enerji kullanımı çevreyi etkilemektedir. Enerji ihtiyacını karşılayan kaynaklardan, tüketimi diğerlerine nazaran daha hızlı artış gösteren kömür, aynı zamanda çevreyi en fazla kirletici kaynak konumunda<sup>10</sup> olsa da diğer fosil yakıtların (petrol ve gaz gibi) kullanımı da çevreyi zararlı bir şekilde etkilemektedir. Bahsi geçen kömür, petrol ve gaz gibi fosil yakıtların kullanılması çevre kirliliğine neden olan kükürt dioksit (SO<sub>2</sub>), karbonmonoksit (CO), azot oksit (NO<sub>x</sub>), hidrokarbon (HC), karbondioksit (CO<sub>2</sub>) gibi gazların oluşumuna neden olmaktadır. Fosil yakıtlar %0.5 ile %6 arasında kükürt içerirken, bu fosil yakıtların yanması ile kükürt çoğunlukla SO<sub>2</sub> şeklinde atmosfere yayılır, NO<sub>x</sub>'nin ana kaynağı motorlu araçlar, orman yangınları ve topraktaki organik çürümelerdir. CO emisyonunun yaklaşık %70'i ulaşım sektöründen gelmekte, HC'ların atmosferde bulunma nedenleri arasında petrol ürünlerinin yanması ve endüstriyel çözücüler gelmektedir<sup>11</sup>, CO<sub>2</sub>'nin emisyonlarının ise %60'ı ise elektrik sektörü ile endüstri sektöründen kaynaklanmaktadır<sup>12</sup>. SO<sub>2</sub> ve NO<sub>x</sub> gazları asit yağmuruna neden olurken, kent kirliliğine CO, NO<sub>x</sub>, HC gazları neden olmakta<sup>13</sup>, küresel iklim değişikliği ise temel olarak CO<sub>2</sub> gazı nedeniyle gerçekleşmektedir.

---

<sup>9</sup> Adam Serchuk, "The Environmental Imperative for Renewable Energy: An Update", (Çevrimiçi) [http://www.repp.org/repp\\_pubs/articles/envImp/index.htm](http://www.repp.org/repp_pubs/articles/envImp/index.htm), 12 Aralık 2011.

<sup>10</sup> Hodgson, a.g.e., p. 3.

<sup>11</sup> Hüseyin Toros, "Hava Kirliliği ve Asit Yağışları", (Çevrimiçi) <http://web.itu.edu.tr/~toros/hava/>, 15 Mayıs 2012.

<sup>12</sup> John Gale, John Bradshaw, Zhenlin Chen, Amit Garg, Dario Gomez, Hans-Holger Rogner, Dale Simbeck, Robert Williams, Ferenc Toth ve Detlef van Vuuren, **Carbon Dioxide Capture and Storage içinde, Intergovernmental Panel On Climate Change**, Newyork, Cambridge University Press, 2005, p. 77.

<sup>13</sup> Bimal K. Bose, "Global Warming, Energy, Environmental Pollution, and the Impact of Power Electronics", **IEEE Industrial Electronics Magazine**, Vol. 4, No. 1, 2010, p. 9.

### 4.1.1. Asit Yağmurları

Atmosfere salınan SO<sub>2</sub> ve NO<sub>x</sub> gazlarının bulutlardaki su ile reaksiyona girmesiyle meydana gelen sülfürik asit ve nitrik asidin yağmur, kar gibi yağışlarla yeryüzüne düşmesine asit yağmuru denmektedir<sup>14</sup>. Asit yağmurları sonrası akarsu, göl ve yer altı sularında meydana gelen asitlenme, çözülür alüminyumun taşınmasıyla birlikte oluşan düşük pH değeri\* balık ölümlerine neden olur<sup>15</sup>, Asit yağmurları aynı zamanda ormanlara ve tarımsal ekinlere zarar vermekte, özellikle kireç taşları ile mermerlerden inşa edilen binaların, fabrikaların ve metal yapıların bozulmasına<sup>16</sup>, tarihi yapılar ve anıtların orijinal özelliklerinin kaybolmasına neden olmaktadır<sup>17</sup>.

### 4.1.2. Kentsel Kirlilik

CO, NO<sub>x</sub>, HC gazları nedeniyle meydana gelen kentsel kirlilik ise genellikle şehirlerde bulunan fabrika, araba ve benzeri kaynakların kullanımının yaratmış olduğu bir kirlilik türüdür. Özellikle hava ve su kirliliği ile kendini göstermekte, insanlarda göz tahrişinden ölüme kadar birçok sağlık sorununa neden olmaktadır.

---

<sup>14</sup> Toros, a.g.e.

\* pH; bir çözeltinin asitlik veya bazlık derecesini gösteren ve mevcut hidrojen iyonu ile hesaplanabilen bir ölçü birimidir. Power of Hydrogen (Hidrojenin gücü) kelimesinin kısaltılmış halidir (Megan McQuillan, Camron Keshavarz ve Dianna Lovins, "Effects of Water Chemistry on Tree Growth", **Journal of Ecological Research**", Vol. 13, 2011, p. 34.)

<sup>15</sup> Miroslav Radojević ve Vladimir Nikolaevich Bashkin, **Practical Environmental Analysis**, 2. bs, UK, Royal Society of Chemistry, 2006, p. 51.

<sup>16</sup> Ibrahim Dincer ve Marc A. Rosen, "Energy, Environment and Sustainable Development", **Applied Energy**, Vol. 64, No. 1-4, 1999, p. 429.

<sup>17</sup> Toros, a.g.e.

### 4.1.3. İklim Değişikliği

Temel olarak CO<sub>2</sub> emisyonlarının neden olduğu küresel ısınma, aynı zamanda iklim değişikliği olarak da ifade edilmektedir. Fakat bu iki terimin kamuoyu tarafından algılanması birbirinden oldukça farklıdır. Luntz (2002)<sup>18</sup>, Amerika’da Cumhuriyetçi Parti’ye yönelik hazırlanmış olduğu bildiriye, iklim değişikliği teriminin küresel ısınma terimine göre daha az korkutucu olduğunu, küresel ısınma teriminin ise yıkıcı çağrışımlara sahip olduğu ifade etmiştir. Schuldt, Konrath ve Schwarz (2011)<sup>19</sup> çalışmalarında kişilerin sahip olduğu siyasi görüşe göre bu terimlerin yapacağı etkinin değişeceğini ifade etmiştir. Villar ve Krosnick (2011)<sup>20</sup> da yapmış olduğu anket çalışmalarıyla benzer sonuçlara ulaşmış olsa da, bir bütün olarak kamuoyuyla yapılacak olan iletişimlerde bu iki terim arasında çok az fark olduğunu göstermişlerdir. Bu nedenle, bu çalışma boyunca iklim değişikliği terimi kullanılacaktır.

İklim, hava olaylarının ve iklim elemanlarının değişkenlikleri, uç oluşumları ve ortalama değerleri gibi uzun dönemli istatistiksel verilerle karakterize edilebilecek sentezi olarak tanımlanabilirken, iklimle genellikle karıştırılmakta olan hava ise kısa süreli atmosfer koşulları ve süreçleri olarak nitelendirilmektedir<sup>21</sup>.

İklim değişikliği yağış, ısı, rüzgar, basınç gibi iklim elemanlarının ortalama durumunda veya değişkenliğinde bir süre boyunca (onlarca yıl) devam eden sistematik değişimi veya istatistiksel olarak anlamlı çeşitliliği göstermektedir<sup>22</sup>.

---

<sup>18</sup> Frank Luntz, “The Environment: A Cleaner, Safer, Healthier America. Luntz Research, Alexandria”, [http://www.ewg.org/files/LuntzResearch\\_environment.pdf](http://www.ewg.org/files/LuntzResearch_environment.pdf), 19 Mayıs 2012.

<sup>19</sup> Jonathon P. Schuldt, Sara H. Konrath ve Norbert Schwarz, ““Global Warming” or “Climate Change”? Whether the Planet is Warming Depends on Question Wording”, **Public Opinion Quarterly**, Vol. 75, No. 1, 2011, pp. 115-124.

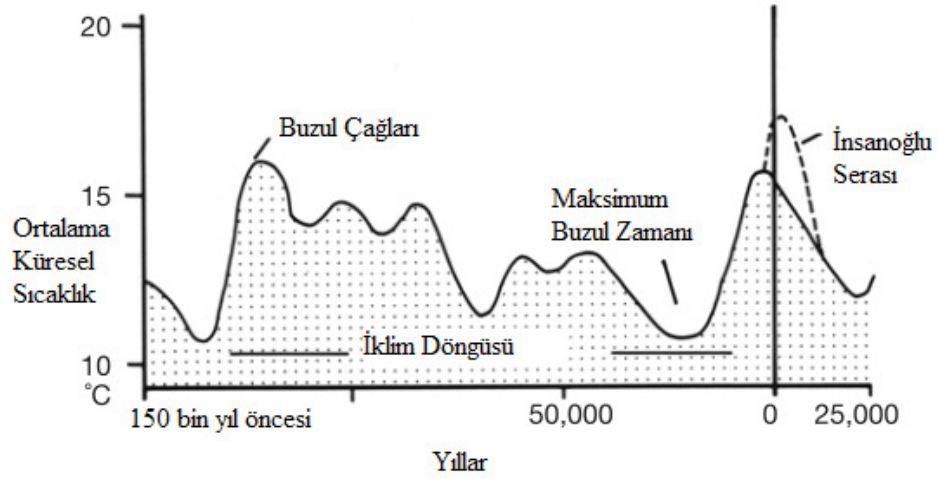
<sup>20</sup> Ana Villar ve Jon A. Krosnick, “Global Warming vs. Climate Change, Taxes vs Prices: Does Word Choice Matter?”, **Climatic Change**, Vol. 105, No. 1-2, 2011, pp. 1-12.

<sup>21</sup> Murat Türkeş, Utku M. Sümer ve Gönül Çetiner, “Küresel İklim Değişikliği ve Olası Etkileri”, **Çevre Bakanlığı, Birleşmiş Milletler İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi Seminer Notları**, 2000, s.2.

<sup>22</sup> S. George Philander, 2008, **Encyclopedia of Global Warming and Climate Change**, Sage Publications, United Kingdom.

Yaklaşık 4,5 milyar yıllık bir geçmişi olan dünyada, insanoğlunun tarih sahnesine çıkışına kadar olan süre de birçok kez iklim değişiklikleri gerçekleşmiştir. Sanayi devrimine kadar olan süreç içerisinde gerçekleşen iklim değişimlerinde insan etkisi olduğu söylenemezken, bu tarihten yani 19. yüzyılın ortalarından itibaren yaşanan iklim değişimlerinde doğal etkenlerin yanı sıra insanoğlunun da etkisinin olduğunu ifade etmek mümkündür<sup>23</sup>. Burada bahsi geçen doğal etmenler; volkanik patlamalar, güneş lekeleri ve dünyanın yörüngesinde her 95000 yılda bir meydana gelen değişimdir<sup>24</sup>. Şekil 4.2.'de özellikle doğal etmenlerin neden olduğu, son 150 bin yıl boyunca meydana gelen sıcaklık değişimleri görülmektedir\*.

Şekil 4.2.: Son 150 Bin Yıl Boyunca Meydana Gelen Ortalama Sıcaklık Değerleri



Kaynak: Mark Maslin, **Global Warming A Very Short Introduction**, New York, Oxford University Press, 2004, p. 44.)

<sup>23</sup> Kemal Öztürk, "Küresel İklim Değişikliği ve Türkiye'ye Olası Etkileri", **Gazi Üniversitesi Gazi Eğitim Fakültesi Dergisi**, Cilt: 22, Sayı:1, 2002, s.48-49.

<sup>24</sup> Cemal Seçkin Aksay, Osman Ketenoğlu ve Latif Kurt, "Küresel Isınma ve İklim Değişikliği", **Selçuk Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi Fen Dergisi**, Sayı:25, 2005, ss. 29-41.

\* Bu tarihlerde oluşan sıcaklıkların ortalama değerleri, ağaç halkaları, mercanlar, mağaralarda su hareketleri nedeniyle meydana gelmiş mineraller, göl ve okyanus çözeltileri ile fosillerin incelenmesi sonucu elde edilmektedir (Randy M. Russell, "Paleoclimate Proxies" (Çevrimiçi) [http://eo.ucar.edu/staff/russell/climate/paleoclimate/paleoclimate\\_proxies.html](http://eo.ucar.edu/staff/russell/climate/paleoclimate/paleoclimate_proxies.html), 09 Temmuz 2012.)

Bir volkanın patlaması halinde atmosfere yüksek miktarda sülfür dioksit (SO<sub>2</sub>), su buharı, toz ve kül bırakmaktadır. Yüksek miktardaki gaz ve kül, iklimsel kalıpları yıllarca etkileyebilmektedir<sup>25</sup>. Volkanlar ayrıca atmosfere aerosol\* denilen ve güneşe ait enerjiyi uzaya geri yansıttıkları için dünya üzerinde net soğuma etkisi bulunan parçacıkları bırakırlar\*\*. Dolayısıyla volkan patlamalarının iklim değişikliği üzerinde etkisi olduğunu ifade etmek mümkündür. Örneğin, 15 Haziran 1991 tarihinde patlayan Filipinlerde, Luzon adasında yer alan Pinatubo yanardağı küresel sıcaklığı yaklaşık 0,4-0,5 derece düşürmüştür<sup>26</sup>. Burada üzerinde durulması gereken bir nokta, her yanardağ patlamasının iklim değişikliği üzerinde etkili olmamasıdır. 2010 yılında püsküren Eyjafjallajokull volkanının iklim üzerinde önceki patlamalar gibi etkili olmadığı ifade edilmektedir<sup>27</sup>.

Güneş lekeleri, güneş yüzeyinde siyah bölgeler olarak görülen, günler ve bazen haftalar boyunca gözlemlenebilen, buldukları alanın sıcaklığını 1000 derece kadar düşürebilen<sup>28</sup> ve güneşin manyetik alanındaki değişiklikler nedeniyle var olduğu düşünülen, ortalama 11 senelik dönemler halinde, sayısında değişme olan alanlardır. Güneş lekeleri beklentinin aksine dünyanın sıcaklığını arttırırlar, bunun temel sebebi, güneş lekelerinden yüksek enerjili parçacıklarının çıkması ve bu parçacıkların dünyaya doğru gelip, atmosferin sıcaklığını arttırmasıdır<sup>29</sup>. Şekil 4.3.'de 1700 yılından 2011 yılına kadar gözlemlenen güneş lekeleri sayıları görülmektedir. Bu şekilde dikkat çeken

---

<sup>25</sup>The Climate Change Challenge, (Çevrimiçi) <http://www.climatechangechallenge.org/Resource%20Centre/Climate-Change/3-what-causes-climate-change.htm>, 18 Temmuz 2012.

\*Havada asılı parçacık şeklindeki madde. (Orhan Gündüz, “Çevre Terimleri Sözlüğü” (Çevrimiçi), [http://kisi.deu.edu.tr/orhan.gunduz/english/courses/Turkce-Ingilizce\\_teknik\\_terimler\\_sozlugu.pdf](http://kisi.deu.edu.tr/orhan.gunduz/english/courses/Turkce-Ingilizce_teknik_terimler_sozlugu.pdf), 18 Temmuz 2012).

\*\* Yanardağın yeterince güçlü patlaması halinde, atmosfere yayılan sülfür dioksit, suyla reaksiyona girip, sülfürik asitle dolu küçük damlacıklar oluşturur, bu sayede meydana gelen bulutlar güneş ışığını uzaya geri yansıtır, dünyayı soğutur (Alan Robock, “Volcanic Eruptions and Climate”, **Reviews of Geophysics**, Vol. 38, No. 2, 2000, p. 191.).

<sup>26</sup> Richard Black, “Volcanic Climate Change? Not Likely, Say Experts”, **BBC**, 20 Nisan 2010, (Çevrimiçi) <http://news.bbc.co.uk/2/hi/8631396.stm>, 19 Haziran 2012.

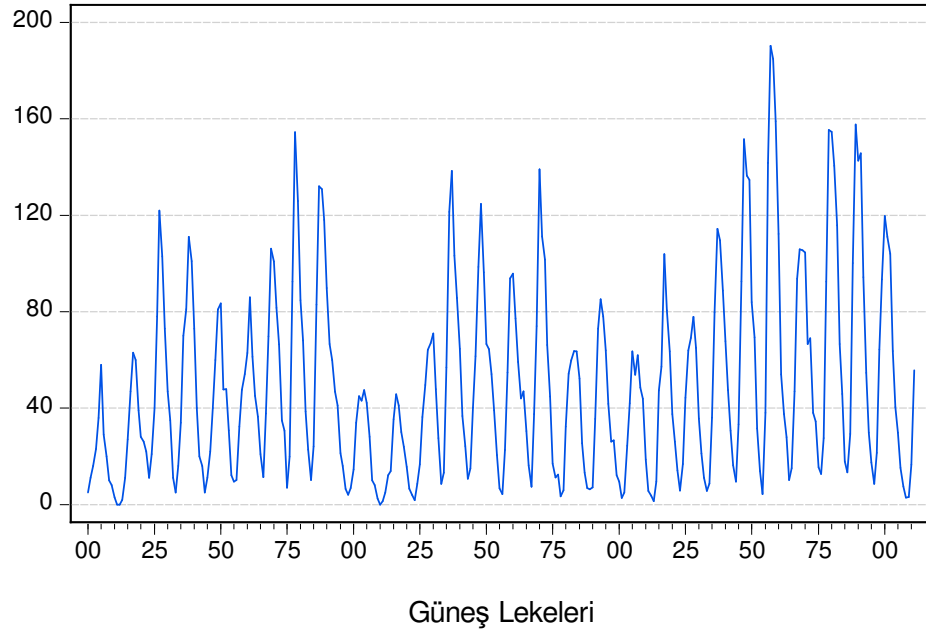
<sup>27</sup> A.e.

<sup>28</sup> Tamer Ataç, “Güneş Patlamalarının Dünyamıza Etkileri”, 1998, (Çevrimiçi) <http://www.eclipse2006.boun.edu.tr/eclipse99/Turpage/gunes.html>, 30 Haziran 2012.

<sup>29</sup> Levent Kurnaz, “İklim Fiziği Kış Okulu Ders Notları”, **Feza Gürsey Enstitüsü**, 2009, p. 21.

nokta, güneş lekeleri sayılarının belli periyotlar içerisinde izlediği artış-azalış şeklindeki seyirdir.

**Şekil 4.3. 1700-2011 Yılları Arasında Gözlemlenen Güneş Lekeleri Sayısı**



Kaynak: Solar Influences Data Analysis Center, (Çevrimiçi) <http://www.sidc.oma.be/sunspot-data/>, 04

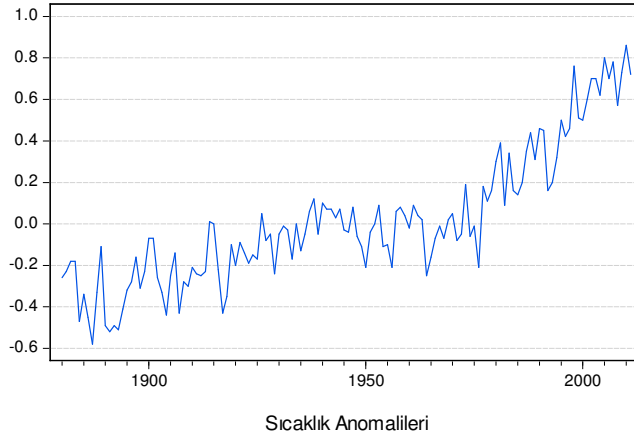
Temmuz 2012.

Dünya yörüngesinde meydana gelen değişimlerin iklimde değişime neden olduğunu ilk kez 1900'lü yılların başında Milutin Milankovitch bulmuştur. Milankovitch, matematiksel olarak dünyanın güneş etrafındaki dönüşündeki değişim, ekvatorun konumunun değişmesi ve eksenin yatım açısının değişmesine bağlı olarak iklimde belli aralıklarda değişim yaşandığını vurgulamıştır. Bu değişimler Milankovitch döngüsü olarak isimlendirilmektedir<sup>30</sup>.

<sup>30</sup> Nuretdin Kaymakçı, "Sedimantoloji Ders Notları", **KOÜ-Jeoloji Mühendisliği Bölümü**, 2001, s. 5.

İnsanoğlunun iklime olan etkisi ise sanayi devrimiyle birlikte başlamıştır<sup>31</sup>. Özellikle, fosil yakıtların kullanılması, ormansızlaşma, tarımsal etkinlikler, hane ısıtılması - soğutulması, bazı ürünlerin üretim sürecinde atmosfere salınan sera gazları ile birlikte insanoğlu da yeryüzünde sıcaklık artışına neden olmaktadır<sup>32,33</sup>. İnsanoğlunun yeryüzünün ekosisteminde de etkili olduğu jeolojik dönemi tanımlamak için Antroposen terimi kullanılmaktadır<sup>34</sup>. Şekil 4.4.'te 1880-2011 tarihleri arasında yeryüzündeki sıcaklıkta meydana gelen anomaliler görülmektedir.

**Şekil 4.4.: 1880-2011 Yılları Arasında Yeryüzünde Gözlemlenen Sıcaklık Anomalisi (C<sup>0</sup>)**  
**(Baz yıl: 1951-1980)**



Kaynak: National Aeronautics and Space Administration, "GISS Surface Temperature Analysis, Global Annual Mean Surface Air Temperature Change", (Çevrimiçi)

[http://data.giss.nasa.gov/gistemp/graphs\\_v3/](http://data.giss.nasa.gov/gistemp/graphs_v3/), 09 Temmuz 2012)

<sup>31</sup> Öztürk, a.g.e., s. 48-49.

<sup>32</sup> Murat Türkeş. 2007. Küresel İklim Değişikliği Nedir? Temel Kavramlar, Nedenleri, Gözlenen ve Öngörülen Değişiklikler. A. Öztopal ve Z. Şen, (eds.): I. Türkiye İklim Değişikliği Kongresi, TİKDEK, Bildiriler Kitabı (CD-R), 38-53, İstanbul.

<sup>33</sup> IPCC, "Climate Change 2007: The Physical Science Basis". **Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change**, Ed. By S. Solomon, D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M. Marquis, K.B. Averyt, M.Tignor ve H.L. Miller, United Kingdom and New York, Cambridge University Press, Cambridge, 2007.

<sup>34</sup> Jan Zalasiewicz, Mark Williams, Will Steffen ve Paul Crutzen, "The New World of the Anthropocene", **Environmental Science & Technology**, Vol. 44, No. 7, 2010, pp. 2228-2231.

Şekil 4.4. incelendiğinde 1970’li yılların ortalarından itibaren sıcaklık anomalilerin artan bir trend izlediğini ifade etmek mümkündür.

#### 4.1.3.1. İklim Değişikliğinin Etkileri

Gerek doğal nedenlerle olsun, gerekse insanoğlunun etkisi nedeniyle gerçekleşmiş olsun, meydana gelen iklim değişikliklerinin insan sağlığına, ekosistemlere, birçok iktisadi sektöre olumsuz etkileri bulunmaktadır.

İklim değişikliğinin bir sonucu olarak meydana gelen sıcaklık dalgaları, özellikle yaşlı insanlar arasındaki ölüm oranlarını arttırmaktadır. Örneğin 1995 yılında Chicago’da yaşanan sıcaklık dalgası; su kaybı, termal stres, sıcak çarpması nedeniyle hastaneye yatış sayısında artış yaratmıştır<sup>35</sup>. Aşırı sıcakların sadece yaşlı insanlar değil, çocuklar üzerinde de bitkinlik, ileride gelişebilecek cilt kanseri riski gibi olumsuz etkileri vardır<sup>36</sup>. Kasırga, sel, kuraklık gibi doğa olaylarının fiziksel yaralanmaya, kolera gibi ishelli hastalıklarda artışa, ısı ve nem değişimi sıtma gibi vektör kaynaklı enfeksiyonların artmasına neden olduğu ifade edilmektedir<sup>37</sup>. Örneğin, 1991 yılı Mayıs ayında Bangladeş’de meydana gelen Cyclone adlı kasırga 140 bin kişinin ölümüne sebep olmuştur<sup>38</sup>. Öte yandan, Kırım Kongo Kanamalı Ateş hastalığına Türkiye’de ilk kez 2002’de tanı konulmuş 2003 ve 2004 yıllarında da yaygın olarak görülmüştür. TBMM Araştırması Komisyonunun yapmış olduğu çalışmaya göre bu hastalığın görüldüğü

---

<sup>35</sup> Joshua P. Rosenthal ve Christine M. Jessup, “Global Climate Change And Health: Developing A Research Agenda For The NIH”, **Transactions Of The American Clinical And Climatological Association**, Vol. 120, 2009, pp. 129-141.

<sup>36</sup> Meda Kondolot, Ufuk Beyazova, Elif Özmert, Figen Şahin, Betül Ulukol ve Gülbin Gökçay, “İklim Değişikliğinin Çocuk Sağlığına Etkileri”, **Erciyes Tıp Dergisi**, C. 34, S. 1, 2012, s. 29.

<sup>37</sup> T.C. Sağlık Bakanlığı Temel Sağlık Hizmetleri Genel Müdürlüğü, **Türkiye’nin Hava Kirliliği ve İklim Değişikliği Sorunlarına Sağlık Açısından Yaklaşım**, Ankara, Sağlık Bakanlığı, 2010, s. 126-127.

<sup>38</sup> Necmettin Çepel ve Celal Ergün, “Küresel Isınma ve Küresel İklim Değişimi”, (Çevrimiçi) <http://www.tema.org.tr/Sayfalar/CevreKutuphanesi/KureselIsinma.html>, 11 Temmuz 2012.



yerlerde, sıcaklığın önceki yıllara oranla oldukça arttığı sonucu elde edilmiştir<sup>39</sup>. İklim değişikliğinin yarattığı kuraklık, gıda ve su kıtlığına dolayısıyla yetersiz beslenmeye, aeroallerjenin üretiminin değişmesi ise alerjik hastalıklara yol açmaktadır. Ayrıca genel olarak iklim değişikliğinin özellikle gençlerin ve düşük gelir seviyesinde olanların ruh sağlığı üzerinde bozucu etkiye sahip olduğunu da ifade etmek mümkündür<sup>40</sup>.

İklim değişikliği sadece insanoğlu üzerinde etkili olmamakta, aynı zamanda tarım, hayvancılık ve balıkçılık gibi sektörler üzerinde de etkisi bulunmaktadır. Daha ılıman olan iklim ve atmosferde artan CO<sub>2</sub> miktarının her ne kadar 2050 yılına kadar tarım ürünlerinin verimliliğini arttırdığı ifade edilse de, atmosferde artan ozon miktarı verim artışını yok edecek<sup>41</sup> ve ayrıca sulama, ilaçlama gibi tarımsal işlemlerde güçlükler yaşanmasına neden olacaktır<sup>42</sup>. Öte yandan, soğuk bölgelerde, iklim değişikliğiyle birlikte meydana gelecek olan ısınma, bu bölgelerde çayır ve otlak alanların artmasına neden olarak hayvancılığın gelişmesine katkıda bulunurken, yüksek sıcaklığın olduğu bölgelerde ise yem bitkilerinin azalmasına ve hayvanlarda yaşanacak olan ısı stresine bağlı olarak verim kaybına neden olacaktır. Ayrıca iklim değişikliğinin besi hayvanlarının ağırlık artışında azalmaya neden olduğu da belirlenmiştir<sup>43</sup>. İklim değişikliğinin yarattığı su sıcaklığındaki yükselme ile suda yaşayan bazı canlılar, yüksek sıcaklıklara uyum sağlayamadıklarından ölebilirken, bazıları daha uygun bölgelere doğru göç ederler. Çevresel su sıcaklarında meydana gelecek daha yüksek sıcaklıklar ise tür çeşitliliğini azaltmaktadır<sup>44</sup>.

---

<sup>39</sup> Türkiye Büyük Millet Meclis Araştırma Komisyonu, **Küresel Isınmanın Etkileri ve Su Kaynaklarının Sürdürülebilir Yöntemi Konusunda Kurulan (10/1, 4, 5, 6, 9, 10, 11, 13, 14, 15, 16, 16) Esas Numaralı Meclis Araştırması Komisyonu Raporu**, 2008, s. 72.

<sup>40</sup> T.C. Sağlık Bakanlığı Temel Sağlık Hizmetleri Genel Müdürlüğü, a.g.e., s. 126-130.

<sup>41</sup> Türkiye Çevre Koruma ve Yeşillendirme Kurumu, (t.y.), “İklim Değişikliği, Sonuçlar ve Mücadele Yöntemleri”, (Çevrimiçi) [http://www.turcek.org.tr/files/File/Turcek\\_iklim\\_degisikligi.pdf](http://www.turcek.org.tr/files/File/Turcek_iklim_degisikligi.pdf), 12 Temmuz 2012.

<sup>42</sup> Kürşad Korkmaz, “Küresel Isınma ve Tarımsal Uygulamalara Etkisi”, **Alatarım**, C. 6, S. 2, 2007, s. 47.

<sup>43</sup> Pınar Demir ve Yavuz Cevger, “Küresel Isınma ve Hayvancılık Sektörü”, **Veteriner Hekimler Derneği Dergisi**, C. 78, S. 1, 2007, s. 14.

<sup>44</sup> Naciye Erdoğan Sağlam, Ertuğ Düzgüneş ve İsmet Balık, “Küresel Isınma ve İklim Değişikliği”, **E.Ü. Su Ürünleri Dergisi**, C. 25, S. 1, 2008, s. 92.

İklim değışikliđi ile beraber, yüzey sıcaklıklarının artması, buzulların ve buz tabakaların erimesi yoluyla ve sıcak deniz suyunun termal genişlemesiyle deniz seviyelerinde artış yaratmaktadır<sup>45</sup>. 1700 – 1900 yılları arasında küresel deniz seviyesindeki değışim  $9 \pm 5$  cm olurken, 1900 – 2000 yıllarında bu değışim  $17 \pm 5$  cm'e yükselmiştir<sup>46</sup>. Bütün bu olumsuz etkilerin yanı sıra, iklim değışikliđi ayrıca canlı türlerinin yok olmasına da neden olmaktadır. Örneđin, Sinervo v.d. (2010)<sup>47</sup>, Meksika'da sıcaklıkların artmasıyla 1975 yılından beri 48 Meksika kertenkelesi türünün yerel popülasyonunun %12'sinin yok olduđu bulgusunu ortaya koymuşlardır, aynı zamanda 1975'ten beri dünya çapındaki yerel popülasyonun %4'ünün neslinin yok olduğunu tahmin edip, yaptıkları öngörüyle, 2080 yılında yerel nesil yok olmaların % 39 civarında olacağını göstermişlerdir.

#### 4.1.3.2. İklim Deđişikliđini Engelleme

İklim değışikliđi doğal nedenlerden ve insanođlu kaynaklı faktörler nedeniyle meydana gelmektedir. Doğal nedenlerle oluşan iklim değışimleri engellenemezken, insanođlu aktivitelerinden dolayı meydana gelen iklim değışimlerini engellemek mümkündür.

---

<sup>45</sup> Gerald A. Meehl, Warren M. Washington, William D. Collins, Julie M. Arblester, Aixue Hu, Lawrence E. Buja, Warren G. Strand ve Haiyan Tang, "How Much More Global Warming and Sea Level Rise", **Science**, Vol. 207, 2005, p. 1769.

<sup>46</sup> Andrew C. Kemp, Benjamin P. Horton, Jeffrey P. Donnelly, Michael E. Mann, Martin Vermeer ve Stefan Rahmstorf, "Climate Related Sea-Level Variations Over The Past Two Millennia", **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**, Vol. 108, No. 27, 2011, p. 11019.

<sup>47</sup> Barry Sinervo, Fausto Méndez-de-la-Cruz, Donald B. Miles, Benoit Heulin, Elizabeth Bastiaans, Maricela Villagrán-Santa Cruz, Rafael Lara-Resendiz, Norberto Martínez-Méndez, Martha Lucía Calderón-Espinosa, Rubi Nelsi Meza-Lázaro, Héctor Gadsden, Luciano Javier Avila, Mariana Morando, Ignacio J. De la Riva, Pedro Victoriano Sepulveda, Carlos Frederico Duarte Rocha, Nora Ibarğüengoytia, César Aguilar Puntriano, Manuel Massot, Virginie Lepetz, Tuula A. Oksanen, David G. Chapple, Aaron M. Bauer, William R. Branch, Jean Clobert ve Jack W. Sites Jr, "Erosion of Lizard Diversity by Climate Change and Altered Thermal Niches", **Science**, Vol. 328, No. 5984, 2010, pp. 894- 899.

İnsanoğlunun enerji tüketimi nedeniyle oluşan atmosferdeki CO<sub>2</sub> birikiminin değişmesinin yol açacağı olumsuz etkiler ilk kez 1979 yılında düzenlenen Birinci Dünya İklim Konferansında gündem oluşturmuş ve iklim değişiminin acil bir küresel problem olduğu vurgulanmıştır. Daha sonraki yıllarda da çeşitli toplantılar (örneğin; 1985 ve 1987 yıllarında Villach'ta, 1988 yılında Toronto'da, 1990 yılında Cenevre'de, 1992'de Rio'da) düzenlenerek iklim değişikliği karşısında çeşitli politikaların üretilbileceği konusu üzerinde durulmuştur<sup>48</sup>. 1988 yılında Toronto'da düzenlenen Değişen Atmosfer Konferansında, 2005 yılına kadar CO<sub>2</sub> emisyonlarının %20 azaltılması ve bir çerçeve iklim sözleşmesinin hazırlanması önerilmiştir<sup>49</sup>. 1988 yılında ayrıca Birleşmiş Milletler Çevre Programı ve Dünya Meteoroloji Örgütü'nün ortak girişimiyle Hükümetlerarası İklim Değişikliği Paneli (HİDP, The Intergovernmental Panel on Climate Change; IPCC) kurulmuş<sup>50</sup> ve HİDP ilk toplantısını Kasım 1988'de Cenevre'de yapmıştır. HİDP, İlk Değerlendirme Raporunu Ağustos 1990'da yayınlamıştır. Bu raporda, atmosferdeki insan kaynaklı sera gazlarının artmasını, sera etkisini arttırdığını, bunun ise dünya yüzeyinde sıcaklık artışına sebep olduğu vurgulanmıştır<sup>51</sup>. Bu rapor, 1992'de Rio'da gerçekleştirilmiş olan Yerküre Zirvesi'nde imzaya açılmış olan Birleşmiş Milletler İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi'nin (İDÇS) kabul edilmesinde büyük bir rol oynamıştır. Küresel düzeyde, sera gazı azaltım hedefine yönelik olarak gerçekleştirilmiş en somut ilk adım olan<sup>52</sup> ve Mart 1994'te yürürlüğe girmiş olan İDÇS<sup>53</sup>, ye toplam 194 ülke ve AB taraf olmuştur. İDÇS genel olarak küresel iklimi korumak için sera gazı salımlarını azaltmaya yönelik eylem stratejilerini kapsamakta olup, gelişmiş ülkelerin İDÇS'deki temel yükümlülüğü, insan kaynaklı sera gazı salınımlarının 2000 yılında, 1990

---

<sup>48</sup> Murat Türkeş, 2001, "Küresel İklimin Korunması, İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi ve Türkiye", **Tesisat Mühendisliği**, No. 61, s. 15-16.

<sup>49</sup> A.e., s. 16.

<sup>50</sup> Pervin Doğan, "İklim Değişikliği'nde Türkiye'nin Adımları", (Çevrimiçi) <http://www.bitem.gazi.edu.tr/pdf/iklimturkiye.pdf>, 31 Temmuz 2012.

<sup>51</sup> David Suzuki Foundation, "History of Climate Negotiations", (Çevrimiçi) <http://janegoodall.ca/documents/Historyofclimatenegotiations.pdf>, 31 Temmuz 2012.

<sup>52</sup> Seyhun Doğan ve Mutlu Tüzer, "Küresel İklim Değişikliği ile Mücadele: Genel Yaklaşımlar ve Uluslar arası Çabalar", **Sosyoloji Konferansları**, S. 44, 2011, s. 164.

<sup>53</sup> Türkeş, a.g.e., s. 15.

düzeylerinde tutmaktı<sup>54</sup>. Bu sözleşmeye bağlı olarak Aralık 1997 tarihinde Japonya'nın Kyoto kentinde Kyoto Protokolü imzalanmış ve bu protokol 16 Şubat 2005 tarihinde yürürlüğe girmiştir<sup>55</sup>.

Kyoto protokolüne taraf olan ülkeler Ek-1 ve Ek-2 ülkeleri olarak ayrılmaktadırlar. OECD ülkelerinin yanı sıra, geçiş ülkeleri, Rusya Federasyonu, Baltik Ülkeleri ile Eski Doğu Bloku ülkelerinin oluşturduğu Ek 1 ülkeleri<sup>56</sup> altı sera gazının emisyonlarını azaltmayı taahhüt ederken, tamamen gelişmiş ülkeleri kapsayan Ek-2 ülkeleri<sup>57</sup> ise, hem kendi sera gazlarını azaltmayı, hem de gelişmekte olan ülkelerin bu gazların emisyonunu azaltabilmesi için gerekli finansal yardımları yapmayı kabul etmişlerdir<sup>58</sup>.

Kyoto Protokolünün yürürlüğe girmesi için iki temel şart bulunmaktaydı, bunlardan ilki en az 55 ülke tarafından imzalanmış olması, ikincisi ise anlaşmanın Ek 1 ülkeleri de dahil, 1990 yılında yeryüzündeki emisyonların %55'inden sorumlu ülkeler tarafından imzalanmasıdır. 2002 yılında ilk şart gerçekleşirken, ikinci şart ancak 18 Kasım 2004 tarihinde Rusya'nın da protokolü imzalamasıyla gerçekleşmiştir<sup>59</sup>.

Kyoto protokolüne göre Ek-1 tarafları, insan kaynaklı altı sera gazı emisyonunu 1990 baz yılı olmak üzere 2008-2012 döneminde %5 oranında azaltacaklardır. Bazı taraf

---

<sup>54</sup> Murat Türkeş, "Sera Gazı Salınımlarının Azaltılması için Sürdürülebilir Teknolojik ve Davranışsal Seçenekler", **5. Ulusal Çevre Mühendisleri Kongresi: Çevre Bilim ve Teknoloji Küreselleşmenin Yansımaları**, Bildiriler Kitabı, Ankara, 2003, ss. 267-285.

<sup>55</sup> Doğan ve Tüzer, a.g.e., s.164.

<sup>56</sup> Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Avrupa Birliği, Avustralya, Avusturya, Belçika, Bulgaristan, Büyük Britanya, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Estonya, Finlandiya, Fransa, Hırvatistan, Hollanda, İrlanda, İspanya, İsveç, İsviçre, İtalya, İzlanda, Japonya, Kanada, Letonya, Lihtenştayn, Litvanya, Lüksemburg, Macaristan, Malta, Monako, Norveç, Polonya, Portekiz, Romanya, Rusya, Slovakya, Slovenya, Türkiye, Ukrayna, Yeni Zelanda ve Yunanistan. (United Nations Framework Convention on Climate Change, "List of Annex 1 Parties to the Convention", (Çevrimiçi) [http://unfccc.int/parties\\_and\\_observers/parties/annex\\_1/items/2774.php](http://unfccc.int/parties_and_observers/parties/annex_1/items/2774.php), 1 Ağustos 2012)

<sup>57</sup> Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Avrupa Birliği, Avustralya, Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Hollanda, Büyük Britanya, Kuzey İrlanda, İspanya, İsveç, İsviçre, İtalya, İrlanda, İzlanda, Japonya, Lüksemburg, Kanada, Norveç, Portekiz, Yeni Zelanda ve Yunanistan. (United Nations Framework Convention on Climate Change, "Full Text of the Convention, Annex II", (Çevrimiçi) [http://unfccc.int/essential\\_background/convention/background/items/1348.php](http://unfccc.int/essential_background/convention/background/items/1348.php), 2 Ağustos 2012.)

<sup>58</sup> Doğan ve Tüzer, a.g.e., s. 166.

<sup>59</sup> BBC News, "Q&A: The Kyoto Protocol", 16 Şubat 2005, (Çevrimiçi) <http://news.bbc.co.uk/2/hi/science/nature/4269921.stm>, 1 Ağustos 2012.

lkeler, bu dnemde sera gazını salınımı arttırma imkanını kazanırken (rneđin, Avustralya %8, İzlanda %10 dzeyinde arttırabileceklerdir), bazı lkelerin salınımlarında 1990 dzeylerine gre bir deđişiklik olmayacak (rneđin, Rusya Federasyonu ve Ukrayna), diđer lkeler ise salım azaltma ykmllkleri altına gireceklerdir<sup>60</sup>.

Dnemin ABD bařkanı G. W. Bush, lkesinin ekonomik ıkarlarına olumsuz etkide bulunacađı iin protokole taraf olmayacađını aıklamıřtır ve ABD protokole taraf olmamıřtır<sup>61</sup>. Kanada ise protokol 2005 yılında imzalamıř olsa da Aralık 2011’de bu anlařmadan resmen ekilen ilk lke olmuřtur. Kanada evre Bakanı Peter Kent, bu ekilmenin nedeni olarak, protokolnn řartlarını yerine getirmemeleri takdirde demeleri gereken cezayı ve aynı zamanda protokoln ABD ve in gibi karbon salınımı yksek olan lkeleri kapsamamasını gstermiřtir<sup>62</sup>.

Kyoto Protokolnn yrrlđe girmesinden sonra, birok Birleřmiř Milletler İklim Deđiřikliđi ereve Szleřmesi Taraflar Konferansı ve Kyoto Protokol Taraflar Konferansı yapılmıřtır. Genel olarak geliřmiř lkelerin, kendilerini yasal bir bađımlılık altına sokmaktan kaındıđı bu toplantılar iklim deđiřikliđi konusunun dnya liderleri tarafından tartıřılıp gndeme getirilmesi konusunda nemlidir. Bununla birlikte yapılmıř olan bu toplantıların bazılarında iklim deđiřikliđi ile savařım konusunda bazı nemli kararlar da alınmıřtır. rneđin 28 Kasım – 9 Aralık 2011 tarihleri arasında Durban kentinde gerekleřtirilmiř olan 17. Birleřmiř Milletler İklim Deđiřikliđi ereve Szleřmesi Taraflar Konferansı ve yedinci Kyoto Protokol Taraflar Konferansı sonucunda, Kyoto Protokol’nn 2008-2012 birinci ykmllk dneminin sonrasında iklim deđiřikliđiyle savařım konusunda iřbirliklerin devamı konusunda kararlar alınmıřtır. Fakat gerek ABD, Kanada gibi geliřmiř lkelerin gerekse in, Hindistan gibi salımları gittike artan geliřmekte olan lkelerin 2020 yılı ncesi ve sonrasında herhangi bir niceliksel salım azaltma ykmllđ altına girmekten kaındıkları grlmektedir.

---

<sup>60</sup> Trkeř, 2001, a.g.e., s. 16.

<sup>61</sup> Trkeř, 2003, a.g.e., s. 6.

<sup>62</sup> Euronews, “Kanada Kyoto Protokol’nden ıktı”, 13 Aralık 2011, (evrimii) <http://tr.euronews.com/2011/12/13/kanada-kyoto-protokolu-nden-cikti/>, 2 Ađustos 2012.

## 4.2. Çevresel Kuznets Eğrisi

Çevresel kirlilik ile iktisadi büyüme arasındaki ilişki yaklaşık son 50 yıldır araştırmacıların ilgisi çeken konulardan birisi olmuştur. 1970’li yılların başında “Roma Kulübü” nün Massachusetts Teknoloji Enstitüsü’ne hazırlatmış olduğu “Ekonomik Büyümenin Sınırları”<sup>63</sup> isimli rapor doğal kaynaklara bağlı olan ekonomik büyümenin sürdürülebilir olmadığını ortaya koymuştur<sup>64</sup> ve küresel düzeyde; hızlı sanayileşme, nüfus artış hızının artması, yaygın beslenme eksikliği, yenilenemez kaynakların tükenmesi ve çevresel yıkım olarak beş eğilim belirlemiştir<sup>65</sup>, devam eden gelişme politikalarının devamı halinde insanoğlunun gerek hammadde kıtlığı gerekse çevre sorunları nedeniyle yok olma tehdiyle karşı karşıya geleceğini öne sürmüştür<sup>66</sup>. Dolayısıyla bu görüşe göre çevreyi koruma amacıyla iktisadi büyüme oranının azaltılması gerektiği ifade edilebilir<sup>67</sup>. Fakat bu görüş hem teorik hem de ampirik zeminde eleştirilmiştir. Yapılan ampirik çalışmalar, bazı metallerin tüketim oranlarının gelişmiş ülkelerde 1970’ler boyunca düştüğünü ortaya koymuştur ki bu bulgu “Ekonomik Büyümenin Sınırları”nda yapılan tahminlerle çatışmaktadır<sup>68</sup>. Dasgupta ve Heal’in 1979 yılında yaptıkları çalışmada<sup>69</sup> ise iktisadi büyüme ve çevresel gelişme arasında tamamlayıcı bir ilişki olduğu, doğal kaynaklar sonsuz olmasa da, tam ikame

---

<sup>63</sup> Donella H. Meadows, Dennis L. Meadows, Jørgen Randers, ve William W. Behrens III, **Limits to Growth: (A Report for the Club of Rome’s Project on the Predicament of Mankind)**, 12. Bs., New York, Universe Books, 1972.

<sup>64</sup> Sun Bo, “A Literature Survey on Environmental Kuznets Curve”, **Energy Procedia**, Vol. 5, 2011, p. 1322.

<sup>65</sup> Mahmut Masca, “Sürdürülebilir Kalkınma: Kalkınma ve Doğa Arasında Denge Arayışları”, **I. Uluslar arası Davraz Kongresi**, 24-27 Eylül 2009, Isparta.

<sup>66</sup> Recep Bozdoğan, “Sürdürülebilir Gelişme Düşüncesinin Tarihsel Arka Planı”, **Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi**, S. 50, 2005, s. 1015.

<sup>67</sup> Bo, ag.e., p. 1322.

<sup>68</sup> Soumyananda Dinda, “Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey”, **Ecological Economics**, Vol. 49, No. 4, p. 433.

<sup>69</sup> Partha Sarathi Dasgupta ve Geoffrey Heal, **Economic Theory and Exhaustible Resources**, ABD, Cambridge University Press, 1979.

durumunda tüketimin azalma olmadan sonsuza kadar sürdürülebileceği ortaya konulmuştur.

1990'lu yıllarda çevresel kirlenmeyle iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi irdeleyen çalışmalar Çevresel Kuznets Eğrisine (ÇKE) doğru kaymıştır<sup>70</sup>. Bunun nedeni Global Environmental Monitoring System (GEMS)'de birçok kirleticiye ilişkin veri setinin kullanıma açılmasıdır. Bu ulaşılabilirlik araştırmacılara çevresel kirlilik ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi sınama olanağı vermiştir<sup>71</sup>. Bu konuda yapılan ilk çalışmalar Grossman ve Krueger (1991)<sup>72</sup> ile Shafik ve Bandyopadhyay<sup>73</sup> (1992)'a aittir. Bu çalışmaların çevresel kirlilik ile iktisadi büyüme arasında bulunduğu ters-U şeklindeki ilişki Panayotou (1993)<sup>74</sup> tarafından Çevresel Kuznets Eğrisi olarak adlandırılmıştır. Bu ilişkinin bu şekilde adlandırılmasının sebebi, Kuznets'in 1955 yılında yaptığı çalışmada<sup>75</sup>, gelirin düşük seviyelerinde gelir eşitsizliğinin artma eğilimine sahipken, gelirin yüksek seviyelerinde bu eşitsizliğin azalma eğilimine girmesi bulgusunu elde etmesidir ki bu sonuç gelir eşitsizliği ile kişi başına gelir arasında ters-U şekline bir ilişki oluşmasına neden olmaktadır.

Şekil 4.5.'de örnek bir ÇKE çizimi görülmektedir. Bu şekle göre, çevresel kirlilik dönüm noktasına kadar gelirle birlikte artacak, bu noktadan sonra gelir artmaya devam ettikçe, çevresel kirlilikte azalma görülecektir.

---

<sup>70</sup> Bo, a.g.e., p. 1322.

<sup>71</sup> Dinda, a.g.e., p. 433.

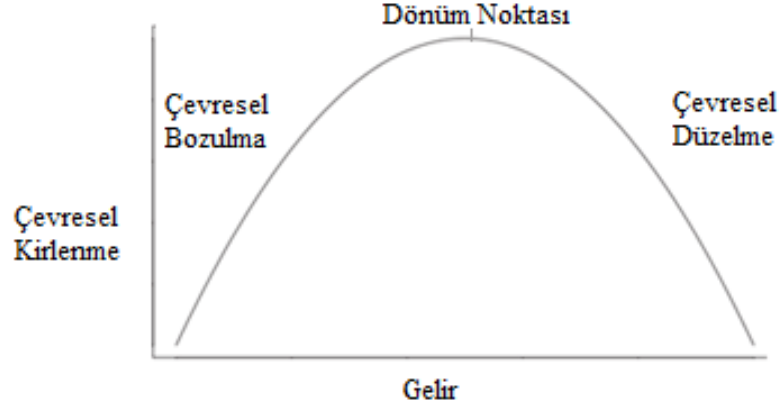
<sup>72</sup> Gene Grossman ve Alan B. Krueger, "Environmental impacts of the North American Free Trade Agreement", **NBER Working Paper**, No. 3914, 1991, pp. 1-39.

<sup>73</sup> Nemat Shafik ve Sushenjit Bandyopadhyay, **Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence, Background Paper for the World Development Report**, Washington, The World Bank, 1992.

<sup>74</sup> Theodore Panayotou, **Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development**, Geneva, ILO Technology and Employment Programme, 1993.

<sup>75</sup> Simon Kuznets, "Economic Growth and Income Inequality", **American Economic Review**, Vol. 45, No. 1, 1955, pp. 1-28.

Şekil 4.5.: Örnek Çevresel Kuznets Eğrisi



Özellikle Dünya Bankası tarafından hazırlanmış olan Dünya Gelişme Raporu 1992<sup>76</sup> ile birlikte popülerleşen<sup>77</sup> ÇKE hipotezi, ekonomik aktivitenin düşük olduğu seviyelerde, genellikle tarıma dayalı üretim yapıldığından çevresel kirlenmenin genellikle düşük olduğunu ama gelişme devam ettikçe, kişi başına kaynak kullanımının, atık yaratılmasının ve ormansızlaştırma oranının arttığını ileri sürmektedir. Bununla birlikte gelişmenin daha ileri düzeylerinde, yapısal değişimin artan çevresel duyarlılık, çevresel düzenlemelerin uygulanması, daha iyi teknoloji ve daha yüksek çevresel harcamalarla birlikte bilgi-yoğun endüstri ve servislere yönelik olacağını ifade etmektedir. Bu durum ise çevresel bozulmada kademeli bir azalma yaratacaktır<sup>78</sup>. Diğer bir ifadeyle, ekonomik büyümeyle birlikte çevre kirliliği belirli bir gelir düzeyine kadar artar, bu düzeyden itibaren insanların bilinçlenmesi ve çevreyle ilgili kuruluşların faaliyetleri neticesinde temiz bir çevreye olan talep arttığından, temiz teknoloji

<sup>76</sup> IBRD, **World Development Report 1992: Development and the Environment**, New York, Oxford University Press, 1992.

<sup>77</sup> David I. Stern, "The Environmental Kuznets Curve", International Society for Ecological Economics Internet Encyclopedia of Ecological Economics (Çevrimiçi) <http://www.ecoeco.org/pdf/stern.pdf>, 6 Ağustos 2012.

<sup>78</sup> David I. Stern, "The Environmental Kuznets Curve: a Review", **The Economics of Nature and the Nature of the Economics**, Ed. By. Cutler Cleveland, David I. Stern ve Robert, UK, Edward Elgar Publishing Ltd., 2001, p.193.



kullanılmaya başlanır. Bu sayede ise bu gelir seviyesinden itibaren çevresel kirlilik de azalma meydana gelir<sup>79</sup>.

ÇKE'nin ters-U şeklindeki biçimini belirleyen temel faktör temiz bir çevrenin gelir esnekliğidir. Sanayileşmenin ilk aşamasında, insanlar temiz su ve havadan daha fazla, gelirleriyle ve işleriyle ilgili olduklarından halk temiz çevre ile ilgili düzenlemeleri ödeyemeyecek kadar yoksullardır<sup>80</sup>. Gelirleri arttıkça, daha yüksek yaşama standardına ulaşırlar ve içerisinde yaşadıkları çevrenin daha kaliteli olmasına özen gösterip, daha temiz bir çevre talep ederler ki, gerek çevre ile ilgili kurumlara yapılan bağışlar, gerekse çevreye daha az veren ürünleri kullanma yoluyla tezahür eden bu talep sonucunda çevresel kirlilik azalmaya başlar<sup>81</sup>.

ÇKE hipotezinin geçerli olup-olmadığını gerek tek ülke gerekse ülke grupları için inceleyen çok sayıda çalışma yapılmış olduğunu ifade etmek mümkündür. Bu çalışmaların sonuçları, dikkate almış oldukları kirleticiler, ülke veya ülke grupları, zaman periyodu ve kullanmış oldukları ekonometrik metodoloji nedeniyle birbirlerinden farklılık göstermektedir.

Stern ve Common (2001)<sup>82</sup> yapmış oldukları çalışmada sülfür gazını dikkate almışlar panel regresyon yöntemiyle, yüksek gelirli ülke grubuyla kurmuş oldukları modelde, ters-U şeklindeki fonksiyonu elde etmişlerdir. Birinci farklarla kurdukları modeli, otokorelasyon sorununu azalttığından ve düzey modelinde tanımlama sorunlarıyla ilgili ülke etkilerini ortadan kaldırdığından daha iyi tanımlandığını ifade etmişler, gelir-emisyon ilişkisinin hem OECD hem de OECD dışındaki ülkelerin oluşturduğu örnekleme tekdüze arttığı sonucu elde etmişlerdir.

---

<sup>79</sup> Ayşe Arı ve Fatma Zeren, "CO2 Emisyonu ve Ekonomik Büyüme: Panel Veri Analizi", **Yönetim ve Ekonomi**, C. 18, No. 2, 2011, ss. 37- 47.

<sup>80</sup> Susmita Dasgupta, Benoit Laplante, Hua Wang ve David Wheeler "Confronting the Environmental Kuznets Curve", **Journal of Economic Perspectives**, Vol. 16, No. 1, 2002, p.147.

<sup>81</sup> Dinda, a.g.e., p. 435.

<sup>82</sup> David I. Stern ve Michael S. Common, "Is there an Environmental Kuznets Curve for Sulfur?", **Journal of Environmental Economics and Management**, Vol. 41, No. 2, 2001, pp. 162-178.

Halkos (2003)<sup>83</sup>, 1960-1990 yılları arası için OECD ve OECD-dışı 73 ülke için sülfürü kirletici olarak kullanarak ters-U şeklindeki ilişkiyi, rassal etkiler ve genelleştirilmiş momentler yöntemiyle (Generalized Method of Moments; GMM) sınamıştır. Halkos (2003)'un GMM ile ÇKE hipotezini reddedemezken, rassal etkiler modelini kullanarak bu hipotezi reddettiğini ifade etmiş, ve dönüm noktasının 2805 \$ ile 6230 \$ arasında değiştiği sonucu elde etmiştir.

Markandya vd. (2006)<sup>84</sup>, 1850-2001 arası 12 Avrupa ilişkisi için Sülfür emisyonu ile kişi başına gelir arasındaki ÇKE hipotezini sınamışlar ve ters-U şeklindeki ilişkinin var olduğu sonucunu elde etmişlerdir.

Azomahou vd. (2006)<sup>85</sup> CO<sub>2</sub> emisyonu ile kişi başına gelir arasındaki ilişkiyi 1960-1996 dönemi için 100 ülkeden oluşan panel setiyle, nonparametrik panel veri model kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuç, bu iki değişken arasındaki ilişkinin yukarı doğru eğimli olduğu ve tek düze olduğunu, polinom şeklinde olmadığını göstermektedir.

Poudel vd. (2009)<sup>86</sup>, CO<sub>2</sub> emisyonları için 15 Latin Amerika ülkesinde ÇKE hipotezini sınamıştır. Yazarların elde ettiği sonuç, söz konusu bölge için N-şeklinde bir eğrinin varlığını işaret etmekte, ayrıca parametrik karesel tanımlama yerine, yarı parametrik bir tanımlamanın seçilmesi gerektiğini göstermektedir.

---

<sup>83</sup> George E. Halkos, "Environmental Kuznets Curve for Sulfur: Evidence Using GMM Estimation and Random Coefficient Panel Data Models", **Environment and Development Economics**, Vol. 8, No. 4, 2003, pp. 581-601.

<sup>84</sup> Anil Markandya, Alexander Golub ve Suzette Pedroso-Galinato, "Empirical Analysis of National Income and SO<sub>2</sub> Emissions in Selected European Countries", **Environmental & Resource Economics**, Vol. 35, No.4, 2006, pp. 221-257.

<sup>85</sup> Theophile Azomahou, François Laisney ve Phu Nguyen Van, "Economic Development and CO<sub>2</sub> emissions: A Nonparametric Panel Approach", **Journal of Public Economics**, Vol. 90, No. 6-7, 2006, pp. 1347 – 1363.

<sup>86</sup> Biswo N. Poudel, Krishna P. Paudel ve Keshav Bhattarai, "Searching for an Environmental Kuznets Curve in Carbon Dioxide Pollutant in Latin American Countries", **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Vol. 41, No. 1, 2009, pp. 13-27.

Aslanidis ve Iranzo (2009)<sup>87</sup>, OECD üyesi olmayan ülkelerdeki ÇKE hipotezinin varlığını 1971-1997 dönemi için yumuşak geçişli panel regresyon modelleri için CO<sub>2</sub> emisyonlarını ve kişi başına geliri kullanarak sınamış ve bu hipotezin varlığının reddine ilişkin kanıt bulmuşlardır.

Lee vd. (2009)<sup>88</sup>, 1972-2003 dönemi için ormanların yok edilmesi ile iktisadi büyüme arasında ÇKE hipotezinin geçerli olup olmadığını 52 gelişmekte olan ülke için yumuşak geçişli panel regresyon modelleri ile sınamışlar ve ÇKE hipotezinin geçerli olduğu sonucun elde etmişler. Dönüm noktasının 2459\$-3021\$ arasında olduğu sonucunu elde etmişlerdir.

He ve Richard (2010)<sup>89</sup>, Kanada’da 1948 yılından 2004 yılına kadar CO<sub>2</sub> ile gelir arasında, yarı parametrik ve doğrusal olmayan parametrik modelleme yöntemleri ile ÇKE hipotezinin geçerli olduğuna dair zayıf kanıtlar elde etmiştir.

Acaravci ve Öztürk (2010)<sup>90</sup>, eşbütünleşmeye sınır testi yaklaşımını kullandıkları çalışmalarında, 19 Avrupa ülkesi ÇKE hipotezinin geçerliliğini CO<sub>2</sub> emisyonları için incelemişler ve sadece Danimarka ile İtalya’da bu hipotezin geçerli olduğu sonucunu elde etmişlerdir.

Fodha ve Zaghdoud (2010)<sup>91</sup>, Tunus için ÇKE hipotezini hem sülfür hem de karbon emisyonlarını ele alarak 1961-2004 dönemi için birim kök ve eşbütünleşme analizlerini kullanarak incelemişlerdir. Sülfür emisyonları ile gelir arasında bulunan ilişki ters-U olup, dönüm noktası 1200\$ -3700\$ olarak bulunmuştur.

---

<sup>87</sup> Nektarios Aslanidis ve Susana Iranzo, “Environment and Development: Is There a Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> Emissions?”, **Applied Economics**, Vol. 41, No.6, 2009, pp. 803-810.

<sup>88</sup> Chien-Chiang Lee, Yi-Bin Chiu ve Chia-Hung Sun, “Deforestation, Environmental Kuznets Curve, and Threshold Effects: International Evidence”, **Singapore Economic Review Conference 2009**, Singapore, 6 - 8 Temmuz 2009.

<sup>89</sup> Jie He ve Patrick Richard, “Environmental Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> in Canada”, **Ecological Economics**, Vol. 69, No. 5, 2010, pp. 1083–1093.

<sup>90</sup> Ali Acaravci ve İlhan Öztürk, “On the Relationship Between Energy Consumption, CO<sub>2</sub> Emissions and Economic Growth in Europe”, **Energy**, Vol. 35, No. 12, 2010, pp. 5412-5420.

<sup>91</sup> Mouez Fodha ve Oussama Zaghdoub, “Economic Growth and Pollutant Emissions in Tunisia: An Empirical Analysis of the Environmental Kuznets Curve”, **Energy Policy**, Vol. 38, No. 2, 2010, pp. 1150–1156.

Lee vd. (2010)<sup>92</sup>, GMM ile 1980-2001 periyodunda 97 ülke için sudaki kirlilik\* ile gelir arasındaki ilişkide ÇKE hipotezinin geçerliliğini sınımlar ve sadece Amerika ve Avrupa ülkelerinde bu deęişkenler arasında ters-U şeklinde bir ilişkinin varolduđunu, tahmin edilmiş dönüm noktalarının ise Amerika ülkeleri için 13956\$, Avrupa ülkeleri için 38221\$ olduđu sonucunu elde etmişlerdir.

Pakistan'da 1972-2008 dönemi için ÇKE hipotezini Johansen eşbütünleşme testi ile sınavan Nasir ve Rehman (2011)<sup>93</sup> uzun dönemde bu hipotezi geçerli olduđunu bulurken, kısa dönem için reddetmişlerdir.

Esteve ve Tamarit (2012)<sup>94</sup> İspanya için 1857-2007 döneminde kişi başına gelir ile CO2 emisyonu için ÇKE hipotezinin geçerliliğini eşik eşbütünleşme testiyle incelemiş ve bu hipotezin geçerli olduđu sonucunu elde etmişlerdir.

### **4.3. E7 Ülkelerinde Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezinin Geçerliliğinin testi**

Bu çalışmada E7 ülkeleri (Seven Emerging Economies; Gelişmekte olan yedi ülke) olarak tanımlanan Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Meksika, Rusya ve Türkiye'de CO2 emisyonları ile gelir arasındaki ilişkide ÇKE hipotezinin geçerliliği 1990-2008 arası Dünyas Bankası'ndan elde edilen yıllık verisetinden faydalanılarak sınavacaktır. Bu ülke grubunun seçilmesinin nedeni, söz konusu ülkelerin

---

<sup>92</sup> Chien-Chiang Lee, Yi-Bin Chiu ve Chia-Hung Sun, "The Environmental Kuznets Curve Hypothesis For Water Pollution: Do Regions Matter?", **Energy Policy**, Vol. 38, No.1, 2010, pp. 12-23.

\* Biyolojik oksijen talebi gösterge olarak kullanılmıştır.

<sup>93</sup> Muhammad Nasira ve Faiz Ur Rehman, "Environmental Kuznets Curve for Carbon Emissions in Pakistan: An Empirical Investigation", **Energy Policy**, Vol. 39, No. 3, 2011, pp. 1857-1864.

<sup>94</sup> Vicente Esteve ve Cecilio Tamarit, "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment Between CO2 And Income: The Environmental Kuznets Curve in Spain, 1857 - 2007", **Energy Economics**, doi:10.1016/j.eneco.2012.03.001, 2012.

ekonomilerinin, 2050 yılına kadar şu andaki G7 ekonomilerinden (ABD, Almanya, Fransa, İngiltere, İtalya, Japonya ve Kanada) daha büyük olacağı düşünülmektedir<sup>95</sup>.

Çalışmanın ilk aşamasında, doğrusallık temel hipotezi, yumuşak geçişli panel regresyon (YGPR) alternatifine karşın sınanmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 1’de görüldüğü gibidir:

Tablo 4.1: Doğrusallık Testi Sonuçları

Hipotezler	Konum Parametreleri	
	m=1	m=2
$H_0 : r = 0 \quad H_1 : r = 1$	23.1000 (0.0000)	13.4560 (0.0000)
$H_0 : r = 1 \quad H_1 : r = 2$	21.8940 (0.0000)	8.9640 (0.0000)
$H_0 : r = 2 \quad H_1 : r = 3$	0.0690 (0.7940)	0.2050 (0.8150)

Ardışık bir prosedürün izlendiği bu aşamada önce, doğrusallık temel hipotezi tek geçiş değişkenli YGPR alternatifine karşın sınanmış, temel hipotez reddedildiğinde ise tek geçiş değişkenli YGPR modeli iki geçiş değişkenli YGPR modeline karşın sınanmış ve temel ve alternatif hipotezde sınanan geçiş değişken sayısı bir arttırılarak prosedüre devam edilmiştir.

Konum parametre sayısı 1 iken, doğrusal model temel hipotezi ( $r = 0$ ), iki rejimli YGPR modele karşın sınandığında ( $r = 1$ ),  $LM_F$  test istatistiği 23.1 olarak elde edilmiştir.  $LM_F$  istatistiği temel hipotez altında, m konum parametre sayısını, K, açıklayıcı değişken sayısını göstermek üzere  $F(mK, TN - N - (r + 1)mK)$  dağılımına uymaktadır. Bu dağılıma göre elde edilmiş olasılık değerleri incelendiğinde, ilk aşamada

<sup>95</sup> Philip Thornton, “New E7 nations 'Will Overtake G7 by 2050'”, **The Independent**, 3 Mart 2006, “New E7 nations 'Will Overtake G7 by 2050'”, The Independent, 3 Mart 2006 (Çevrimiçi) <http://www.independent.co.uk/news/business/news/new-e7-nations-will-overtake-g7-by-2050-468415.html>, 10 Ağustos 2012.

$H_0 : r = 0$  hipotezinin reddedildiği dolayısıyla verinin YGPR modele uygunluk gösterdiği sonucu elde edilmiştir. İkinci aşamada tek geçiş değişkenli YGPR model, 2 geçiş değişkenli YGPR modele karşın sınıandığında ise, yine temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Prosedüre devam edildiğinde, bir sonraki aşamada  $H_0 : r = 2$  hipotezinin reddedilemediği, dolayısıyla konum parametresi 1 iken verinin iki geçiş değişkenli YGPR modele uygunluk gösterdiği görülmektedir.

Konum parametre sayısı 2 iken; ilk aşamada temel hipotezin reddedildiği, ikinci aşamada ise tek eşikli YGPR model temel hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Üçüncü aşamada,  $H_0 : r = 2$  temel hipotezi,  $H_1 : r = 3$  alternatif hipotezine karşın sınıandığında temel hipotezin reddedilemediği, konum parametre sayısı iki iken de uygun modelin iki eşik değerli YGPR modeli olduğu sonucu elde edilmiştir.

Çalışmanın ikinci aşamasında ise uygun konum parametre sayısı belirlenmeye çalışılacaktır. Bu amaçla Colletaz ve Hurlin (2006)<sup>96</sup>,nın önermiş olduğu gibi bilgi kriterlerinden faydalanılacaktır. Bir önceki aşamada uygun eşik değer sayısı belirlendiği için bu sayı baz alınarak bir ve iki konum parametresine göre elde edilen bilgi kriterleri Tablo 2’de görüldüğü gibidir. Hem Akaike hem de Bayesyen bilgi kriterleri iki konum parametresi içeren iki geçiş değişkenli YGPR modelin uygun model olduğunu göstermektedir.

Tablo 4. 2: Uygun Konum Parametre Sayısının Bulunması

	m=1	m=2
Uygun Eşik Değer Sayısı	2	2
Kalıntı Kareler Toplamı	20.159	12.6712
Parametre Sayısı	7	9
Akaike Bilgi Kriteri	-1.5882	-2.0008
Bayesyen Bilgi Kriteri	-1.4247	-1.7906

<sup>96</sup> Gilbert Colletazy ve Christophe Hurlinz, "Threshold Effects of the Public Capital Productivity : An International Panel Smooth Transition Approach", **HAL Working Papers**, No. Halshs-00724208, , 2008, pp.1-34.

İki konum parametresi içeren iki eşik değerli YGPR modelin tahmin sonuçları aşağıda görüldüğü gibidir:

Tablo 4.3: Yumuşak Geçişli Panel Regresyon Modeli Tahmin Sonuçları

YGPR (2, 2) Modeli	
$\beta_0$	0.0025 (8.3195)
$\beta_1$	-0.0012 (-6.4267)
$\beta_2$	-0.0009 (-3.9815)
<i>Konum Parametreleri :</i>	
Birinci Geçiş Fonksiyonu	1.1203; 2.1158
İkinci Geçiş Fonksiyonu	2.0937; 3.2660
Eğim Parametreleri	0.1988; 0.2021

Not: Parantez içerisindeki değerler heteroskedasitiye karşın modifiye edilmiş t-istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 3'te yer alan parametre tahminlerini doğrudan yorumlanamaz<sup>97</sup>. Eğim parametrelerinin diğer ifadeyle düzgünleştirici parametrelerin her ikisinin de aldığı küçük değer rejimler arasındaki geçişin oldukça yavaş olduğunu, yumuşak geçişli bu panel regresyon modelinin, eşikli panel regresyon modeline indirgenemeyeceğini göstermektedir. Öte yandan farklı rejimlerdeki katsayılar anlamlı olarak bulunmuştur. Bu katsayıların işaretinin ilk rejimde ( $\beta_0$ ), ikinci rejimde ( $\beta_0 + \beta_1$ ) ve üçüncü rejimde de pozitif olduğu görüldüğünden elde edilen bu sonuçlar gelir arttıkça E7 ülkelerinde kirliliğin azalmadığını aksine gelirle beraber kirliliğinde arttığı görülmektedir.

<sup>97</sup> Julien Fouquau, Christophe Hurlin, Isabelle Rabaud, "The Feldstein-Horioka puzzle: A panel smooth transition regression approach", **Economic Modelling**, Vol. 25, No. 2, pp. 284-299.

Diğer geliřmekte olan ülkeler gibi, tanım itibariyle geliřmekte olan ülke konumunda olan E7 ülkelerinin de temel hedefi ekonomik geliřmelerinin mümkün olduđunca hızlı artmasıdır. Bu nedenle, bu ülkeler çevresel temizlikten çok, iktisadi büyümelerini hızlandırmayı istemektedir. Zira E7 ülkeleri içerisinde olan Çin, Hindistan ve Türkiye Kyoto protokolünde bulunan emisyonları azaltma taahhütü altına girmemeleri de elde edilen bu bulguyu destekler niteliktedir.



## SONUÇ

Son yıllarda bilgisayar teknolojinin gelişimiyle birlikte panel veri modellerinin ampirik ve teorik çalışmalarda kullanımında büyük artış olmuştur. Bunun yanı sıra, bazı iktisadi teorileri, gözlem sayısı az olan zaman serisi veya yatay kesit verisi kullanarak sınarken elde edilen sonuçların güçlü olmaması nedeniyle panel verinin kullanılmasıyla elde edilen sonuçların daha güçlü olmasını sağlamaktır.

Ekonomideki, hisse senedi piyasaları, döviz kuru piyasaları gibi piyasalarda yer alan değişkenlerin veri yaratma süreçlerinin doğrusal olmaması, bu değişkenlerin doğrusal yöntemlerle modellenmesi halinde elde edilen sonuçların hatalı olmasına neden olacaktır. Bu nedenle olası doğrusal dışılık halinde, doğrusallığın test edilmesi ve incelenen serinin veya ilişkinin doğrusal olmaması halinde, doğrusal olmayan tekniklerin kullanılması gerekmektedir. Doğrusal olmayan modellerden eşikli regresyon modellerde farklı dinamikler tarafından yönetilen süreçler arası geçişler hızlı gerçekleşirken, yumuşak geçişli regresyon modellerinde bu geçişin hızı daha yavaş olmaktadır.

Doğrusal dışılık, sadece zaman serisi veya yatay kesitte öne çıkan bir özellik değildir. Ayrıca panel veri teknikleriyle incelenen verinin veya ilişkinin doğrusal olmaması hali de elde edilen sonuçların hatalı olmasına neden olacaktır. Tekil verilerde literatüre kazandırılmış olan eşikli ve yumuşak geçişli regresyon modelleri, panel veri için geliştirilmiş hali olan eşikli panel regresyon modelleri ve yumuşak geçişli panel regresyon modelleri de, tekil verilerle benzer özelliklere sahip olmakla birlikte, bu serilere göre daha fazla gözlem içerdiğinden, elde edilen sonuçların tekil serilere göre daha güçlü olması imkanını vermektedir.

Çevresel kuznets eğrisi, ülkelerin ekonomik gelişmesinin ilk aşamasında çevreyi dikkate almadığını, fakat ülkelerin gelirleri arttıkça belirli bir dönüm noktasından sonra gelirle birlikte çevresel kirliliğin azaldığını göstermektedir. Özellikle iklim değişikliğinin oldukça önem arz ettiği günümüzde, ülkeler bunun önüne geçebilmek için

çeşitli toplantıla düzenlemekte, hazırlanan protokollerle bir yol haritasını izlemeye çalışmaktadırlar. Bu çalışmada gelişmekte olan yedi ülkede (Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Meksika, Rusya ve Türkiye) çevresel Kuznets eğrisinin geçerliliği, yumuşak geçişli panel regresyon modelleri aracılığıyla incelenmiştir. İki konum parametrelili, iki geçiş değişkenli yumuşak geçişli panel regresyon modelinin uygun model olarak bulunduğu bu çalışmada, düzgünleştirici parametrelerin oldukça küçük bulunması farklı dinamikler tarafından yönetilen farklı rejimler arası geçişin yavaş olduğunu, elde edilen parametre katsayılarının da bu farklı rejimlerde pozitif bulunması ise, gelir arttıkça çevresel kirliliğin arttığını göstererek, gelişmekte olan bu yedi ülkede çevresel Kuznets eğrisi hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir. Bu ülkelerden Çin, Hindistan ve Türkiye'nin Kyoto protokolünde emisyon azaltma taahhütünde bulunmaması bu bulguları destekler niteliktedir.

## KAYNAKÇA

- Acaravci, Ali,  
İlhan Öztürk:  
“On the Relationship Between Energy Consumption, CO2 Emissions and Economic Growth in Europe”, *Energy*, Vol. 35, No. 12, 2010, pp. 5412-5420.
- Adachi, Kenji:  
**Parameter Non-constancy in Linear Regression: Applications of Threshold Regression and Structural Change Models**, ABD, Minnesota Üniversitesi, Basılmamış Doktora Tezi, 2010.
- Aksay, Cemal  
Seçkin, Osman  
Ketenoğlu, Latif  
Kurt:  
“Küresel Isınma ve İklim Değişikliği”, **Selçuk Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi Fen Dergisi**, Sayı:25, 2005, ss. 29–41.
- Antoniou,  
Antonios, Nuray  
Ergul, Phil  
Holmes:  
“Market Efficiency, Thin Trading and Non-Linear Behaviour: Evidence From an Emerging Market”, **European Financial Management**, Vol. 3, No.2, 1997, pp. 175-190.
- Arango, Luis E.,  
Andres  
Gonzalez:  
“A Nonlinear Specification of Demand for Cash in Colombia”, **Money Affairs**, Vol. 13 No. 2, 2000, pp. 207-226.
- Arango, Luis  
E.,Andrés  
González:  
“A Nonlinear Specification of Demand for Narrow Money in Colombia”, **Borradores de Economía**, No.135, 1999, pp.1-26.
- Arı, Ayşe,  
Fatma Zeren:  
“CO2 Emisyonu ve Ekonomik Büyüme: Panel Veri Analizi”, **Yönetim ve Ekonomi**, C. 18, No. 2, 2011, ss. 37- 47.
- Ashenfelter,  
Orley, Phillip B.  
Levine, David J.  
Zimmerman:  
**Statistics and Econometrics: Methods and Applications**, ABD, John Wiley & Sons, 2002.
- Aslanidis,  
Nektarios,  
Susana Iranzo:  
"Environment and Development: Is There a Kuznets Curve for CO2 Emissions?", **Applied Economics**, Vol. 41, No.6, 2009, pp.803-810.

- Aslanidis,  
Nektarios,  
Susana Iranzo: “Environment and Development: Is There a Kuznets Curve for CO2 Emissions?”, **Applied Economics**, Vol. 41, No.6, 2009, pp. 803-810.
- Ataç, Tamer: “Güneş Patlamalarının Dünyamıza Etkileri” (Çevrimiçi) <http://www.eclipse2006.boun.edu.tr/eclipse99/Turpage/gunes.html>, 30 Haziran 2012.
- Azomahou,  
Theophile,  
François  
Laisney, Phu  
Nguyen Van: “Economic Development and CO2 emissions: A Nonparametric Panel Approach”, **Journal of Public Economics**, Vol. 90, No. 6-7, 2006, pp. 1347 – 1363.
- Bai, Jushan,  
Pierre Perron: “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, **Econometrica**, Vol. 66, No. 1, 1998, pp. 47–78.
- Bai, Jushan: “Estimating Multiple Breaks One at a Time”, **Econometrics Theory**, Vol. 13, No. 3, 1997, pp. 315–352.
- Baltagi, Badi: **Econometric Analysis of Panel Data**, 3. Bs., İngiltere, John Wiley & Sons Ltd., 2005.
- Baltagi, Badi: **Econometrics**, 5. Bs., New York, Springer, 2011.
- Baltagi, Badi: “Comments on: Panel Data Analysis- Advantages and Challenges”, **Test**, Vol. 16, No.1, 2007, pp. 28-30.
- BBC: “Q&A: The Kyoto Protocol”, **BBC**, 16 Şubat 2005, (Çevrimiçi) <http://news.bbc.co.uk/2/hi/science/nature/4269921.stm>, 1 Ağustos 2012.
- Bentolila,  
Samuel,  
Giuseppe  
Bertola: “Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Eurosclerosis?”, *Review of Economic Studies*, V. 57, No.3, 1990, pp. 381-402.

- Bereau, Sophie,  
Antonia López  
Villavicencio,  
Valérie Mignon: “Nonlinear Adjustment of the Real Exchange Rate Towards Its Equilibrium Value: A Panel Smooth Transition Error Correction Modelling”, **Economic Modelling**, Vol. 27, No.1, 2010, pp. 404–416.
- Bessec, Marie,  
Julien Fouquau: “The Non-Linear Link Between Electricity Consumption and Temperature in Europe: A Threshold Panel Approach”, **Energy Economics**, Vol. 30, No. 5, 2008, pp. 2705-2721.
- Bhattacharyya,  
Subhes C.: **Energy Economics, Concepts, Issues, Markets and Governance**, Londra, Springer, 2011.
- Black, Richard: “Volcanic Climate Change? Not Likely, Say Experts”, BBC, 20 Nisan 2010, (Çevrimiçi) <http://news.bbc.co.uk/2/hi/8631396.stm>, 19 Haziran 2012.
- Bo, Sun: “A Literature Survey on Environmental Kuznets Curve”, **Energy Procedia**, 5, 2011, pp. 1322-1325,
- Bose, Bimal K.: “Global Warming, Energy, Environmental Pollution, and the Impact of Power Electronics”, **IEEE Industrial Electronics Magazine**, Vol. 4, No. 1, 2010, pp. 6-17.
- Bozdoğan,  
Recep: "Sürdürülebilir Gelişme Düşüncesinin Tarihsel Arka Planı", **Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi**, S. 50, 2005, ss. 1011-1028.
- Breusch,Trevor  
S., Adrian  
Rodney Pagan: "The Lagrange Multiplier Test and Its Application to Model Specification in Econometrics", **Review of Economic Studies**, Vol. 47, No.1, 1980, pp. 239-253.
- Cameron, A.  
Colin, Pravin K.  
Trivedi: **Microeconometrics: Methods and Applications**, New York, Cambridge University Press, 2005.
- Caner, Mehmet,  
Bruce Hansen: “Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model”, **Econometric Theory**, C.20, No. 5, 2004, pp. 813-843.

- Chan, Kung-Sik: "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model", **The Annals of Statistics**, Vol. 21, No. 1, 1993, pp. 520-533.
- Chang, Shu-Hwa, Liang-Chou Huang: "The Nexus of Finance and GDP Growth in Japan: Do Real Interest Rates Matter?", **Japan and World Academy**, Vol.22, No. 4, 2010, pp. 235-242.
- Chang, Ting-Huan, Chien-Ming Huang, Ming-Chih Lee: "Threshold Effect of the Economic Growth Rate on the Renewable Energy Development from a Change in Energy Price: Evidence from OECD Countries", **Energy Policy**, Vol. 37, No. 12, pp. 5796-5802.
- Chang, Tsangyao, Gengnan Chiang: "Threshold Effect of Debt\_to\_GDP Ratio on GDP per Capita with Panel Threshold Regression Model, The Case of OECD Countries", **2007 FMA European Conference**, Barselona, İspanya, 2007.
- Chang, Tsangyao, Shuchen Kang, Gengnan Chiang,: "Mean Reversion of Dow 30 Stock Prices towards Their Fundamental Values", (Çevrimiçi), [http://www.fma.org/Xiamen/ChangKangChiang\\_FMA\\_Asian2009.pdf](http://www.fma.org/Xiamen/ChangKangChiang_FMA_Asian2009.pdf), 17 Şubat 2011.
- Chang, Tsangyao, Shuchen Kang, Gengnan Chiang: "Exploring an Efficient Investment Regime: The Case of SP100 Companies", **International Review of Financial Analysis**, Vol. 19, No. 2, 2010, pp. 134-139.
- Chen, Sheng-Tung, Chien-Chiang Lee: "Government Size and Economic Growth in Taiwan: A Threshold Regression Approach", **Journal of Policy Modeling**, Vol. 27, No. 9, pp. 1051-1066.
- Chiu, Chien-Liang, Ting-Huan Chang: "What proportion of renewable energy supplies is needed to initially mitigate CO2 emissions in OECD member countries?", **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, Vol. 13, No.6-7, 2009, pp. 1669-1674.

- Chong, Terence  
Tai-Leung: “Consistency of Change-Point Estimators When the Number of Change-Points in Structural Change Models is Underspecified”, **Chinese University of Hong Kong Working Paper**, 1994.
- Chortareas,  
Georgios,  
George  
Kapetanios: “Getting PPP Right: Identifying Mean-reverting Real Exchange Rates in Panels”, **Journal of Banking and Finance**, Vol.33, No.2, pp. 390–404.
- Colletaz,  
Gilbert,  
Christophe  
Hurlin: “Threshold Effects in the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach”, **Document de Recherche du Laboratoire d’Economie d’Orléans**, No. 2006-1, 2006, pp. 1-42.
- Colletazy,  
Gilbert,  
Christophe  
Hurlinz: ”Threshold Effects of the Public Capital Productivity : An International Panel Smooth Transition Approach” , **HAL Working Papers**, No. Halshs-00724208, 2008, pp.1-34.
- Correa, Arnildo  
da Silva, Andre  
Minella: “Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips Curve Model with Threshold for Brazil”, **Revista Brasileira de Economia**, Vol. 64, No. 3, 2010, pp. 231-243.
- Cuaresma, Jesús  
Crespo, Maria  
Antoinette  
Silgoner: “Growth Effects of Inflation in Europe: How Low is Too Low, How High is Too High?”, **University of Vienna Department of Economics Vienna Economics Papers**, No. 0411, 2004, pp. 1-30.
- Çepel,  
Necmettin, Celal  
Ergün: “Küresel Isınma ve Küresel İklim Değişimi”, (Çevrimiçi) <http://www.tema.org.tr/Sayfalar/CevreKutuphanesi/KureselIsinama.html>, 11 Temmuz 2012.
- Dasgupta,  
Partha Sarathi,  
Geoffrey Heal: **Economic Theory and Exhaustible Resources**, ABD, Cambridge University Press, 1979.
- Dasgupta,  
Susmita, Benoit  
Laplante, Hua: “Confronting the Environmental Kuznets Curve”, **Journal of Economic Perspectives**, Vol. 16, No. 1, 2002, p.147 -168.

Wang, David  
Wheeler:

David Suzuki  
Foundation:

“History of Climate Negotiations”, (Çevrimiçi)  
<http://janegoodall.ca/documents/Historyofclimateneegotiations.pdf>, 31 Temmuz 2012.

Delatte, Anne-  
Laure, Julien  
Fouquau:

“The Determinants of International Reserves in the Emerging Countries: a Non-linear Approach”, **MPRA Paper**, No: 16311, 2009, pp.1-29.

Demir, Pınar,  
Yavuz Cevger:

"Küresel Isınma ve Hayvancılık Sektörü", **Veteriner Hekimler Derneği Dergisi**, C. 78, S.1, 2007, 13- 16.

Dincer, Ibrahim,  
Marc A. Rosen:

"Energy, Environment and Sustainable Development", **Applied Energy**, 64, 1999, pp. 427-220.

Dinda,  
Soumyananda:

“Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey”, **Ecological Economics**, Vol. 49, No. 4, pp. 431- 455.

Doğan, Pervin:

“İklim Değişikliği’nde Türkiye’nin Adımları”, (Çevrimiçi)  
<http://www.bitem.gazi.edu.tr/pdf/iklimturkiye.pdf>, 31 Temmuz 2012.

Doğan, Seyhun,  
Mutlu Tüzer:

“Küresel İklim Değişikliği ile Mücadele: Genel Yaklaşımlar ve Uluslar arası Çabalar”, **Sosyoloji Konferansları**, S. 44, 2011, ss.157-194,

Eitrheim,  
Oyvind, Timo  
Terasvirta:

"Testing The Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models", **Journal of Econometrics**, Vol. 74, No.1, 1996, pp. 59-75.

Esteve, Vicente,  
Cecilio Tamarit:

“Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment Between CO2 And Income: The Environmental Kuznets Curve in Spain, 1857 – 2007”, **Energy Economics**, doi:10.1016/j.eneco.2012.03.001, 2012.



- Euronews: "Kanada Kyoto Protokolü'nden Çıktı", **Euronews**, 13 Aralık 2011, (Çevrimiçi) <http://tr.euronews.com/2011/12/13/kanada-kyoto-protokolu-nden-cikti/> , 2 Ağustos 2012
- Fay,James A.,  
Dan S. Golomb: **Energy and the Environment**, New York, Oxford University Press, 2002.
- Fodhaa, Mouez,  
Oussama  
Zaghdoub: "Economic Growth and Pollutant Emissions in Tunisia: An Empirical Analysis of the Environmental Kuznets Curve", **Energy Policy**, Vol. 38, No. 2, 2010, pp. 1150–1156.
- Fouquau, Julien,  
Christophe  
Hurlin, Isabelle  
Raubaud: "The Feldstein-Horioka Puzzle: A Panel Smooth Transition Regression Approach", **Economic Modelling**, Vol. 25, No.2, 2008, pp. 284-299
- Fouquau, Julien,  
Ghislaine  
Destais,  
Christophe  
Hurlin: "Energy Demand Models: A Threshold Panel Specification of the 'Kuznets Curve'", **Applied Economics Letters**, Vol. 16, No. 12, 2009, pp. 1241-1244.
- Frees, Edward  
W.: **Longitudinal and Panel Data Analysis and Applications in the Social Sciences**, New York, Cambridge University Press, 2004.
- Gale, John, John  
Bradshaw,  
Zhenlin Chen,  
Amit Garg,  
Dario Gomez,  
Hans-Holger  
Rogner, Dale  
Simbeck, Robert  
Williams,  
Ferenc Toth,  
Detlef van  
Vuuren: "Sources of CO2", **Carbon Dioxide Capture and Storage**, Ed. By, Bert Mets, Ogunlade Davidson, Heleen de Coninck, Manuela Loos, Leo Meyer, Newyork, Cambridge University Press, 2005.

- Geng, Nan: “The Dynamics of Market Structure and firm-level adjustment to India’s pro-market economic liberalizing reforms, 1988-2006: A Time Varying Panel Smooth transition regression (TV-PSTR) approach”, **International Review of Economics & Finance**, Vol. 20, No. 4, 2011, pp. 506-519.
- Goldfeld, Stephen, Richard Quandt: **Nonlinear Methods in Econometrics**, Amsterdam, North-Holland Pub. Co. 1972.
- Gonzalez, Andres, Timo Terasvirta, Dick van Dijk: “Panel Smooth Transition Regression Models”, **Research Paper Series Quantitative Finance Research Centre, University of Technology, Sydney**, No. 165, 2005, pp. 1-35.
- Gonzalo, Jesús, Jean-Yves Pitarakis: "Estimation and model selection based inference in single and multiple threshold models", **Journal of Econometrics**, Vol. 110, No. 2, pp. 319-352.
- Granger, Clive W. J., Timo Terasvirta: **Modelling Nonlinear Economic Relationships; Advanced Text in Econometrics**, New York, Oxford University Press, 1993.
- Greene, William H.: **Econometric Analysis**, 7. Bs., ABD, Prentice Hall, 2011.
- Grossman, Gene, Alan B. Krueger: “Environmental impacts of the North American Free Trade Agreement”, **NBER Working Paper**, No. 3914, 1991 pp. 1-39.
- Guiso, Luigi: “Panel Data”, (Çevrimiçi) [http://www.eui.eu/Personal/Guiso/Courses/Econometrics/Notes\\_lec7\\_A.pdf](http://www.eui.eu/Personal/Guiso/Courses/Econometrics/Notes_lec7_A.pdf), 25 Nisan 2010.
- Gujarati, Damodar N.: **Basic Econometrics**, ABD, 4. bs, McGraw-Hill Companies, 2003.
- Gündüz, Orhan: “Çevre Terimleri Sözlüğü” (Çevrimiçi), [http://kisi.deu.edu.tr/orhan.gunduz/english/courses/Turkce-Ingilizce\\_teknik\\_terimler\\_sozlugu.pdf](http://kisi.deu.edu.tr/orhan.gunduz/english/courses/Turkce-Ingilizce_teknik_terimler_sozlugu.pdf), 18 Temmuz 2012.

- Halkos, George E.: “Environmental Kuznets Curve for Sulfur: Evidence Using GMM Estimation and Random Coefficient Panel Data Models”, **Environment and Development Economics**, Vol. 8, No. 4, 2003, pp. 581-601.
- Hansen, Bruce: “Sample Splitting and Threshold Estimation”, **Econometrica**, Vol. 68, No. 3, 2000, pp. 575-603.
- Hansen, Bruce: “Inference When a Nuisance Parameter is not Identified Under the Null Hypothesis”, **Econometrica**, Vol. 64, No. 2, 1996, pp. 413-430.
- Hansen, Bruce: “Threshold effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference”, **Journal of Econometrics**, Vol. 93, No. 2, 1999, pp. 345- 368.
- Hausman, Jerry: “Specification Tests in Econometrics”, **Econometrica**, Vol. 46, No. 6, 1978, pp. 1251–1271.
- He, Jie, Patrick Richard: “Environmental Kuznets Curve for CO2 in Canada”, **Ecological Economics**, Vol. 69, No. 5, 2010, pp. 1083–1093.
- Hill, R.Carter, William E. Griffiths, Guay C. Lim: **Principles of Econometrics**, 4.bs., ABD, John Wiley & Sons, 2011.
- Hodgson, Peter E.: **Energy, the Environment and Climate Change**, Londra, Imperial College Press, 2010.
- Hsiao, Cheng: “Panel Data Analysis- Advantages and Challenges”, **Test**, Vol. 16, No. 1, 2007, pp. 1-22.
- Hsiao, Cheng: “Longitudinal Data Analysis”, **Economic Growth Centre Working Paper Series**, No. 2005/10, 2005, pp.1-21.
- IBRD: **World Development Report 1992: Development and the Environment**, New York, Oxford University Press, 1992.

Im, Kyung So,  
M. Hashem  
Pesaran,  
Yongcheol Shin:

“Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, **Journal of Econometrics**, Vol. 115, No.1, 2003, pp. 53–74.

IPCC:

“Climate Change 2007: The Physical Science Basis”, **Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change**, Ed. By S. Solomon, D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M. Marquis, K.B. Averyt, M.Tignor ve H.L. Miller, United Kingdom and New York, Cambridge University Press, 2007.

Kavkler,  
Alenka, Peter  
Mikek,  
Bernhard Böhm,  
Darja Boršič:

“Nonlinear Econometric Models: The Smooth Transition Regression Approach”, DN Regional Research Competition, (Çevrimiçi) [http://www.cerge-ei.cz/pdf/gdn/RRCVI\\_36\\_paper\\_01.pdf](http://www.cerge-ei.cz/pdf/gdn/RRCVI_36_paper_01.pdf), 14.05.2010..

Kaymakcı,  
Nuretdin:

“Sedimantoloji Ders Notları”, KOÜ-Jeoloji Mühendisliği Bölümü, 2001, ss. 1-55.

Kemp, Andrew  
C., Benjamin P.  
Horton, Jeffrey  
P. Donnelly,  
Michael E.  
Mann, Martin  
Vermeer, Stefan  
Rahmstorf:

“Climate related sea-level variations over the past two millennia”, **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**, Vol. 108, No. 27, 2011, pp. 11017-11022,

Khadaroo,  
Ahmad Jameel:

“A Smooth Transition Regression Equation of the Demand For UK M0”, **Applied Economics Letters**, 2001, Vol. 10, No.12, pp. 769-773

Kilian, Lutz  
Mark Taylor:

“Why Is It So Difficult To Beat The Random Walk Forecast of Exchange Rates?”, **Journal of International Economics**, Vol. 60, No.1, 2003, pp. 85-107.

Kondolot,  
Meda, Ufuk  
Beyazova, Elif  
Özmert, Figen

“İklim Değişikliğinin Çocuk Sağlığına Etkileri”, **Erciyes Tıp Dergisi**, 34, 1, 2012, ss. 29-31,

Şahin, Betül  
Ulukol, Gülbin  
Gökçay:

Korkmaz,  
Kürşad:

Küresel Isınma ve Tarımsal Uygulamalara Etkisi, **Alatarım**, C. 6, S.2, 2007, ss.43-49.

Kourtellos,  
Andros,  
Thanasis  
Stengos, Chih  
Ming Tan:

“THRET: Threshold Regression with Endogenous Threshold Variables”, **University of Cyprus Working Papers in Economics**, No. 3-2008, 2008, pp. 1-16.

Kurnaz, Levent:

“İklim Fiziği Kış Okulu Ders Notları”, Feza Gürsey Enstitüsü, 2009, ss. 1-145.

Kuznets, Simon:

“Economic Growth and Income Inequality”, **American Economic Review**, Vol. 45, No. 1, 1955, pp. 1–28.

Lee, Chien-  
Chiang, Yi-Bin  
Chiu, Chia-  
Hung Sun:

“Deforestation, Environmental Kuznets Curve, and Threshold Effects: International Evidence”, **Singapore Economic Review Conference 2009**, Singapore, 6-8 Temmuz 2009.

Lee, Chien-  
Chiang, Yi-Bin  
Chiu, Chia-  
Hung Sun:

“The Environmental Kuznets Curve Hypothesis For Water Pollution: Do Regions Matter?”, *Energy Policy*, Vol. 38, No.1, 2010, pp. 12-23.

Lin, Feng-Li,  
Tsangyao  
Chang:

“Does Family Ownership Affect Firm Value in Taiwan? A Panel Threshold Regression Analysis”, **International Research Journal of Finance and Economics**, No. 42, 2010, pp. 45-53.

Lopez-  
Villavicencio,  
Antonia, Jose  
Ignacio Silva:

“Employment Protection and the Non-linear Relationship Between the Wage-Productivity Gap Unemployment”, *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 58, No. 2, 2011, pp. 200-220.

Lopez-  
Villavicencio,  
Antonia, Valerie

“On Equilibrium Exchange Rates. Is Emerging Asia Different”, **CEPII Research Center Working Papers**, No. 2009-38, 2009, pp. 1-46,

Mignon:

Luntz, Frank: "The Environment: A Cleaner, Safer, Healthier America", (Çevrimiçi)  
[http://www.ewg.org/files/LuntzResearch\\_environment.pdf](http://www.ewg.org/files/LuntzResearch_environment.pdf), 19 Mayıs 2012.

Luukkonen,  
Ritva, Pentti  
Saikkonen,  
Timo Teräsvirta: "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models", **Biometrika**, Vol. 75, No. 3, 1988, pp. 491-499.

Maddala,  
Gangadharrao  
Soundalyarao,  
Shaowen Wu, "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 61, 1999, pp. 631-652.

Maddala,  
Gangadharrao  
Soundalyarao: **Econometrics**, New York, McGraw-Hill, 1977.

Markandya,  
Anil, Alexander  
Golub, Suzette  
Pedroso-  
Galinato: "Empirical Analysis of National Income and SO2 Emissions in Selected European Countries", **Environmental & Resource Economics**, Vol. 35, No.4, 2006, pp. 221-257.

Masca, Mahmut: "Sürdürülebilir Kalkınma: Kalkınma ve Doğa Arasında Denge Arayışları", **I. Uluslar arası Davraz Kongresi**, 24-27 Eylül 2009, Isparta.

Maslin, Mark: **Global Warming A Very Short Introduction**, New York, Oxford University Press, 2004,

Mason, William  
M., Nicholas H.  
Wolfinger: "Cohort Analysis", **On-Line Working Paper Series, California Center for Population Research, UC Los Angeles**, No: CCPR-005-01, 2001, pp. 1-20.

McQuillan,  
Megan, Camron  
Keshavarz, "Effects of Water Chemistry on Tree Growth", **Journal of Ecological Research**, Vol. 13, 2011, pp. 34-38.

Dianna Lovins:

McMillan,  
David G.:

“Non-linear Predictability of UK Stock Market Returns”,  
**Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, V. 65, No. 5,  
2003, pp. 557-573.

Meadows,  
Donella H.,  
Dennis L.  
Meadows,  
Jørgen Randers,  
William W.  
Behrens III:

**Limits to Growth: (A Report for the Club of Rome’s  
Project on the Predicament of Mankind)**, 12. Bs., New  
York, Universe Books, 1972.

Meehl, Gerald  
A., Warren M.  
Washington,  
William D.  
Collins, Julie M.  
Arblester, Aixue  
Hu, Lawrence E.  
Buja, Warren G.  
Strand, Haiyan  
Tang:

“How Much More Global Warming and Sea Level Rise”,  
**Science**, 207, 2005, pp. 1769 – 1772,

Mejia-Reyes,  
Pablo, Denise R.  
Osborn,  
Marianne  
Sensier:

“Modelling Real Exchange Rate Effects on Output  
Performance in Latin America”, **Centre for Growth &  
Business Cycle Research Discussion Paper Series The  
University of Manchester**, No. 35, 2004, pp. 1-47.

Munir, Qaiser,  
Kasim Mansur,  
Fumitaka  
Furuoka:

“Inflation and Economic Growth in Malaysia A Threshold  
Regression Regression Approach”, **ASEAN Economic  
Bulletin**, Vol. 26, No. 2, 2009, pp. 180-193.

Nasira,  
Muhammad,  
Faiz Ur  
Rehman:

“Environmental Kuznets Curve for Carbon Emissions in  
Pakistan: An Empirical Investigation”, **Energy Policy**, Vol.  
39, No. 3, 2011, pp. 1857–1864.

- National  
Aeronautics and  
Space  
Administration,
- “GISS Surface Temperature Analysis, Global Annual Mean Surface Air Temperature Change”, (Çevrimiçi)  
[http://data.giss.nasa.gov/gistemp/graphs\\_v3/](http://data.giss.nasa.gov/gistemp/graphs_v3/), 09 Temmuz 2012
- Omer, Abdeen  
Mustafa:
- “Energy, environment and sustainable development”,  
**Renewable & Sustainable Energy Reviews**, Vol. 12, No.9,  
2008, pp. 2265-2300.
- Öcal, Nadir:
- "Nonlinear Models, Composite Loner Leading Indicator and Forecasts For UK real GDP", **Applied Economics**, 2006, Vol.38, No. 9, pp. 1049-1053.
- Öztürk, Kemal:
- "Küresel İklim Değişikliği ve Türkiye'ye Olası Etkileri", **Gazi Üniversitesi Gazi Eğitim Fakültesi Dergisi**, C. 22, S. 1, 2002, ss. 47-65.
- Panayotou,  
Theodore:
- Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development**, Geneva, ILO Technology and Employment Programme, 1993.
- Philander, S.  
George:
- Encyclopedia of Global Warming and Climate Change**, United Kingdom, Sage Publications, 2008.
- Poudel, Biswo  
N., Krishna P.  
Paudel ve  
Keshav  
Bhattarai:
- “Searching for an Environmental Kuznets Curve in Carbon Dioxide Pollutant in Latin American Countries”, **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Vol. 41, No. 1, 2009, pp. 13–27.
- Quandt,  
Richard:
- “The Estimation of the Parameters of a Linear-Regression System Obeying Two Separate Regimes”, **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 53, No. 284, 1958, pp. 873-880.
- Radojevic,  
Miroslav,  
Vladimir  
Nikolaevich
- Practical Environmental Analysis**, 2. bs., Royal Society of Chemistry, 2006.



Bashkin:

Robock, Alan: “Volcanic Eruptions and Climate”, **Reviews of Geophysics**, Vol. 38, No. 2, 2000, pp. 191-219

Rosenthal,  
Joshua P.,  
Christine M.  
Jessup: “Global Climate Change And Health: Developing A Research Agenda For The NIH”, **Transactions Of The American Clinical And Climatological Association**, Vol. 120, 2009, pp. 129-141.

Russell, Randy  
M.: “Paleoclimate Proxies” (Çevimiçi)  
[http://eo.ucar.edu/staff/russell/climate/paleoclimate/paleoclimate\\_proxies.html](http://eo.ucar.edu/staff/russell/climate/paleoclimate/paleoclimate_proxies.html), 09 Temmuz 2012.

Sağlam,Naciye  
Erdoğan, Ertuğ  
Düzgüneş, İsmet  
Balık: “Küresel Isınma ve İklim Değişikliği”, **E.Ü. Su Ürünleri Dergisi**, C. 25, S.1, 2008, ss. 89-94,

Schuldt,  
Jonathon P. ,  
Sara H. Konrath,  
Norbert  
Schwarz: ““Global Warming” or “Climate Change”? Whether the Planet is Warming Depends on Question Wording”, **Public Opinion Quarterly**, Vol. 75, No. 1, 2011, pp. 115-124.

Seddighi, Hamid  
R.: **Introductory Econometrics A Practical Approach**, New York, Routledge, 2012.

Sen, Amartya: “Population: Delusion and Reality”, **New York Review of Books**, Vol. 41, No. 15, 1994, pp. 62-71.

Seo, Myung  
Hwan, Oliver  
Linton: “A Smoothed Least Squares Estimator for Threshold Regression Models”, **Journal of Econometrics**, Vol. 141, No. 2, 2007, pp. 704-735.

Serchuk, Adam: “The Environmental Imperative for Renewable Energy: An Update”, (Çevrimiçi)  
[http://www.repp.org/repp\\_pubs/articles/envImp/index.htm](http://www.repp.org/repp_pubs/articles/envImp/index.htm), 12 Aralık 2011.

Shafik, Nemat,  
Sushenjit  
Bandyopadhyay:

**Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence, Background Paper for the World Development Report**, Washington, The World Bank, 1992.

Sinervo, Barry,  
Fausto Méndez-  
de-la-Cruz,  
Donald B.  
Miles, Benoit  
Heulin,  
Elizabeth  
Bastiaans,  
Maricela  
Villagrán-Santa  
Cruz, Rafael  
Lara-Resendiz,  
Norberto  
Martínez-  
Méndez, Martha  
Lucía Calderón-  
Espinosa, Rubi  
Nelsi Meza-  
Lázaro, Héctor  
Gadsden,  
Luciano Javier  
Avila, Mariana  
Morando,  
Ignacio J. De la  
Riva, Pedro  
Victoriano  
Sepulveda,  
Carlos Frederico  
Duarte Rocha,  
Nora  
Ibargüengoytía,  
César Aguilar  
Puntriano,  
Manuel Massot,  
Virginie Lepetz,  
Tuula A.  
Oksanen, David

“Erosion of Lizard Diversity by Climate Change and Altered Thermal Niches”, **Science**, Vol. 328, No. 5984, 2010, pp. 894-899.

G. Chapple,  
Aaron M. Bauer,  
William R.  
Branch, Jean  
Clobert, Jack W.  
Sites Jr:

Solar Influences  
Data Analysis  
Center:

"Sunspot Data" (Çevrimiçi) <http://www.sidc.oma.be/sunspot-data/>, 04 Temmuz 2012.

Steele, Fiona:

"Event History Analysis", **A National Centre for Research Methods Briefing Paper, NCRM Methods Review Papers**, Sayı: NCRM/004, 2005, pp. 1-37.

Stern, David I.,  
Michael S.  
Common:

"Is there an Environmental Kuznets Curve for Sulfur?", **Journal of Environmental Economics and Management**, Vol. 41, No. 2, 2001, pp. 162-178.

Stern, David I.:

"The Environmental Kuznets Curve", International Society for Ecological Economics Internet Encyclopedia of Ecological Economics (Çevrimiçi) <http://www.ecoeco.org/pdf/stern.pdf>, 6 Ağustos 2012.

Stern, David I.:

"The Environmental Kuznets Curve: a Review", **The Economics of Nature and the Nature of the Economics**, Ed. By. Cutler Cleveland, David I. Stern ve Robert, UK, Edward Elgar Publishing Ltd., 2001.

Stock, James H.,  
Mark W.  
Watson:

**Introduction to Econometrics**, ABD, Addison Wesley, 2003.

T.C. Sağlık  
Bakanlığı Temel  
Sağlık  
Hizmetleri  
Genel  
Müdürlüğü:

**Türkiye'nin Hava Kirliliği ve İklim Değişikliği Sorunlarına Sağlık Açısından Yaklaşım**, Ankara, Sağlık Bakanlığı, 2010.

Taylor, Mark  
P., David A.  
Peel,

“Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate Fundamentals”, **Journal of International Money and Finance**, Vol. 19, No.1, 2000, pp. 33–53.

Teng, Ju-Hong:

“The Relationship between Directors' Collateralized Shares and Firm's Performance - The Panel Smooth Transition Regression Model”, **Institute of Economics and Management National University of Kaohsiung** (Basılmamış Yüksek Lisans Tezi), 2009.

Terasvirta,  
Timo:

”Smooth Transition Regression Modeling”, **Applied Time Series Econometrics**, Ed. By. Helmüt Lütkepohl, Markus Kratzig, ABD, Cambridge University Press, 2004, pp. 222-242.

Terasvirta,  
Timo:

“Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 89, No. 425, 1994, pp. 208-218.

The Climate  
Change  
Challenge

"Causes of Climate Change" (Çevrimiçi)  
[http://www.climatechangechallenge.org/Resource%20Centre/Climate-Change/3-what\\_causes\\_climate\\_change.htm](http://www.climatechangechallenge.org/Resource%20Centre/Climate-Change/3-what_causes_climate_change.htm), 18 Temmuz 2012.

The Panel Study  
of Income  
Dynamics:

(Çevrimiçi)  
<http://psidonline.isr.umich.edu/Guide/PanelStudies.aspx?TabID=GUIDE>, 19.04.2010.

Thornton,  
Philip:

“New E7 nations 'Will Overtake G7 by 2050'”, **The Independent**, 3 Mart 2006 (Çevrimiçi)  
<http://www.independent.co.uk/news/business/news/new-e7-nations-will-overtake-g7-by-2050-468415.html>, 10 Ağustos 2012.

- Toros, Hüseyin: “Hava Kirliliği ve Asit Yağışları”, (Çevrimiçi) <http://web.itu.edu.tr/~toros/hava/>, 15 Mayıs 2012.
- Tse, Yiu-Kuen,  
Wai-Sum Chan: “The Lead-Lag Relation Between the S&P500 Spot and Futures Markets: An Intraday-Data Analysis Using a Threshold Regression Model”, **Japanese Economic Review**, Vol. 61, No. 1, pp. 133-144.
- Türkeş, Murat,  
Utku M. Sümer,  
Gönül Çetiner: “Küresel İklim Değişikliği ve Olası Etkileri”, **Çevre Bakanlığı, Birleşmiş Milletler İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi Seminer Notları**, 2000, p. 1-17.
- Türkeş, Murat: "Küresel İklim Değişikliği Nedir? Temel Kavramlar, Nedenleri, Gözlenen ve Öngörülen Değişiklikler" I. Türkiye İklim Değişikliği Kongresi, İstanbul, 2007, ss. 45-65.
- Türkeş, Murat: “Küresel İklimin Korunması, İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi ve Türkiye”, **Tesisat Mühendisliği**, No. 61, 2001, ss. 14-29,
- Türkeş, Murat: “Sera Gazı Salınımlarının Azaltılması için Sürdürülebilir Teknolojik ve Davranışsal Seçenekler”, **5. Ulusal Çevre Mühendisleri Kongresi: Çevre Bilim ve Teknoloji Küreselleşmenin Yansımaları, Bildiriler Kitabı**, Ankara, 2003, ss. 267-285.
- Türkiye Büyük Millet Meclis Araştırma Komisyonu: **Küresel Isınmanın Etkileri ve Su Kaynaklarının Sürdürülebilir Yöntemi Konusunda Kurulan (10/1, 4, 5, 6, 9, 10, 11, 13, 14, 15, 16, 16) Esas Numaralı Meclis Araştırması Komisyonu Raporu**, Ankara, 2008.
- Türkiye Çevre Koruma ve Yeşillendirme Kurumu: “İklim Değişikliği, Sonuçlar ve Mücadele Yöntemleri”, (Çevrimiçi) [http://www.turcek.org.tr/files/File/Turcek\\_iklim\\_degisikligi.pdf](http://www.turcek.org.tr/files/File/Turcek_iklim_degisikligi.pdf), 12 Temmuz 2012.
- United Nations Framework Convention on Climate Change: “List of Annex 1 Parties to the Convention”, (Çevrimiçi) [http://unfccc.int/parties\\_and\\_observers/parties/annex\\_i/items/2774.php](http://unfccc.int/parties_and_observers/parties/annex_i/items/2774.php), 1 Ağustos 2012

- United Nations  
Framework  
Convention on  
Climate Change:
- “Full Text of the Convention, Annex II”, (Çevrimiçi)  
[http://unfccc.int/essential\\_background/convention/background/items/1348.php](http://unfccc.int/essential_background/convention/background/items/1348.php), 2 Ağustos 2012
- Verbeek,  
Marno:
- A Guide to Modern Econometrics**, İngiltere, John Wiley and Sons, 2000.
- Villar, Ana, Jon  
A. Krosnick:
- "Global Warming vs. Climate Change, Taxes vs Prices: Does Word Choice Matter?", **Climatic Change**, 105, 2011, pp. 1-12.
- Wooldridge,  
Jeffrey M.:
- Introductory Econometrics A Modern Approach**, South-Western Pub, 2. Bs. 2002
- Yaffee, Robert:
- "A Primer for Panel Data Analysis", (Çevrimiçi)  
<http://www.nyu.edu/its/statistics/Docs/pda.pdf>, 16.03.2010.
- Yeh, Ming-  
Liang, Hsiao-  
Ping Chu, Peter  
J. Sher, Yi-Chia  
Chiu:
- “R&D Intensity, Firm Performance and the Identification of the Threshold: Fresh Evidence from the Panel Threshold Regression Model”, **Applied Economics**, Vol. 42, No. 3, 2010, pp. 389-401.
- Zalasiewicz,  
Jan, Mark  
Williams, Will  
Steffen, Paul  
Crutzen:
- "The New World of the Anthropocene”, **Environmental Science & Technology**, Vol. 44, No. 7, 2010, pp. 2228-2231.

## **ÖZGEÇMİŞ**

1982 yılında Gaziantep’de doğan Veli Yılandı, Lisans eğitimini İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Bölümü’nde tamamladıktan sonra yüksek lisans eğitimini yine aynı üniversitenin Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Bölümünde tamamlamıştır. Çalışma alanı, zaman serileri ve panel veri analizi olan Yılandı’nın bu konuda yazmış olduğu ulusal ve uluslar arası çalışmaları bulunmaktadır.