

T.C.
ABANT İZZET BAYSAL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

**SEKTÖREL ELEKTRİK TÜKETİMİNİN SEKTÖREL KATMA
DEĞER ÜZERİNDEKİ ETKİSİ**

PINAR BAHAR ERDENİZ

Temmuz-2008

T.C.
ABANT İZZET BAYSAL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI

**SEKTÖREL ELEKTRİK TÜKETİMİNİN SEKTÖREL KATMA
DEĞER ÜZERİNDEKİ ETKİSİ**

Yüksek Lisans Tezi

Hazırlayan:
Pınar Bahar ERDENİZ

Danışman:
Doç. Dr. Ramazan SARI

BOLU/2008

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ'NE

Pınar Bahar ERDENİZ'e ait, **“Sektörel elektrik tüketiminin sektörel katma değer üzerindeki etkisi”** adlı çalışma, jürimiz tarafından İktisat Anabilim Dalında YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Üye (Tez Danışmanı) : Doç. Dr. Ramazan SARI

Üye: Yrd. Doç. Dr. Seyit KÖSE

Üye: Yrd. Doç. Dr. Derya EREL

Prof. Dr. Uğur ESER
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

ABSTRACT**THE EFFECT OF SECTORAL ELECTRICITY COMSUMPTION ON
SECTORAL VALUE ADDED****Pınar Bahar ERDENİZ****Master Thesis****Department Of Economics****Thesis Advisor: Assoc. Prof. Dr. Ramazan SARI****July 2008,116 Pages**

This paper aims to investigate the effect of sectoral electricity consumption on sectoral value added in Turkish manufacture industries which are classified according to economic activities in the Turkish economy for the 1994–2001 period by using panel data analyse. These sectors are gathered into five groups. These groups are called that, (1)food, beverage and tobacco industries, (2)textile, wearing appared and leather industries (3) chemical, coal, rubber and plastic products industries (4) non-metallic mineral product industries (5) fabricated metal products, machinery and transportation vehicle, scientific and Professional measuring and controlling equipment industries. Sectoral electricity consumption and sectoral value added variables are tested by using panel unit root tests proposed by Maddala and Wu (1999) and Choi (2001). The results suggest that sectoral electricity consumption and sectoral value added are integrate of order one (I(1)). Each variable is integrated of order one, for long-run relationship between sectoral electricity consumption and sectoral value added in Turkey, we tested for panel cointegration using the test of Pedroni (1995,1999) and Kao (1999) test. Our finding suggest that, in the case of Turkey, there is a no evidence of panel cointegration in the long run between sectoral electricity consumption and sectoral value added in 1994–2001 period.

Key words: Sectoral Electricity Consumption, Sectoral Value Added, Panel Unit Root Test, Panel Cointegration.

ÖZET

SEKTÖREL ELEKTRİK TÜKETİMİNİN SEKTÖREL KATMA DEĞER ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

Pınar Bahar ERDENİZ

Yüksek Lisans Tezi

İktisat Anabilim Dalı

Tez Danışmanı: Doç. Dr. Ramazan SARI

Temmuz 2008,116 sayfa

Bu çalışmada, Türkiye imalat sanayinde ekonomik faaliyetlerine göre sınıflandırılmış sektörlerin elektrik tüketimlerinin, bu sektörlerin yarattığı katma değer üzerindeki etkisini 1994–2001 dönemi için panel veri analizi kullanılarak araştırılması amaçlanmıştır. Bu sektörler beş grupta toplanmışlardır; (1) gıda, içki, tütün sanayi, (2) tekstil, giyim ve deri sanayi, (3) kimya, kömür, kauçuk ve plastik sanayi, (4) taş toprağa dayalı sanayi, (5) metal eşya, makine ve teçhizat, ulaşım araçları, ilmi ve mesleki ölçme aletleri sanayi. Sektörel elektrik tüketimi ve sektörel katma değer değişkenleri Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) önerdiği panel birim kök testleri ile sınanmışlardır. Bu test sonuçları şunu ortaya koymuştur; sektörel elektrik tüketimi ve sektörel katma değer değişkenleri aynı seviyede (I(1)) bütünleşmişlerdir. Her bir değişken aynı seviyesinde bütünleştikten sonra, Türkiye için sektörel elektrik tüketimi ve sektörel katma değer arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmak için Pedroni (1995,1999) ve Kao (1999) panel eşbütünleme yöntemleri kullanılarak panel eşbütünleme testleri yapılmıştır. Sonuçlar bize göstermektedir ki; Türkiye örneğinde, 1994–2001 dönemi için elektrik tüketimi ve katma değer değişkenleri arasında uzun dönemli panel eşbütünleşmenin varlığına dair kanıt yoktur.

Anahtar Kelimeler: Sektörel Elektrik Tüketimi, Sektörel Katma Değer, Panel Birim Kök Testi, Panel Eşbütünleme

TEŞEKKÜRLER

Öncelikle tez süresi boyunca bana büyük emeği geçen, bana rehberlik eden ve yönlendiren tez danışmanım sayın hocam Doç Dr. Ramazan Sarı'ya, hayatım boyunca maddi manevi her zaman yanımda olan ve tez çalışmam süresince bana sabırla destek veren sevgili ailem Hasan Erdeniz, Asiye Erdeniz Ve Osman Erdeniz'e, bana her zaman inanan ve güvenen, karşıma çıkan bütün zorluklarla mücadelede yanımda olan, beni destekleyen ve yardım eden sevgili Ahmet Durlanık'a, tez çalışmam sırasında bana yol gösteren ve yardımlarını esirgemeyen canım arkadaşım Melike Horasanlı'ya, tez çalışmamda bana önemli yardımları dokunan ve bilgilerini esirgemeyen sayın Nazan Şak' ve Burhan Beyazay'a, ve tabi ki yardıma ihtiyacım olduğu anlarda fikir alışverişi yaptığım, bilgisini esirgemeyen A.İ.B.Ü. araştırma görevlisi sayın Fatih Konur'a ve tüm A.İ.B.Ü. İ.İ.B.F. iktisat bölümü hocalarına sonsuz saygı ve teşekkürlerimi sunarım.

İÇİNDEKİLER

ABSTRACT.....	iii
ÖZET.....	iv
TEŞEKKÜRLER.....	v
İÇİNDEKİLER DİZİNİ.....	vi
TABLolar LİSTESİ.....	viii
GRAFİKLER LİSTESİ.....	ix
 1.BÖLÜM:GİRİŞ.....	 1
 2.BÖLÜM: LİTERATÜR TARAMASI	
2.1. Ampirik Bulgular.....	5
 3.BÖLÜM: EKONOMİK YÖNTEM	
3.1. Panel Veri Analizi.....	41
3.1.1.Panel Veri Modelleri.....	43
3.1.2.Panel Verilerde Durağanlık.....	50
3.1.2.1.Korelogram Yaklaşımı.....	51
3.1.2.2. Birim Kök Testi.....	53
3.1.3.Panel Verilerde Birim Kök Testleri.....	55
3.1.3.1. Genel Birim Kök Testleri.....	55
3.1.3.1.1. Levin, Lin ve Chu Testi.....	56
3.1.3.1.2. Breitung Testi	58
3.1.3.1.3. Hadri Testi.....	59
3.1.3.2. Bireysel Birim Kök Testleri.....	60
3.1.3.2.1. Im, Pesaran ve Shin Testi.....	60
3.1.3.2.2. Fisher tipi Panel Birim Kök Testleri.....	62
3.1.4.Panel Verilerde Eşbütünleme Testleri.....	63
3.1.4.1.Eşbütünleme.....	63
3.1.4.2.Panel Eşbütünleme.....	64
3.1.4.2.1.Kao(1999) Testi.....	64

3.1.4.2.2.Pedroni(1995,1999) Testi.....	67
3.1.4.2.3 Larsson, Lyhagen ve Löthgren(2001) Testi.....	71
3.1.4.2.4. McCoskey ve Kao(1998) Testi.....	72
3.1.4.2.5. Pedroni (2004) testi.....	75
3.1.5.Eşbütünleme Regresyon Modeli Tahmin Edicileri.....	77
3.1.5.1Grup Ortalama Panel FMOLS Tahmincisi.....	78
3.1.5.2.Birleşik Panel FMOLS Tahmincisi.....	80
3.1.5.3.Panel DOLS Tahmincisi.....	81
4.BÖLÜM: TÜRKİYE’DE SEKTÖREL ELEKTRİK TÜKETİMİNİN SEKTÖREL KATMA DEĞER ÜZERİNDEKİ ETKİSİ	
4.1. Model Ve Veri Seti.....	83
4.2. Yöntem Ve Ampirik Bulgular.....	89
4.2.1. Panel Veri Birim Kök Testi Sonuçları.....	89
4.2.2. Panel Veri Eşbütünleme Testi Sonuçları.....	91
5.BÖLÜM: SONUÇ.....	95
KAYNAKLAR.....	97

TABLÖLAR LİSTESİ

Sayfa No

Tablo-1: Sektörel Elektrik Tüketimi Serisine (ln ELK) Ait Tanımlayıcı İstatistikler.....	84
Tablo-2: Sektörel Katma Değer Serisine (Ln K) Ait Tanımlayıcı İstatistikler.....	85
Tablo-3: 1994–2001 Dönemi İçin Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Verilerinin ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları	90
Tablo-4: Pedroni(1995,1999) Panel Eşbütünleme Testi Sonuçları.....	91
Tablo-5: Kao (1999) Panel Eşbütünleme Testi Sonuçları.....	93

GRAFİKLER LİSTESİ

- Grafik-1:** 1994–2001 Dönemi İçin Taş Toprağa Dayalı Sanayi Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Serisi.....86
- Grafik-2:** 1994–2001 Dönemi İçin Tekstil, Giyim, Deri Sanayi Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Serisi.....86
- Grafik-3:** 1994–2001 Dönemi İçin Gıda, İçki, Tütün Sanayi Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Serisi.....87
- Grafik-4:** 1994–2001 Dönemi İçin Metal Eşya, Makine Ve Teçhizat, Ulaşım Aracı, İlmî Ve Meslekî Ölçme Aletleri Sanayi Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Serisi.....87
- Grafik-5:** 1994–2001 Dönemi Kimya Sanayi, Kömür, Kauçuk Ve Plastik Mamülleri Sanayi Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Serisi.....88

1.BÖLÜM

GİRİŞ

Enerji, yaşamımızın ayrılmaz bir parçasıdır. Ekonomik, sosyal kalkınma ile hayat standardının yükseltilmesi için gerekli olan enerji, özellikle sanayi, konut, ulaştırma gibi sektörlerde kullanılmaktadır.

Ekonomik kalkınmanın ve toplumsal gelişmenin kaynağı olan enerji, kritik bir öneme sahiptir. Dengeli bir kalkınmada enerji refah düzeyi ve ülke ekonomisinin gelişmesinde önemli bir rol oynamaktadır. Enerji politikalarının temel hedefi enerjinin güvenilir, kesintisiz, ekonomik ve çevreye duyarlı bir biçimde üretilmesi yönünde gerekli önlemleri almak ve uygulamaktır. Ayrıca bu hedefler arasında enerjide dışa bağımlılığı azaltacak ve kaynak çeşitliliğini sağlayacak, mevcut öz kaynakların potansiyelini geliştirici politikaları da ekleyebiliriz.

Kalkınma anlayışı sadece kısa dönemli gelir artışı değil, uzun dönemli, geleceği güvenceye alan, kaynakların sınırlılığını gözeten ve toplumun yaşam kalitesinin yükseltilmesini amaçlayan bir süreçtir. Mevcut kaynaklar yalnızca bugünkü kuşakların yararı gözetilerek değil, gelecek kuşakların yaşama hakkını da göz önünde bulundurarak kullanılmalıdır (Çevre ve Ulusal Kalkınma Raporu, 2002).

Türkiye çok çeşitli birincil enerji kaynaklarına sahip bir ülkedir. Türkiye’de taşkömürü, linyit, asfaltit, ham petrol, doğal gaz, uranyum ve toryum gibi fosil kaynak rezervleri ile hidrolik enerji, jeotermal enerji, güneş enerjisi, deniz dalga enerjisi, bio mas enerji gibi yenilenebilir enerji kaynak potansiyelleri bulunmaktadır. Türkiye’nin dünyada halen yoğun olarak kullanılan fosil yakıtların, özellikle akışkan fosil yakıtların görünür rezervleri yeterli düzeyde değildir. Kömür, jeotermal ve hidrolik enerji rezerv ve potansiyeli dünya kaynak varlığının %1’i civarındadır.

1980’li yılların sonuna doğru ise özellikle gelişmiş ülkelerdeki sanayileşme hamleleri ile birlikte enerji talebi tüm dünyada hızla artarken Türkiye’de de artmıştır.

Buna paralel olarak sanayi üretimimiz de artış eğilimi içine girerken yeni enerji kaynaklarına ihtiyaç duyulmaya başlanmıştır.

Ülkemiz birincil enerji kaynakları, dünya rezervleri ile kıyaslandığında miktar ve kalite itibariyle çok düşük seviyelerdedir. Buna karşın, hidrolik enerji ve linyit kömürleri, ülkemizde mevcut kaynaklar içinde büyük bir potansiyele sahiptir. Türkiye'de mevcut enerji kaynakları içinde hidrolik enerji potansiyelinin %28'ine karşılık gelen (9920 MW) bir kısmı kullanılırken, toplam linyit potansiyelinin ise %34'lük kısmı kullanılmaktadır. Görüldüğü gibi ülkemiz birincil enerji kaynakları potansiyelinin yarısından oldukça az bir miktarını kullanmaktadır. Çünkü linyit kömürü kaynakları coğrafi olarak dağınık, düşük kaliteli ve yüksek maliyetli iken, hidroelektrik kaynaklar ise doğrudan yağışlara bağımlı olması nedeniyle güvenilirliği düşüktür.

Türkiye'de elektrik enerjisi üretimine bakıldığında; toplam elektrik enerjisi üretiminin 1980 yılında 23 milyar kWh'dan 13 yıl içerisinde yaklaşık 3,5 kat artarak 1993 yılında 73,8 milyar kWh'a yükseldiği görülmektedir. 1993–1995 yılları arasında ise üretim artışı %17 olmuş ve Türkiye 1995 yılında 86,3 milyar kWh elektrik enerjisi üretmiştir. 2006 yılında üretim 169.007 GWh 'e, 2007 Ocak-Ekim ayları arasında üretim toplam 152.014 GWh'e ulaşmıştır. IEA verilerine göre Türkiye elektrik enerjisi üretimi Ekim 2006'da 13 275 GWh, Ekim 2007'de %8.5 artarak yani 1 132 GWh daha yüksek gerçekleşmiş, 14 407 GWh'e ulaşmıştır (Türkiye İstatistik Yıllığı, 2006; 1923-2006 İstatistiki Göstergeleri, 2007).

Yurtiçi talebin yerli üretimle karşılanma oranı, 1970 yılında %77, 1980 yılında %54, 1990 yılında %48 ve 1993 yılında %44 olmuştur. Görüldüğü üzere, yerli üretimin talebi karşılama oranı 1970–1993 yılları arasında hızla düşmüş ve 1993 yılında ise Türkiye, tükettiği enerjinin yarıdan fazlasını ithal eder duruma gelmiştir. Üretimi yurtiçi talebi karşılayamayan enerji kaynaklarından, büyük kısmı sürekli ithal edilen ham petrol ithalatına ek olarak, 1973 yılından itibaren taşkömürü, 1975 yılından itibaren elektrik enerjisi ve 1987 yılından itibaren doğalgaz ithal edilmeye başlanmıştır. 1993 yılında petrol ürünleri talebinin yaklaşık %85'i,

taşkömürü talebinin %65'i, buhar kömürü ve doğalgazın ise tamamına yakın kısmı ithalatla karşılanmıştır.

OECD verilerine göre Türkiye de sanayi sektöründeki elektrik tüketimi 2003 yılında 23.59 milyon ton olarak gerçekleşmiş ve 1993-2003 yılları arasında %52.7 lik bir değişim gerçekleşmiştir. Bazı OECD ülkelerinde örneğin Japonya da 1993–2003 yılları arasında %19.4, Kanada'da %18.9, Fransa'da %7.1, Birleşik Milletler'de 16.4, G-7 ülkelerinde ise %14.5 olarak gerçekleşmiştir.

1970 yılında 207 kWh olan kişi başına elektrik enerjisi tüketimi 1980 yılında 2,5 katına yakın bir artış ile 456 kWh düzeyine ulaşmıştır. 1990 yılından önceki geçen on yıl içinde 2 kat artış gösteren kişi başına elektrik tüketimi bu yılda 835 kWh düzeyinde gerçekleşmiştir. 1994 yılında kişi başına elektrik tüketimi 1028 kWh olmuştur. 2000 yılında kişi başına elektrik tüketimi 1449 kWh olarak, 2006 yılında ise 1961 kWh olarak gerçekleşmiştir (1923–2006 İstatistikî Göstergeleri, 2007).

Türkiye sektörel elektrik enerjisi tüketiminde sanayi sektörü, 1970 yılında 4689,7 GWh ile toplam elektrik tüketiminin %64,2' ünü oluşturmuştur. 1980 yılında 13007,9 GWh ile toplam elektrik tüketiminin %63'ünü, 1990 yılında %62'sini, 2000 yılında %49.7'sini ve 2005 yılında %47.8'ini oluşturmuştur. Görüldüğü üzere sanayi sektörü Türkiye'de sektörel elektrik tüketiminde en büyük payı alan sektördür.

Türkiye, genel olarak enerji üretim kapasitesinin enerji talebini karşılayamaması nedeniyle enerji ithal eden bir ülke konumundadır. Yerli üretimin talebi karşılama oranı 1970–1993 yılları arasında hızla düşmüş ve 1993 yılında ise Türkiye, tükettiği enerjinin yarıdan fazlasını ithal eder duruma gelmiştir. 1993 yılında petrol ürünleri talebinin yaklaşık %85'i, taşkömürü talebinin %65'i, buhar kömürü ve doğalgazın ise tamamına yakın kısmı ithalatla karşılanmıştır. 1996 yılı itibariyle Türkiye, toplam birincil enerji üretimi ile iç talebinin sadece %41'ni karşılayabilmiştir.

Enerji, sanayileşmenin, sosyal ve ekonomik gelişmenin en temel girdilerinden birisidir. Bu nedenle sanayileşen ve gelişmekte olan ülkelerin enerji

ihtiyaçları da sürekli olarak artmaktadır. Ülke kalkınmasının kesintiye uğramadan sürdürülebilmesi ve refah düzeyinin artırılabilmesi için artan enerji talebinin zamanında ve güvenilir bir şekilde temin edilmesi gerekmektedir.

Ekonomik kalkınma ile birlikte dış dengenin de sağlanması için ihracat potansiyelimizin büyük bir hızla ve üretim-yatırım-ihracat zinciri içinde artırılması hedefi ancak önemli bir girdi kaynağı olan elektrik enerjisi üretiminin zamanında ve yeterli miktarlarda temini ile mümkün olabilir.

Zamanında ve yeterli miktarda elektrik enerjisinin Türkiye ekonomisine kazandırılabilmesi için ise; enerji temini konusundaki uzun vadeli planların, programların, milli gelir, üretim, ihracat gibi ekonominin temel taşları olan bazı kalemlerin tahminleri ışığında belirlenebilmesi gerekmektedir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisinde imalat sanayi içinde yer alan ekonomik faaliyetlerine göre ayrılmış sektörlerin, sektörel elektrik tüketimlerinin bu sektörlerle ait katma değer verileri üzerindeki etkisini 1994–2001 dönemi için panel veri analizi yöntemi kullanarak araştırmaktır. Çalışmamızın birinci bölümü olan giriş bölümünde Türkiye’deki enerji potansiyelinden ve enerjinin kalkınma üzerindeki öneminden bahsedilmiştir. İkinci bölümde Türkiye ve Dünya ülkelerinde enerji tüketiminin, milli gelir üzerindeki etkisi çeşitli araştırmacıların çalışmalarıyla birlikte deneysel bulgularla ortaya konulmuştur. Üçüncü bölümde çalışmamızın ekonomik yöntemi panel veri analizine yer verilmiştir. Panel veri, panel veri modelleri, panel verilerde durağanlık, panel birim kök testleri ve panel verilerde eşbütünleme yöntemleri açıklanmıştır. Dördüncü bölümde çalışmamızın ağırlıklı konusunu oluşturan Türkiye imalat sanayinde üretim gruplarına göre sınıflandırılmış sektörlerin elektrik tüketimlerinin, bu sektörlerin yarattıkları katma değer üzerindeki etkisi panel veri analizi ile araştırılmıştır. Çalışmamızın son bölümü olan beşinci bölümde ise deneysel bulguların anlatıldığı sonuç bölümüdür.

2.BÖLÜM

LİTERATÜR

2.1. AMPRİK BULGULAR

Bütün dünya ülkelerinde olduğu gibi ülkemizin de ekonomik ve sosyal kalkınmasının vazgeçilmez girdilerinden birisi olan enerjinin, ihtiyacımızı karşılayacak şekilde zamanında ve güvenilir olarak temin edilmesi büyük önem arz eder. Bu nedenle hükümetlerin en önemli hedefi dengeli, kalıcı bir ekonomik büyümeyi sağlamak olmalıdır. Enerji tüketimi ve ekonomik faaliyetler arasında yakın bir ilişki mevcuttur. Gelişmekte olan ülkelerin milli hâsılları arttıkça, enerji tüketimleri de buna paralel olarak artmaktadır. Bu sonuç bize, enerjinin önemli üretim faktörleri arasında anahtar rol oynadığını göstermektedir (Yiğitgüden, 2000).

Literatüre baktığımızda enerji kullanımıyla ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar gittikçe artmaktadır. Bu konudaki Türkiye için yapılan çalışmalardan, Soytaş ve Sarı (2003) çalışmalarında G-7 ülkelerindeki enerji tüketimi ve milli gelir arasındaki ilişkiyi ortaya çıkan zirvedeki 10 piyasa için – eksik veri nedeniyle Çin dışarıda tutulmuştur- tekrar araştırmışlardır.

Soytaş ve Sarı (2003) bu çalışmalarında, belirlenen G-7 ülkelerindeki zirvede bulunan 10 piyasa için enerji tüketimi ve milli gelir arasındaki nedensellik ilişkisi tekrar araştırılmış, bunun için koentegrasyon ve Vektör Hata Doğrulama (VEC) tekniği kullanılmıştır. Enerji tüketimi ve kişi başına milli gelir verileri yıllık şekilde kullanılmış ve zaman serileri doğal logaritmik haldedir. Veriler, Birleşik Devletler İstatistik Yıllığı'ndan alınmıştır.

Kullanılan metod, ilk adımda serilerin durağanlıklarına bakılmıştır. Bu nedenle Dickey-fuller ve Phillips-Perron birim kök testleri yapılmıştır. Seriler aynı

düzeyde (birinci farkları alındığında) bütünleşme sağlamışlardır. İkinci adımda ise, Johansen (1988) ve Johansen ve Jeselius (1990) maksimum olasılık içeren koentegrasyon testi yapılmıştır. Bunun sonucunda sadece yedi ülke için eşbütünleşme sağlanmıştır. Bunlar; Arjantin, Türkiye, Kore, Fransa, İtalya, batı Almanya ve Japonya'dır (Soytaş ve Sarı, 2003).

Daha sonra nedenselliğin yönünü tayin etmek için vektör hata doğrulama modeli kullanılmıştır. Burada Engle ve Granger (1987) ortaya koyduğu vektör hata doğrulama modeli uygulanmıştır (Soytaş ve Sarı, 2003).

Sonuçların ortaya koyduğu kanıtlar şunu göstermektedir; batı Almanya ve Japonya için uzun dönemde enerji tüketiminden milli gelire doğru tek yönlü nedensellik var olmaktadır. İtalya ve Kore için uzun dönemde milli gelirden enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ve Arjantin için uzun dönemde çift yönlü nedensellik bulunmuştur. Türkiye için kısa dönemde çift yönlü ilişki saptanmıştır. Bu saydığımız son dört ülke olan Türkiye, Arjantin, Almanya ve Japonya için enerji tasarrufu ekonomik büyüme için zararlı olabilir sonucu bulunmuştur (Soytaş ve Sarı, 2003).

Sarı ve Soytaş (2004) Türkiye örneğinde 1969–1999 dönemi yıllık verileri kullanılarak milli gelirdeki büyümeyi çeşitli enerji kaynaklarının tüketimi ve istihdamdaki büyümeyle açıklamaya çalışmışlardır. Sarı ve Soytaş bir önceki çalışmalarında toplam enerji tüketiminden gayri safi milli hâsılaya doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. 2003 yılındaki Türkiye için yapılan bu çalışmalarında, enerji açıklarının ekonomik büyümeye zarar verebileceğini söylemektedirler. Bu nedenle, gelir ve istihdam üzerinde hangi enerji tüketimi kategorilerinin en önemli olduğunu bilinmesi politika yapıcılarının bu konuyla ilgilenmesinin nedeni olmaktadır.

Türkiye'de çeşitli enerji kaynakları üretilmektedir. 1999 yılında Türkiye'de toplam yerli enerji üretimi toplam enerji talebinin %35'ini karşılamaktadır. Ayrıca, dünya enerji konseyi verilerine göre 2010 yılında bu %28, 2020 yılında %24 olarak

gerçekleşmesi beklenmektedir. Bu nedenle, ülkenin enerji bağımlılığı ve enerji ithalatı artacaktır. 1999 yılında toplam üretimin %45'ini linyit üretimi oluşturmaktadır. Bunu %20 ile odun, %11 ile petrol izlemektedir (Sarı ve Soytaş, 2004).

Sarı ve Soytaş (2004) çalışmalarında belirtmektedir ki; geçen on yıl zarfında Türkiye'de enerji tüketimi en çok konutlarda tüketilmekte, bunu sanayi takip etmektedir. 1990'larda evsel tüketim toplam enerji tüketiminin %36'sına tırmanmıştır. Aynı zamanda sanayi sektörü %35, ulaştırma sektörü %21 olarak yansımaktadır.

Sarı ve Soytaş (2004) bu çalışmalarında veri olarak, reel milli gelir, istihdam ve kategorilere ayrılmış enerji kaynakları tüketim verileri kullanmışlardır. Enerji kategorileri; kömür, petrol, hidrolik enerji, asfaltiti, linyit, artık(lar) ve odun olarak ayrılmakta olup 1969 ile 1999 arası dönemi kapsayan yıllık enerji tüketim verileri kullanılmıştır. Bütün bu enerji kategorileri petrole eşdeğer bin ton olarak ölçülmekte ve verilerin kaynağı Türkiye devlet istatistik enstitüsü, Türkiye istatistik yaylığı olarak belirtilmiştir. Reel milli gelir verileri 1987 yılı temel alınarak hesaplamıştır. Bütün veriler logaritmik haldedir ve zaman serileri ADF ve PP birim kök testleri ile sınanmıştır. Çalışmada Koop ve diğerleri (1996) ve Perasan ve Shin (1998) tarafından geliştirilen Genelleştirilmiş Tahmini Hata Varyans Ayrışimleri (GFEVD) metodu kullanılmıştır. Bu yöntem, serinin kendi şokunun sistemdeki diğer değişkenlere karşı şok yaratmasından dolayı seride oluşan hareketlerin oranını göstermektedir. Yapılan çalışmada, çeşitli enerji kaynakları tüketiminin Türkiye'de milli gelir üzerinde farklı etkilere sahip olduğu görülmüştür. Toplam enerji tüketiminin etkisinin istihdamın yarattığı etki gibi Türkiye için önemli bir etkidir. Toplam enerji tüketimi(hidrolik, petrol, linyit ve artıklar) milli gelirdeki değişimin %21 ini, istihdam ise %23-%26 açıklamaktadır. Bu nedenle politika yapımcılar, enerji yatırım bütçesi oluştururken ekonomik büyümenin enerjiye bağımlılığı konusu üzerinde önemle durmaları gerekmektedir.

Diğer bir çalışma ise Soytaş ve Sarı (2007) Avrupa birliğine aday ülkeler arasında yer alan Türkiye için enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve karbon salınımı arasındaki uzun dönem Granger nedensellik ilişkisini brüt sermaye oluşumu ve işgücü kontrolü altında araştırmışlardır. Veriler 1960–2000 dönemini kapsamaktadır ve Dünya Gelişme Göstergeleri (WDI) kaynağından alınmıştır. Veriler logaritmik halde yıllık olarak kullanılmıştır. 1994 finansal krizi göz önünde bulundurulmuştur. Verilerin durağanlıkları beş farklı birim kök testi ile sınanmıştır. Değişkenler arasında nedenselliğin yönü uzun dönemde Granger nedensellik testiyle sınanmıştır. Burada üç anlamlı sonuç ortaya çıkmıştır. Uzun dönemde gelir ve kapital yatırım işgücünün Granger nedeni olmaktadır. Bu nedenle gelir düzeyinin bilinmesi ve brüt sabit yatırım oluşumu, işgücü tahminlerini geliştirebilmektedir. Nedensellik çift yönlü değilse bunun tersi olamaz. Bununla birlikte ilgi çekici bir netice ortaya çıkmıştır. Türkiye’de karbon salınımından enerji tüketimine doğru tek yönlü bir ilişki ortaya çıkmıştır. Buna göre karbon dioksit salınımının en önemli nedeni enerji tüketimi olmaktadır.

Türkiye enerji verimliliğini geliştirmesi konusunda enerji piyasasında büyük potansiyele sahiptir ve Avrupa birliği adaylığının geleceği için büyük sorumluluğa sahiptir. Elde edilen sonuçlara göre, uzun dönemde Türkiye’de enerji tüketimi gelirin nedeni olmadığı sonucuna varılmıştır. Bu nedenle enerji tüketimindeki artış doğrudan, uzun dönem ekonomik büyümeyi çok da ilgilendirmemektedir. Artan rekabet Türkiye’de ki enerji piyasasında ülkenin enerji verimliliğine katkıda bulunabilir. Ayrıca Türkiye’de yatırım problemi gözükmemektedir. Alternatif enerji kaynaklarını geliştirerek ve ya kullanarak Türkiye bu problemi çözmek istemektedir. Bu yatırımların büyük kısmını ithal teknolojiler üzerinde sermaye yığılması olarak yapmaktadır. Devamında ithal enerjilere olan bağımlılığı azaltacaktır. Türkiye’nin ihtiyacı olan, uzun dönemli geleceğe yönelik teknolojik gelişmeyi sağlayacak stratejik bir plandır (Soytaş ve Sarı, 2007).

Ediger ve Huvaz (2006), enerji kullanımını Türkiye örneği için araştırmışlardır. Türkiye ekonomisinde (1980–2000) döneminde ülkenin ekonomik ve demografik yapısında önemli değişiklikler meydana gelmiştir. Bu değişikliklerin

etki ettiđi bař sektörler tarım, sanayi ve hizmetler sektörleridir. Çalışmalarında LMDI (Logaritmik Ortalama Ayırışım Dizini) yöntemini kullanmışlardır. Ayırışma analizi bahsedilen bu üç ana sektör üzerinde icra edilmiştir. Bu sektörlerin seçilmesindeki neden Türkiye’de politika yapıcılarının bu sektörlerin büyümenin itici gücü olarak görmekteirler. Bu sektörler arasında rekabetin olduđu saptanmıştır. Biri inişe geçtiğinde diğeri atađa kalkmaktadır. Hizmetler sektörü ise katma değer getirisi yoğun bir sektördür, çünkü farklı aktiviteler barındırmaktadır.

Ediger ve Huvaz (2006) çalışmalarında LMDI metodunu kullanmalarının nedeni ise bu metodun artık dönemi içermeyen mükemmel bir ayırışma sağlamakla beraber, veri setinde sıfır değeri barındırabilmesidir. Ayırıştırılmış bu sektörler, yıllık zaman serisi verileri kullanılarak çalışılmıştır. Veriler, Doğal Kaynaklar Bakanlığı, Türkiye İstatistik Kurumu ve T.C. Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı’ndan alınmıştır. 1980–2000 dönemi için Türkiye’nin toplam milli geliri ve başlıca enerji tüketimleri değişkenleri kullanılarak formüle edilmiştir. İlişki doğrusal olarak kabul edilmiştir.

Ediger ve Huvaz (2006) analizindeki sonuçlar, hükümetlerin ekonomik programları doğrulamaktadır ki bunlar, geleneksel olarak üçe ayrılır. Tıpkı 1980–1983, 1983–1987, 1988 ve sonrası gibi. Kararlılık programı, 24 Ocak kararları olarak anılır, 1980–1983 döneminin başında duyurulmuştur. Bu kararlar ekonomik siyaset değişimlerini kararlı (dengeli) kılmayı amaçlamıştır. Liberalizmi ve dünya piyasalarıyla bütünleşmeyi amaçlamıştır. Bu yılların altın yıllar olarak anılmasının nedeni ihracatta edinilen başarı ve dünya ticaretindeki büyüme hızından daha yüksek bir büyüme hızına ulaşmaktır. 1985 sonrası ekonomik kararlılık ihmal edilmiş 1987’de küçük bir kriz yaşanmıştır. 1988’de ki 4 Şubat kararları bu kriz ile ortaya çıkan çeşitli zorlukları beraberinde getirmiştir. Petrol fiyatlarının altı kat artışı bu yıl içinde önlenememiş, Mart 1989 yerel seçimine kadar ekonomik büyüme oranı düşüş yaşamıştır. Diğer önemli olaylar 1989’da, sermaye piyasalarının liberalizasyonu ve Türk lirasının dönüştürülebilir olması görüşmeleridir. 1994 ve 1999 kriz yıllarında sırasıyla milli gelirde büyüme oranları -5,5(%), -4,7(%) olarak gerçekleşmiştir.

Türkiye 1982 yılına kadar yiyecek ihtiyacını karşılayan dünyadaki yedi ülkeden biriydi ve en büyük tarım ihracatçıları arasındaydı. 1982'den sonra kent nüfusu köy nüfusuna göre artış göstermiştir. Bu çalışma göstermektedir ki; Türkiye'nin 1980–2000 yılları arası sektörel enerji kullanımı altında yatan anlamlı değişmelere neden olan, 1983–1987 yılları arasında hızlı şehirleşme ile tarımsal ekonomiden endüstriyel ekonomiye geçiştir. Türkiye'deki endüstriyel enerji verimliliği diğer ülkelerle kıyaslandığında düşük kalmakta olduğunu ama doğru politik kararlarla bu verimliliğin arttırılabileceğini söylemektedirler (Ediger ve Huvaz, 2006).

Jobert ve Karanfil (2007) çalışmalarında Türkiye'deki son 40 yıl için enerji tüketiminin ayrıntılı analizini sağlamaktadırlar. Enerji tüketimi ve gelir arasındaki nedensellik ilişkisini iki yol izleyerek araştırmaktadırlar. Birinci ilişki, toplam düzeyde çalışılmıştır, ikincisi ise endüstriyel sektör üzerinde durulmuştur. Önceki çalışmalar dayanarak, Türkiye'de enerji tüketiminden büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu belirtmişlerdir. Buna rağmen bu çalışmada uzun dönemde gelir ve enerji tüketimi için, toplam ve endüstriyel düzeyde her ikisi birlikte nötr (yansız) ilişki ortaya çıkmaktadır. Ayrıca güçlü anlık nedensellik kanıtı bulmuşlardır. Bunun anlamı enerji tüketimi ile gelirin eş zamanlı değerlerinin karşılıklı ilişkisinin olduğudur. Enerji tasarrufu politikalarının çevresel olarak önemli olmaktadır ve bu deneysel sonuçlar göstermektedir ki bu tür politikalar ekonomik büyümeyi uzun dönemde engellemektedir.

Son 40 yıl boyunca Türkiye ekonomisinde, birçok büyüme ve gerileme dönemlerinin sağladığı gürültü getiren patlayan evreler kırılan ekonomik sistemi yaratmıştır. Bu dönemlerin en iyi açıklaması için 1960–2006 yılları arası üç döneme ayrılmıştır. İlk yirmi yıl (1960–1980) kapalı ve planlı ekonomi, onu takip eden yirmi yıl (1980–2000) açık ekonomi ihracat odaklı büyüme modeli ve sonunda 2000 yılından 2006 yılına yapısal reformların hız kazandırılmasına dayanan büyüme modelidir (Jobert ve Karanfil, 2007).

Enerji tüketimi ile gelir arasındaki nedensellik ilişkisinin ölçüsü için standart Granger (1969) nedensellik ve anlamlılık (ya da aynı zamanda olan) nedensellik kavramı kullanılmıştır. Bu kavramlar durağan seriler için kullanılabilir. Bunun için ilk önce verilerin durağanlığı test edilmektedir ve daha sonra serilerin eşbütünleşmesi test edilmektedir. Seriler enerji tüketimi, kişi başına enerji tüketimi, milli gelir, kişi başına düşen milli gelir olarak ayrılmıştır ve verilerin kaynağı Türkiye İstatistik Kurumu'dur. Serilere Dickey-Fuller ve Phillips-Perron birim kök testleri uygulanmıştır. Serilerin logaritmik halleri durağan çıkmamıştır fakat bu serilerin birinci farkı alındığında durağanlaşmıştır. Logaritmik haldeki bu seriler bütünleşmiş (entegre) olduğunda milli gelir ve enerji tüketimi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Bu analiz için Johansen (1991) önerdiği nedensellik metodu kullanılmıştır (Jobert ve Karanfil, 2007).

Jobert ve Karanfil (2007) çalışmalarında sonuçlar göstermektedir ki; Türkiye'deki toplam enerji tüketimi ile milli gelir arasında nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Bir diğer hesaplamalarında sektörel bir analiz yapılmıştır. 1987 sabit fiyatlarıyla, endüstride enerji tüketimi ve endüstriyel katma değer arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Bunun için logaritmik serilere birim kök testleri uygulanmıştır. Dickey-Fuller ve Phillips-Perron birim kök testleri sonucu serilerin durağan olmadığı ortaya çıkmıştır ama serilerin birinci farkı alındığında durağan hale gelmişlerdir ve aynı düzeyde bütünleşmiş oldular. Sektörel analiz sonucunda görmekteyiz ki; nedensellik testi sonucunda endüstriyel enerji tüketimi ve endüstriyel katma değer arasında nötr (yansız) bir ilişki vardır. Bu sektörü seçmelerindeki en baş neden, endüstrinin yıllık ortalama %7 oranında artış ile toplam enerji tüketimi içinde yer alması ve bugüne baktığımızda sanayinin, Türkiye için en büyük enerji tüketen sektörü olmasıdır. Diğer neden ise, ekonomiden çok çevresel nedenlerdir. Sanayide kullanılan fosil yakıtlar olan petrol ve düşük kalorili yerli linyit kömürü yüzünden sanayi sektörü Türkiye'de karbon salınımı yapan ikinci sektördür (Jobert ve Karanfil, 2007).

Türkiye için yapılan çalışmalardan bahsettikten sonra dünya ülkeleri için yapılan çalışmalardan bahsedelim.

Masih ve Masih (1997) çalışmalarında Kore ve Tayvan örneği için enerji tüketimi, reel milli gelir ve fiyatlar arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiş, veriler aralarında eşbütünleşik ve çift yönlü nedensellik ilişkisine sahip oldukları ortaya çıkmıştır. Enerjiye bağımlı bu iki ekonomide, ekonomik büyümenin itici gücü enerji tüketimi, enerji tüketimindeki değişimin nedeni de fiyatlardaki değişim olduğu ortaya çıkmıştır.

İlk önce Granger nedenselliğinin yönü belirlenmeye çalışılmıştır. İkinci olarak dinamik vektör hata doğrulama modeli kullanılarak Granger nedenselliğinin yönü analiz edilmiş ve her bir değişken için içsellik ve dışsallık analiz edilmiştir. Üçüncü olarak Dinamik Varyans Ayrışımı tekniği kullanılarak nedenselliğinin kuvvet ilişkisi ölçülmüştür. Son olarak sisteme etki eden şokların yönünün tepkisi, tepki karşılık grafikleri kullanılarak izlenmiştir (Masih ve Masih, 1997).

Sonuçlarda bu dört dinamik aletlerin analizi tüm üç değişkenin eşbütünleşmiş olduğunu ve karşılıklı olarak nedensellik içerdiğini göstermektedir. Granger nedensellik üç değişkenin içsel olduğunu, bu iki yüksek enerji bağımlılığı olan ekonomide, fiyat oranlarındaki değişim, enerji tüketimindeki değişimlerin başını çekmektedir. Ayrıca ekonomik büyümedeki değişim üzerinde de başı çekmektedir. Ve sistemdeki şokların, Kore’de Tayvan’a göre eğer bildirilmemiş bir etki varsa çok güçlü etkilere sahip olduğu görülmektedir (Masih ve Masih, 1997).

İstatistikî bakış açısında, bu ülkeler için veri seti 1961–1990 dönemi arasındadır. Çalışmadaki her bir değişken için birim kök testi yapılmıştır. Bu testler Dickey- Fuller ve Phillips-Perron birim kök testleridir. Zaman serileri birinci farkları alındığında ($I(1)$) durağan hale gelmişlerdir (Masih ve Masih, 1997).

Masih ve Masih (1997) çalışmalarında vektör hata doğrulama modelin uygulamaları sonucunda değişkenlerin içsel olduğu bulunmuştur. Varyans

ayrışimleri metodu şunu göstermiştir; Tayvan'daki fiyat şoklarının Kore'den daha çok, enerji tüketimi ve gelir üzerinde etki etmede çok önemli role sahiptir. Fakat Tayvan'a göre Kore de enerji tüketimi gelirdeki şokların büyük payını açıklamaktadır.

Soytaş ve Sarı (2006) 'daki çalışmalarında G-7 ülkelerindeki enerji tüketimi ve GSMH arasındaki ilişkiyi 1960-2004 yıllık verileri kullanılarak, geleneksel faktör ve üretim değişiklikleri kontrolü altında araştırmışlardır. Çalışmalarının başında enerji krizlerinden, bunların nedenlerinden ve doğurdukları sonuçlardan bahsetmişlerdir. Soytaş ve Sarı (2006)'a göre devletlerin enerji koruma politikalarının ortaya çıkmasının nedeni dünyada yaşanan değişimler ve krizlerdir. Bunların ana iki sebebi vardır. Bahsettikleri birinci neden 1973 petrol krizidir. Krizin başlama nedeni OPEC petrol üretimini kesmesi ve batı ülkelerine giden petrol sevkiyatına konan ambargodur. Petrol kesintisi ve ambargo ekonomik açıdan bütün dünya ülkeleri için sert sonuçlar doğurmuştur. Özellikle petrole bağımlı sanayileşmiş ülkeler için. Bu kriz yüksek enflasyon ve işsizliğe yani stagflasyona (durgun şişkinlik) yol açmıştır. Bu kriz sonunda enerji koruma politikaları önem kazanmış ve alternatif enerji kaynakları ve teknolojilerini içeren, enerji kaynakları tüketimi konusu ile ilgilenilmiştir. Diğer bir neden ise küresel ısınmayı azaltıcı amacı ile gerçekleşen Kyoto Protokolü'dür. Bu protokolün ortaya çıkış nedeni sera gazları salınımı sonucu küresel ısınmanın ortaya çıkmasıdır. Birçok sanayileşmiş ülkeler bu protokolü imzalamış, sera gazı salınımının azalmasını sağlamıştır. Bu politikanın amacı brüt enerji tüketiminin azalmasını sağlamaktır. Eğer enerjinin, ekonomik girdiler gibi ekonominin büyümesi üzerinde önemli etkisi varsa, o zaman ekonomik büyüme ve sera gazı salınımı azalımı gibi iki önemli başarılı sonuç elde edilir. Bu politikalar, enerji verimliliğini, fosil yakıtlardan temiz kaynaklara geçişi, fosil yakıtların verimli kullanılmasını, hayat standardının yükselmesini, enerji tüketimi ile piyasalardaki ticaretin büyümesi gibi etkileri içerir.

Soytaş ve Sarı (2006) bu çalışmalarında G-7 ülkelerindeki enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye ışık tutmak için birçok bilgi sağlamaktadır. Veriler yıllık olarak Dünya Gelişme Göstergeleri (WDI) kaynağından alınmıştır.

1960–2004 yıllarını kapsayan 44 yıl kullanılmıştır. Çoğu, Almanya için 1971–2003, Fransa için bazı veriler 1970–2002 yılları arasındadır. İstihdam ve sermaye stoku denkleminde yer almaktadır. Serilere beş farklı birim kök testi kullanılmış ve koentegrasyon testi yapılmıştır. G–7 ülkelerinde enerji tüketimi ile GSMH arasında uzun dönemli ilişki açığa çıkmıştır. Kanada, İtalya, Japonya ve Birleşik Krallık için çift yönlü nedensellik ilişkisi varken, Birleşik Devletler ve Fransa’da enerji kullanımından gelire doğru bir nedensellik, Almanya’da ise gelirden enerji tüketimine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu sonuçlar göstermiştir ki, enerji ekonomik büyümenin ana faktörü olarak düşünülebilir. Birleşik Devletler ve Fransa ekonomisinde uzun dönemde enerji tüketiminin olumsuz etkisi olduğu hissedilmektedir. Buna rağmen Kanada, İtalya, Japonya ve Birleşik Krallık için enerji tüketimi büyümeyi arttırıcı güçlü bir dışsal faktördür. Almaya için enerji kullanımının düşük olması ülkede negatif yönde bir etki yaratmamaktadır.

Eğer enerji tüketiminden büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisi varsa, o zaman enerji tasarrufu ekonomik büyümeye zarar verebilir. Böyle bir durumda ülkeler teknolojik keşiflere ve alternatif enerji kaynaklarının ekonomikselsel yapılabilirliğine yatırım yapmayı tercih edebilir. Bu arada politikalar takibinde, fosil yakıtların -kömür ve petrol gibi- yerine temiz enerji kaynaklarının kullanılmasıyla -doğalgaz, güneş, rüzgar gibi- enerji verimliliğini arttırabildiği ve enerji kaybını azaltabildiği gibi karbon salınımını da hafifletebilir. Diğer taraftan, eğer karşıt yöne doğru tek taraflı bir nedensellik ilişkisi varsa, azalan yerli enerji tüketimi ve artan enerji tasarrufu, yerli karbon salınımının azalmasının anahtarı olabilir. Son olarak, eğer çift taraflı bir nedensellik ilişkisi varsa, o zaman dikkatlice yapılmış alternatif politika hareketlerinin bileşimini olanaklı kılacak yöntemlere ihtiyaç vardır (Soytaş ve Sarı, 2006).

Ewing, Sarı ve Soytaş (2007) Birleşik Devletler’de çeşitli enerji kaynakları tüketiminin endüstriyel verim üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Enerji kategorileri olarak kömür, fosil yakıtlar, doğalgaz, hidroelektrik gücü, güneş enerjisi, artıklar, odun ve rüzgar enerjisi kullanılmıştır. Birleşik Devletler’deki bu enerjilerin tüketimleri ile endüstriyel üretimde birleşik toplam (çiftlik hariç) istihdam

araştırılmıştır. Ayrıca toplam enerji ve ya yenilenebilir enerji verileri kullanılarak sonuçlardaki değişmeyi sınımlamışlardır.

Birleşik Devletler’de son 20 yıldan fazla süredir, enerji tüketimi, üretimi aşmaktadır ve ülkelerin ihtiyacının %80’i Güney Amerika tarafından ham petrol, doğalgaz, kömür olarak karşılanmaktadır. Birleşik Devletler’in en önemli enerji kaynağı petrolden oluşmaktadır ve dünyanın diğer bölgelerindeki petrol üretimi US ekonomisini önemli ölçüde etkilemektedir. Enerji farklılaşması üzerinde önemle durulmasının nedeni, yabancı enerjiye bağımlılığı azaltmak ve petrol kesilmelerinin etkilerini azalmaktır. Tabii ki, çok iyi çalışan bir enerji üretimi ve ilerlemeleri, talep yönetimi pratikleri için düzensiz inip çıkan fiyat hareketlerini düzeltmekte yardımcı olabilir. Bu nedenle, potansiyel arz ediciler yenilenebilir sektörlerde bu tür yöntemler bulabilir ya da Birleşik Devletler’in gelecekteki enerji gerekliliklerinin karşılanmasında düzensiz piyasalarda önemli bir rol oynayabilir. Bunun yanında yeni teknolojiler geliştirilmekte ve piyasaların işaret ettiği prensipleri benimsemektedirler (Ewing, Sarı ve Soytaş, 2007).

Ewing, Sarı ve Soytaş (2007) çalışmalarında 2002 yılı temel olarak alınmıştır ve veriler aylık olarak Sanayi Üretim İndeksinden alınmıştır. Değişkenler şunlardır; istihdam(bin kişi), toplam enerji tüketimi, toplam yenilenebilir enerji tüketimi, kömür tüketimi, fosil yakıtlar tüketimi, hidroelektrik tüketimi, güneş enerjisi tüketimi, artık tüketimi, doğalgaz tüketimi, rüzgar tüketimi, jeotermal tüketimi ve alkol tüketimi. Veriler 2001:1–2005:6 dönemleri arasındadır. Analizde logaritmik seri kullanılmıştır. Genelleştirilmiş Tahmini Hata Varyans Ayrışımı yöntemi ile hesaplanmıştır. Serilere beş ayrı birim kök testi uygulanmıştır. Birim kök test sonuçlarına göre alkol ve jeotermal verilerinin ikinci farkları alındığında da durağan hale gelmedikleri için analizden çıkartılmışlardır. Diğer her bir seri için birinci fark alındıktan sonra durağan hale gelmişlerdir.

Toplam enerji tüketimi, endüstriyel üretimin tahmini hatasını %9,5 açıklamaktadır. Sonraki bulunan belirtiler enerji ve verimin eş zamanlı karşılıklı ilişkilerinin olduğunu göstermekte ve enerji, brüt yerli üretimin başlıca parçası

olmaktadır. Kategorilere ayrılmış enerji verilerine dönerse, geleneksel enerji kaynaklarının uzun dönemde etkileri endüstriyel üretimin tahmini hata varyansının %10'unu açıklarken, ilk etkileri nispeten daha yüksektir. Bulunan sonuçlar, kömür, doğalgaz ve fosil yakıtların endüstriyel verimdeki değişme üzerinde yüksek etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Kömür %11.8, fosil yakıt %10, doğalgaz % 7.5 olarak hesaplanmıştır. Bu üç enerji kaynağının uzun dönemli etkisi endüstriyel verimdeki değişimin %10 nu açıklamaktadır ve diğer enerji kaynaklarından daha yüksek ilk etkiye sahiptirler. Bu nedenle ekonomik iyileşme için bu kaynaklara bağlı kalınmaktadır. Bundan başka artıkların fark edilebilir ilk etkiye sahip olmadığı ortaya çıkmıştır (%1'den az etki). Diğer dönemlerde %10'dan fazla artış göstermektedir (Ewing, Sarı ve Soytaş, 2007).

Diğer enerji kaynakları için, endüstriyel üretimin tahmini hata varyansının açıklanmasında önemli değişim bulunmuştur. Birinci etkiler sıraya konulduğunda sıfırdan (güneş enerjisi) %3 (rüzgar enerjisi) arasında değişmektedir. Uzun dönem etkileri sırasıyla %2(hidroelektrik), %3,8(güneş),%6 civarında (ağaç ve rüzgar) ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak, toplam yenilenebilir enerjilerin endüstriyel üretimin tahmini hata varyansı üzerinde açıklayıcı kabiliyeti olduğuna karar verilmiştir (Ewing, Sarı ve Soytaş, 2007).

Ewing, Sarı ve Soytaş (2007) çalışmalarında edindikleri amaç, istihdam etkilerinin kontrolü için, endüstriyel üretimin tahmini hata varyansını çeşitli enerji kaynakları tüketiminin açıklayabilirliğini hesaplamaktır. Bunun sonucunda birkaç geleneksel enerji kaynağı (kömür, fosil yakıt ve doğal gaz) ve bu kaynaklar kadar iyi yenilenebilir enerji kaynakları (artık, hidroelektrik, güneş, odun ve rüzgar) odak noktası olmuştur. Katma değer denklemi için toplam enerji ve toplam yenilenebilir enerji açıklayıcıları kullanılarak sınanmıştır. Vektör otoregresyonları hesaplanmış ve Genelleştirilmiş Tahmini Hata Varyansı Ayrışimleri ilgi çekici sonuçlar sağlamıştır. Genel olarak söylenebilen, katma değer hata varyansını açıklamak için çeşitli enerji kaynaklarının olabilirliği üzerinde düşünülmüş, hiçbir kaynağın istihdamdan daha çok açıklayıcı olmadığı bulunmuştur. Geleneksel kaynaklar, yenilenebilir kaynaklardan daha büyük ölçüde katma değer varyansını açıklamışlardır. Bir kaynak

var ki istisna, o da artıklar. İlginç bir şekilde verimdeki değişikliğin ölçüsü üzerinde, yenilenebilir enerji olan artıklar %10'dan fazla, %6 olarak rüzgâr ve odun açıklayıcı olmuştur. Böylece rüzgar ve diğer yenilenebilir enerjiler ekonomi üzerinde önemli bir rol oynamaktadır. Bu rolde, yenilenebilir enerjiler geleneksel kaynaklardan çok, kendi aralarında hangisinin egemen enerji kaynağı olacağı konusunda yarışmaktadırlar.

Talep ve fiyat baskıları geleneksel enerji kaynaklarından daha çok yenilenebilir enerjilerle cazip ilişki kurmaktadır. Yenilenebilir enerjiler, geleneksel enerji kullanımı dengede tutabilir, fiyat baskılarını yatıştırabilir ve Birleşik Devletler'in ithal enerji bağımlılığını azaltıcı potansiyele sahiptirler (Ewing, Sarı ve Soytaş, 2007).

Sarı ve Soytaş (2007) diğer bir çalışmasında üretim fonksiyonu çerçevesi içinde çeşitli ekonomik altyapı ve enerji istatistikleri bulunan altı gelişmekte olan ülkenin enerji tüketimi ve gelir artışı arasındaki ilişki tekrar gözden geçirilmiş ve bütün ülkeler için enerji üretim sürecinin gerekli bir faktörü olarak ortaya çıkmıştır. Bu nedenle enerjinin etkisizliğinin ortadan kalktığı görülmektedir.

Sarı ve Soytaş (2007) çalışmalarında enerji tüketimi ile milli gelir artışı birbirleriyle önemli bilgiler içerip içermediğini görmek için, Genelleştirilmiş Varyans Ayırıştırması (GVD) Ve Genelleştirilmiş Kuvvet Tepki (GIR) Tekniği kullanılmıştır. Öncelikle serilerin durağanlıkları test edilmiştir. Bunun için zaman serilerine beş farklı birim kök testi uygulanmıştır.

Sarı ve Soytaş (2007) çalışmalarında enerji tüketimi ile milli gelir büyüme oranı arasındaki ilişki altı gelişmekte olan ülke için yapılmıştır. Bunlar; Endonezya, İran, Malezya, Singapur, Pakistan ve Tunus'tur. Bu ülkeler için işgücü ve sermaye verileri de kullanılmıştır.

Sarı ve Soytaş (2007) çalışmalarında kullandıkları veriler şunlardır; enerji tüketimi artış oranı ve reel milli gelir (2000 US\$ temel alınmış), sermaye artış oranı

(brüt sermaye oluşum oranında elde edilmiş) ve işgücü verileridir. Büyüme oranları 1971–2002 (İran için 1974–2002) dönemini içermektedir ve tüm veriler Dünya Gelişme Göstergeleri (WDI) kaynağından alınmıştır.

Sonuçlara göre gelişmekte olan bu altı ülke uzun dönemde güçlü yüksek ekonomik büyüme oranı sağlamak için, enerji üretim kapasitesini büyültmeye ihtiyacı vardır. Bu ülkelerin enerji ihtiyacı, sadece konutsal enerji talebi oranını etkilememekte, gelir artışının sonucu gibi sanayideki enerji talebi ekonomiler gibi uzun dönemde büyümektedir. Enerji yokluğu, enerji endüstrisi için uzun dönem ekonomik performans ve gelişmekte olan ülkelerin ihtiyacı olan yeni sermaye üzerinde kısa dönemde önemli etkilere sahip olabilir (Sarı ve Soytaş, 2007).

Enerji verimliliği yükseltilmesi ve enerji yoğunluğunun azalmasının odak haline gelmesi, ekonomik büyüme oranı üzerinde pozitif yönde etkisi olabilir. Gelişmekte olan enerji kaynakları ki bunlar yenilenebilir enerji kaynakları ve bunlar içeriğinde düşük veya hiç karbon içermemektedir. Bu kaynaklar bu amaç için gerekli görülmektedir (Sarı ve Soytaş, 2007).

Lee (2006), G–11 ülkelerinde enerji tüketimi ve milli gelir arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiş, sonuçlara göre enerji tüketimi ve gelir faktörlerinin birbirlerine etkili olduğu görüşü desteklenmektedir. Ancak Birleşik Krallık, Almanya ve İsveç arasında ilişki bulunamamıştır. Birleşik Devletler’de çift yönlü bir ilişki, Kanada, Belçika, İsviçre ve Hollanda için enerji tüketiminden gelire tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu göstergeler bahsedilen son beş ülke için enerji tasarrufunu ekonomik büyüme karşısında ikinci plana atmaktadır. Fransa, İtalya ve Japonya için tek yönlü ilişki ortaya çıkmaktadır fakat burada tersine bir durum söz konusudur. Bu ülkelerde enerji tasarrufu ekonomik büyümeye zarar vermeden uygulanabilir olduğu sonucu çıkmaktadır.

Lee (2006) çalışmasında gelişmiş düzeydeki ülkelerde enerji tasarrufu politikalarının uygulanabilirliğini araştırmaktadır. Enerji tüketimi ve gelir arasındaki ilişkiyi 11 ana sanayileşmiş ülke için tekrar araştırmak nedeniyle Toda ve

Yamamoto'nun geliřtirdiđi nedensellik içermeyen yeni Granger testi uygulamıřtır. Sonuçlar gelir ne enerji tüketimi arasında nötr iliřki olduđunu desteklememektedir. Ama Birleřik Krallık, Almanya ve İsveç için enerji tüketimi ve gelir arasında nötr bir iliřki bulunmuřtur.

Birleřik Devletler için çift yönlü nedensellik, Kanada, Belçika, İsviçre ve Hollanda için enerji tüketiminden milli gelire dođru tek yönlü nedensellik bulunmuřtur. Bu gösterge enerji tasarrufunun bu beř ülke için ekonomik büyümeyi aksatabileceđidir. Öte yandan, nedensellik iliřkisi tek yönlü ortaya çıkmaktadır, ama bu Fransa, İtalya ve Japonya için tersine olmaktadır. Bu üç ülkede ekonomik büyümeye zarar verilmeden enerji tasarrufu uygulanabilmektedir (Lee, 2006).

Lee (2006) bu çalışmada 11 ana sanayileřmiř ülke için enerji tüketimi (LEC) ve reel milli gelir (LGDP) arasındaki nedenselliđi tekrar incelenmiřtir. Toda ve Yamamoto (1995) geliřtirdiđi Wald (MWALD) testi Var modeli parametrelerinin kısıtlaması üzerinde uygulanmıřtır. Bu uygulama Var süreçlerinin birim kök içermesi durumunda hipotez testlerinde sürekli karřılařılan problemlerin üstesinden gelmektedir.

Lee (2006) analizinde reel milli gelir (kiři bařına) ve enerji tüketimi (petrole eřdeđer kilo ton) verileri Dünya Geliřme Göstergeleri (WDI,2004) kaynaklandırılmıřtır. Örnekteki ülkeler, Birleřik Devletler, Birleřik Krallık, Almanya, Fransa, İtalya, Kanada, Japonya, Belçika, İsveç, İsviçre ve Hollanda. Deneysel dönem 1960–2001 arasındadır. Almanya için (1971–2001) ve Kanada için (1965–2001) dönemini kapsar. Bütün deđiřkenler dođal logaritmik halde bulunmaktadır. İlk adımda serilere birim kök sınaması için ađırlařtırılmıř Dickey-Fuller testi yapılmıřtır.

Yapısal deđiřmelere rastlanan serilerin durađanlıđı için ADF testi uygun olmamaktadır. Bu nedenle yapısal kırılmaları hesaba katarak birim kök testi yapılmıřtır. Zivot ve Andrews (1992) (ZA) geliřtirdiđi içsel yapısal kırılmaları içeren birim kök testi yapılmıřtır. ZA ve ADF testlerinde serilerin her biri %5 önem

derecesinde $I(1)$ düzeyinde bütünleşme sağlanmıştır. Ancak Japonya ve İtalya için serilerin ikinci farkları alındığında bütünleşme sağlanmıştır (Lee, 2006).

Var gecikme uzunlukları için Akaike bilgi kriteri ve Schwats bayesian bilgi kriteri kullanılmıştır. İlk olarak dördüncü gecikmeden (Var4) başlanılarak, birinci gecikmeye doğru gidilmiştir. En ideal Var (k) sıralaması rapor edilmiştir. Daha sonra ideal gecikme uzunluğu saptanarak ve bunun Var'lara uygunluğunu sınanmak için olağan belirtilmeyen testler yapılmıştır. Serilerin aralarındaki karşılıklı ilişki için (AR) normallik testi ve Var'ların hata terimleri (artıkları) ARCH yapısı testi yapılmıştır (Lee, 2006).

Toda ve Yamamoto prosedürünü (izleğini) içeren Granger nedensellik testi yapılmış, bu testin sonuçlarına göre; ilk olarak Kanada, Belçika, Hollanda ve İsviçre için enerji tüketiminden milli gelire doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Enerji, ekonomik büyümenin lokomotif rolündedir. Enerji tüketimindeki değişmelerin milli gelir üzerinde önemli etkileri vardır. Bu ülkeler için enerji tasarrufu ekonomik büyüme için zararlı olabilir. Birleşik Devletler için çift yönlü nedensellik bulunmuştur. Ekonomik faaliyetlerin düzeyi ve enerji tüketimi birbirini etkilemektedir. Yüksek düzeyde ekonomik büyüme yüksek seviyede enerji tüketiminin başını çekmektedir. Bu enerji tüketimi ve milli geliri içsel yapmaktadır. Bu nedenle birinin ya da diğerinin herhangi bir tek denklem tahmini yanıltıcı olabilir. Enerji tasarrufu bu ülke için de ekonomik büyüme üzerinde zararlı olabilir (Lee, 2006).

Fransa, İtalya ve Japonya için milli gelirden enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik vardır. Bunun anlamı sürekli ekonomik büyüme eşanlı olarak sürekli yükselen enerji tüketimi yaratmaktadır. Milli gelir, enerji tüketiminin itici gücüdür. Ve bunun gibi enerji tasarrufu tedbirleri almak olası olabilir. Bu üç ülke için enerji tüketiminin talep fonksiyonu açıklayıcı değişken olarak milli geliri içermektedir. Sonuçlar Birleşik Krallık, Almanya, İsveç için enerji tüketimi ve milli gelir arasında herhangi bir nedensellik tanınamamaktadır. Bu üç ülke için yansızlık hipotezi kabul edilmiştir (Lee, 2006).

Lee ve Chang (2007) çalışmalarında 22 gelişmiş ve 18 gelişmekte olan ülke için kişi başına enerji tüketimi ve kişi başına milli geliri arasındaki dinamik etkileşimi yeniden araştırmışlardır. Serilerdeki birçok kırılmalar hesaba katıldığı zaman, kişi başına enerji tüketimi ve kişi başına milli gelir grupları için ikisinin de panel durağanlığı sağlandığı ortaya çıkmıştır. Enerji bunalımı belli bir şekilde örnekte bütün ülkeler için enerji tüketimi (LEC) ve milli gelir (LRY) üzerinde doğrudan etkilere sahiptir (Lee ve Chang, 2007).

Ayrıca çalışmadaki panel Var'lar gelişmiş ülkelerde LEC ve LRY arasında çift yönlü nedensellik, gelişmekte olan ülkelere ise tek yönlü nedensellik olduğunu bildirmektedir. Çalışmada 22 gelişmiş ve 18 gelişmekte olan ülke için yıllık zaman serileri verileri kullanılmıştır. 1965–2002 dönemi gelişmiş ve 1971–2002 dönemi gelişmekte olan ülkeler için ele alınmıştır. Veriler Dünya Gelişme Göstergeleri (WDI) kaynağından alınmış ve seriler doğal logaritmik halde kullanılmıştır. Modelde kullanılan değişkenler; kişi başına enerji tüketimi ve kişi başına milli gelirdir (2000 yılı temel alınmış ve US\$ ifade edilmiş) (Lee ve Chang, 2007).

Enerji tüketimi ve milli gelir arasındaki dinamik etkileşim panel Var'larla birlikte genelleştirilmiş anlık metod kullanılarak araştırılmıştır. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için enerji tüketimi ve milli gelir değişkenlerinin ikisi içinde panel durağanlığının varlığı karşılaştırılmaktadır. Yapısal kırılmaların olduğu zaman, açık bir şekilde enerji bunalımları, enerji tüketimi ve milli gelir üzerinde kritik etkiye sahiptir. Ayrıca, gelişmiş ülkelerde enerji tasarrufu politikaları desteklenmemektedir. LEC ve LRY değişkenleri gelişmiş ülkelerde içsel olduğu desteklenmekte ve çift yönlü nedensellik olduğu görülmektedir. Gelişmekte olan ülkelere ise bu ilişki tek yönlü olarak milli gelirden enerji tüketimine doğru olmaktadır. Bu şekilde iken, enerji tasarrufu politikası milli gelirden zarara neden olmadan, uygulaması olumlu sonuçlar doğurabilir (Lee ve Chang, 2007).

Lee ve Chang (2008) çalışmalarında 1971–2002 dönemi için gelişmekte olan 16 Asya ülkesinde sermaye stoğu ve işgücü girdilerini içeren çoklu çatı altında milli gelir ve enerji tüketimi arasındaki nedensellik ilişkisi ve eşhareketini tekrar

incelemişlerdir. Panel birim kök testi, heterojen panel koentegrasyon ve panel hata düzeltme modeli oluşturmuşlardır. Kısa ve uzun dönemde nedensellik enerji tüketiminden milli gelire doğru hareket etmektedir. Bu sonuç, enerji tasarrufunun ülkelerin gelişmelerinde sürekli veya süreksiz olarak ekonomiye zarar verebilir.

16 Asya ülkesi için yıllık veri kullanılmıştır. Milli gelir verileri yıllık olarak (2000=100), enerji kullanımı (petrole eşdeğer kiloton), işgücü ve reel brüt sermaye (2000=100) olarak ölçülendirilmiştir. Bütün veriler Dünya Gelişme Göstergeleri kaynağından alınmıştır. Veriler logaritmik haldedir. Örnekte adı geçen ülkeler; Çin, Kuzey Kore, Hindistan, Endonezya, Pakistan, Filipinler, İran, Japonya, Ürdün, Honkong, Malezya, Singapur, Sri Lanka, Suidi Arabistan Cumhuriyeti, Tayland ve Türkiye. Örnekteki ülkeler için eşbütünleşme testleri yapılmıştır. Daha sonra Tamamen Değiştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS) modeli kullanılarak, heterojen paneller ve kısa ve uzun dönemi ayırt etmek için heterojen eşbütünleşmiş paneller için eşbütünleme vektörü hesaplanmıştır (Lee ve Chang, 2008).

Lee ve Chang (2008) çalışmalarında üretim taraflı model kullanmışlardır (toplam üretim fonksiyonu). Deneysel sonuçlar en azından heterojen ülke etkisi ele alındığında enerji tüketimi ile milli gelir arasındaki ilişki pozitif uzun dönem eşbütünleşmeyi desteklemektedir. Ayrıca ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında kısa dönemli ilişki olmadığı, uzun dönemde ise enerji tüketiminden milli gelire doğru tek yönlü ilişki bulunmuştur. Bunun anlamı azalan enerji tüketimi kısa dönemde milli geliri etkilemez, ama uzun dönemde etkilemektedir. Böylece bu ülkeler daha çok dinç enerji politikalarına adapte olmalılar. Ayrıca örnekteki ülkeleri iki çapraz bölgesel gruba ayırarak araştırmayı bölerek genişletmişlerdir. Grupların isimleri APEC (Asya Pasifik Ekonomik İşbirliği) ve ASESAN (Güneydoğu Asya Ülkeleri Topluluğu) olarak ifade edilmektedir (Lee ve Chang, 2008).

Asya ekonomilerinde belirlenen enerji tüketimi ve ekonomik faaliyet arasındaki ilişki, sermaye ve işgücü girdileri kontrol edilerek, politika yapıcılar, ekonomistler ve diğer akademik çevrelerce hayli ilgi görmüştür. Bu çalışmada üretimde enerjinin esas faktör olduğu ispat edilmektedir. Bu nedenle, 1971'den

2002'ye çoklu modeli kapsayan 16 Asya ülkesi için milli gelir ve enerji tüketimi arasındaki nedenselliği ve eşhareketini uzun dönemde üretim taraflı model deneysel olarak tekrar araştırmıştır. APEC ve ASESAN adında iki organizasyon arasında grup etkileri panel analizi kullanılarak hesaplanmıştır. Uzun dönemde enerji tüketiminden milli gelire nedensellik ilişkisinde güçlü belirtiler ortaya çıkmıştır. Sonuç olarak enerji tüketiminden uzun dönemde milli gelire doğru Granger nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Burada kısa dönem veya uzun dönemde milli gelirden enerji tüketimine nedensellik yoktur. Diğer bir deyişle yüksek enerji tüketimi yüksek milli gelire neden olmakta, tersi bir ilişki bulunmamaktadır. Böylece tek yönlü belirgin nedensellik ortaya çıkmakta, yani enerji tasarrufu planlarının yerine getirilebilir olduğu ama Asya ekonomilerindeki milli gelir üzerinde birçok etkilerinin olduğunu belirtmektedir. Enerji hizmetleri büyümenin motorudur ve enerji tüketimindeki değişimler ekonomik faaliyetleri etkilemektedir (Lee ve Chang, 2008).

Asya ekonomilerinde milli gelirdeki değişme üzerinde enerji tüketiminin geçmişteki değişimleri önemli etkiye sahiptir. Bunun anlamı enerji kullanımı sürekli milli gelir artışını üretmektedir. Böylece enerji, milli gelirin itici gücüdür ama enerji tasarrufu ekonomik büyümeyle uyumlu olacaksa uygulanabilir sonucu çıkmaktadır (Lee ve Chang, 2008).

Liu (2005), milli gelir ve karbon salınımı arasındaki ilişkiyi enerji tüketiminin etkisi altında açıklamaya çalışmıştır. Önceki yapılan çalışmaların aksine, regresyona enerji tüketimi eklediğinde milli gelir ve karbon salınımı arasında negatif bir ilişki ortaya çıkmıştır.

Liu (2005), çalışmasında 1975–1990 dönemi kapsayan 24 OECD ülkesi için panel veri kullanarak iki denklem hesaplamıştır. Birinci denklem milli gelir ve karbon emisyonu üretime eklenerek, ülkenin belirli faktörleri olan sermaye, işgücü ve teknoloji tarafından üretilmiştir. Bu denklem gelir fonksiyonu ile ilişkilendirilmiştir.

Gelir modeli için hesaplanan denklem:

$$y_{is} = c_i + \alpha_1 k_{is} + \alpha_2 l_{is} + \alpha_3 t_{is} + \alpha_4 e_{is} + \varepsilon_{1is}$$

y_i ; milli gelir (1987 US\$ sabit fiyatları temel alındı), e_i ; endüstriyel karbondioksit salınımı, k_i ; fiziksel sermaye birikimi, l ; işgücü, t_i ; patent uygulamaları, c_i ; ülke-spesifik kukla değişkeni, ε_1 ; hata terimi her i ülkesi için s döneminde, parametreler α_j ($j=1,2,3,4$) olmak üzere hesaplanmıştır ve veriler logaritmik haldedir. y ve e içsel, k,l,t dışsal değişken olarak ele alındı (Liu, 2005).

İkinci denklem ise, emisyon fonksiyonudur ve politik kısıtlamalardan oluşan değişkenler içermektedir(çevresel gruplara üyelik, kirli endüstrilerde çalışanların gelirleri...). Emisyon denkleminde ticari enerji kullanımı (petrole eşdeğer kilo ton) N , ile ifade ediliyor. Ayrıca enerji tüketimi (birçok değişken gibi) gerçekte dışsal değildir, ülkenin emisyonu azaltıcı kabiliyetini etkileyebilecek değişkenler için uygun bir temsilcidir. Enerji tüketimi ve emisyon karşılıklı yüksek ilişkiye sahiptir. Ama diğerini azaltmadan, birini azaltmak mümkün değildir. Bu teknolojik değişimle sağlanabilir(örneğin kömür tüketiminden gaz tüketimine geçiş ile güç değişimi (yenilemesi) yaparak). Ekonomi böylece aynı enerjiyi tüketirken aynı zamanda az oranda emisyon yapabilir. Liu'nun üzerinde durduğu nokta zengin ekonomiler bu şekilde değişim yapmaktadırlar ve böylece enerji bağımlılığını aynı düzeyde tutmaktadırlar (Liu, 2005).

Ve hesapladığı logaritmik doğrusal emisyon fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$e_{is} = d + \beta_1 y_{is} + \beta_2 y_{is}^2 + \beta_3 n_{is} + \varepsilon_{2is}$$

n_{is} ; her i ülke için kişi başına düşen enerji tüketiminin logaritmik hali

s ; yıl

d ; sabit terim

ε_{2is} ; hata terimi

Gelir ve emisyon fonksiyonu için Üç Aşamalı En Küçük Kareler Yöntemi (3SLQ) hesaplanmıştır. Bu yöntemin kullanılma amacı ε_{1is} ve ε_{2is} arasındaki karşılıklı ilişki ve açıklayıcı değişkenlerin dışsallığıdır. Bu sırada enerji tüketimini rolünü açıklamak gerekirse, emisyon fonksiyonu iki şekilde hesaplanmıştır. Bunun için y ve y^2 değişkenleri sadece birinci modelde (model 1) kullanılmış ve ondan sonra model 2'ye, n eklenmiştir. Model 2, model1 den daha iyi olduğu gelir denklemi hesaplanmasında belirtilmektedir. Çünkü model 1' deki gelir denklemi hesaplamaları model 2' den daha az nedensellik içermektedir (Liu, 2005).

Model1 de, y^2 'nin katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmasına rağmen, önemi küçüktür. e 'nin dönüm noktasının grafiği, y 'ye karşın milli gelirden yüksektir. Böylece modelde, n dahil edilmezse emisyon milli gelirle birlikte artacaktır. Model 2 de, n dahil edildiği zaman, önceki bulunanların y 'nin katsayısı emisyon denkleminde negatife dönmektedir. Bu ilgi çekici sonuç, eğer ekonomik yapı sabit kabul edilirse CO₂ salınımının gelirle birlikte azalacağını söylemektedir (Liu, 2005).

Bu sabitleştirilmiş sonuç, birbirinden farklı iki yorumla birlikte tutarlı olmaktadır. Eğer kişi başına enerji tüketimi gelir tarafından belirleniyorsa, o zaman n içsel olarak ele alınmalıdır. Bu halde e ve y arasında ilginç bir ilişki vardır, n 'nin içselliğini kabul eden. Bu görüş – geleneksel görüş olarak ortaya çıkan- şunu söylemektedir ki; CO₂ emisyonu muhtemelen gelirle birlikte artar. Lakin eğer kişi başına enerji tüketimi ekonomik yapının kısmen sonucu ise, o zaman n sabit iken kişi başına enerji tüketimi e ve y arasındaki ilişkiyi hesaba katarsak ilginç hale gelmektedir. Bu görüş şunu kastetmektedir, CO₂ emisyonu muhtemelen gelir ile birlikte azalır, yani düşer. Kişi başına enerji tüketimi belirli bir seviyede tutmak için, yüksek gelir, temiz teknolojilerle ve düşük emisyonla birleştirilmelidir (Liu, 2005).

Liu (2005), bu çalışmada milli gelirin ve karbon emisyonunun belirlendiği, birlikte yapılan denklem sistemini tahmin etmiştir. Ve ayrıca yapısal farklılıklar içeren ekonomiler için enerji tüketimini emisyon fonksiyonu içinde hesaplanmıştır. Sonuçta enerji tüketiminin regresyona dahil edilmesiyle yapılan diğer çalışmaların aksine gelir ve CO₂ arasında negatif bir ilişki ortaya çıkmaktadır.

Narayan, Smyth, Prasad (2007) , çalışmalarında panel birim kök ve panel koentegrasyon teknikleri kullanılarak 1978–2003 dönemi için G–7 ülkelerindeki konutlarda kullanılan elektrik talebine yönelik elektrik fiyatları ile gelir arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişki hesaplanmıştır. Yapılan çalışmadaki sonuçlar göstermiştir ki; uzun dönemde konutlarda kullanılan elektrik talebi için fiyatlar esnek ve gelir esnek değildir. Bu çalışmada çıkarılan sonuç, fiyat politikalarının G–7 ülkelerinde konutlardaki elektrik talebini azaltıcı etkisi vardır. Böylece uzun dönemde karbon salınımına mani olmaktadır.

Çalışmada iki model kullanılmıştır. Birinci modelde değişkenler kişi başına milli gelir, elektrik fiyatı ve doğalgaz fiyatıdır. İkinci modelde ise kişi başına reel milli gelir, nispi fiyatlar (konutlardaki elektrik tüketimi ve elektrik fiyatları arasındaki ilişki, konutsal elektrik tüketimi ve doğal gaz fiyatları arasındaki ilişki) bulunmaktadır. Model 2 den çıkarılacak politik görüş, elektrik tüketiminin belirleyici olarak elektrik fiyatlarının gaz fiyatlarına oranla etkisinin daha büyük olduğunun bilinmesinin önemidir (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Model 1:

$$\ln EC_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln EP_t + \alpha_3 \ln GP_t + \varepsilon_t$$

Model 2:

$$\ln EC_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln RP_t + \mu_t$$

Bağımlı değişken $\ln EC$, kişi başına (kWh) konutlardaki elektrik tüketimini temsil etmektedir. Her iki modelde de $\ln Y$ logaritmik kişi başına milli geliri temsil etmektedir. Yüksek ekonomik faaliyet için kişi başına yüksek milli gelir artan elektrik tüketimini içermektedir. Model 1 de $\ln EP$ reel konutsal elektrik fiyatını (\$US/kWh) temsil etmektedir. $\ln GDP$ reel doğal gaz fiyatlarının logaritmik halini temsil etmektedir. $\ln RP$ elektrik tüketimi ile negatif ilişki içersindedir. Son olarak ε_t ve μ_t hata terimleridir. Beyaz gürültü, normallik ve aynı dağılıma sahip oldukları varsayılmaktadır (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Veriler yıllık zaman serisi verileridir. Model 1 ve 2 de tahmin edilen G-7 ülkeleri için 1978–2003 dönemleri arasında panel veri kullanılmıştır.

Modeller G-7 ülkeleri için aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

Model 1:

$$\ln EC_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \ln Y_{it} + \alpha_{2i} \ln EP_{it} + \alpha_{3i} \ln GP_{it} + \varepsilon_{it}$$

Model 2:

$$\ln EC_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln Y_{it} + \beta_{2i} \ln RP_{it} + \mu_{it}$$

Buradaki “i” G-7 ülkelerini tanımlamaktadır. Bütün veriler Uluslararası Enerji Ajansı (IEA)’dan alınmıştır (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Ekonometrik metotta ise, panel verilere ilk etapta panel birim kök testi uygulanmıştır. Bu çalışmada panel birim kök testi olan Breitung (2000) tarafından önerilen test uygulanmıştır. Bu testin seçilmesindeki neden, yüksek güce ve birinci nesil panel birim kök testi olarak adlandırılan testlere göre en küçük boyutta sapmaya sahip olmasıdır (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Panel eşbütünleşme testi olarak Pedroni (2004) eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Pedroni (2004), heterojen panellerde eşbütünleşme testi için yedi tane istatistik oluşturmuştur. Pedroni (2004) testi istatistikleri panel eşbütünleşme regresyonları takibinden elde edilen tahmin edilmiş artıklar üzerinde durmuştur (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Model 1:

$$\ln EC_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \ln Y_{i,t} + \phi_{2i} \ln EP_{i,t} + \phi_{3i} \ln GP_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Model 2:

$$\ln EC_{i,t} = \kappa_i + \theta_i \ln Y_{i,t} + \pi_i \ln RP_{i,t} + \mu_{i,t}$$

Burada $\varepsilon_{it} = \eta_i \varepsilon_{i(t-1)} + \psi_{it}$ ve $\mu_{it} = \rho_i \mu_{i(t-1)} + \omega_{it}$ artıklar hesaplanmıştır.

Pedroni test aşağıdaki gibi yedi test oluşturmuştur:

- (a) Panel v-istatistiği
- (b) Grup ve panel Phillips-Perron (1988) tip rho-istatistik
- (c) Grup ve panel Phillips-Perron (1988) t-istatistik
- (d) Grup ve panel Dickey-fuller (1979) ADF tip t-istatistik

Monte Carlo simülasyonları kullanılan Pedroni (2004) testinde, her test istatistiği için sınırlı örnek dağılımı cetvel haline getirilmiştir. Eğer test istatistiği Pedroni (2004) kritik değerlerini aşarsa, eşbütünleşmenin olmadığı karşıt hipotez reddedilir, uzun dönem ilişki elektrik tüketimi ve bunun belirleyicileri arasında var olmaktadır (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Uzun dönem ilişki tahmini için ise OLS ek olarak Stock ve Watson (1993) önerdiği DOLS (Dynamic Ordinary Least Square) ve Kao ve Chiang (2000) önerdiği DOLS tahmin edicisi kullanılmıştır (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Narayan, Smyth, Prasad (2007) çalışmasında deneysel sonuçlara gelince, Breitung (2000) testine göre kişi başına reel milli gelir, konutsal elektrik tüketimi, elektrik fiyatları, doğalgaz fiyatları ve nispi fiyatlar değişkenleri aralarında serilerin birinci farkları alındığında yani $I(1)$ 'de bütünleşmişlerdir. Eşbütünleşme için tümünde panel eşbütünleşme olduğuna dair kuvvetli istatistikler bulunmaktadır.

DOLS ve OLS tahmin edicilerinin kullanıldığı uzun dönem elektrik talep modeli panel esnekliklerinin esas aldığı Model 1 ve 2 geliştirilmiştir. Model 1 için uzun dönemde panel sonuçlar, bütün değişkenler %10 önem seviyesinde istatistikî olarak anlamlıdır. Ayrıca, kısa dönemde elektrik fiyatı katsayısı üzerinde negatif işaretli ve %10 önem seviyesinde istatistikî olarak anlamlıdır, gelir ve doğalgaz fiyatları katsayıları istatistikî olarak anlamlı değildir. Bir dönem geciktirilmiş hata

terimleri %1 önem seviyesinde istatistikî olarak anlamlıdır (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Sonuçlara göre sistem şok etkisinden sonra konutsal elektrik tüketimi tekrar dengeye dönmektedir ama hata terimi katsayısı birinci gecikmede çok küçük öneme sahiptir. Bunun anlamı şoktan sonra, G-7 ülkelerindeki konutsal elektrik tüketiminin dengeye gelme ayar hızı son derece düşük olmaktadır (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Uzun ve kısa dönme için DOLS metodu kullanılarak G-7 ülkelerinin bireysel olarak esneklikleri tahmin edilmiştir. Uzun dönemde gelir katsayısı Kanada ve Fransa için pozitif işaretli ve anlamlıdır. Elektrik fiyatları katsayısı Kanada, Fransa, Almanya ve Japonya için negatif işaretli ve anlamlıdır. Doğalgaz fiyatları katsayısı Fransa, Almanya, İtalya ve Birleşik Krallık ülkeleri için pozitif işaretli ve anlamlıdır. Kısa dönemde bütün değişkenler Kanada, Japonya ve Birleşik Krallık ülkelerinde istatistikî olarak anlamlıdır. Fransa'da ve Almanya'da kısa dönem doğal gaz fiyatı katsayısı pozitif ve anlamlıdır. İtalya ve Birleşik Devletler'de elektrik fiyatı katsayısı negatif ve anlamlıdır. Birinci gecikmeli hata doğrulama terimi bütün ülkelerde anlamlıdır (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Model 2 için panel sonuçlarda uzun dönemde kişi başına reel gelir ve nispi fiyatlar istatistiksel olarak anlamlıdır. Kısa dönemde, reel milli gelir ve nispi fiyatlar istatistikî olarak anlamsızdır. Bununla beraber birinci gecikmede hata doğrulama terimi %1 anlamlılık derecesinde istatistikî olarak anlamlıdır. Şoklardan sonra konutsal elektrik tüketimi tekrar dengeye dönmektedir. Model 1 de bulunan sonuçlarla tutarlı olarak, birinci gecikmede hata doğrulama terimi katsayısı nispeten küçüktür ve tavsiye edilen dengeye yaklaşması yavaş olacaktır (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Model 2' de ülkelerin bireysel uzun dönem esnekliklerinde, Kanada, Fransa ve Birleşik Krallık'da reel milli gelir katsayısı pozitif ve anlamlıdır. Nispi fiyat katsayısı Kanada, Fransa, Almanya ve Birleşik Devletler'de negatif ve anlamsızdır.

Kısa dönemde ise Almanya ve Birleşik Krallık'ta nispi fiyatlar hariç, Birleşik Devletler'de gelir değişkeni hariç, bütün değişkenler istatistikî olarak anlamlıdır. Geciktirilmiş hata terimi katsayısı küçüktür (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Narayan, Smyth, Prasad (2007) çalışmalarındaki panel sonuçlardan elde edilen ana sonuçlara göre, uzun dönemde G-7 ülkelerindeki konutsal elektrik talebinin gelir esnekliği yoktur, fiyat esnekliği vardır. G-7 ülkeleri, dünya elektrik talebinin yarısını oluşturmaktadır ve karbon dioksit salınımına yardım eden başülkelerdir. Uzun dönemde nispeten yüksek büyüklükteki fiyat esnekliğinin önerdiği potansiyel fiyat politikaları kullanılarak konutsal elektrik talebi kısılmaktadır. Çevresel perspektifte G-7 ülkeleri için konutsal elektrik tüketimini azaltmak için potansiyel vardır ve bu nedenle karbon vergi yüklemesi gibi uygun çevresel politika içeriği vasıtasıyla karbon emisyonu azaltılabilmektedir (Narayan, Smyth, Prasad, 2007).

Glasure (2002), Kore örneğinde reel enerji tüketimi ve reel ulusal gelir arasındaki ilişki üzerinde reel petrol fiyatlarının bu ilişkiyi etkileyen ana faktör olduğu sonucuna varmıştır. Bu sonuç enerji fiyatlarının enerji tüketimi ve gelir üzerinde önemli etkilerinin olduğunu ortaya çıkarmıştır.

Kore'deki enerji tüketimini ve makro ekonomik performansı üzerinde, 1970'lerdeki ve 1980'lerdeki petrol krizlerinin önemli etkisi olmuştur. Ülke enerjisi zayıf ve enerji ihtiyaçlarının büyük çoğunluğu ithalatla karşılanmaktadır (Glasure, 2002).

1970'lerde ve 1980'lerde Kore ekonomisi petrol fiyatlarındaki keskin artışlara karşı çok hassa olmuştur. Kore yönetimi aktif para ve mali politikalar uygulamıştır. Bu çalışmada petrol fiyatları, reel milli gelirin ve enerji tüketiminin ana belirleyicisi olduğu sonucu bulunmuştur (Glasure, 2002).

Kore için reel milli gelir ve enerji tüketimi üzerinde reel para, reel hükümet gideri, reel petrol fiyatı ve iki petrol fiyat bunalımının etkisi araştırılırken beş

değişkenli vektör hata doğrulama modelleri kullanılmıştır. Veriler 1961 ve 1990 dönemini kapsamaktadır. Verilerde Kore'nin enerji tüketimi Birleşik Devletler (U.S.) İstatistik Yıllığından alınmıştır. Nominal milli gelir, milli gelir ve U.S. dolarındaki değişim oranları Uluslararası Finansal İstatistikleri (IFS), IMF'den alınmıştır. Hükümet harcamaları ve para arzı değişkenleri Kore ekonomisi ana istatistikleri kaynağından alınmıştır. Bütün veriler doğal logaritmiktir (Glasure, 2002).

Zaman serilerinin bütünleşmesi için durağanlık testi yapılmıştır. Bunun için ADF birim kök testi hesaplanmıştır. Düzey seviyede serilerin durağanlıkları sağlanamamıştır. Birinci farkları alındığında %5 anlamlılık seviyesinde birim kök ortadan kalkmıştır. Johansen eşbütünleşme testi uygulanmış, testin sonucunda örnekte birden çok eşbütünleşmiş vektör bulunmuştur. Daha sonra birinci farkı alınmış beş değişkenli vektör hata doğrulama modeli enerji tüketimi ve reel milli arasındaki ilişkiyi araştırmak için formüle edilmiştir. Bu metodun içerdiği sonuç, reel milli gelir ve enerji tüketimi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi içermektedir. Ekonomik faaliyet ve enerji tüketimi birbirlerini karşılıklı etkilemektedir (Glasure, 2002).

Daha sonra Varyans Ayırıştırma (VDC) Analizi kullanılmıştır. Kore için para, hükümet harcamaları ve petrol fiyatlarının reel milli gelir ve enerji tüketimi üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Bu yöntem, para ve mali değişkenlerinin ve petrol fiyatlarının etkilerini içeren, milli gelir ile enerji tüketimi arasında var olan Granger nedenselliğinin kuvvetini gösterir (Glasure, 2002).

Adenikinju (1998) Nijerya örneğinde imalat sektöründe, enerji tüketiminin verimlilik artışı üzerindeki etkinliğini araştırmıştır. Bu çalışma birçok sanayide, enerji kullanımı verimlilik artışına neden olmuştur, az sayıdaki sanayide ise enerji tasarrufu verimlilik artışının anahtarı olmuştur. Gelirdeki inişin nedeni olarak, yüksek üretim maliyetlerini ve buna ek olarak sanayi sektöründe enerji tasarrufu donatımında gerekli olan yüksek maliyetli yatırımların yapılmasını içine alan bir enerji fiyat politikasının etkisinin zaman alması gerekçe gösterilmektedir.

Nijerya örneği için veri seti Federal Ofis İstatistikleri (FOI) tarafından firma seviyesinde endüstriyel araştırma kaynağından alınmıştır. 1988- 1990 dönemini kapsamaktadır. Araştırma 382 firmayı içermektedir ve ülkenin her yerinden imalat sanayilerindeki bu araştırma işgücü, katma değer, yatırım giderleri, enerji üretimi elektrik ve yakıt giderleri bilgileri sağlamaktadır (Adenikinju, 1998).

Bu modelin hesaplanması için panel veri yöntemi üzerinde durulmuştur. Panel veri analizi artarak tercih edilen ve ekonomik çevrelerce kabul gören bir yöntemdir. Bu çalışmada panel veri analizinde sabit etkiler (fixed effect) tahmin edicisini kullanılmıştır (Adenikinju, 1998).

İlk adımda toplam faktör verimliliği hesaplanmıştır. İkinci adımda ise enerji tüketimi artış oranı ve toplam faktör verimliliği birlikte hesaplanmıştır. Toplam faktör verimliliği, firma düzeyinde verimlilik 8 sektörde sabit etkiler modeli ile hesaplanmıştır. Ve çoğu sektörde pozitif etki almıştır, bazılarında düşük değer çıkmıştır (Adenikinju, 1998).

İkinci aşamada toplam faktör verimliliği ile enerji tüketimi artışı arasında ilişki hesaplanmıştır. Bunun sonucunda Nijerya imalat sektörlerindeki enerji tüketimi artışının toplam faktör verimliliği artışı üzerindeki etkisi, bütün imalat sektörü için verimlilik enerji kullanımıyla artmaktadır (Adenikinju, 1998).

Asafu-Adjaye (2000) , Asya'daki gelişen ekonomilerde enerji tüketimi, enerji fiyatları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Koentegrasyon ve hata düzeltme modeli kullanmıştır. Kısa dönemde, Granger nedensellik testinde Hindistan ve Endonezya enerji tüketiminden mili gelire doğru tek yönlü bir ilişki, Tayland ve Filipinler için enerji tüketiminden gelire çift yönlü bir ilişki vardır. Sonuç olarak bu bize göstermektedir ki; enerji tüketimi ve milli gelir arasında nötr bir ilişki yoktur.

Asafu-Adjaye (2000) bu çalışmasında enerji ve gelir arasındaki ilişkiyi enerjiye bağımlı gelişmekte olan dört Asya ülkesi (Hindistan, Tayland, Filipinler ve Endonezya) için araştırmaktadır. Bu ülkelerin seçilme nedeni, bu ülkeler enerji

bağımlılığını temsil eden sanayileşmekte olan başülkelerdir. Sanayileşme aşamasında dışlama etkisine karşı güvende yani dengedirlir.

Bu dört ülke sahip olduğu nüfus birleştirildiğinde 1,3 milyar kişi etmektedir. 1996 yılı rakamlarıyla Hindistan 945,1 milyon kişi ve kişi başına düşen milli gelir 380 US\$, Endonezya 197,1 milyon kişi ve kişi başına düşen milli gelir 1080 US\$, Tayland 60, 0 milyon kişi ve kişi başına düşen milli gelir 2960 US\$, Filipinler 71,0 milyon kişi ve kişi başına düşen milli gelir 1160 US\$ dır. 1996 yılında imalatla ortalama büyüme oranı Endonezya için 10,5 %, Hindistan için 8.1%, Filipinler için 5,6% ve Tayland için 7,7%'dir. 1997 yılında bu büyüme oranlarında düşüş yaşanmıştır ve bu düşüşün arkasında ardında yatan Asya finansal krizidir. Yüksek ekonomik verim için bu ülkeler yüksek enerji kaynakları talep etmektedirler (Asafu-Adjaye, 2000).

En yüksek kişi başına enerji kullanımı Tayland 'ta 1995 yılı verileri 878 kg, sonra onu takip eden Endonezya 442 kg, en düşük kişi başına enerji kullanımı Hindistan'a ait 260 kg. CO₂ emisyonu kişi başına en yüksek 2,9 metrik ton ile Tayland, en düşük Filipinler ise 0,9 metrik ton. Ülkelerin çoğu Endonezya hariç enerji kullanımı ihtiyaçları için ithalata güvenmektedir. Çünkü Endonezya sıvı yakıt ihracatçısıdır. Hindistan bölgedeki en büyük tüketicidir. Hindistan'ın en baş enerji kaynağı kömürdür ve OECD'nin 1993 raporuna göre 1991 yılında kömür miktarı 224 milyon metrik ton olarak hesaplanmıştır (Asafu-Adjaye, 2000).

Asafu-Adjaye (2000) çalışmasında üzerinde genişçe durulan Engle-Granger metodu kullanılmaktadır (Granger ve Newbol, 1974; Engle- Granger, 1981). Durağanlık testi olarak ağırlaştırılmış Dickey-fuller (ADF) ve Phillips- Perron (PP) testleri kullanılmıştır. Takibinde eşbütünleme testleri ve hata düzeltme modelleri hesaplanmıştır.

$$Dy_t = A_{21}(L)Dy_{t-1} + A_{22}(L)Den_{t-1} + A_{23}(L)Dp_{t-1} + \lambda_y ECT_{t-1} + u_{2t} \quad (1)$$

$$Den_t = A_{11}(L)Dy_{t-1} + A_{12}(L)Den_{t-1} + A_{13}(L)Dp_{t-1} + \lambda_{en} ECT_{t-1} + u_{1t} \quad (2)$$

$$Dp_t = A_{31}(L)Dy_{t-1} + A_{32}(L)Den_{t-1} + A_{33}(L)Dp_{t-1} + \lambda_p ECT_{t-1} + u_{1t} \quad (3)$$

y_t ; reel milli gelir, en_{t-1} ; enerji tüketimi, p_t ; fiyatlar, D ; fark alıcı, $A_{ij}(L)$; çok sayıda gecikme alıcı L , ECT ; geciktirilmiş hata düzeltme dönemleri uzun dönem eşbütünleme ilişkisi için, u_{1t} ; sıfır ortalamalı rastgele oluş ve ilişkilendirilemeyen hata düzeltme dönemleri, ECT 'lerin katsayıları λ_i ($i=en, y, p$) uzun dönem denkleminde yer alan bağımsız değişkenlerin değişmelerini temsil etmektedir (Asafu-Adjaye, 2000).

Asafu-Adjaye (2000) çalışmasında yıllık zaman serisi verileri kullanılmıştır. Hindistan ve Endonezya için 1973–1995 dönemini kapsamaktadır. Tayland ve Filipinler için 1971–1995 dönemini kapsamaktadır. Veriler Dünya Bankasının yayınladığı Dünya Gelişme Göstergeleri (WDI) kaynağından alınmıştır. Seçilen başlangıç dönemi enerji tüketimi verilerinin elverişliliği tarafından kısıtlanmıştır.

en = kişi başına ticari enerji kullanımı (petrole eşdeğer kg)

y = reel milli gelir (1987 fiyatları temel alınmıştır)

p = fiyatlar, enerji fiyatlarına ulaşamadığından, bu değişken tüketici fiyatları indeksinden alınmıştır (CPI), 1987=100

Verilerin birinci farkları alındığında, birçok veride birim kök ortadan kalkmakta ve durağan hale gelmektedir. Tayland için enerji ve gelir verilerinde ADF testinde birinci fark alındığında durağanlık ortadan kalkmamakta, PP testinde durağanlık sağlanmaktadır (Asafu-Adjaye, 2000).

Bir sonraki adım ise Johansen eşbütünleme testi yapılmıştır. Bunun için Johansen maksimum olasılık testi, birçok eşbütünleme ilişkisinde (sabitli, trendsiz) tutarlı sonuçlar vermiştir. Daha sonra enerji tüketimi ve gelir arasında dört gelişmekte olan Asya ülkesinde Granger nedensellik testi yapılmaktadır, üçüncü bir veri olarak fiyat değişkeni kontrolü altında. Test sonuçlarına göre enerji tüketiminden milli gelire doğru Hindistan ve Endonezya için tek yönlü Granger nedensellik

sonuçlanmıştır. Bunu yanı sıra Tayland ve Filipinler 'de enerji tüketiminden milli gelire doğru çift yönlü Granger nedenselliği bulunmuştur. Uzun dönemde Hindistan ve Endonezya 'da enerji ve fiyatlardan milli gelire doğru tek yönlü Granger nedensellik vardır. Buna rağmen uzun ve kısa dönemlerde Tayland ve Filipinlerde enerji, milli gelir ve fiyatların karşılıklı nedensellikleri vardır. Fiyat etkileri nispeten nedensellik zincirinden daha az etkiye sahiptir. Genellikle, bu çalışmadaki sonuçlardan enerji ve milli gelir arasında nötr bir ilişki olduğu görüşü desteklenmektedir. Hindistan ve Endonezya için kısa dönemde nötr ilişkili olduğu gözlenmekte olduğu için istisna tutulmuştur (Asafu-Adjaye, 2000).

Granger nedensellikte çift yönlü ilişki bulunması politik analistler ve tahmin ediciler için birçok anlam taşımaktadır. Yüksek ekonomik büyüme düzeyi yüksek düzeyde enerji talebine yol açar. Bunun ekonomik büyüme üzerinde etkisi vardır, enerji tasarrufu politikaları bu nedenle enerji kullanımı kısıtlamasını amaçlamakta ve tüketici talebini azaltacak yollar aramaktadır. Aynı zamanda, bu çabalar sanayi sektörü için kirlenmeyi minimize eden en aza indirgeyen teknolojilere uyum sağlamak için teşvik edecektir (Asafu-Adjaye, 2000).

Bulunan sonuçlar şunu söylemektedir; birçok halde enerji tüketimi, gelir ve fiyatlar içseldir ve bu nedenle birinin tek denklem tahminleri diğerini yanıltabilmektedir. Bunun özelinde, bazı analizler hata düzeltme modellerini birleştirmede çoğunlukla güvenilmez sonuçlar vermektedir. Asafu-Adjaye'nin bulduğu sonuçlar tutarlıdır ve enerjiye bağımlı ülkeler diğerlerine nispeten enerji şoklarına çok hassastırlar. Endonezya bu ülkeler arasında tek net ihracatçı ülkedir ve bu nedenle kısa dönemde enerji gelir arasında nötr (yansız) bir ilişki bulunmuştur. Böylece, ekonomik büyüme üzerindeki sert etkileri hariç tutarsak Endonezya da kapsamlı çok güçlü enerji tasarrufu tedbirleri uygulayacaktır (Asafu-Adjaye, 2000).

Mahadevan ve Asafu-Adjaye (2007) çalışmalarında 1971–2002 dönemini kapsayan 20 net enerji ithalatçısı ve ihracatçısı ülke için panel veri doğrulama modeli kullanılarak gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde enerji tüketimi ve milli gelirdeki büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişler. Enerji ihracatçıları aralarında, gelişmekte

olan ülkeler sadece kısa dönemde enerji tüketimi büyümeyi uyarmakta iken, gelişmiş ülkelerde kısa ve uzun dönemde çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Bunlara ek olarak, gelişmekte olan ülkelerle kıyaslandığında, gelişmiş ülkelerin ekonomik büyüme dönemlerinin esneklik tepkisi enerji tüketimindeki artış nedeniyle büyüktür. Bunun yanında bu ülkelerin gelir esnekliği düşüktür.

Mahadevan ve Asafu-Adjaye (2007) enerji tüketimi ile milli gelir arasındaki ilişkiyi üç yolla araştırmışlardır. İlk olarak en son geliştirilen panel birim kök testleri yapılmıştır. İkinci olarak eşbütünleme ve son olarak Granger nedenselliği uygulanmıştır. Birim kök testleri ile milli gelir, enerji tüketimi ve fiyat serileri aralarında bütünleşme düzeyi test edilmiştir. Çalışmada yer alan net enerji ihracatçısı gelişmiş ülkeler, Avustralya, Norveç ve Birleşik Krallık, gelişmekte olan ülkeler ise Arjantin, Endonezya, Kuveyt, Malezya, Nijerya, Suudi Arabistan ve Venezüella. Net enerji ithalatçısı gelişmiş ülkeler Japonya, İsveç ve Birleşik Devletler, gelişmekte olan ülkeler ise Hindistan, Senegal, Kuzey Afrika, Gana, kuzey Kore, Singapur ve Tayland (Mahadevan ve Asafu-Adjaye, 2007).

1971–2002 dönemi için veriler yıllık olarak kullanılmıştır. Seriler 2005 dünya gelişme göstergeleri kaynağından alınmıştır. Çalışmada IPS (Im, Pesaran ve Shin) panel birim kök testi yapılmıştır. Üç değişken için düzey seviyede birim kök reddedilememiştir. Ama birinci farkları alındında karşıt hipotez % 1 önem seviyesinde reddedilmiştir, değişkenler $I(1)$ seviyesinde bütünleşmiş olmuşlardır. Daha sonra Johansen test kadar iyi Pedroni'nin heterojen panel testi her ülke için bireysel olarak uygulanmıştır. Nedensellik için panel VECM (Vektör Hata Doğrulama Modeli) üzerinde durduğu kuvvetlerin genelleştirilmiş metodu (generalized method of moments) hesaplaması yapılmıştır. Nedensellik sonuçları önem derecesi Wald F- test istatistiğine dayanmaktadır. Kısa dönemde, enerji ihracatçısı ülkeler için enerji tüketimi ile milli gelir arasında çift yönlü nedensellik bulunmuştur. Ama uzun dönemde milli gelirden enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur (Mahadevan ve Asafu-Adjaye, 2007).

Sanayileşmekte olan ülkelerde üretim yapısı için enerji ok önemli bir girdidir. Enerji ihracatçısı ülkeler için enerji girdi ihtiyacı bilhassa önemlidir. Bu ülkeler enerji yoğun kullanıcılarıdır. Bu nedenle enerji tüketimi artışları ve bunun milli gelir değerini arttırması çıktı ve ihracatla sağlanmaktadır. Ama gelişmekte olan ülkelerde örneğin Kuveyt, Suudi Arabistan, Endonezya, Nijerya ve Venezüella gibi net enerji ihracatçıları, ucuz (kalitesiz) enerji uygulaması ile fiyatları suni olarak düşük tutarak sonucunda düşük devlet tarifeleri ve yüksek tüketici sübvansiyonu uygulamaktadır. Bunun sonucunda kötü ve verimsiz enerji kullanımı ortaya çıkmakta ve bununla birlikte enerji tüketimi milli gelire dönüşmemektedir (Mahadevan ve Asafu-Adjaye, 2007).

Enerji ihracatçısı gelişmiş ekonomiler, gelişmekte olan ülkeler gibi düşük fiyat uygulamasına katılmamaktadır. Buna ek olarak, gelişmiş ülkeler uyulması zorunlu çevre düzenlemelerine uymaktadır, enerjiyi verimli kullanmak suretiyle bu şekilde herhangi bir enerji yoğun üretim, milli gelir artışına dönüşmektedir. Bu, gelişme dönemlerinde ve enerji kullanımı sorumluluğunda ve çevresel sorumlulukta eşik (başlangıç) olabilmektedir (Mahadevan ve Asafu-Adjaye, 2007).

Diğer taraftan enerji ithalatçıları için, uzun ve kısa dönemde enerji tüketimi ekonomik büyümeyi uyarmakta olduğu ortaya çıkmaktadır. Ama sadece gelişmiş ülkeler için kısa dönemde ters bir hüküm vardır. Gelişmekte olan ekonomiler örneğine baktığımızda bunu açıklamaya yardımcı olmaktadır. İlk olarak bu ülkelerde Singapur ve Malezya gibi, enerji tasarrufu ve verim kullanımı yüksek önceliklidir ve hükümetlerin yüksek elektrik fiyatları kullanımı nedeniyle yük oluşturmaktadır. Bu nedenle milli gelirdeki artış, tüketiciler ve üreticiler için enerji tüketiminde önemli büyüme sonucunu vermektedir. Üretim tarafında, enerji ve diğer girdiler arasındaki yerine geçebilirlik, bu ilişkide ekonomi büyürken enerji kullanımı artışı önemli olmamaktadır. Ama çalışmanın kapsamının ardında tayin etmek yatmaktadır. İkinci olarak birçok ülkede, Senegal, Kuzey Afrika ve Gana gibi, tarım odaklı üstünlüğe sahiptir ve kısa dönemde tarımdaki büyümeden dolayı ekonomik büyümenin enerji tüketimine önemli etkisi olmamaktadır. Üçüncü olarak yetersiz enerji arzı altyapısı ekonomik faaliyetlerin büyümesi için enerji kullanımını engellemektedir. Örnek

olarak, Hindistan çoğunlukla Bangalore'daki (Hindistan'da bir şehir) enerji kıtlığı ile ayrılmaktadır. Diğer bir örnek Tayland ise, enerji için ASEAN grubu içerisinde yer alarak enerji talebi ve arz açığı arasında köprü kuracak elektrik arzı yatırımlarına ihtiyaç duymaktadır. (Mahadevan ve Asafu-Adjaye, 2007).

Fiyatlar ile enerji tüketimi arasındaki ilişki, sanıldığı gibi, ülkelerin küçük bir bölümünün talebini temsil eden enerji tüketiminin dünyadaki enerji fiyatlarında etkiye sahip değildir ve bu nedenle yeri fiyatlar bu kanal yolu ile etki etmeyecektir. Fiyat artışları ise, sadece uzun dönemde enerji ihracatçısı ülkelerde enerji tüketimine etki ettiği bulunmuştur. Kısa dönemde fiyat esnekliği katıdır. Ama uzun dönemde, yatırımlardaki ve tüketim modelindeki enerji kullanımına ait önemli değişimler, fiyat değişimlerinden meydana gelebilmektedir. Ayrıca kanıtlar göstermektedir ki, enerji ithalatçıları arasında farklılık, gelişmekte olan ülkelerde fiyat artışları nedeniyle enerji tüketimindeki düşüş dönemlerinde, gelişmiş ülkelerde bu etki düşük tepkiye (esnekliğe) sahiptir. Bunun nedeni enerji tüketici bileşimleri arasındaki farktan kaynaklanmaktadır. İki tip ekonomideki (sanayi ve konutsal) örnek olarak, 1992 OECD raporlarına göre gelişmiş ülkelerde, konutsal ve sanayi tüketicileri sırasıyla %32 ve %41 toplam elektrik tüketimine sahiptir. Gelişmekte olan ülkelerde bu oran %24 ve %51 olmaktadır. Bu iki grup enerji tüketicileri çok farklı fiyat esnekliklerine sahiptir. Bu nedenle sonuçlara ilişkin fiyat etkileri, sebebi ile anlamı açıklanmalıdır (Mahadevan ve Asafu-Adjaye, 2007).

Yapılan bu araştırmalar ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında önemli bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Ülkelerin gelişmişlikleri ve kültürleri ürettikleri ve kullandıkları enerji miktarıyla doğru orantılı ilerlemektedir. Gelişmiş ülkelerin etkin enerji kullanımı hem teknolojik yatırımların sağlıklı bir şekilde ilerlemesini hem de hizmet üretiminde kalite ve çeşitlilik getirmektedir.

Literatürdeki bu araştırmaların diğer bir ilgi alanı ise, enerji tüketimi, milli gelir ve karbon salınımı arasındaki nedensellik ilişkisidir. Çağımızın en önemli ülke sorunlarından olan yüksek karbon salınımı araştırmacılar içinde önemli bir araştırma konusudur. Örneğin Lee (2006) sanayileşmiş ülkeler için enerji tüketimi ve milli

gelir arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiş, bu iki değişken arasında Birleşik Krallık, Almanya ve İsveç için herhangi bir nedensellik bulamamıştır. Bu sonuç dünya ülkelerini özellikle sanayide ileri olan ülkelerin çevre politikalarına yön vermede faydalı olabilmektedir. Böyle bir yansızlık, sera gazları salınımını azaltmak için enerji tüketimi azaltıldığında, ekonomik büyüme üzerinde herhangi bir olumsuz etkisinin olmayacağı sonucunu da yansıtmaktadır. Başka bir çalışma Sarı ve Soytaş'ın (2007), Avrupa birliğine aday ülkeler arasında yer alan Türkiye için enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve karbon salınımı arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Türkiye için uzun dönemde enerji tüketimi ve gelir arasında nedensellik olmadığı sonucuna varmışlardır fakat enerji tüketiminin karbon salınımı artışının en önemli sebebi olduğu sonucunu bulmuşlardır. Türkiye için diğer bir çalışma ise Jobert ve Karanfil (2007), son 40 yıl için enerji tüketimi ve milli gelir arasındaki nedensellik ilişkisini ayrıntılı bir biçimde araştırmışlardır. Bulunan sonuçlara göre; toplam enerji tüketimi ile toplam gelir arasında nedensellik ilişkisi bulunmazken, endüstriyel enerji tüketimi ile endüstriyel katma değer arasında ise nötr bir ilişki bulunmuştur. Yüksek düzeyde karbon salınımı gerçekleştiren ikinci sektör olan endüstri sektörü için, bu sonuçlara bakıldığında, enerji tüketiminde kısıntıya gitmek katma değeri etkilemeden karbon salınımını azaltabilmektedir. Bu bakımdan uluslararası çalışmalar enerji tüketimi, milli gelir ve karbon salınımı arasındaki ilişkiyi bulgularla kanıtlayarak önemli politikaların oluşturulmasında kaynak olabilmektedir.

Tez çalışmamızda, literatürde Türkiye için yapılan diğer çalışmalardan farklı olarak, imalat sanayi sektöründe üretim gruplarına göre sınıflandırılmış alt sektörlerin, sektörel elektrik tüketimlerinin ve sektörel katma değer üzerindeki etkisini araştırdık. Çalışmamızda imalat sektörü için genel bir analiz yerine daha özele inerek bir analiz yapmayı amaçladık. Bunun için elektrik tüketimleri ve katma değer verilerine ulaşabildiğimiz sektörlerin, bu sektörlerle ait elektrik tüketimlerinin yarattıkları katma değer üzerinde etkisini panel veri analizi kullanarak açıklamaya çalıştık. Verilerine ulaşabildiğimiz beş grupta toplanan bu sektörler şunlardır; (1) gıda, içki, tütün sanayi, (2) tekstil, giyim ve deri sanayi, (3) kimya, kömür, kauçuk ve plastik sanayi, (4) taş toprağa dayalı sanayi, (5) metal eşya, makine ve teçhizat, ulaşım araçları, ilmi ve mesleki ölçme aletleri sanayi.

3.BÖLÜM

EKONOMİK YÖNTEM

3.1. PANEL VERİ ANALİZİ

Panel veri, N sayıda birimin, her birime ait T sayıda gözlemin birlikte ele alınması ile meydana gelir. Oluşan panel veri setinde herhangi bir yıla ait değerler panelin kesit boyutunu, birimlerin yıllar itibariyle aldıkları değerler ise zaman boyutunu ifade eder. Yani her birime karşılık gelen bir zaman serisi vardır. Zaman boyutuna sahip kesit serilerini kullanarak ekonomik ilişkileri tahmin etme yöntemine ise panel veri analizi denilmektedir. Bir başka deyişle panel veri yöntemi, “ülkeler, firmalar, hane halkları vb. kesit (cross-section) gözlemlerinin belli bir zaman dönemi içinde bir araya getirilmesi olarak tanımlanabilir” (Kök ve Şimşek, 2006). Bu analizde zaman serileri ile kesit serileri bir araya getirilerek hem zaman hem de kesit boyutuna sahip veri seti oluşturulmaktadır. Yani panel veri, kesit analiz ile zaman serisi analizini birleştirir. Kesitte yer alan gözlemlerin yıllar itibariyle tekrarı söz konusudur. Hem zamana göre farklılık hem de birimler arası farklılık analiz edilebileceği için panel veri analizi tercih edilmektedir.

Baltağı (1995) belirttiği gibi panel veri yönteminin üstünlüklerini şu şekilde sıralanmıştır.

1. Panel veri, zaman boyunca bireyler, firmalar, ülkeler vb. ile ilgili olduklarından bu birimlerde bir heterojenliğin var olması kesin gibidir. Panel veri tahmin teknikleri, açık bir şekilde bu tür heterojenlikleri kesite özgü bazı değişkenlere izin vererek hesaba katabilmektedir. Zaman serileri ve kesit verileri çalışmaları bu heterojenliği kontrol etmez.
2. Panel veri yöntemi, kesit ve zaman serisi gözlemlerini birleştirdiğinden gözlem sayısı daha fazladır. Daha çok bilgi içermektedir.

3. Panel veri yöntemi ile değişkenler arasında daha az çoklu doğrusal bağlantı (multicollinearity) sorunu bulunur ve panel veri sonuçları daha etkindir.
4. Kısa zaman serisi ve yetersiz kesit gözlemlerinin var olduğu durumlarda da ekonometrik analiz yapılmasına izin verir.
5. Panel veri, ekonomideki dinamiklerini çalışmakta daha uygundur. Kesit veri dağılımları kısmen durağan görünse de içinde birçok değişkenlik saklar. Panel veri aynı zamanda ekonomik durumların sürekliliğini çalışmakta (işsizlik, yoksulluk gibi daha iyidir ve eğer bu veri setleri yeterince uzun iseler ekonomik politikaların düzenlenmesine hız katabilirler (Kök ve Şimşek, 2006).

Örneğin; işsizliğin ölçülmesinde kesit verisi belli bir zamanda bir noktadaki nüfusa ait işsizlik oranını gösterir. Tekrar eden kesit verileri ise bir dönemdeki işsizlik oranının diğer dönemde azalıp azalmadığını gösterir. Bu gibi avantajların yanı sıra örneklem seçimi, heterojenlik eğilimi ve ölçüm problemi panel veri analizinde karşılaşılan temel sorunlardır.

Panel Veri Tablosunun oluşturulması

i	t	Y_{it}	X1_{it}		XK_{it}
1	1	Y₁₁	X1₁₁		XK₁₁
·	·	·	·		·
i	T	Y_{it}	X1_{it}		XK_{it}
·	·	·	·	·	·
·	·	·	·	·	·
N	1	Y_{N1}	X1_{N1}		XK_{N1}
·	·	·	·	·	·
N	T	Y_{NT}	X1_{NT}		XK_{NT}

İ-1...N, YATAY KESİT, T-1..., ZAMAN, Y VE X DEĞİŞKENLER

3.1.1. PANEL VERİ MODELLERİ

Panel Veri Kullanarak;

1. Klasik En Küçük Kareler Modeli (OLS)
2. Tek Faktörlü Sabit Etkiler Modeli (LSDV)
3. İki Faktörlü Sabit Etkiler Modeli (LSDV ve TIME)
4. Tek Faktörlü Rassal Etkiler Modeli (REM1)
5. İki Faktörlü Rassal Tesadüfî Modeli (REM2)

modelleri tahmin edilebilir.

1. Klasik En Küçük Kareler Modeli (OLS) (Pooled estimation)

En basit yaklaşım, havuzlanmış verilerin kesit ve zaman boyutunu ihmal ederek, geleneksel en küçük kareler yöntemi ile tahmin yapmaktadır. Bütün grupların verileri bir havuzda (pool) toplanmakta ve açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkileri araştırılmaktadır. Kurulan model aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + e_{it}$$

Burada Y_{it} bağımlı değişken, X_{it} açıklayıcı değişken seti, β eğim katsayıları, e_{it} hata terimleri vektörü ve α sabit kesişim katsayısıdır. i grupları (birimleri), t ise her bir gruba ait zaman uzunluğunu ($1 \dots T$) göstermektedir.

2. Tek Faktörlü Sabit Etkiler Modeli (LSDV)

Her bir yatay kesitin “bireyselliklerini” dikkate almanın bir yolu, her bir grup için sabit katsayılarının farklı olmasına, buna karşılık eğim katsayılarının aynı olmasına izin vermektir (Kök Ve Şimşek, 2006). En küçük kareler kukla değişkeni modeli olarak adlandırılan bu modelin temel amacı, veri setindeki her gruba ait çok özel etkiyi ifade eden bilinmeyen sabit terimi (α_i) de tahmin etmektir.

Buradaki sabit etkiler terimi, sabit her bir kesit için farklı olsa da, her bir kesitin sabitinin zaman boyunca değişmemesinden gelmektedir. Bu modelde eğim katsayıları hem zaman hem kesit için aynı olmaktadır.

α_i ' de değişikliğe sebep olacak, tahmin edilecek LSDV modeli aşağıdaki gibidir:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^p \beta_k X_{kit} + \sum_{k=1}^{g-1} \gamma_k D_{ki} + e_{it}$$

Bu modelde p açıklayıcı değişken sayısıdır. g-1 ise grup sayısı – 1'i ifade etmektedir. Gölge değişken tuzağına düşülmemesi için (tekil matris yani çözümün belirsiz olmaması için) grup sayısının bir eksiği kadar gölge değişken modele dahil edilmektedir.

Burada sabit terimin yorumu daha farklıdır. α_i sabit terimi, modelde gölge değişken olarak belirtilmeyen gruba ait sabit terimlerin hesaplanması şu şekildedir: $\alpha_i + \gamma_k$, k.ıncı gruba ait sabit terimi ifade etmektedir.

Hangi modelin daha iyi olduğuna karar vermek için sınırlandırılmış F-istatistiğine bakılabilir.

Tek Faktörlü Sabit Etkiler Modelinin Test Edilmesi

OLS modelindeki sabit katsayı LSDV modelinde farklı değerler almaktadır. Modelin temel amacı, gruplara özgü bu farklı katsayıların tahmin edilmesidir.

Gölge değişkenlere ait katsayılar F istatistiği ile test edilmektedir. Sıfır hipotezi ve alternatif hipotez aşağıdaki gibidir:

$$H_0: D_{1i} = D_{2i} = \dots = D_{(g-1)i} = 0$$

$$H_1: D_{1i} \neq D_{2i} \neq \dots \neq D_{(g-1)i} \neq 0$$

Sıfır hipotezi etkin tahmin modelinin OLS olduğunu ifade etmektedir. Eğer sıfır hipotezi reddedilirse OLS yerine gölge değişkenli LSDV modeli tahmin olarak kullanılır.

Kesit etkilerini (individual effect) görmek için kukla değişken kullanıldı aynı yöntemle zaman etkilerini de görmek mümkün. Zaman etkilerini görmek için her yıl için bir zaman kuklası türetilerek aynı süreç izlenir. Doğru modeli bulmak için, eğim katsayıları ortak iken, sabitlerin hem kesitler arasında hem de zaman boyutunda farklı olduğu durumu da incelemek gerekmektedir (Kök Ve Şimşek, 2006).

3.İki Faktörlü Sabit Etkiler Modeli (LSDV VE TIME)

Bu modelde her bir grup için grup etkisi (γ_i), her bir dönem için zaman etkisi (λ_t) ve sabit katsayı α_0 ve λ_0 yer almaktadır. Bu modellerin eğim parametrelerinin sabit, kesim parametrelerinin birimlere ve zamana göre değiştiği farz edilir. Bu modeller aşağıdaki gibi kurulur:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{g-1} \gamma_k D_{ki} + \lambda_0 + \sum_{k=1}^{t-1} \lambda_k D_{kt} + \sum_{k=1}^p \beta_k X_{kit} + e_{it}$$

Hem zaman serisi hem de yatay kesit verileri kullanılabilir olsa da her durumda panel veri analizi uygun olmayabilir.

Sabit etkiler modeli ile ilgili bazı sorunlar rassal etikler modeli ile azaltılabilmektedir(Kök Ve Şimşek, 2006).

Rassal etkiler yaklaşımı:

Sabit etkiler modelinin yoğun şekilde kullanımına rağmen, çok sayıda yatay kesitin söz konusu olması (kukla değişken kullanımına bağlı olarak) serbestlik derecesi kaybına neden olmaktadır. Sabit etkiler modelinin kullanılmasının nedeni modelin tanımlanmasında zaman içinde değişmeyen konu ile ilgili açıklayıcı

değişkenleri (ve muhtemelen zaman içinde değişen ama yatay kesitler için aynı değeri alan değişkenleri) modele dahil etmekte başarısız olunması ve kukla değişkenlerin modele dahil edilmesinin bu bilgisizliği örtmesidir. Eğer kukla değişkenler, aslında doğru model konusunda bilgi vermiyorsa, bu bilgisizliğimiz hata terimi yoluyla ifade edilmek üzere, rassal etkiler modeli bir diğer adıyla hata bileşen modeli önerilmiştir (Kök ve Şimşek, 2006).

4. Tek Faktörlü Rassal Etkiler Modeli (REM1)

Farklı sabit parametreye sahip her bir bireyin davranışlarındaki farklılıklar gölge değişkenli model ile ifade edilmekteydi. Serbestlik derecesi probleminden dolayı bu yöntem bilgi kaybına uğramaktaydı. Rassal etkili modelde söz konusu farklılıklar hata terimine dahil edilmekte bir başka deyişle farklılıklar hata terimiyle dikkate alınmaktadır

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + u_{it}$$

β_{1i} ’ yi sabit olarak ele almak yerine, bunu β_1 in ortalama bir değeriyle birlikte rassal bir değişken olarak varsayıldı. Bir yatay kesitin sabit katsayısının değeri şöyle ifade edilmektedir.

$$\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i \quad i=1,2,\dots,N$$

Burada ε_i sıfır ortalamalı ve σ_g^2 varyanslı bir rassal hata terimidir. $\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i$ yi denklemde yerine koyarsak aşağıdaki denklemi elde ederiz.

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_i + u_{it}$$

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + w_{it}$$

Burada $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$ dir. Bu bileşik hata terimi (w_{it}), iki bileşenden oluşmaktadır. Yatay kesite özgü hata bileşeni ε_i (bireysel hata ve farklılıkları, sabit

zamana göre bireyler arasındaki değişmeyi gösterir), zaman serisi ile yatay kesitin bileşimi sonucu oluşan hata terimi u_{it} (tüm hataları gösterir). Model bu özelliğinden dolayı hata bileşen modeli adını almaktadır.

Burada kullanılan tahmin yöntemi OLS değildir. Varyans-kovaryans matrisinin birimlere göre farklılık gösterdiği dikkate alınarak, varyans-kovaryans matrisini ele alan Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (GLS) kullanılır.

Tahmin yöntemi olarak REM1'in mi yoksa OLS modelinin mi kullanılacağı konusunda, modeldeki gruplar arasında değişen varyans testini yapılması gerekmektedir. Bu amaca yönelik olarak, lagrange çarpan testi (lagrange multiplier test) ve olasılık oranı testi (likelihood ratio test) istatistikleri kullanılmaktadır. Sıfır hipotezi grupların varyanslarının eşit olduğunu ifade etmektedir.

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \dots \neq \sigma_n^2$$

LM test istatistiğine bağlı olarak, sıfır hipotezinin kabul edilmemesi durumunda REM1 modeli OLS modeline tercih edilmektedir.

Panel veri analizinde gruplara özgü spesifik (çok özel) etkilerin sabit ya da tesadüfi algılanması model seçiminde karşılaşılan en önemli sorunlardan biridir. Dolayısıyla LSDV ve REM1 modellerinden hangisinin tahmin modeli olarak seçileceği önemli bir sorudur. LSDV modelinde gruplara ait katsayılar sabit iken, REM1 modelinde bu katsayılar bir örneklemden tesadüfî olarak seçilmiş değerlerdir. Buna göre LSDV modeli için OLS en iyi doğrusal sapmasız tahmin edici (BLUE) iken, REM1 modelinde GLS en iyi doğrusal sapmasız tahmin edicidir.

Her iki modelin kendine özgü dezavantajları vardır. Sabit etkiler modelinde serbestlik derecesi anlamında sorun yaşanırken, tesadüfî etkiler modelinde spesifik etkiler ve açıklayıcı değişkenler arasında herhangi bir korelasyonun bulunup bulunmadığı anlamında sorun yaşanmaktadır. Yani rassal etkiler modelinde yaşanan

sorun; yatay kesitine özgü hata bileşeni ε_i ve X açıklayıcı değişkenleri arasındaki muhtemel korelasyon hakkında yapılan varsayıma dayanmaktadır.

Sabit ya da tesadüf modeller arasındaki temel fark, sabit-zaman etkisinin bağımsız değişkenlerle ilişkili olup olmadığıdır. Tesadüf modeller geçerli olduğunda, sabit etkiler tahmin edicileri tutarlı tanımlanabilen parametre tahminleri verir. Birçok araştırmacı, LSDV'yi REM'i tahmin etmekten daha ikna edici bulur. Bu tercih sabit değişkenlerin ilgili açıklayıcı değişkenlerle ilişkisiz olması mümkün değildir düşüncesinden kaynaklanmaktadır. ε_i ve X açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişkiye bağlı olarak farklı özelliklere sahip iki tahmin edici geliştirilmiştir:

- Eğer ε_i ve X açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yoksa rassal etkiler modeli tutarlı ve etkindir. Sabit etkiler modeli ise tutarlı fakat etkin değildir.
- Eğer ε_i ve X açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon varsa sabit etkiler modeli tutarlı ve etkindir. Fakat tesadüf (rassal) etkiler modeli tutarsızdır.

Hangi durumlar da ε_i ve X açıklayıcı değişkenler arasında korelasyonun olması beklenir sorusunun cevabını söylemek gerekirse, N yatay kesitleri geniş bir ana küleden geliyorsa rassal etkiler modeli uygun olacaktır. Buna karşılık ilgi, belirli bir kesitin üzerinde ise, sabit etkiler modeli daha uygundur.

Bu tespitlerin yanında sabit ve rassal etkiler modelini seçmeye yardımcı olan bir test vardır. *Haussman* (1978) istatistiği, yatay kesite özgü bireysel etkiler ile ε_i ve X açıklayıcı değişkenler arasındaki korelasyonu test etmektedir. Bu test p serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi, rassal etkiler modeline karşılık sabit etkiler modelinin test edilmesi gerektiği sonucunu vermektedir. Hipotezler aşağıdaki gibi oluşturulmuştur:

$H_0 : E (\varepsilon_i | X_{it}) = 0$ ülke ve zaman etkileri rassaldır.

(ε_i) ve X açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yok

$H_1 : E (\varepsilon_i | X_{it}) \neq 0$ ülke ve zaman etkileri sabittir.

(ε_i) ve X açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon var

(Kök Ve Şimşek, 2006).

5. İki Faktörlü Rassal Etkiler Modeli (REM2)

Bu model tek faktörlü rassal etkiler modeli ile aynı yapıya sahiptir. Bunun yanı sıra bu modelde rassal olarak belirlenen gruba ait spesifik etkinin yanı sıra zamana ait spesifik etki yer almaktadır. REM2 modeli aşağıdaki gibi kurulur:

$$Y_{it} = (\alpha_1 + \varepsilon_i + w_t) + \sum_{k=1}^p \beta_k X_{kit} + (e_1 + \varepsilon_i + w_t)$$

İki yaklaşım arasındaki temel farklılıklar göz önüne alınırsa şu ifadeler bulunulabilir:

- Eğer T büyük ve N küçük ise, sabit etkiler ve rassal etkiler modelleri tarafından tahminlenen parametrelerin değerlerinde çok az farklılık olur. Burada seçim, hesaplama kolaylığına ve uygunluğuna göre yapılır. Bu durumda sabit etkiler modeli, tercih edilmelidir.
- N büyük T küçük olduğu zaman iki yöntemle elde edilen tahminle önemli ölçüde farklılaşabilecektir. Rassal etkiler modelinde $\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i$ iken ve ε_i yatay kesit rassal bileşeni ifade ediyor iken, sabit etkiler modelinde β_{1i} rassal olmayan ve sabit olarak düşünülmektedir. Sabit etkiler durumunda istatistikî sonuç, örnekte gözlemlenen yatay kesit birimleri üzerine koşulludur. Eğer örneğimiz çok büyük bir ana kütlede gelmiyor ise bu uygun olabilir. Buna karşılık örneğimiz büyük bir ana kütlede rassal

olarak seçiliyorsa o zaman istatistikî sonuç koşulsuz olacak ve rassal etkiler modeli uygun olacaktır.

- Eğer N büyük ve T küçük ise ve ε_i bir ya da daha fazla açıklayıcı değişken ilişkili (korelasyonlu) ise, rassal etkiler modeli tahmin edicileri sapmalı, buna karşılık sabit etkiler modeli tahmincileri sapmasız olacaktır.
- Eğer N büyük ve T küçük ise ve rassal etkiler modelinin varsayımları geçerli ise, rassal etkiler modeli tahmin edicileri, sabit etkiler modeli tahmin edicilerinden daha etkindir(Kök ve Şimşek, 2006)

3.1.2. PANEL VERİLERDE DURAĞANLIK

Zaman serisi analizinde, beklide en önemli kavram durağanlıktır. Zaman serilerinde olduğu gibi panel veri analizinde de seriler için durağanlık problemi söz konusudur. Bu kavram iki yönden önemlidir. Birincisi zaman serilerinde olduğu gibi panel veri kullanıldığında iki değişken arasında katsayı istatistiksel bakımdan önemli olan bir regresyon bulabiliriz. Her iki seride de eğilim bulunuyorsa, ilişki gerçek olmaktan çok “sahte” olabilir. Bu durumda sahte regresyon durumu ortaya çıkar. Regresyonun gerçek bir ilişkiyi mi yoksa sahte bir ilişkiyi mi yansıttığı verilerin durağan olup olamaması ile çok ilgilidir. İkincisi ise, panel veriler kullanmak suretiyle elde edilen regresyon modelleri ile öngörüler yapılmakta fakat bu seriler durağan değilse bu öngörüler geçerliliğini kaybetmektedir.

Belli bir dönem için herhangi bir Y_t serisinin durağan olma koşulları şunlardır (Ertek, 1996:379-380):

Sabit aritmetik ortalama : $E(Y_t) = \mu$

Sabit varyans : $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$

Gecikme Mesafesine Bağlı Kovaryans : $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]$

k = gecikme mesafesi. (bütün t değerleri için)

Belli bir zaman dönemi içinde, serinin ortalaması ve varyansı sistematik olarak değişmiyorsa ve seride peş peşe gelen iki değer arasındaki fark zamandan değil serinin zaman aralığından kaynaklanıyorsa bu seriler için durağan diyebiliriz.

Durağan seriler ile durağan olmayan seriler arasındaki farkı sıralamak gerekirse;

“Durağan seriler, uzun dönemde dalgalanmalar olsa bile aynı ortalamayı muhafaza eder, zamana bağlı olarak değişmeyen bir sonlu varyansa sahiptirler ve gecikme zamanı uzadıkça, korelogram gittikçe sıfıra yaklaşır, sıfır olur”.

“Durağan olmayan seriler ise, uzun dönemde döneceği bir sabit ortalama değer bulunmamakta zaman sonsuza yaklaştığında, varyans zamana bağlı olduğunda, o da sonsuza yaklaşır ve teorik korelogram hemen bitmez, yavaş yavaş azalır” (Fidan,2006).

Herhangi bir zaman serisinin durağan olup olmadığını test etmek için iki yaklaşım vardır. İlki korelogram yaklaşımı ile durağanlık testi ve ikincisi birim kök testidir. Zaman serilerinde olduğu gibi panel veri analizinde de korelogram yaklaşımı ve birim kök testi yaklaşımına başvurulmaktadır.

3.1.2.1.Korelogram Yaklaşımı

Korelasyon kavramı, iki değişken arasındaki nedensel olmayan ilişkiyi gösterir. Otokorelasyon ise, herhangi bir serinin herhangi bir dönemdeki bir değeri ile bu değer bir önceki ve ya bir sonraki dönem değeri ile birlikte hareket edip etmediğini gösterir. Otokorelasyon fonksiyonunda, Y_t ve Y_{t-k} arasındaki kovaryansı γ_k olarak belirtirsek, Y_t için varyansı γ_0 ifade etsin. O zaman kitle otokorelasyon fonksiyonu:

$$\rho = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\text{k aralığı için kovaryansı}}{\text{varyans}}$$

olarak tanımlanır. Belli bir döneme ilişkin veriler için bunun tahmin değeri r_k olsun. Uygulamada bu *örnek otokorelasyon fonksiyonu* olarak ele alınacaktır. Formülü aşağıdaki gibidir:

$$r = \frac{\text{k aralığı için kovaryans}}{\text{varyans}} = \frac{\sum_{t=k+1}^n (Y - \hat{Y})(Y_{t-k} - \hat{Y}) / n}{\sum_{t=1}^n (Y - \hat{Y})^2 / n}$$

$$= \frac{\sum_{t=k+1}^n (Y - \hat{Y})(Y_{t-k} - \hat{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y - \hat{Y})^2}$$

Değişik zaman aralıkları (k) için bulunacak r_k otokorelasyon katsayısı (autocorrelation katsayısı) değerleri ile k 'lar ilişkilendirildiğinde elde edilen şekil korelogram veya örnek korelogram diye adlandırılır. Bir de r_{kk} kısmi korelasyon fonksiyonu (PACF= partial autocorrelation function) kavramı vardır. Kısmi otokorelasyon fonksiyonu, kısmi regresyon ve korelasyon analizine paralel bir şekilde Y_t ve Y_{t-k} arasındaki ilişkiyi aradaki terimlerin etkisini çıkarıp belirtmektedir (Ertek, 1996:383).

Otokorelasyon testinde serinin korelogram grafiği incelenir. Serini çeşitli gecikmelerdeki korelogram grafiklerine bakıldığında eğer otokorelasyon katsayıları sifıra yaklaşıyor ise serinin durağan olduğuna, büyük gecikmelerde bile serinin otokorelasyon katsayıları sıfırdan gittikçe uzaklaşıyor ise serinin durağan

olmadığına karar verilir. Otokorelasyon testinde önce seri logaritmik hale dönüştürülür ve ardından birinci dereceden farkları alınır. Elde edilen yeni serinin otokorelasyon katsayıları eğer sıfıra yaklaşıyor ise logaritmik birinci dereceden farkı alınmış bu serinin durağan olduğuna karar verilir. Serinin birinci ve ikinci farkı alınarak otokorelasyon testi yapılabilir. Eğer seri birinci ve ikinci farkı alındıktan sonra bile otokorelasyon katsayıları sıfırdan uzaklaşıyor ise bu seri için durağan değil diyebiliriz.

3.1.2.2. Birim Kök Testi

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

Burada ε_t stokastik bir hata terimi olup

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \text{ sabit varyanslı}$$

$$\text{Kov}(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = 0 \quad s \neq 0.$$

Zaman serisi analizinde böyle bir hata terimi beyaz gürültü hata terimi olarak adlandırılır. Bu model birinci dereceden otoregresif model olup AR(1) diye belirtilir. Eğer $\rho=1$ ise, birim kök söz konusudur. İlişki;

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Şeklini alır ve Y_t serisi durağan değildir. (1) ile ilgili regresyonda $\rho=1$ sonucuna varırsak, Y_t stokastik değişkeni birim köke sahiptir. Modern zaman serisi analizinde birim köke sahip bir zaman serisi tesadüfî (rassal) yürüyüş zaman serisi olarak nitelendirilir. Tesadüfî yürüyüş serisi durağan değildir.

(1) no'lu denklemden şu denklem elde edilir:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Burada $\delta = (\rho - 1)$ ve $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ (birinci fark). Şimdi hipotezimiz $H: \delta = 0$ olmaktadır. Nitekim, $\rho = 1$ olduğunda $\delta = 0$ olacaktır. $\delta = 0$ olduğunda,

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = \varepsilon_t$$

Ve dolayısıyla ΔY_t (birinci fark) durağan olacaktır. Böylece orijinal bir tesadüfî yürüyüş serisinin birinci farkı durağan ise orijinal seriye birinci dereceden bütünleşmiş olmuş denir ve $I(1)$ şeklinde ifade edilir. Eğer seriyi durağan yapmak için iki defa fark almak gerekirse $I(2)$ diye yazılır; d defa fark almak gerekirse $I(d)$ diye yazılır.

Birim kök testinde hipotezimiz denklem (1)'e göre $H_0: \rho = 1$, (3)'e göre ise $H_0: \delta = 0$ olup durağan olamam durumunu ifade eder. Bunu için uygulanan test Dickey-Fuller testidir. Bu testin %1,%5,%10 önemlilik düzeyine göre kabul-ret sınırları(kritik değerleri) MacKinnon tarafından yapılmış olan Monte Carlo simülasyonlarına göre hesaplanmış olup bilgisayar ortamında çıktı olarak verilmektedir. Bunlara, MacKinnon kritik değerleri denilmektedir. t-istatistikleri bu hipotez testinde τ (tau)-istatistiği diye adlandırılır. τ (tau)-istatistiği DF-test istatistiği olarak adlandırılır. Burada t-istatistik testi yapılmaz, τ (tau)-istatistiğinin (DF-test istatistiğinin) mutlak değeri MacKinnon kritik değerinin mutlak değerinden küçükse serinin durağan olmadığına, büyükse serinin durağan olduğuna karar verilir.

Durağan olmayan bir zaman serisinden durağan bir seri elde etmek için, serinin birinci farkları alınıp korelogram çalışması veya birim kök testi yapılarak durağan hale gelip gelmediğine bakılır.

3.1.3. PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ

Bugün birim kök testi, Baltaşı&Kao (2000) dediği gibi zaman serilerinde araştırmacılar arasında uygulanan genel bir pratik testtir ve ekonometrik çalışmalarda gerekli bir bölüm haline gelmiştir. Bununla beraber, panel serilerde birim kök testi yeni bir testtir, bunun için Levin&Lin&Chu (2002), Breitung (2000), Im, Pesaran&Shin (1997), Harris&Tzayalis (1999), Maddala&Wu (1999), Choi (1999), ve Hadri (1999) bakabiliriz. Panel birim kök testleri normal asimptotik dağılıma sahiptirler.

3.1.3.1. GENEL BİRİM KÖK TESTLERİ

Levin&Lin&Chu (2002), Breitung (2000), Hadri (2000) genel birim kök testleri, bütün çapraz kesitler için otoregresif katsayılarının aynı olduğunu savunur. Levin&Lin&Chu (2002), Breitung (2000) testlerinin alternatif hipotezleri grupların hiçbirinin birim kökünün olmadığı şeklindedir. Hadri (2000) testinde ise alternatif hipotez, grupların hepsinde birim kök olduğu şeklindedir.

Levin&Lin&Chu(2002), Breitung (2000), Hadri (2000) genel birim kök testlerinin üçü de, her çapraz kesit için aynı(özdeş) p_i değerini kabul eden genel birim kök oluşumunu savunurlar. Levin&Lin&Chu (2002), Breitung (2000) testleri karşıt hipotezlerini birim kök var olarak oluşturur. Hadri (2000) test ise birim kökün olmadığı şeklinde karşıt hipotez oluşturur.

Levin&Lin&Chu (2002), Breitung (2000) testlerinin ikisinde de basit ADF aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$\alpha=p-1$ her çapraz kesit için aynı kabul edilmektedir. Ama çeşitli çapraz kesitlerde fark dönemleri için P_i , gecikme düzenine izin vermektedir.

Karşıt ve alternatif hipotezler bu testler için şöyledir:

$$H_0:\alpha=0 \quad (\text{birim kök var})$$

$$H_1:\alpha<0 \quad (\text{birim kök yok})$$

3.1.3.1.1. Levin&Lin&Chu (2002) Test

LLC testinde bu metod şöyle tanımlamaktadır, Δy_{it} ve y_{it} için α katsayısı tahmini, standartlaştırılmış ve otokorelasyon serbestliği ve belirlenmiş unsurlar içermektedir.

Belirlenmiş gecikme sıraları seti için, hesaplama ilave edilen iki denklemden başlanmaktadır. Δy_{it} ve y_{it-1} serileri, Δy_{it-j} ($j=1,2,...,p_i$) gecikme dönemlerinde ve dışsal açıklayıcı değişkenler X_{it} ile birlikte regress edilmektedir. Bu iki regresyondan hesaplanan katsayılar ayrı ayrı $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$ ve (β, δ) olarak ifade edilecektir.

Otokorelasyonun kaldırıldığı ve deterministik katsayıların kullanıldığı ilk yardımcı serini hesaplanması aşağıdaki gibi gösterilir;

$$\Delta \bar{y} = \Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{P_i} \hat{\beta} \Delta y_{it-j} - X'_{it} \delta \quad (2)$$

Aynı şekilde katsayıların ikinci serisi y_{it-1} kullanılarak benzer şekilde tanımlanmaktadır:

$$\bar{y}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{j=1}^{P_i} \beta \Delta y_{it-j} - X'_{it} \delta \quad (3)$$

Sonra, Δy_{it} ve y_{it-1} benzer şekle getirilmesiyle aşağıdaki temsilcileri elde ederiz ve regresyonun standart hatasına bölünür:

$$\begin{aligned}\Delta \dot{y}_{it} &= (\Delta y_{it} / s_i) \\ \dot{y}_{it-1} &= (\dot{y}_{it-1} / s_i)\end{aligned}\quad (4)$$

Standart hata (s_i) denklem (1)' deki her ADF için hesaplanan standart hatalardan oluşmaktadır.

Son olarak, α katsayısı tahmini havuzlanmış temsili denklemi ile tanımlanabilmektedir:

$$\Delta \dot{y} = \alpha \dot{y}_{it-1} + \eta_{it}$$

LLC testi karşıt hipotezi göstermektedir ve α katsayısının asimptotik normal dağılımı sonucu için değiştirilmiş t istatistiği:

$$t_{\alpha} = \frac{-(N T) S_T \hat{\sigma}^{-2} se(\hat{\alpha}) \mu_m \tilde{T}^*}{\sigma_m \tilde{T}^*}$$

t_{α} : $\alpha=0$ için standart t-istatistiği, σ^2 hata terimi varyansı tahmini, $se(\hat{\alpha})$ standart hata α için ve :

$$\tilde{T} = T - \left(\sum_i P_i / N \right) - 1$$

S_x : ortalama standart sapma oranı, Karnaol ağırlıklı teknik kullanılarak elde edilir. Mevcut iki dönem, $\mu_m \tilde{T}^*$ ve $\sigma_m \tilde{T}^*$, ortalama ve standart sapma için intibak dönemini oluşturmaktadır.

LLC testi metodu, P_i olarak adlandırılan, ADF regresyonlarında her çapraz kesit için kullanılan gecikme sayısını tayin eden P_i terimini gerekli bulmaktadırlar. Bu da Karnaol metodu kullanılarak standart sapma gibi bilgisayarda hesaplanmaktadır. Buna ek olarak, denklemde kullanılan dışsal değişkenlerin mutlaka belirtilmesi gerekmektedir. Dışsal regresyon içermeyen ya da bireysel sabit

dönemler içeren (sabit etkiler) ya da bireysel sabitler ve eğilimler kullanılan denklemler bu metotta seçilebilir.

3.1.3.1.2. Breitung (2000) Test

Breitung metodu, LLC metodundan iki farklı yolla ayrılmaktadır. İlk farkı, normalleştiriliş vekiller yorumlandığında sadece otoregresif süreç (ve dışsal olmayan katsayılar) bu metotta kaldırılır:

$$\Delta \hat{y}_{it} = (\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{Pi} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j}) / s_i$$

$$\hat{y}_{it-1} = (y_{it-1} - \sum_{j=1}^{Pi} \beta_{ij} \Delta y_{it-j}) / s_i$$

$\hat{\beta}$, β ve s_i , LLC için tanımlandığı gibi tanımlanmıştır.

İkinci olarak, vekillerin biçimi değiştirilmiştir ve eğilimden (trend faktöründen) mahrum bırakılmıştır.

$$\Delta y_{it}^* = \sqrt{\frac{(T-t)}{(T-t+1)}} \left(\Delta y_{it} - \frac{\Delta y_{it+1} + \dots + \Delta y_{it+T}}{T-t} \right)$$

$$y_{it-1}^* = \tilde{y}_{it-1} - c_{it}$$

$$c_{it} = \begin{cases} 0 & \text{Eğer sabit ve trend (eğilim) yok ise} \\ \tilde{y}_{it} & \text{Sabit var trend yok} \\ \tilde{y}_{it} - ((t-1)/T) \tilde{y}_{iT} & \text{Sabit ve trend var} \end{cases}$$

Sabit parametre α havuzlanmış temsili denklemden hesaplamaktadır:

$$\Delta y_{it}^* = \alpha y_{it-1}^* + v_{it}$$

Breitung testi karşıt hipotez altında gösteriyor ki, α^* tahmin edicisi standart normal dağılım gibi asimptotik dağılıma sahiptir.

Breitung metodu sadece, her çapraz kesit ADF regresyonu için kullanılan gecikmelerin sayısını belirten P_i değerini ve dışsal regresyon yapıcıları gerekli bulmaktadır. LLC testinde olduğu gibi, dışsal regresyon yapıcıları içermeyen ya da bireysel sabit dönemleri içeren ya da bireysel katsayıları ve trendleri içeren seçimler yapılabilir.

3.1.3.1.3. Hadri (2000) Test

Hadri birim kök testi karşıt hipotezi panel serilerde birim kök içermediği şeklinde oluşturulmuştur. Hadri test, sabitli veya sabitli ve trendli y_{it} 'nin bireysel en küçük kareler yöntemiyle regresyonundan elde edilen artıklar üzerinde durmaktadır. Örneğin eğer hem sabit hem de trend içerirse elde ettiğimiz denklem aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it}$$

Artıklar ε bireysel regresyondan elde edebiliriz, bunun için LM istatistiği biçimlendirilmiştir:

$$LM_1 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / \bar{f}_0 \right)$$

$S_i(t)$ artıkların ilavelerle çoğalan toplamalarının nereden geldiği:

$$S_i(t) = \sum_{s=1}^t f_{i0} / N$$

Ve $\bar{f}_0$, sıfır frekansta artıkların görüntüsünün bireysel tahmin edicilerinin ortalamasını ifade etmektedir:

$$\bar{f}_0 = \sum_{i=1}^N f_{i0} / N$$

Heteroskedasticity kesitler (i) için LM istatistiğinin izin verdiği alternatif biçimi:

$$LM_2 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / f_{i0} \right)$$

Hadri test ılımlı tahmin altında şunu göstermektedir:

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\varsigma} \rightarrow N(0,1)$$

Hadri panel birim kök testi, sadece bireysel özgün sabit dönemleri yada sabit ve eğilim dönemlerini içeren en küçük kareler regresyon biçimlerine izin vermektedir.

3.1.3.2. BİREYSEL BİRİM KÖK TESTLERİ

Im, Pesaran ve Shin ve Fisher-ADF ve PP testlerinin tümü, bireysel birim kök işlemcileri için her çapraz kesit için değişen P_i değerlerine izin vermektedir. Bu testlerin ayırıcı özelliği, bireysel birim kökün test edilerek türetilen panel-spesifik sonucun birleştirilmesine dayanmasıdır.

3.1.3.2.1. Im, Pesaran&Shin (1997) Test

Im, Pesaran ve Shin testi, her çapraz kesit serisi için ayrı ADF regresyonu tahmin etmektedir.

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{P_t} \beta_{jt} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it}$$

Karşıt hipotez aşağıdaki gibidir:

$$H_0 = \alpha_i = 0 \quad \text{Bütün } i\text{'ler için}$$

Alternatif hipotez aşağıdaki gibidir:

$$H_1 = \begin{cases} \alpha_i = 0 & \text{Her } i = 1, 2, \dots, N, \\ \alpha_i < 0 & \text{Her } i = N+1, N+2, \dots, N \end{cases}$$

Ayrı ADF regresyonları tahminlerinden sonra, bireysel ADF regresyonlarından α_i için t istatistikleri ortalaması, $t_{it_i}(P_i)$, ayarlanarak istenilen t istatistiğine varılır:

$$t_{NT} = \left(\sum_{i=1}^N t_{it_i}(P_i) \right) / N$$

Gecikme dizini her zaman sıfırdır ($P_i=0$ her i için), her çapraz kesit N için farklı sayılar içeren IPS testinde t_{NT} için benzetilmiş (simule edilmiş) kritik değerler sağlamaktadır ve serilerin uzunluğu T , testteki denklemler ya sabit terimler içerir ya da sabit terimler ve doğusal eğilimler içerebilir.

IPS test t_{NT} için asimptotik normal dağılıma sahiptir:

$$W_{t_{NT}} = \frac{\sqrt{N} \left(t_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(t_{it}(p_i)) \right)}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N \text{Var}(t_{it}(p_i))}} \rightarrow N(0,1)$$

IPS testinde, tahmin edilen ortalama $E(t_{iY}(p_i))$ ile ifade edilmektedir.

Tahmin edilen varyans $\text{Var}(t_{iY}(p_i))$ olarak ifade edilmektedir.

IPS test, her kesitin ADF denklemi için deterministik bileşimlere ve gecikme sayısına izin vermektedir. Bu testte bireysel katsayılar ya da bireysel katsayılar ve eğilim dönemlerini bir arada içeren denklemler seçilebilir.

3.1.3.2.2. Fisher tipi Panel Birim Kök Testleri

Baltağı&Kao (2000) Fisher tipi birim kök testini şöyle tanımlar; her çapraz kesit birimi için uygulanan birim kök testlerinden elde edilen p değerlerinin birleştirilmesine dayalı bir testtir. Fisher (1932) testi parametrik olmayan ve her N için $T_i \rightarrow \infty$ iken 2 serbestlik derecesinde χ^2 dağılımını gösteren bir testtir. Maddala&Wu(1999) ve Choi(1999a) önerdiği Fisher tipi test istatistiği:

$$\gamma = -2 \sum_{i=1}^N \log_e \pi_i$$

Burada, π her birim i için p değerini göstermektedir. Bu testin avantajı, her bir grup için birim kök testi uygulanabilir ve p değerleri birleştirilebilir. Böylece grupların bazılarının birim köke sahip olma olasılıklarını bazılarının birim köke sahip olmama olasılıkları test edilebilir. Diğer yandan genel birim kök testleri olan Levin&Lin ve Breitung testlerinin alternatif hipotezleri gruplarının hiçbirinin birim köke sahip olmadığı şeklindedir. Bu testler grupları ayrı ayrı birim kök testine tabi tutmadan genel bir sonuca varırlar. Fisher testlerinde p değerlerinin kombine edilmesi, testi uygulayanların bir gruba bir birim kök testi uygularken diğer gruplara farklı bir birim kök testi uygulayabilmesi anlamına gelmektedir. Ayrıca Fisher testi bireysel ADF regresyonlarında farklı zaman uzunluklarına sahip olabilir ve buna uygun birim kök analizine izin vermektedir. IPS testi ise farklı zaman uzunluklarına izin vermemektedir. Bir dezavantajı p değerlerinin Monte Carlo simülasyonları tarafından türetilmesi gerektiğidir. Fisher testi, otokorelasyon ve değişen varyans durumlarını göze alan bir model oluşturabilir. Bu bakımdan esnek bir testtir. Choi(1999a) önerdiği test Fisher test ile benzer avantajlar taşımaktadır.

i) çapraz-kesit boyutu, N ,sınırlı ve sınırsız(sonsuz) olabilir.

ii) her grup farklı tipte stokastik ve stokastik olmayan bileşimlere sahip olabilir.

iii) zaman serilerinin boyutu, T, her grup için farklı olabilir.

iv) alternatif hipotez bazı grupların birim kök olduğunu bazılarının ise olmadığını sınar.

Eğer N büyükse, Choi(1999a) Z testini önermektedir:

$$Z = \frac{\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (-2 \ln p_i - 2)}{2}$$

$E(-2 \ln p_i) = 2$ ve $\text{Var}(-2 \ln p_i) = 4$

Dickey ve Fuller (1979), Phillips ve Perron (1988) önerdiği bireysel birim kök testleri asimptotik χ^2 dağılımını ve standart normal dağılımını kullanmaktadır ve Fisher tipi bireysel birim kök testleri ADF ve Phillips-Perron, Eviews 5.1. programında rapor edilmektedir.

3.1.4. PANEL VERİLERDE EŞBÜTÜNLEME

3.1.4.1. Eş-Bütünleme

İki değişkene ilişkin zaman serileri kullanılarak bir regresyon bulunduğunda bu regresyonun gerçek mi, yoksa sahtemi olduğuna ışık tutacak en önemli gösterge R^2 ve Durbin Watson d- istatistiğidir. Eğer $R^2 > d$ ise sahte regresyon ile karşı karşıya olduğumuz ihtimali yüksektir. Fakat elde edilen regresyonun sahte olup olmadığını anlamanın en iyi yolu bir eş-bütünleme testi yapmaktır (ERTEK, 1996: 392).

İki zaman serisi de trend (eğilim) dolayısıyla durağan olmayabilir. İkisi arasındaki ilişki trende bağlı olabilir. Fakat ikisi de aynı dereceden bütünleşmiş iseler (her ikisi de $I(d)$ iseler) ,o zaman iki zaman serisi arasında bir eş-bütünleme olabilir ve o zaman regresyon sahte olmaz, parametreler ile ilgili t ve F testleri uygulanabilir. İki serinin aynı dereceden entegre olması ikisindeki trendin birbirini götürmesini ve trend faktöründen arındırılmış bir ilişkinin (eş-bütünlemenin) ortaya çıkmasını sağlar. Önemli olan $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$ ilişkisi $\varepsilon_t = Y_t - \alpha - \beta X_t$ şeklinde ifade edildiğinde ε_t terimlerinin $I(0)$, ve dolayısıyla durağan, olup olmama hususudur. Eğer ε_t terimleri durağan ise iki zaman dizisinde eş-bütünleme var demektir.

Bunu anlamak için zaman serilerinde olduğu gibi panel veriler için de geliştirilmiş bazı testler vardır. Panel veri eşbütünleme testleri, zaman serilerinde olduğu gibi artıklara dayanan testlerdir.

3.1.4.2. Panel Eşbütünleme Testleri

Literatürde yaygın olarak kullanılmaya başlayan panel eşbütünleme yaklaşımı içerisinde yer alan panel eşbütünleme testlerini şu başlıklar altında toplayabiliriz: Kao (1999) testleri, Mccoskey ve Kao (1998) testi, Larsson, Lyhagen ve Löthgren (2001) test, Pedroni (1995,1999), Pedroni (2004).

3.1.4.2.1. Kao (1999) Panel Eşbütünleme Testleri

Kao (1999) panel eşbütünleme testleri iki tip test sunmaktadır. Dickey-fuller (1979) tipi testler tahmini artıklardan hesaplanan testslerdir.

Kao (1999) eşbütünleme modeli

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + e_{it} \quad i=1,\dots,N \quad t=1,\dots,T$$

biçimindedir. Y_{it} ve X_{it} serileri durağan olmayan panel serilerdir. Kao test hata terimi e_{it} ,

$$\hat{e}_{it} = \tilde{y}_{it} - \tilde{x}_{it}' \hat{\beta} \quad \text{modelinden}$$

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + v_{it} \text{ olarak tanımlanır (Baltağı ve Kao, 2000).}$$

Kao (1999) eşbütünleme testi için kurulan karşıt hipotez eşbütünlemenin olmadığı şeklindedir ve $H_0: \rho=1$ olarak yazılır. Karşıt hipotez $H_a: \rho<1$ olarak kurulur.

ρ (otoregresif parametre) en küçük kareler yöntemi tahmincisi aşağıdaki gibidir:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it} \hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it}^2}$$

$\rho=1$ için t istatistiği:

$$t_{\rho} = \frac{(\hat{\rho}-1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it}^2}}{S_e}$$

$$S_e = \left(\frac{1}{NT} \right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it} - \hat{\rho} \hat{e}_{it-1})^2$$

Kao (1999) panel eşbütünleme testinde, geliştirilen istatistiklerden DF_{ρ} ve DF_t testleri, hataların ve regresörlerin güçlü dışsallığına dayandırılmaktadır. DF_{ρ}^* ve DF_t^* istatistikleri ise hataların ve regresörlerin arasındaki içsel ilişkiyi içeren eşbütünleme için geliştirilmiştir. Bu istatistikler:

$$DF_{\rho} = \frac{\sqrt{NT(\hat{\rho}-1)} + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25t_\rho} + \sqrt{1.875N}$$

$$DF^*_{\rho} = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}-1) + \frac{3\sqrt{N\hat{\sigma}_v^2}}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{0v}^4}}}$$

$$DF^*_t = \frac{t_\rho \frac{\sqrt{6N\hat{\sigma}_v}}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}}$$

olarak hesaplanır. Son iki istatistikteki σ_v^2 ve σ_{0v}^2 aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

$$\hat{\sigma}_v^2 = \hat{\Sigma}_v - \hat{\Sigma}_{v\varepsilon} \hat{\Sigma}_\varepsilon^{-1}$$

$$\hat{\sigma}_{0v}^2 = \hat{\Omega} - \hat{\Omega}_{v\varepsilon} \hat{\Omega}_\varepsilon^{-1}.$$

Kao (1999) eşbütünleme analizi için aşağıdaki regresyon denklemi kullanılır:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j \Delta \hat{e}_{it-j} + v_{it\rho}.$$

Yukarıdaki regresyonda $v_{it\rho}$ seri korelasyonsuz artıklardır ve ρ gecikme düzeyi buna göre belirlenir.

Eşbütünlemenin olmadığı karşıt hipotezi ile test istatistiği şöyledir:

$$t_{ADF} = \frac{(\hat{\rho}-1) \left[\sum_{i=1}^N (e' \Phi e_i) \right]^{\frac{1}{2}}}{S_v}$$

Standart sapma S_v şöyle hesaplanır:

$$s_v^2 = \left(\frac{1}{NT} \right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T v_{it}^2$$

Eşbütünlemenin olmadığı karşıt hipotez ile ADF test istatistiği şöyle tanımlanır:

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}}$$

ADF test istatistiği $N(0,1)$ sıfır ortalama ve 1 varyans değeriyle normal dağılıma yaklaşır.

3.1.4.2.2. Pedroni(1995,1999) Panel Eşbütünleme Testi

Pedroni (1995,1999) panel eşbütünleme testi, panel veri modelleri içinde ortak bütünlemenin olmadığı sıfır hipotezi üzerine esas alınan testleri önermektedir. Pedroni(1995,1997), eşbütünleme analizi için iki değişkenli modelden yararlanırken Pedroni (1999) testinde ise, çok değişkenli regresyon modelleri kullanılmıştır.

Pedroni (1999) testi için önerilen model,

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} X_{1i,t} + \dots + \beta_{ki} X_{ki,t} + e_{it}$$

biçimindedir. $\hat{e}_{it}$ artıkları,

$$\hat{e}_{it} = \rho_i \hat{e}_{i,t-1} + v_{it}$$

olmaktadır (Harris, 1999).

Pedroni (1995,1999) testleri, yedi tane test istatistiği önermektedir. Bu testlerin dördü, grup içi, diğerleri gruplar arası temeline dayanmaktadır. İkinci tip istatistikler, her i birim için farklı tahmin edilen katsayıların basit ortalaması olan tahminler üzerine temelleniyorken, ilk bahsedilen istatistikler, tahmin edilen hatalardan farklı birimlere karşı elde edilen birim kök testleri için otoregresif katsayıları birleştirir. Değişik şekilde tanımlanan bu iki grup istatistik arasındaki fark, ρ_i otoregresif katsayıda ortaya çıkar. Grup içi istatistiklerde testler, ρ_i için bir ortak değer tahmin eder, gruplar arası istatistiklerde bir ortak değer tahmin etmez (Camarero ve Tamarit, 2002).

Pedroni (1995,1999) testlerinin önerdiği ilk bölüm istatistikler, bir varyans oranı istatistiğini, bir Phillips ve Perron tipi p istatistiğini, bir parametrik olmayan Phillips ve Perron tipi t istatistiğini ve Dickey Fuller tipi t istatistiğini içerir. İkinci bölüm istatistikler, grup ortalama yaklaşımı üzerine temellenmiş olup, bir Phillips ve Perron tipi p istatistiği, bir Phillips ve Perron tipi t istatistiği ve genişletilmiş Dickey Fuller tipi t istatistiği olarak adlandırılırlar (Gutierrez, 2003). Her iki kategori için hipotezler farklılık gösterir. İkinci grup testler için hipotezler,

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_i &= 1 \\ H_a : \rho_i &< 1 \end{aligned} \quad \text{bütün } i\text{'ler için,}$$

biçimindeyken, birinci grup testler için hipotezler ,

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_i &= 1 \\ H_a : \rho &< 1 \end{aligned} \quad \text{bütün } i\text{'ler için}$$

olarak oluşturulur. Pedroni testlerinde farklı test istatistikleri önerilmektedir.

Bu test istatistikleri,

- *Panel v istatistiği:*

$$T^2 N^{3/2} Z_{\hat{v}_{N,T}} \equiv T^2 N^{3/2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1}$$

- *Panel $\tilde{n}$ istatistiği*

$$T\sqrt{N} Z_{\tilde{n}_{N,T-1}} \equiv T\sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \ddot{A} \hat{e}_{i,t} - \hat{e}_i)$$

- *Panel t istatistiği:* $Z_{t_{N,T}} \equiv \left(\tilde{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \ddot{A} \hat{e}_{i,t} - \hat{e}_i)$

(Parametrik olmayan)

- *Panel t istatistiği:* $Z_{t_{N,T}}^* \equiv \left(\tilde{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \ddot{A} \hat{e}_{i,t}^*$

(Parametrik)

- *Grup $\tilde{n}$*

$$\text{istatistiği: } TN^{-1/2} \tilde{Z}_{\tilde{n}_{N,T-1}} \equiv TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \ddot{A} \hat{e}_{i,t} - \hat{e}_i)$$

- *Grup $\tilde{t}$ istatistiği:*

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{t_{N,T}} \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\tilde{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \ddot{A} \hat{e}_{i,t} - \hat{e}_i)$$

(Parametrik olmayan)

- *Grup $\tilde{t}$ istatistiği:* $N^{-1/2} \tilde{Z}_{t_{N,T}}^* \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \ddot{A} \hat{e}_{i,t}^*$

(Parametrik)

olarak hesaplanır.

Pedroni (1995,1999) testlerinde tanımlanan yedi test istatistiği elde ederken kullanılan eşitlikler,

$$\hat{e} \equiv \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s}$$

$$\begin{aligned}
\tilde{s}_{N,T}^{*2} &\equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2} \\
\hat{s}_i^{*2} &\equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^{*2} \\
\tilde{\sigma}_{N,T}^2 &\equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \tilde{\sigma}_i^2 \\
\hat{L}_{11i}^2 &= \frac{1}{T} \hat{\zeta}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1}\right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\zeta}_{i,t}^2 \hat{\zeta}_{i,t-s}^2 \\
\hat{e}_i &= \frac{1}{2} (\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2) \\
\hat{s}_i^2 &\equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^2 \\
\tilde{\sigma}_i^2 &= \hat{s}_i^2 + 2\hat{e}_i
\end{aligned}$$

olarak hesaplanır. $\hat{\mu}_{i,t}$, $\hat{\mu}_{i,t}^*$ ve $\hat{\zeta}_{i,t}$ aşağıdaki regresyonlardan elde edilen hatalardır (Pedroni, 1999):

$$\hat{e}_{i,t} = \tilde{a}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{k_i} \tilde{a}_{i,k} \ddot{A} \hat{e}_{i,t-k} + \hat{\mu}_{i,t}^*$$

$$\hat{e}_{i,t} = \tilde{a}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{\mu}_{i,t}$$

$$\ddot{A} y_{it} = \sum_{m=1}^M \hat{b}_{mi} \ddot{A} x_{mi,t} + \hat{\zeta}_{i,t}$$

Pedroni (1995,1999) testleriyle ilgili yapılan Monte Carlo çalışmalarına göre, yatay kesit birimlerinin sayısı 100'den fazla olduğunda tüm test istatistikleri güçlü sonuçlar vermektedir (Sunal ve Aykaç, 2005). Test istatistikleri yorumlanırken tek taraflı standart normal dağılımdan yararlanılır. Panel varyans oranı istatistiği için sıfır hipotezi red bölgesi dağılımın sağ tarafı kabul edilirken, diğer istatistikler için karar aşamasında dağılımın sol tarafı kullanılır (Nagahata Ve Diğerleri, 2004).

3.1.4.2.3. Larsson, Lyhagen ve Löthgren(2001) Panel Eşbütünleme Testi

Larsson, Lyhagen ve Löthgren (2001) testi, Johansen (1995) tarafından geliştirilen farklı rank trace istatistiklerinin ortalamaları üzerine temellenen heterojen panel modelleri içindeki eşbütünleme durumunu, en çok benzerlik temelli panel testi yardımıyla inceler (Harris, 1999).

Panel içindeki her kesit veri için trace istatistikleri hesaplanır. Trace istatistikleri üzerine temellenen ortalama ve varyans yardımıyla istatistik standartlaştırılır. Test, vektör hata düzeltme modeli içindeki uzun dönem matrisinin rankının testine bağlıdır. Model,

$$\Delta Y_{i,t} = \Pi_i Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{k_i-1} \Gamma_{ik} \Delta Y_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N.$$

biçiminde kurulur. p değişken arasında r eşbütünlenen ilişkisine sahip panel modeli içinde N grubun testi için hipotezler,

$$H_0: \text{rank}(\Pi_i) = r_i \leq r \quad \text{bütün } i=1, \dots, N$$

$$H_1: \text{rank}(\Pi_i) = p \quad \text{bütün } i=1, \dots, N$$

olarak oluşturulur. i grup için verilen trace istatistiği ,

$$LR_{iT} \{H(r)/H(p)\} = -2 \ln Q_{iT} \{H(r)/H(p)\}$$

şeklinde tanımlanır. Bu ifadede gösterilen,

$$-2 \ln Q_{iT} \{H(r)/H(p)\} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

değerine eşittir. $\hat{\lambda}_i$ ise, i . özdeğerdir. Farklı N trace istatistiği $LR_{iT} \{H(r)/H(p)\}$ 'nin ortalaması $LR\text{-}bar$ istatistiği,

$$LR_{NT} \{H(r)/H(p)\} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N LR_{iT} \{H(r)/H(p)\}$$

olarak tanımlanır. Panel eşbütünleme testi için temel oluşturan standartlaştırılmış LR-bar istatistiği,

$$\gamma_{LR} \{H(r)/H(p)\} = \frac{\sqrt{N} (LR_{NT} \{H(r)/H(p)\} - E(Z_k))}{\sqrt{Var(Z_k)}}$$

biçiminde elde edilir. $Z_k \equiv tr \left\{ \int_0^1 (dW)W' \left(\int_0^1 WW' \right)^{-1} \int_0^1 W(dW)' \right\}$ olarak tanımlandığında (W değeri, $k=(p-r)$ boyutunda Brownian hareketi), asimptotik trace istatistiğinin $E(Z_k)$ ortalama ve $Var(Z_k)$ varyans değeridir.

Larsson, Lyhagen ve Löthgren (2001) ortak bütünleme test yaklaşımında ilk olarak analize $r = 0$ 'ın test edilmesiyle başlanır. İlk test hipotezi reddedilirse, $r = 1$ hipotezi test edilir. Bu ardışık prosedür, $r = p - 1$ hipotezinin reddedildiği veya sıfır hipotezinin reddedilemediği duruma kadar devam eder.

3.1.4.2.4. McCoskey ve Kao(1998) Panel Eşbütünleme Testi

Panel seriler içinde eşbütünlemenin olmadığı H_a hipotezine karşı, eşbütünlemenin olduğu H_o hipotezi üzerine temellenen artık temelli bir testtir. McCoskey ve Kao (1998) testinde, LM test istatistiğinden yararlanılır (Baltağı, 2000).

McCoskey ve Kao(1998) testi için,

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it} \beta_i + e_{it}$$

$$X_{it} = X_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$e_{it} = \gamma_{it} + u_{it}$$

$$\gamma_{it} = \gamma_{i,t-1} + \theta u_{it}$$

biçimindeki model kurulur. u_{it} bağımsız ve $N(0, \sigma_u^2)$ olduğunda , durağan olmayan Y ve X arasında eşbütünlemeye izin veren sıfır hipotezi, θ parametresinin sıfıra eşitliğini test eder (Harris, 1999).

Tanımlanan model,

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta_i + \theta \sum_{j=1}^t u_{ij} + u_{it}$$

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta_i + e_{it}$$

$$e_{it} = \theta \sum_{j=1}^t u_{ij} + u_{it}$$

$$E(e_{it}) = 0$$

olarak gösterilebilir. Test için oluşturulacak modelin matris formu,

$$Y_i = X_i\beta_i + e_i$$

$$i = 1, \dots, N$$

biçiminde oluşturulur. Matris formunda yer alan değişkenler,

$$Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{iT})$$

$$e_i = (e_{i1}, \dots, e_{iT})$$

$$X_i = (l_T, X_i) \rightarrow (Txk) \text{ boyutlu matris}$$

$$\beta_i = (\alpha_i, \beta_i) \rightarrow (k+1) \times 1 \text{ parametre vektörü}$$

$$l_T \rightarrow (Tx1) \text{ boyutlu birim vektör}$$

şeklinde tanımlanır. Matris formu,

$$Y = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + e$$

olarak yazılabilir. Hipotezler,

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_a : |\theta| \neq 0$$

şeklinde kurulur. McCoskey ve Kao (1998) testi, asimptotik normal dağılan bir LM test istatistiğini önermektedir. McCoskey ve Kao (1998) testi tarafından önerilen test istatistiği,

$$LM = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{S^2}$$

olarak hesaplanır. LM test istatistiği içinde hataların kısmi toplamı S_{it} ,

$$S_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{e}_{ij}$$

biçiminde ve σ^2 'nin tutarlı tahmincisi s^2 ,

$$s^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it}$$

olarak tanımlanır. Analiz sırasında normal en küçük kareler kullanıldığında tahmin sonuçları serial olarak korelasyonlu ve sapmalı olmaktadır. Bu amaçla, Phillips ve Hansen (1990)'da önerilen FMOLS ve Saikkonen (1991) tarafından elde edilen DOLS tahminleri kullanılacaktır (McCoskey ve Kao, 1998).

3.1.4.2.5. Pedroni(2004) Panel Eşbütünleme Testi

Pedroni(2004) testi, eşbütünleme için heterojen dinamikler ve yığılım üzerine temellenen bir test süreci önerir. Analiz sırasında grup içi ve gruplar arası olarak tanımlanan artık temelli istatistikler üzerine odaklanılmıştır. Bu testlerin her biri, farklı kısa dönem dinamikleri, farklı zaman etkileri ve deterministik trendlerin yerini tutan istatistiklerdir. Testler, hata parametrelerinin ilişkisiz olduğunu ve standart normal dağıldığını farzeder.

Araştırmada kullanılacak regresyon modeli,

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i X_{it} + e_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

olarak tanımlanır. Y_{it} ve X_{it} , I(1) düzeyinde panel serileridir. Parametreler α_i ve δ_i , sabit etkiler ve deterministik trendlere izin verir. Panelin her i üyesi için $e_{it} \sim I(1)$ olduğu, ortak bütünlemenin olmadığı sıfır hipotezi altında analiz yapılır.

Test istatistikleri için grup içi ve gruplar arası olarak tanımlanan iki yaklaşım önerilir. Heterojen paneller içinde ortak bütünlemenin olmadığı sıfır hipotezi için tanımlanan test istatistikleri,

Panel varyans oranı istatistiği : $Z_{\hat{v}_{NT}} \equiv \hat{L}_{11}^2 \left(\sum_{i=1}^N A_{22i} \right)^{-1}$

Panel rho istatistiği : $Z_{\hat{\rho}_{NT-1}} \equiv \left(\sum_{i=1}^N A_{22i} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N (A_{21i} - T\hat{\lambda}_i)$

Panel t istatistiği : $Z_{\hat{t}_{NT}} \equiv \left(\hat{\sigma}_{NT}^2 \sum_{i=1}^N A_{22i} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N (A_{21i} - T\hat{\lambda}_i)$

Grup p istatistiği : $\tilde{Z}_{\hat{p}_{NT-1}} \equiv \sum_{i=1}^N A_{22i}^{-1} (A_{21i} - T\hat{\lambda}_i)$

Grup t istatistiği : $\tilde{Z}_{t_{NT}} \equiv \sum_{i=1}^N (\hat{\sigma}_i^2 A_{22i})^{-1/2} (A_{21i} - T\hat{\lambda}_i)$

olarak elde edilirler. İlk üç istatistik, grup içi yaklaşımına göre bulunmuştur. Son iki istatistik, gruplar arası yaklaşımına göre elde edilmiştir. Test istatistikleri içinde yer alan $\hat{\lambda}_i$ değeri,

$$\hat{\lambda}_i = T^{-1} \sum_{s=1}^k w_{sk} \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{it} \hat{\mu}_{i,t-s}$$

olarak hesaplanmaktadır. $\hat{\mu}_{it}$,

$$\hat{\mu}_{it} = \hat{e}_{it} - \hat{\rho} \hat{e}_{it-1}$$

biçiminde regresyon modelinin hatalarından elde edilmektedir. w_{sk} ,

$$w_{sk} = 1 - \frac{s}{(1-k)}$$

olarak tanımlanan sabittir. Asimptotik kovaryans matrisi Ω_i ,

$$\Omega_i = \lim_{T \rightarrow \infty} E \left[T^{-1} \left(\sum_{t=1}^T \xi_{it} \right) \left(\sum_{t=1}^T \xi'_{it} \right) \right]$$

biçiminde gösterilir. ξ_{it} değeri,

$$Z_{it} = (Y_{it}, X'_{it})$$

olduğunda,

$$Z_{it} = Z_{it-1} + \xi_{it}$$

regresyon modelinden elde edilen kesitsel olarak bağımsız hatalardır.

$$E(\xi_{it} \xi'_{js}) = 0$$

değerini alır. $\hat{L}_{11i}^2$ değeri,

$$\hat{L}_{11i}^2 = \hat{\Omega}_{11i} - \hat{\Omega}_{21i} \hat{\Omega}_{22i}^{-1} \hat{\Omega}_{21i}$$

olduğunda, $\hat{L}_{11}^2$,

$$\hat{L}_{11}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^2$$

biçiminde hesaplanır (Pedroni, 2004).

3.1.5. Panel Eşbütünleme Regresyon Modeli Tahmin Edicileri

Panel eşbütünleme yaklaşımları sonucunda, incelenen panel seriler arasında eşbütünlemenin varlığı tespit edilirse, geliştirilen tahminciler yardımıyla regresyon modeli parametreleri tahmin edilebilir. Bu amaçla geliştirilen birçok yaklaşım bulunmaktadır. Panel eşbütünleme regresyon modeli için geliştirilen yaklaşımlar içinde, öncelikle en küçük kareler tahmin edicisi belirtilecek, daha sonra grup ortalama FMOLS, birleşik FMOLS ve DOLS tahmincilerinin belirtilecektir.

İki değişkenli basit panel regresyon modeli,

$$\begin{aligned}
Y_{it} &= \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \\
X_{it} &= X_{it-1} + \varepsilon_{it} \\
i &= 1, \dots, N \\
t &= 1, \dots, T
\end{aligned}$$

biçiminde kurulur. Modelde yer alan Y_{it} ve X_{it} değişkenleri, eşbütünlenen değişkenlerdir. β ve α , eşbütünlenen regresyon modelinin parametreleridir. Hata terimleri,

$$\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon_{it})',$$

biçiminde gösterilir ve asimptotik kovaryans matrisi Ω_i iken, durağandır. Ω_i ,

$$\Omega_i = \begin{bmatrix} \Omega_{11i} & \Omega'_{21i} \\ \Omega_{21i} & \Omega_{22i} \end{bmatrix}$$

şeklinde tanımlanır. Asimptotik varyans kovaryans matrisi içinde yer alan,

$$\Omega_{11i} \rightarrow \mu_{it} \text{ hatalarının ölçülen uzun dönem varyansı,}$$

$$\Omega_{22i} \rightarrow \varepsilon_{it} \text{ hatalarının ölçülen uzun dönem varyansı,}$$

$\Omega_{21i} \rightarrow \mu_{it}$ ve ε_{it} hataları arasındaki uzun dönem kovaryansını veren (mx1) boyutundaki vektördür. ε_{it} ,

$$\varepsilon_{it} = X_{it} - X_{it-1} \rightarrow \Delta X_{it}$$

biçiminde açıklayıcı değişkenlerin ilk farkları şeklinde gösterilebilir. β parametresi için standart en küçük kareler tahmincisi,

$$\hat{\beta}_{NT} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(Y_{it} - \bar{Y}_i)$$

olarak gösterilir. $\bar{X}_i$ ve $\bar{Y}_i$ değerleri, kesit birimlerinin her i üyesi için farklı spesifik ortalamalardır. Standart en küçük kareler tahmini sonucu, asimptotik olarak sapmalı sonuçlar elde edilir (Harris, 1999).

3.1.5.1. Grup Ortalama Panel FMOLS Tahmincisi

Grup ortalama panel FMOLS tahmincisi, Pedroni'nin gruplar arası testleri üzerine temellenen tahmincilerdir. Bu yöntem için, panel eşbütünlemenin incelendiği sıfır hipotezi ve panel eşbütünlemenin olmadığı alternatif hipotez kurulur. Grup ortalama FMOLS tahmin edicileri, birleşik panel FMOLS tahmin edicilerine göre daha esnek sonuçların elde edilmesini sağlar.

İki değişkenli basit panel regresyon modeli,

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it}$$

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T$$

olarak tanımlandığında grup ortalama FMOLS tahmin edicilerinde test etmek için hipotez,

$$H_0 : \beta_i = \beta_0$$

$$H_a : \beta_i \neq \beta_0$$

biçiminde kurulur.

Panel eşbütünlenen regresyon modelinin β parametresi için grup ortalama panel FMOLS t istatistiği,

$$t_{\beta_{NT}^*} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-1} \left(\sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{-1/2} \left(\sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i) Y_{it}^* - T \hat{\gamma}_i \right) \rightarrow N(0,1)$$

olarak hesaplanır. Test istatistiği içinde yer alan Y_{it}^* ,

$$Y_{it}^* = (Y_{it} - \bar{Y}_i) - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta X_{it}$$

biçiminde; $\hat{\gamma}_i$,

$$\hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$$

şeklinde tanımlanır. Γ_i , uzun dönem kovaryans matrisinden elde edilen otokovaryansların toplamı; $\hat{L}_i$, Ω_i kovaryans matrisinin alt üçgen değerleridir. Ω_i ,

$$\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i$$

biçiminde de gösterilebilir. Panel grup ortalama FMOLS t istatistiğinin asimptotik dağılımı, X_{it} 'nin boyutundan bağımsızdır (Pedroni, 2000).

3.1.5.2. Birleşik Panel FMOLS Tahmincisi

Pedroni'nin panel grup içi testleri üzerine temellenen tahmincilerdir. İki değişkenli basit panel regresyon modeli,

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \\ X_{it} &= X_{it-1} + \varepsilon_{it} \\ i &= 1, \dots, N \\ t &= 1, \dots, T \end{aligned}$$

olarak tanımlandığında grup içi tahminciler hesaplanırken hipotezler,

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i &= \beta_0 \\ H_a : \beta_i &= \beta_a \neq \beta_0 \end{aligned}$$

biçiminde kurulur. Panel eşbütünleme regresyon modelinin β parametresinin grup içi panel FMOLS tahmincisi ,

$$\hat{\beta}_{NT}^* - \beta = \left(\sum_{i=1}^N \hat{L}_{22i}^{-2} \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N {}_{11i}^{-1} \hat{L}_{22i}^{-1} \left(\sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i) \mu_{it}^* - T \hat{\gamma}_i \right)$$

şeklinde formüle edilir. Tahminci içindeki μ_{it}^* ve $\hat{\gamma}_i$,

$$\mu_{it}^* = \mu_{it} - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta X_{it}$$

$$\hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$$

biçiminde düzenlenir. Eşitlikler içinde yer alan,

$$L_{11i} = (\Omega_{11i} - \Omega_{21i}^2 / \Omega_{22i})^{1/2}$$

$$L_{12i} = 0$$

$$L_{21i} = \Omega_{21i} / \Omega_{22i}^{1/2}$$

$$L_{22i} = \Omega_{22i}^{1/2}$$

ile hesaplanır. $\hat{\beta}_{NT}^*, T\sqrt{N}$ oranında gerçek değere yaklaşır. $T \rightarrow \infty, N \rightarrow \infty$ iken,

$$T\sqrt{N}(\hat{\beta}_{NT}^* - \beta) \rightarrow N(0, v)$$

olur. v değeri, $\bar{X}_i$ ve $\bar{Y}_i$ değerleri sıfıra eşit olduğunda 2, diğer durumlarda 6 değerini almaktadır. Pedroni'nin birleşik panel FMOLS t test istatistiği,

$$t_{\hat{\beta}_{NT}^*} = (\hat{\beta}_{NT}^* - \beta) \left(\sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{-1/2} \rightarrow N(0,1)$$

biçiminde hesaplanır. $T \rightarrow \infty, N \rightarrow \infty$ iken, test istatistiği standart normal dağılıma yaklaşır.

Pedroni tarafından FMOLS yaklaşımı altında iki farklı test istatistiği önerilmiştir. Bu yaklaşımlar, panel grup içi ve panel gruplararası FMOLS test istatistiğidir. Her iki test istatistiği de standart en küçük kareler ile karşılaştırıldığında asimptotik olarak yansız sonuçlar verir. Panel eşbütünleme regresyon modeli sonucu elde edilen hatalar da bağımsızdır (Pedroni, 2000).

3.1.5.3. Panel DOLS Tahmincisi

Pedroni(2001)'e göre, serial korelasyona sahip modeller için dinamik en küçük kareler tahmincisi(DOLS) kullanılmaktadır.

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \\ X_{it} &= X_{it-1} + \varepsilon_{it} \\ i &= 1, \dots, N \\ t &= 1, \dots, T \end{aligned}$$

regresyon modelindeki serial korelasyonu düzeltmek amacıyla gecikmiş dinamiklerin eklenmesiyle model,

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \alpha_i + \beta_i X_{it} + \sum_{j=-K_j}^{K_j} \gamma_{ik} \Delta X_{i,t-k} + \mu_{it} \\ X_{it} &= X_{it-1} + \varepsilon_{it} \\ i &= 1, \dots, N \\ t &= 1, \dots, T \end{aligned}$$

biçiminde düzenlenmektedir. Gecikmiş dinamikleri içeren regresyon modelindeki $\hat{\beta}$ parametresi,

$$\hat{\beta}_{i,DOLS} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N (z_{it} z'_{it})^{-1} \left(\sum_{t=1}^T z_{it} \tilde{y}_{it} \right) \right]_1$$

olarak tahmin edilmektedir. Tahminci içinde yer alan z_{it} ve $\tilde{y}_{it}$ değerleri,

$$\begin{aligned} z_{it} &= \{ (X_{it} - \bar{X}_i), \Delta X_{it-K}, \dots, \Delta X_{it+K} \} \\ \tilde{y}_{it} &= Y_{it} - \bar{Y}_i \end{aligned}$$

biçiminde hesaplanır. z_{it} , $(2(K+1) \times 1)$ boyutundaki açıklayıcı değişkenler vektörüdür. Tahminciye yer alan köşeli ayraçın dışındaki 1 değeri, birleştirilmiş eğim katsayıları elde etmede sadece vektörün ilk elementinin alındığını göstermektedir (Harris, 1999).

4.BÖLÜM:

TÜRKİYE’DE SEKTÖREL ELEKTRİK TÜKETİMİNİN SEKTÖREL KATMA DEĞER ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

Bu çalışmada; Türkiye’deki imalat sanayide üretim gruplarına göre sınıflandırılmış sektörlerin elektrik tüketimlerinin, bu sektörlerin yarattığı katma değer üzerindeki etkisi 1994–2001 dönemi için panel veri analizi kullanılarak araştırılmıştır. Elektrik tüketimi ve katma değer serileri için panel birim kök testleri uygulanmış ve serilerin aynı derecelerden durağan oldukları (I(1) düzeyinde) tespit edilmiştir. Bu seriler arasında uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığını araştırmak için Pedroni (1995,1999) ve Kao(1999) panel koentegrasyon (eş-bütünleme) testleri yapılmıştır. Bunun sonucunda seriler arasında 1994–2001 dönemi için uzun dönemli bir ilişkinin bulunmadığı ortaya çıkmıştır.

4.1. MODEL VE VERİ SETİ

Çalışmamızda kurduğumuz model, bir bağımlı değişken (sektörel katma değer serisi) ve bir açıklayıcı (sektörel elektrik tüketimi serisi) değişkenden oluşmaktadır. Modelimizde bir sabit olmak üzere iki parametre ve hata terimi bulunmaktadır. Modelimizi oluştururken amacımız, sektörel elektrik tüketiminin sektörel katma değer üzerindeki etkisini araştırmaktır.

ln K olarak adlandıracağımız, imalat sanayinde üretim gruplarına göre sınıflandırılan sektörlerin katma değer serisidir. Katma değer verileri TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu)’den alınmış ve 1994 tüketici endeksi fiyatlarıyla reel hale getirilmiştir ve logaritmik hale dönüştürülmüştür. ln ELK ise, imalat sanayide üretim gruplarına göre sınıflandırılan sektörlerin Türkiye genelindeki Elektrik Tüketimi serisidir. Bu serinin verileri de TEDAŞ’tan (Türkiye Elektrik Dağıtım Anonim

Şirketi) alınmış ve logaritmik hale dönüştürülmüştür. Son olarak, ε hata terimini belirtmektedir.

Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde katma değer serisi $\ln K$ ve elektrik tüketimi serisi $\ln ELK$ ile ifade edilecektir. Bu çalışmada; Türkiye’deki üretim gruplarına göre sınıflandırılmış sektörlerin, 1994–2001 dönemine ait katma değer ve elektrik tüketim verileri yıllık veriler olarak kullanılmıştır. Elektrik tüketimi serisi MWh cinsinden, katma değer serisi TL cinsinden kullanılmıştır.

Tablo–1: Sektörel Elektrik Tüketimi Serisine ($\ln ELK$) Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	Elektrik tüketimi serisi				
	1.sektör	2.sektör	3.sektör	4.sektör	5.sektör
Ortalama	15.52913	14.91477	15.74681	14.43598	15.44292
Medyan	15.52695	14.95342	15.78539	14.50891	15.44453
Maksimum	15.74315	15.09942	16.02339	14.72500	15.66881
Minimum	15.27826	14.66942	15.37234	14.11123	15.23566
Standart Sapma	0.154316	0.141574	0.246099	0.210488	0.154442
Jarque-Bera	0.312572	0.609610	0.693833	0.574536	0.514143
Olasılık	0.855315	2.238558	0.706864	0.750311	0.773313
Gözlem	8	8	8	8	8

Birinci sektör taş toprağa dayalı sanayi için elektrik tüketimi serisine ait tanımlayıcı istatistiklere bakıldığında ortalama 15.529 ve medyan 15.526 değerleri birbirlerine çok yakındır. Bu sektör için seri normal dağılım göstermektedir. İkinci sektör için ortalama 14.914 iken medyan 14.953 değerini almıştır. Medyan değeri ortalama değerinden büyüktür ve dağılım sağa eğik sapmalı bir durum alacaktır. Üçüncü sektör için serinin ortalaması 15.746 iken medyan değeri 15.785’dir. Medyan değeri ortalama değerden büyük olduğu için dağılım sağa eğik sapmalı olacaktır. Dördüncü sektör için ortalama değer 14.435 ve medyan 14.508’dir. Bu sektör için de dağılımın sağa eğik sapmalı olduğunu söyleyebiliriz. Beşinci sektör için serinin ortalaması 15.442 ve medyan değeri 15.445’dir. Bu iki değer birbirine çok yakındır ve seri normal dağılıma yaklaşıp.

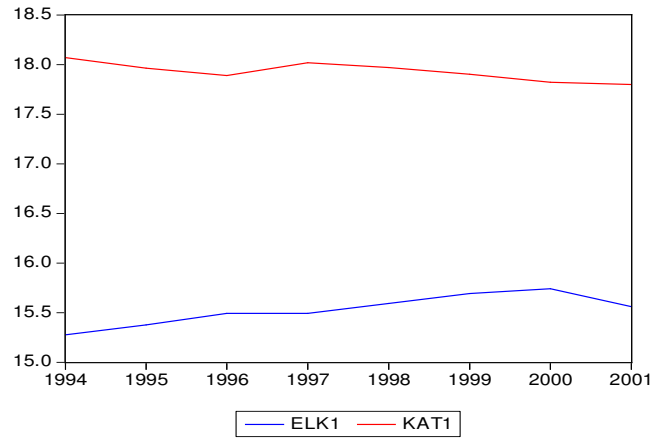
Tablo-2: Sektörel Katma Değer Serisine (Ln K) Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	Katma değer serisi				
	1.sektör	2.sektör	3.sektör	4.sektör	5.sektör
Ortalama	17.93126	18.78489	18.83566	19.02895	19.36431
Medyan	17.93558	18.77700	18.86825	18.99764	19.37158
Maksimum	18.07164	19.05414	18.95359	19.21028	19.46394
Minimum	17.79875	18.58236	18.69272	18.93015	19.21036
Standart Sapma	0.094118	0.131816	0.094293	0.096836	0.083343
Jarque-Bera	0.423117	0.921762	0.793592	1.183338	0.508062
Olasılık	0.809322	0.630728	0.672471	0.553403	0.775668
Gözlem	8	8	8	8	8

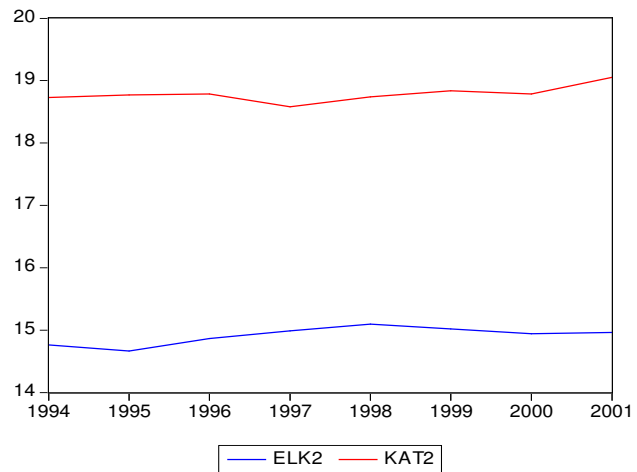
Sektörel katma değer serisi için birinci sektörün aldığı ortalama değer 17.931 ve medyan değeri 17.935’dir. Değerler birbirine çok yakındır ve dağılım normal dağılıma yaklaşır. İkinci sektör için ortalama 18.784 ve medyan 18.777 değerlerini almaktadır. Ortalama değer medyan değerinden büyük olduğu için dağılım sola eğik ve sapmalı olacaktır. Üçüncü sektör için ortalama 18.835 ve medyan 18.868 değerini almaktadır. Medyan ortalama değerden büyük değer almıştır ve dağılım sağa eğik olacaktır. Dördüncü sektör için ortalama değeri 19.028, medyan 18.997’dir. Buna göre dağılım sola eğik sapmalı olacaktır. Beşinci sektör için ortalama değer 19.364 ve medyan 19.371’dir. Ortalama ve medyan değerleri yakın değerlerdir ve dağılım normal dağılıma yaklaşır.

Aşağıda elektrik tüketimi ve katma değer serileri her sektör için ayrı olarak grafiklerle gösterilmiştir. Her sektör için bu iki serinin yıllar itibariyle birlikte hareketi görülmektedir. Elektrik tüketimi serisi (ELK) olarak, katma değer serisi ise (KAT) olarak ifade edilerek her sektör için numaralandırılmışlardır.

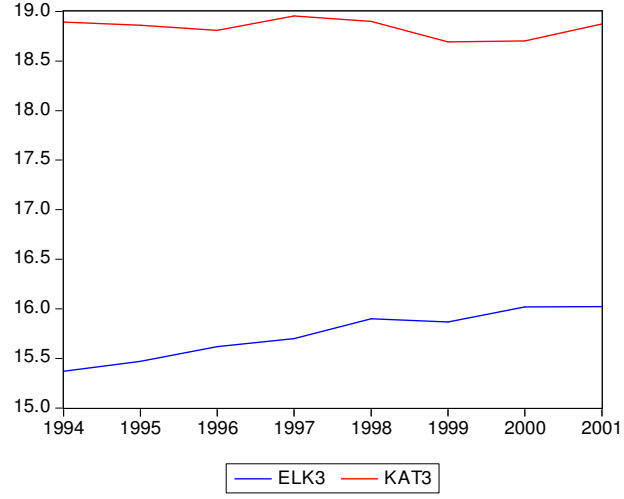
Grafik-1: 1994-2001 Dönemi İçin Taş Toprağa Dayalı Sanayi Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Serisi



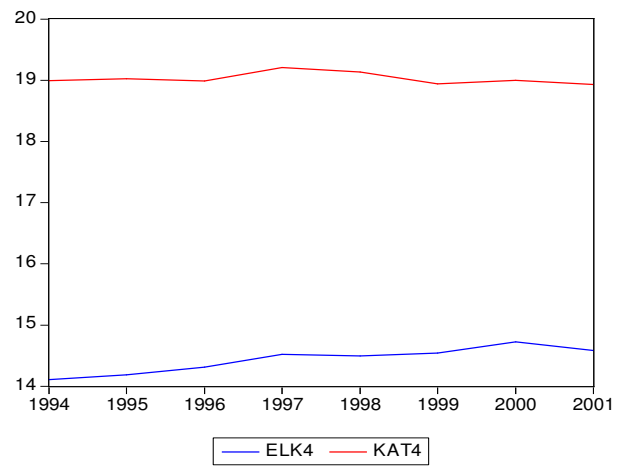
Grafik-2: 1994-2001 Dönemi İçin Tekstil, Giyim, Deri Sanayi Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Serisi



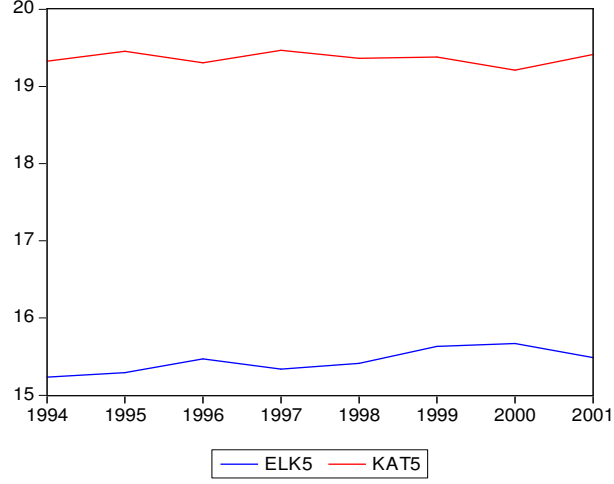
Grafik-3: 1994–2001 Dönemi İçin Gıda, İçki, Tütün Sanayi Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Serisi



Grafik-4: 1994–2001 Dönemi İçin Metal Eşya, Makine Ve Teçhizat, Ulaşım Aracı, İlmî Ve Meslekî Ölçme Aletleri Sanayi Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Serisi



Grafik-5: 1994–2001 Dönemi Kimya Sanayi, Kömür, Kauçuk Ve Plastik Mamülleri Sanayi Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Serisi



Grafik-1’de Taş toprağa dayalı sanayi için elektrik tüketimi ve katma değer serilerine baktığımızda, yıllar itibariyle elektrik tüketimi artış gösterirken katma değer serisinde azalma yaşandığını görmekteyiz. Diğer sektörler için de her iki seriyi incelediğimizde, katma değer serisi yıllar itibariyle yüksek artış ve azalışlar gözlenmemektedir. Ancak Elektrik tüketimi ise 1994–2001 yılları arasında artarak ilerlemiştir. Grafik-2 de 1998–1999 yılları arasında elektrik tüketiminde artış yaşanmış ve bu dönemde katma değerde de artış gözlenmektedir. Grafik-3 için Gıda, İçki, Tütün sektöründe 1996 yılından sonra elektrik tüketimi ve katma değer birlikte artarak ilerlemekte fakat 1999–2000 yılları arasında bir düşüş yaşanmaktadır. Grafik-4’te ise elektrik tüketimi serisi 1996–2001 yılları arasında başlangıçtan itibaren nispeten bir artış yaşamıştır. Buna rağmen katma değer serinde büyük bir değişme gözlenmemektedir. Grafik-5’te elektrik tüketimi 1997 ve 2001 yılları için düşüş yaşamış ve bu dönemlerde katma değer serisinde artış gözlenmektedir.

4.2. YÖNTEM VE AMPRİK BULGULAR

Türkiye’de imalat sanayinde üretim gruplarına göre sınıflandırılan sektörlerin elektrik tüketimlerinin bu sektörlerin yarattığı katma değer üzerindeki etkisini panel birim kök testi ve eşbütünleşme ekonomik yöntemleri kullanılarak test edilmiştir. Ekonometrik çalışmalarda durağan olmayan serilerle yapılan hesaplamalarda sahte regresyon problemiyle karşılaşilmektedir. Bu nedenle serilerin ilk aşamada birim kök testi yapılarak durağan olup olmadıkları tespit edilmektedir. Durağan olmayan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi var ise regresyon gerçek bir ilişkiyi yansıtabilir. Aksi takdirde değişkenler arasında hiçbir ilişkinin bulunmadığını ve regresyon tahminin gerçek bir ilişkiyi yansıtmadığını söyleyebiliriz. Bu çalışmamızda eşbütünleşme testi Pedroni (1995,1999) ekonometrik yöntemiyle hesaplanmıştır. Testlerin yapılmasında Eviews 6.0 programı kullanılmıştır.

4.2.1. Panel Veri Birim Kök Testi Sonuçları

Bugün birim kök testi, Baltağı ve Kao(2000) dediği gibi zaman serilerinde araştırmacılar arasında uygulanan genel bir pratik testtir ve ekonometrik çalışmalarda gerekli bir bölüm haline gelmiştir. Bununla beraber, panel serilerde birim kök testi yeni bir testtir, bunun için Levin, Lin ve Chu (2002), Im, Pesaran&Shin (1997), Harris ve Tzavalis(1999), Maddala ve Wu(1999), Choi(1999), ve Hadri(2000) bakabiliriz.

Biz bu çalışmada panel birim kök testi olarak Maddala ve Wu(1999) Choi(1999) önerdiği Fisher tipi panel birim kök testlerini uyguladık. Bu testi seçmedeki neden, Fisher-ADF ve PP testlerinin tümünün, bireysel birim kök işlemcileri için her çapraz kesit için değişen P_i değerlerine izin vermesidir. İstatistikî bakış açısında, sektörel elektrik tüketimi ve sektörel katma değer değişkenleri için veri seti 1994–2001 dönemi arasındadır. Çalışmadaki her bir değişken için birim kök testi yapılmıştır.

Bu çalışmada serilerin durağanlık düzeyleri Dickey ve Fuller (1979) ve Phillips ve Perron (1988) çalışmalarındaki sırasıyla ADF ve PP birim kök testleri ile sınanmıştır. Gecikme uzunlukları da ADF testi için Schwarz kriteri ile PP testi için Kernel metodu olarak Bartlett ile çalışılmıştır. Tablo 4’de birim kök testlerinin sonuçları yer almaktadır.

Tablo-3: 1994–2001 Dönemi İçin Elektrik Tüketimi Ve Katma Değer Verilerinin ADF Ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	<u>AUGMENTED DICKEY-FULLER TESTİ</u>			<u>PHILLIPS-PERRON TESTİ</u>		
	Sabitli	Sabitli+trendli	Sabitsiz-trendsiz	Sabitli	Sabitli+trendli	Sabitsiz-trendsiz
ln K	1.2383 (0.1078)	-0.8785 (0.1898)	0.1387 (0.5552)	-0.9399 (0.1736)	-0.0468 (0.5187)	0.0645 (0.5257)
Δ ln K	-3.2403* (0.0006)	-1.1404 (0.1271)	-5.6492* (0.0000)	-3.2631* (0.0006)	-2.5900 (0.0048)	-5.3107* (0.0000)
ln ELK	-1.7590 (0.0393)	0.9759 (0.8355)	3.3108 (0.9995)	-1.2904 (0.0984)	2.8176 (0.9976)	3.9552 (1.0000)
Δ ln ELK	-2.0054 (0.0225)	-1.1585 (0.1233)	-2.8845* (0.0020)	-1.3343 (0.0910)	-1.3368 (0.0906)	-3.0822* (0.0010)
Notlar: <i>p</i> değerleri parantez içersinde belirtilmektedir. Δ işareti logaritmik serinin birinci farkını belirtmektedir. <i>t</i> istatistik değerleri için Fuller “ <i>t</i> ” testi tablosu kullanılmıştır (Walter Enders “Applied Econometric Times Series” John Wiley & Sons Inc, New York: 1995, s. 419).						
*%5 de anlamlılığı gösterir. %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerler ;sabitsiz trendsiz -1.95 , sabitli -2.93 ,sabitli+trendli -3.50						

Birim kök testi sonuçlarına göre ln K serisi ADF ve PP testlerinde birinci farkı alındığında birim kökten kurtulmakta ve durağan hale gelmektedir. Ln ELK serisi de her iki test için birinci farkı alındığında birim kökten kurtulmakta ve durağan hale gelmektedir. Her iki seri de aynı mertebeden (I(1)) durağan hale gelmiştir. Bu iki değişken arasında uzun dönemde doğrusal bir ilişki olup olmadığı eş-bütünleme (koentegrasyon) yöntemi ile incelenecektir.

4.2.2. Panel Veri Eşbütünleme Testi Sonuçları

Sektörel elektrik tüketiminin sektörel katma değer üzerindeki etkisini inceleyen bu çalışmamızda, elektrik tüketimi ve katma değer serileri için panel birim kök testleri, Dickey ve Fuller (1979) ve Phillips ve Perron (1988) sırasıyla ADF ve PP birim kök testleri ile sınanmıştır. Serilerin aynı mertebeden durağan oldukları (I(1) düzeyinde) tespit edilmiştir. Bu seriler arasında uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığını araştırmak için Pedroni(1995,1999) panel koentegrasyon (eş-bütünleme) testi yapılacaktır. Serilerin eşbütünlenen bulunması durumunda modifiye edilmiş en küçük kareler yöntemi kullanılarak (FMOLS) var olan uzun dönem ilişkinin yapısı tanımlanacaktır.

Çalışmamızda, panel eşbütünleme testlerinden Pedroni(1995,1999) ve Kao(1999) panel eşbütünleme testleri uygulanmıştır.

Pedroni(1995, 1999) Eşbütünleme Yaklaşımı

Pedroni(1995,1999) panel eşbütünleme testi, yedi temel test istatistiği elışirmiştir. Bu testlerden dördü grup içi, üçü ise gruplar arası yaklaşımla bulunmuştur. Grup içi yaklaşımlar, tahmin edilen hatalardan farklı birimlere karşı elde edilen birim kök testleri için otoregresif katsayıları birleştirir. Gruplar arası yaklaşımlar, her i birim için elde edilen katsayıların basit ortalaması olan tahminler üzerine emellenmektedir. Grup içi istatistikler varyans oranı istatistiği(panel v stat.), Phillips ve Perron tipi ρ istatistiği, bir parametrik olmayan Phillips ve Perron tipi t test istatistiği ve Dickey Fuller tipi t istatistiğini içerir. Gruplar arası istatistikler, Phillips ve Perron tipi ρ istatistiği, bir parametrik olmayan Phillips ve Perron tipi t test istatistiği ve Dickey Fuller tipi t istatistiği olarak isimlendirilir.

Pedroni(1995,1999) Panel eşbütünleme yaklaşımı için,

H_0 : Seriler arasında panel eşbütünleme yoktur

H_a : Seriler arasında panel eşbütünleme vardır

biçimindeki hipotezler oluşturulur. Test, tek taraflı standart normal dağılımı kullanır. Panel varyans oranı istatistiği için red bölgesi dağılımın üst tarafı olarak belirlenirken, diğer istatistikler için dağılımın sol tarafı red bölgesi olarak kabul edilir. Bu testler arasında, hata terimlerindeki otokorelasyonu düzeltmek amacıyla geliştirilen testlerden panel ADF ve grup ADF istatistikleri parametrik yaklaşımlar üzerine temellenirken; diğer testler, parametrik olmayan yaklaşımlardan yararlanılarak elde edilmiştir.

Yapılan Monte Carlo çalışmaları, hesaplanan test istatistiklerinin yatay kesit birim sayısı 100'den büyük olduğunda daha güçlü sonuçlar verdiğini desteklemektedir.

Çalışmamızda oluşturduğumuz model için hesaplanan Pedroni(1995,1999) panel eşbütünleme test sonuçları,

Tablo 4: Pedroni(1995,1999) Panel Eşbütünleme Testi Sonuçları

panel v-stat	=	1.300608
panel rho-stat	=	-0.440132
panel pp-stat	=	-1.091827
panel adf-stat	=	-1.315586
group rho-stat	=	0.564214
group pp-stat	=	-3.396590
group adf-stat	=	-3.094502

olarak hesaplanmıştır. Test istatistikleri beş farklı sektör için 40 panel veri için uygulanmış ve 1 açıklayıcı değişken 2 parametre kullanılarak model tanımlanmıştır. Analiz sonucu, standart normal dağılım tablosundaki %5 kritik değer olan ± 1.96 'a

göre yorum yapılacaktır. Grup içi test istatistiklerinden panel varyans oranı istatistiği (panel v-stat.) 1.300608, +1.96'a göre daha küçük olduğu için sıfır hipotezi reddedilememiştir. Diğer test istatistikleri, normal dağılımın sol tarafı için oluşturulan red bölgesine göre analiz edilecektir. Panel varyans oranı istatistiği dışında kalan test istatistikleri sonuçları, -1.96 kritik değerine göre bakılmaktadır. Sadece Group-pp -3.396590 ve Group-adf -3.094502 istatistikleri sıfır hipotezini reddetmektedir, diğer hipotezler H_0 kabul bölgesinde kaldığı için panel eşbütünlemenin olmadığı yani sektörel elektrik tüketiminin sektörel katma değer üzerinde etkisinin bulunmadığı söylenebilir.

Çalışmamızda uygulanacak olan diğer bir panel eşbütünleme testi ise Kao (1999) panel eşbütünleme testidir. Panel serileri içinde uzun dönem ilişkii incelemek için geliştirilen panel eşbütünleme testlerindendir. Kao(1999) eşbütünleme testi, artık temelli test yaklaşımını önerir. Bu amaçla, Dickey Fuller(1979) ve Genişletilmiş Dickey Fuller(ADF) tipi testleri kullanır.

Kao(1999) eşbütünleme için model,

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + e_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

biçiminde oluşturulur. Y_{it} ve X_{it} serileri durağan olmayan panel serileridir. Dickey Fuller tipi Kao(1999) eşbütünleme testi için hata terimi e_{it} ,

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{i,t-1} + v_{it}$$

olarak tanımlanır. Hata terimlerinde birim kökü analiz etmek için hipotezler,

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_a : \rho < 1$$

şeklinde kurulur. ADF test istatistiği $N(0,1)$ sıfır ortalama ve 1 varyans değeriyle normal dağılıma yaklaşır.

Tablo-5: Kao (1999) Panel Eşbütünleme Testi Sonuçları

	t- istaistiği	olasılık
ADF	-0.545320	0.2928

Kao(1999) panel eşbütünleme testi sonuçlarına göre, standart normal dağılım tablosundaki %5 kritik değer olan +1.96'a göre yorum yapıldığında t-istatistiği -0.545320, +1.96 ya göre küçük olduğu için sıfır hipotezi reddedilememiştir. Kao (1999) panel eşbütünleme testi sonuçlarına göre sektörel elektrik tüketiminin sektörel katma değer üzerinde 1994-2001 dönemi için etkisinin bulunmadığını söyleyebiliriz.

Tanımlanan modeldeki serilere Pedroni(1995,1999) panel eşbütünleme testi ve Kao (1999) panel eşbütünleme testi uygulanmış, sektörel elektrik tüketimi ($\ln K$) serisi ile sektörel katma değer ($\ln ELK$) serisi arasında 1994–2001 dönemini kapsayan uzun dönemli eşbütünleşik bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca göre, seriler arasında uzun dönemde bir ilişki bulunamadığı için tanımlanan modele FMOLS ve DOLS yaklaşımları uygulanamayacaktır. FMOLS ve DOLS tahmincileri, aralarında uzun dönem ilişkisi olduğu saptanan serilerin oluşturduğu eşbütünlenen regresyon modelinin ek küçük kareler yöntemiyle tahmin edildiğinde sapmalı sonuçlar vermesi üzerine oluşturulmuş tahmincilerdir. Parametrelerin ve test istatistiklerinin tahmin edilmesinde daha tutarlı sonuçlar veren, panel seriler için geliştirilen FMOLS ve DOLS tahmincileri, seriler arasında eşbütünleme yaklaşımının geçerli olduğu durumda kullanılabilen tahmincilerdir. Tezimizde, Pedroni(1995,1999) panel eşbütünleme testi ile serilerin eşbütünlenen olmadıklarına karar verildiği için FMOLS ve DOLS tahmincileri kullanılarak incelenen modeller tahmin edilemeyecektir.

5.BÖLÜM

SONUÇ

Günümüzde ülke kalkınmasının en önemli göstergelerinden birisi olarak o ülkede fert başına tüketilen enerji gösterilmektedir. Bu enerji ülkede fert başına tüketilen elektrik enerjisi olarak ifade edilmektedir. Elektrik enerjisi günümüzde sadece bir ihtiyaç değil iktisadi kalkınmanın öncü sektörü olan sanayileşmenin de en önemli bir unsurudur. Türkiye sanayi ve ekonomisi ile hızla büyümekte olan bir ülkedir. Bunun yanında hızla artan nüfus artışı ve iktisadi gelişmenin bir sonucu olarak enerji talebi sürekli olarak artmaktadır. Bu nedenle çalışmamızda enerji konusuna yer verdik. Türkiye'deki imalat sanayindeki sektörlerin elektrik tüketimlerinin bu sektörlerin yarattığı katma değer üzerindeki etkisini araştırdık. Bunun için bu sektörlerin elektrik tüketimleri ve katma değer serileri değişken olarak ele alınmıştır ve çalışmaya konu olan sektörler beş grupta incelenmiştir.

Katma değer serisi verileri TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu)'den alınmış ve 1994 tüketici endeksi fiyatlarıyla reel hale getirilmiştir ve logaritmik hale dönüştürülmüştür. Elektrik Tüketimi serisi verileri de TEDAŞ'tan (Türkiye Elektrik Dağıtım Anonim Şirketi) alınmış ve logaritmik hale dönüştürülmüştür.

Bu çalışmada; Türkiye'deki imalat sanayide üretim gruplarına göre sınıflandırılmış sektörlerin elektrik tüketimlerinin, bu sektörlerin yarattığı katma değer üzerindeki etkisi 1994–2001 dönemi için panel veri analizi kullanılarak araştırılmıştır. İlk önce panel serilerin durağanlık düzeyleri Dickey ve Fuller (1979) ve Phillips ve Perron (1988) çalışmalarındaki sırasıyla ADF ve PP birim kök testleri ile sınanmıştır. Elektrik tüketimi ve katma değer serileri için, aynı derecelerden durağan oldukları (I(1) düzeyinde) tespit edilmiştir. Her bir değişken aynı seviyesinde bütünleştikten sonra, Pedroni (1995,1999) ve $\text{ka}0$ (1999) eşbütünleme yöntemleri kullanılarak panel eşbütünleme testi yapılmıştır. Modelimizdeki elektrik

ve katma değer serilerine Pedroni (1995,1999) ve Kao (1999) panel eşbütünleme testleri sonuçlarına göre, sektörel elektrik tüketimi ($\ln K$) serisi ile sektörel katma değer ($\ln ELK$) serisi arasında 1994–2001 dönemini kapsayan uzun dönemli eşbütünleşik bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca göre, seriler arasında uzun dönemde bir ilişki bulunamadığı için tanımlanan modele FMOLS ve DOLS yaklaşımları uygulanamayacaktır.

Çalışmada elde edilen bulgulara göre; Türkiye’deki imalat sanayide üretim gruplarına göre sınıflandırılmış sektörlerin elektrik tüketimlerinin, bu sektörlerin yarattığı katma değer arasında 1994–2001 dönemi için uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı sonucuna varmaktayız. Sektörel katma değer, sektörel elektrik tüketiminden etkilenmediğini, bütünleşmenin bu bağlamda sağlanmadığını söyleyebiliriz.

Çalışmamızda sektörel katma değer, sektörel elektrik tüketiminden etkilemediği sonucu bize başka bir konu hakkında da bilgi verebilir. Ülkemizde kullanılan enerji kaynaklarının özellikle fosil yakıtların neden olduğu karbon salınımının azaltılmasında sektörel katma değer etkilenmeden enerji tasarrufuna gidilebileceği söylenebilir. Bu konu, ileriki çalışmalarda bu sektörlerdeki karbon salınımı miktarının çalışmaya veri olarak katılmasıyla analiz genişletilebilir.

KAYNAKLAR

ADENİKİNJU, Adeola F. “Productivity Growth And Energy Consumption İn The Nigerian Manufacturing Sector: A Panel Data Analysis”, *Energy Policy*, Volume 26, Issue 3, 1998, Pages 199–205.

ASAFU-ADJAYE, John. “The Relationship Between Energy Consumption, Energy Prices And Economic Growth: Time Series Evidence From Asian Developing Countries” *Energy Economics*, Volume 22, Issue 6, 2000, Pages 615-625.

BALTAĞI, Badi Hani. “[Editor's Introduction Panel Data](#)”, *Journal Of Econometrics*, Volume 68, Issue 1, July 1995, Pages 1-4

BALTAĞI, Badi H. and, Chihwa KAO. “Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: A survey”, *Advances in Econometrics*, Volume 15, 2000, Pages 7-51.

BREİTUNG, Jörg. "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data," in B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics*, Vol. 15: **Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels**, Amsterdam: JAI Press, 2000, p. 161–178.

CAMARERO, M., Tamarit, C., “Oil Prices and Spanish Competitiveness: A Cointegrated Panel Analysis”, *Journal of Policy Modeling*, 2002, s.591-605.

CHOI, In . "Unit Root Tests for Panel Data," *Journal of International Money and Finance*, Volume 20, 2001, 249-272.

Çevre Ve Sürdürülebilir Kalkınma Ön Raporu, Haziran 2002,
([Http://Www.Chp.Org.Tr./Trrapor/Çevre1706.Htm](http://www.chp.org.tr/trrapor/Çevre1706.htm))

DİCKEY, D.A. and W.A. FULLER. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, 427-431.

EDİGER, Volkan Ş. and Özkan HUVAZ. "Examining The Sectoral Energy Use İn Turkish Economy (1980–2000) With The Help Of Decomposition Analysis" *Energy Conversion and Management*, Volume 47, Issue 6, 2006, Pages 732-745.

ENGLE, Robert .F. and, C.W.J. GRANGER. "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica* 55, 1987, 251-276.

ERTEK, Tümay. **Ekonometriye Giriş**. İstanbul: Beta Yayınları, 1996.

EWING, Bradley T. ve Diğerleri "[Disaggregate Energy Consumption And Industrial Output İn The United States](#)", *Energy Policy*, Volume 35, Issue 2, February 2007, Pages 1274-1281

FİDAN, Abdulvahit "Türkiye’de Enerji Tüketim Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi", Yüksek Lisans Tezi, **Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü**, 2006.

FISHER, R. A. (1932). **Statistical Methods for Research Workers**, 4th Edition, Edinburgh: Oliver & Boyd, 1932.

GLASURE, Yong U. "Energy And National Income İn Korea: Further Evidence On The Role Of Omitted Variables", *Energy Economics*, Volume 24, Issue 4, 2002, Pages 355-365.

GRANGER, C.W.J., "Investigation Causal Relations By Econometric Models And Cross-Spectral Methods", *Econometrica* 37, 1969, 424–438.

GUTİERREZ,L., "On the Power of Panel Cointegration Tests: A Monte Carlo Comparison", *Economic Letters*, 2003, s.105-111.

HADRI, Kaddour "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data," *Econometric Journal*, 3, 2000, 148–161.

IM, K. S. , M. H. PESARAN, and Y. SHİN. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, 2003, pages 53-74.

HARRİS Richard D. F., Elias Tzavalis "[Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed](#)", *Journal of Econometrics*, Volume 91, Issue 2, August 1999, Pages 201-226

International Energy Agency (IEA), <http://www.iea.org/>

JOHANSEN, S. "Statistical analysis of cointegrating vectors", *J. Econ. Dynamics Control* 12, 1988, 231-254.

JOBERT, Thomas and, Fatih KARANFİL. "Sectoral Energy Consumption By Source And Economic Growth İn Turkey", *Energy Policy* 35 , 2007, pages 5447–5456.

JOHANSEN, S., K. JUSELİUS .“Maximum likelihood estimation and inference on cointegration_with applications to the demand for Money”, *Oxf. Bull. Economics Statistics* 52, 1990, pages 169-210.

KOOP, G. , M.H. PESARAN, S.M. POTTER. "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models", *Journal of Econometrics* 74, 1996, 119–147.

KÖK Recep ve Nevzat ŞİMŞEK, "Panel Veri Analizi: Birim Kök ve Eşbütünleşme", *Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü semineri*, 11 Mayıs 2006.

LEE, Chien-Chiang "Energy Consumption And Gdp İn Developing Countries: A Cointegrated Panel Analysis", *Energy Economics*, Volume 27, Issue 3, 2005, Pages 415-427.

LEE, Chien-Chiang “The Causality Relationship Between Energy Consumption And Gdp In G-11 Countries Revisited”, *Energy Policy*, Volume 34, Issue 9, 2006, Pages 1086-1093.

LEE, Chien-Chiang and, Chun-Ping CHANG. “Energy Consumption And GDP Revisited: A Panel Analysis Of Developed And Developing Countries”, *Energy Economics*, Volume 29, 2007, Pages 1206–1223.

LEE, Chien-Chiang and, Chun-Ping CHANG. “Energy Consumption And Economic Growth In Asian Economies: A More Comprehensive Analysis Using Panel Data”, *Resource and Energy Economics* , Volume 30, 2008, Pages 50–65.

LEVIN, A. , Chien-Fu LIN, and Chia-shang CHU "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108, 2002, pages 1-24.

LIU, Xuemei. “Explaining The Relationship Between CO₂ Emissions And National Income—The Role Of Energy Consumption”, *Economics Letters*, Volume 87, Issue 3, 2005, Pages 325-328.

MADDALA, G. S. and S. Wu "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 1999, pages 631–652.

MAHADEVAN, Renuka and, John ASAFU-ADJAYE. “Energy Consumption, Economic Growth And Prices: A Reassessment Using Panel Vecm For Developed And Developing Countries” *Energy Policy*, Volume 35, Issue 4, 2007, Pages 2481-2490.

MASIH, Abul M. M. And Rumi MASIH, “On The Temporal Causal Relationship Between Energy Consumption, Real Income, And Prices: Some New Evidence From Asian-Energy Dependent Nics Based On A Multivariate Cointegration/Vector Error-

Correction Approach”, *Journal of Policy Modeling*, Volume 19, Issue 4, 1997, Pages 417-440.

NAGAHATA,T., Saita,Y., Toshitaka,S., Tachibana,T., “ Equilibrium Land Prices of Japanese Prefectures: A Panel Cointegration Analysis”, Bank of Japan Working Paper Series, Tokyo, 2004.

NARAYAN, Paresh Kumar, Russell SMYTH, Arti PRASAD. “Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities”, *Energy Policy*, 35, 2007, 4485–4494.

OECD, 2005. Organisation for Economic Cooperation and Development online energy database. /<http://www.oecdwash.org/PUBS/ELECTRONIC/epenergy.htm>S.

PEDRONI, P. “Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels”, <http://www.williams.edu/Economics/wp/pedroniaie.pdf>, 2000, s.106.

PEDRONI, P. “Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to PPP hypothesis: new results”, *Econometric Theory* 20 (3), 2004, 597–627.

PESARAN, M. Hashem , Yongcheol SHIN “Generalized impulse response analysis in linear multivariate models”, *Economics Letters* 58, 1998, 17–29.

PHILLIPS, Peter C.B. and P. PERRON "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, 335-346.

RICHMOND,Amy M. and Robert K. KAUFMANN. “Is There A Turning Point In The Relationship Between Income And Energy Use And/Or Carbon Emissions?”, *Ecological Economics*, Volume 56, Issue 2, 2006, Pages 176-189.

SARI, Ramazan and Uğur SOYTAŞ. “[Disaggregate Energy Consumption, Employment And Income In Turkey](#)”,

Energy Economics, Volume 26, Issue 3, May 2004, Pages 335-344

SARI, Ramazan And Uğur SOYTAŞ. “[The Growth Of Income And Energy Consumption In Six Developing Countries](#)”, *Energy Policy*, Volume 35, Issue

2, February 2007, Pages 889-898

SOYTAŞ, Uğur and Ramazan SARI, “Energy Consumption And Gdp: Causality Relationship In G-7 Countries And Emerging Markets” *Energy Economics*, Volume 25, Issue 1, 2003, Pages 33-37.

SOYTAŞ, Uğur And Ramazan SARI “[Energy Consumption And Income In G-7 Countries](#)”, *Journal Of Policy Modeling*, Volume 28, Issue 7, October 2006, Pages 739-750.

SOYTAŞ, Uğur and Ramazan SARI “Energy Consumption, Economic Growth, And Carbon Emissions: Challenges Faced By An Eu Candidate Member”, *Ecological Economics*, 6 July 2007.

SUNAL,S. ,Aykaç,E., “Türk İmalat Sanayinde İstihdam, İhracat ve Kapasite Kullanım Oranı İlişkisi: Panel Koentegrasyon”, İstatistik ve Ekonometri Sempozyumu Bildirileri, İstanbul, 2005, s.1-24.

Türkiye Elektrik Dağıtım Anonim Şirketi (TEDAŞ), Türkiye Elektrik İstatistikleri, http://www.tedas.gov.tr/29,Istatistiki_Bilgiler.html

TODA, H.Y., Yamamoto, T. “Statistical inference in vector autoregressions with possible integrated processes”, *Journal of Econometrics* 66, 1995, 225–250.

Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), **1923–2006 İstatistikî Göstergeleri**, Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası, Ankara, Aralık 2007

Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), **Türkiye İstatistik Yılığ 2006**, Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası, Ankara, Mayıs 2007

YİĞİTGÜDEN, Yurdakul “Türkiye Enerji Sektöründe Yeniden Yapılanma”,
İstanbul Sanayi Odası Dergisi, Sayı:417,Aralık 2000

ZIVOT, E., ANDREWS, D.W.K. “Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 1992, 251–270.

WESTERLUND,J., Edgerton,D., “*Panel Cointegration Tests with Deterministic Trends and Structural Breaks*”, 2005, s.1-34,
http://www.nek.lu.se/publications/workpap/Papers/WP05_42.pdf

EK-1

Sektör	Yıllar	Elektrik(Mwh)	Katmadeğer	Tüfe	katmadeğer/tüfe (tl/mwh)
1	1994	4317817	70334976	99,71423	70536548,29
1	1995	4765241	119421984	188,05654	63503233,66
1	1996	5354066	199730787	339,08244	58903311,83
1	1997	5358938	422882142	630,81801	67037106,63
1	1998	5917436	743984558	1164,88429	63867678,91
1	1999	6544232	1147093118	1921,97433	59683061,32
1	2000	6873245	1636044111	2971,05731	55066056,97
1	2001	5720775	2462634326	4586,69808	53690787,64
2	1994	2575671	136209242	99,71423	136599602,7
2	1995	2348810	272891918	188,05654	145111634
2	1996	2864722	475748944	339,08244	140304801,4
2	1997	3244405	750078775	630,81801	118905732,4
2	1998	3610743	1602807363	1164,88429	137593697,2
2	1999	3336513	2623569400	1921,97433	136503873,1
2	2000	3090727	3717257195	2971,05731	125115634,2
2	2001	3149981	7322956056	4586,69808	159656378,7
3	1994	4743777	159672797	99,71423	160130401,6
3	1995	5236995	292588757	188,05654	155585526
3	1996	6063663	500401309	339,08244	147575117,4
3	1997	6592103	1074835343	630,81801	170387548,5
3	1998	8037664	1879822853	1164,88429	161374212,8
3	1999	7798079	2522862766	1921,97433	131264123,9
3	2000	9058624	3935951612	2971,05731	132476462,1
3	2001	9096441	7215787067	4586,69808	157319861,5
4	1994	1344077	159672797	99,71423	160130401,6
4	1995	1455150	345805732	188,05654	183883917
4	1996	1642711	597974824	339,08244	176350867,4
4	1997	2030008	1389382477	630,81801	220250921
4	1998	1971409	2383777225	1164,88429	204636395,7
4	1999	2074663	3234868702	1921,97433	168309672,6
4	2000	2483049	5319162670	2971,05731	179032651,2
4	2001	2160894	7634131950	4586,69808	166440690,4
5	1994	4137750	246864572	99,71423	247572058,7
5	1995	4377460	527157684	188,05654	280318719
5	1996	5244237	821471546	339,08244	242263075
5	1997	4583622	1790549989	630,81801	283845730,6
5	1998	4957474	2992623824	1164,88429	256903097,6
5	1999	6146671	5010901236	1921,97433	260716345,6
5	2000	6380859	6544325859	2971,05731	220269256,9
5	2001	5327780	12371081415	4586,69808	269716497,6

- 1.sektör: taş toprağa dayalı sanayi
- 2.sektör: tekstil, giyim, deri sanayi
- 3.sektör: gıda, içki, tütün sanayi
- 4.sektör: metal eşya, makine ve teçhizat, ulaşım aracı, ilmi ve mesleki ölçme aletleri
- 5.sektör:kimya sanayi,kömür,kauçuk ve plastik mamülleri sanayi

Fiyat Endeksi(Tüketici) (1994=100) (TÜİK)

YILLIK,SABİT,Orijinal Gözlem

TP.FG.T01.1

1994	99.71423
1995	188.05654
1996	339.08244
1997	630.81801
1998	1164.88429
1999	1921.97433
2000	2971.05731
2001	4586.69808
2002	6649.94253
2003	8332.18429
2004	9214.45840

SEÇİLEN SERİLERİN AÇIKLAMALARI

=====

TP.FG.T01.1: 1.GENEL

ÖZGEÇMİŞİM

Adı Soyadı : Pınar Bahar Erdeniz

Sürekli Adresi : Türk-İş Blokları 7303 Parsel F/Blok D:107 Ümraniye İstanbul

Dogum Yeri Ve Yılı : İstanbul-03.09.1982

Yabancı Dili : İngilizce

İlköğretim : Piri Reis İlk Öğretim Okulu– 1996

Ortaöğretim : Haydarpaşa Anadolu Lisesi - 2000

Lisans : Abant İzzet Baysal Üniversitesi - 2005

Yüksek Lisans : Abant İzzet Baysal Üniversitesi - 2008

Anabilim Dalı : İktisat Anabilim Dalı

Bilim Dalı : İktisat

Yayımları :

Çalışma Hayatı