

Doğuş Üniversitesi Dergisi, 8 (1) 2007, 72-80

## TÜRKİYE'DE EKONOMİK BÜYÜME İLE ELEKTRİK TÜKETİMİ İLİŞKİSİ: SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

### *ECONOMIC GROWTH AND ELECTRICITY CONSUMPTION IN TURKEY: A BOUND TEST APPROACH*

**Erdal KARAGÖL**

*Balikesir Üniversitesi, Bandırma İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi*

**Erman ERBAYKAL**

*Balikesir Üniversitesi, Bandırma İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi*

**H. Murat ERTUĞRUL**

*Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı*

**ÖZET:** Bu çalışmada, Türkiye'de ekonomik büyüme ile elektrik tüketimi ilişkisi 1974-2004 dönemi için incelenmiştir. Ekonomik büyüme ve elektrik tüketimi serileri farklı derecelerden durağan (I(0) ve I(1)) oldukları için aralarındaki ilişki Sınır Testi yaklaşımı ile araştırılmıştır. Bu yaklaşıma göre, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiş ve kısa dönemde değişkenler arasında pozitif bir ilişki ortaya çıkarken uzun dönemde bu ilişki negatif çıkmıştır.

**Anahtar kelimeler:** Ekonomik büyüme, elektrik tüketimi, eşbütünleşme, sınır testi, ARDL modeli.

**ABSTRACT:** This paper investigates relationship between economic growth and electricity consumption for Turkey over the period 1974-2004. As economic growth and electricity consumption variables used in empirical analysis was different order of integration ( I(0) and I(1) ) we employed bound test approach. We found cointegration relationship between the variables and in short run there is positive relationship between the variables however in long run there is negative relationship.

**Key words:** Economic growth, electricity consumption, cointegration, bound test, ARDL model.

### **1. Giriş**

1970'li yıllarda yaşanan iki büyük petrol krizi enerjinin bir üretim faktörü olarak önemini ortaya koymuştur. Daha sonraki süreçte ekonomik kalkınma için önemli girdilerden biri haline gelen enerji, küreselleşmenin de yaygınlaşmasıyla birlikte önemini daha da artırmıştır. Buna bağlı olarak enerji talebi ve ülkelerin enerjiye olan bağımlılıkları hızla artmış, enerjiye olan bu bağımlılık ülkeleri alternatif ve yenilenebilir enerji kaynakları arayışlarına itmiştir. Enerjiyi bileşenlerine ayırarak incelediğimizde ise, elektriğin en kaliteli enerji bileşeni olduğu ve enerji tüketimi içindeki payının hızla arttığı görülmektedir. Elektriği sırasıyla doğalgaz, petrol, kömür ve bio-yakıtlar takip etmektedir. Bu görüş bu yakıtların marjinal ürünleri ile de orantılı olan enerji birimi başına fiyatları dikkate alındığında da desteklenmiş olmaktadır (Stern ve Cleveland, 2004). Ayrıca elektrik tüketimi sosyo-ekonomik kalkınma için kullanılan göstergeler arasında da önemli bir yer tutar. Ferguson vd. (2000) elektrik tüketimi ile ekonomik kalkınma arasındaki ilişkiyi 100 ülke için incelemişler ve kuvvetli bir ilişki tespit etmişlerdir. Diğer gelişmekte olan ülkelerde

olduğu gibi, Türkiye’de yıllar itibariyle artan elektrik talebi ile karşı karşıya kalmıştır. 1980-2000 arasında ekonomi %4 oranında büyürken elektrik tüketimi ortalama %8 oranında artmıştır. 1980 yılında Türkiye de kişi başına elektrik tüketimi 452 kwh iken bu rakam 2004 yılında 1687 kwh olmuştur. Ancak gelişmiş ülkelere bakıldığında bu rakam oldukça düşük kalmaktadır. OECD ülkelerinin ortalaması 8600 kwh dır.

Özellikle 1980’li yıllardan itibaren ekonometrinin de yoğun olarak kullanılmasıyla bu konuda yapılan çalışmalar hızla artmıştır. Literatüre baktığımızda enerjiyle ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların giderek yaygınlaştığı görülmektedir. Ancak yapılan bu çalışmalarda ilişkinin sonuçları hakkında literatürde bir fikir birliği oluşmamıştır. Enerji ekonomisi alanındaki ilk çalışma Kraft ve Kraft (1978) tarafından gerçekleştirilmiş ve Sims’in nedensellik analizi kullanılarak ABD’nin enerji tüketimi ve GSMH arasındaki ilişkisi 1947-1974 dönemi için incelenmiştir. Kraft ve Kraft bu çalışmalarında GSMH’dan enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Akarca ve Long (1980) aynı çalışmayı yine ABD için sadece veri setini 2 yıl kısaltarak tekrarlamış fakat bir ilişki bulamamışlardır. Erol ve Yu (1987) İngiltere, Fransa, İtalya, Almanya, Kanada ve Japonya ‘nın 1952-1982 dönemleri için enerji tüketimi ve GSYİH arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında; Japonya için iki yönlü, Kanada için enerji tüketiminden GSYİH’ya doğru tek yönlü, Almanya ve İtalya için GSYİH’dan enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik bulmuşlardır. Fransa ve İngiltere’de ise bu değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi tespit edememişlerdir. Stern (1993) emek ve sermayeden oluşan üretim fonksiyonuna enerjiyi de eklemiştir. Çıktıyı; emek, sermaye ve enerji ile açıklayıp bu değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi tespit ettikten sonra nedensellik ilişkisini incelemiştir. Stern iki değişkenli modellerde nedensellik ilişkisinin, enerjinin diğer girdilerle olan ikame etkisi gözardı edildiği için sağlıklı olmadığını iddia etmiştir. 1947-1990 yılları arasında ABD için yaptığı çalışmasında; toplam enerji tüketimi ile GSYİH arasında nedensellik bulamamıştır ancak yakıt kompozisyonu değiştirilerek elde edilen nihai yakıt tüketimi ile GSYİH arasında; enerji tüketiminden GSYİH’ya doğru tek yönlü bir nedensellik bulmuştur. Stern (2000) ABD’nin 1948-1994 yılları arasındaki enerji tüketimi ile GSYİH arasındaki ilişkisini incelediği çalışmasında bir önceki çalışmasını destekleyen enerji tüketiminden GSYİH’ya doğru tek yönlü bir nedensellik bulmuş ve enerji arzındaki ortaya çıkacak olumsuz bir gelişmenin büyümeyi negatif yönde etkileyeceğini belirtmiştir.

Son yıllarda ise enerji tüketimi; elektrik tüketimi, petrol tüketimi gibi alt bileşenlerine ayrılarak GSYİH ve/veya ekonomik büyüme ilişkisi araştırılmıştır. Ghosh (2002) 1950-1997 yılları arasında Hindistan için ekonomik büyüme ve elektrik tüketimini incelemiştir. Çalışma sonucunda ekonomik büyümeden elektrik tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulmuştur. Jumbe (2004) Malawi için 1970-1999 yılları arasında elektrik tüketimi ile GSYİH ilişkisini incelemiş ve iki yönlü nedensellik ilişkisi bulmuştur. Ancak, tarım dışı GSYİH ile elektrik tüketimi ilişkisini incelediğinde, GSYİH’dan enerji tüketimine tek yönlü nedensellik tespit etmiştir. Shiu ve Lam (2004) 1971-2000 yılları arasında Çin için yaptıkları çalışmalarında elektrik tüketiminden GSYİH’ya doğru tek yönlü bir nedensellik bulmuşlardır. Mozumder ve Marathe (2007) Bangladeş için 1971-1999 yıllarını kapsayan çalışmalarında kişi başı GSYİH ile kişi başı elektrik tüketimi ilişkisini incelemişler ve GSYİH’dan elektrik tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik

ilişkisi bulmuşlardır. Rufael (2006) 17 Afrika ülkesinin elektrik tüketimi ve GSYİH ilişkisini sınır testi yaklaşımı ile 1971-2001 yılları için incelemiş ve 9 ülkede eşbütünleşme ilişkisi, 12 ülkede ise Granger nedensellik ilişkisi ortaya çıkarmıştır. Bunlardan 6 tanesinde GSYİH dan elektrik tüketimine, 3 tanesinde elektrik tüketiminden GSYİH'ya nedensellik bulurken, 3 ülkede de iki yönlü nedensellik bulmuştur. Altınay ve Karagöl (2005) Türkiye'de GSYİH ve elektrik tüketimi ilişkisini 1950-2000 yılları arasında incelenmişler ve elektrik tüketiminden GSYİH ya doğru tek yönlü nedensellik bulmuşlardır.

Bu çalışmada Türkiye'de ekonomik büyüme ile elektrik tüketimi arasındaki ilişki Paseran'ın vd. (2001) geliştirdiği sınır testi yaklaşımı ile incelenmiştir. Birinci bölümde konuya bir giriş yaptıktan sonra ikinci bölümde kullanılan model ve veri seti tanımlanmış olup üçüncü bölümde uygulanan yöntem ve tahmin sonuçlarına yer verilmiştir. Son bölüm olan dördüncü bölümde de çalışmanın sonuç kısmı yer almaktadır.

## 2. Model ve Veri Seti

Bu çalışmada kullandığımız model aşağıdaki gibidir;

$$BY_t = \alpha_1 + \alpha_2 LET_t + \mu_t \quad (1)$$

$BY_t$ :Büyüme oranı serisidir. GSYİH (Gayri Safi Yurtiçi Hasıla) serisinin bir önceki yıla göre değişimini ifade etmektedir. Veriler TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu)'den alınmış ve 1987 fiyatlarıyla reel hale getirilmiştir.  $LET_t$ :Elektrik Tüketimi serisidir.

Bu serinin verileri de TÜİK'den alınmış ve logaritmik hale dönüştürülmüştür. Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde büyüme oranı serisi BY ve elektrik tüketimi serisi LET ile ifade edilecektir.

## 3. Yöntem ve Ampirik Sonuçlar

### 3.1. Birim Kök Testi

Zaman serileri analizinde durağanlık kavramı çok önemlidir. Bir zaman serisi, ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki kovaryansı bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise durağandır (Gujarati, 1999: 713). Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılacağını göstermiştir. Bu durumda regresyon analiziyle elde edilen sonuç gerçek ilişkiyi yansıtmaz. Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon analizleri, sadece bu seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi varsa gerçek ilişkiyi yansıtabilir (Gujarati, 1999: 726). Bu çalışmada serilerin durağanlık düzeyleri Dickey ve Fuller (1979) ve Philips ve Peron (1988) çalışmalarındaki sırasıyla ADF ve PP birim kök testleri ile gecikme uzunlukları da AIC(Akaike Information Criterion) kriteri ile belirlenmeye çalışılmıştır. Tablo 1'de birim kök testlerinin sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 1. ADF ve PP Birim Kök Testlerinin Sonuçları**

Değişkenler	Augmented Dicky-Fuller(ADF) testi		Philips-Perron (PP) Testi	
	Düzye Hali	Birinci Farkı	Düzye Hali	Birinci Farkı
BY	-6.057*	-----	-6.181*	-----
LET	-2.534	-4.157*	-2.205	-4.164*
Anlamlılık Düzeyi	Kritik Değerler		Kritik Değerler	
1%	-3.670	-3.679	-3.670	-3.679
5%	-2.963	-2.967	-2.963	-2.967
10%	-2.621	-2.622	-2.621	-2.622

\*%1 de anlamlılığı gösterir

\*\*%5 de anlamlılığı gösterir

\*\*\*%10 da anlamlılığı gösterir

Tablo 1’de görüldüğü gibi BY serisi düzeyde durağan, LET serisinin ise birinci farkı durağan çıkmıştır. Yani BY serisi I(0), LET serisi I(1) dir.

### 3.2. Eşbütünleşme Testi

Ampirik çalışmalar makroekonomik zaman serilerinin büyük çoğunluğunun durağan olmayan seriler olduğunu ortaya çıkarmıştır. Birim kök içeren bu seriler arasında sahte regresyon sorunuyla karşılaşıldığından bu soruna çözüm bulmak için çeşitli yöntemler önerilmiştir. Bunlardan bir tanesi serilerin farklarının alınıp regresyona sokulmasıdır. Ancak bu durumda da yeni bir problemle karşı karşıya kalınmaktadır. Bu yöntem uzun dönem dengesi için önemli olan bilgilerin kaybedilmesine yol açmaktadır. Çünkü değişkenlerin birinci farkları kullanıldığından, bu değişkenlerin arasında olması muhtemel uzun dönemli ilişkiyi görme olasılığı ortadan kalkmaktadır. Bu, eşbütünleşme analizinin çıkış noktası olmuştur.

Engle ve Granger (1987)’in geliştirdikleri eşbütünleşme yaklaşımı bu sorunu ortadan kaldırmıştır. Bu yaklaşıma göre, düzeyde durağan olmayan birinci farkı durağan olan zaman serileri düzey halleri ile modellenilebilmekte ve böylece uzun dönem bilgi kaybı engellenmiş olmaktadır. Ancak bu yaklaşım birden fazla eşbütünleşik vektör olması durumunda geçersiz olmaktadır. Bu noktadan hareketle Johansen (1988)’in geliştirdiği yaklaşımla, tüm değişkenlerin içsel olarak kabul edildikleri VAR modelinden yola çıkarak, değişkenler arasında kaç tane eşbütünleşik vektör olduğu test edilebilmektedir. Dolayısıyla, Engle ve Granger (1987) metodunda olduğu gibi, testi tek bir eşbütünleşik vektör beklentisiyle sınırlandırmadan, daha gerçekçi bir sınama gerçekleştirilebilmektedir. Fakat Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından gerçekleştirilen eşbütünleşme testleri için tüm serilerin düzeyde durağan olmamaları ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmeleri gerekir. Eğer ilgili çalışmada serilerden bir veya daha fazlası düzey halinde durağan yani I(0) ise bu testler ile eşbütünleşme ilişkisi araştırılmaz. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı bu sorunu ortadan kaldırmaktadır. Bu yaklaşıma göre serilerin I(0) veya I(1) olmalarına bakılmaksızın seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılabilir. Ayrıca sınır testi yaklaşımı düşük sayıda gözlemi içeren verilerle de sağlıklı sonuçlar vermektedir (Narayan ve Narayan, 2004). Bunun için ilk önce kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (unrestricted error correction

model UECM) oluşturulur. Bu modelin bizim çalışmamıza uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir.

$$\Delta BY_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta BY_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta LET_{t-i} + \alpha_4 BY_{t-1} + \alpha_5 LET_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının test edilmesi için bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F testi yapılır. Bu test için temel hipotez ( $H_0: \alpha_4 = \alpha_5 = 0$ ) şeklinde kurulur ve hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)'deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran alt kritik değerinden küçükse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değeri arasındaysa kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Son olarak hesaplanan F istatistiği üst kritik değerin üzerindeyse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modelleri kurulur. UECM modelinde t trend değişkenini, m gecikme sayısını ifade etmektedir. Gecikme sayısının belirlenmesi için Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi kritik değerlerden yararlanılır ve en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Ancak burada seçilen kritik değerin en küçük olduğu gecikme uzunluğu ile oluşturulan model otokorelasyon problemi içeriyorsa bu durumda ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu alınır eğer otokorelasyon problemi hala devam ediyorsa bu problem ortadan kalkana kadar bu işleme devam edilir. Bu çalışmada incelediğimiz veri seti yıllık olduğu için maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve Akaike kriterine göre gecikme sayısı 4 olarak belirlenmiştir. Daha sonra modelde otokorelasyon problemi olup olmadığını araştırmak için LM testi yapılmıştır. Yapılan test sonucuna göre ise otokorelasyon sorununa rastlanmamıştır. Tablo 2'de kriter ve test değerleri yer almaktadır.

**Tablo 2. Gecikme sayısının Belirlenmesi**

m	AIC	$X^{2BG}$
1	-3.934	4.509***
2	-3.940	8.881*
3	-4.047	5.877**
<b>4</b>	<b>-4.070</b>	<b>1.124</b>

$X^{2BG}$  : Breusch-Godfrey otokorelasyon test istatistiğidir.  
\*%1, \*\*%5, \*\*\*%10'da anlamlılığı gösterir ve hata terimleri arasında otokorelasyon olduğunu ifade eder.

Gecikme sayısı belirlendikten sonra sınır testi yaklaşımıyla seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına geçilmiştir. Tablo 3 sınır testi sonuçlarını göstermektedir.

**Tablo 3. Sınır Testi Sonuçları**

k	F istatistiği	%5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler	
		Alt Sınır	Üst Sınır
1	10.490	6.56	7.30

k, (2) numaralı denklemdeki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd.(2001:300)’deki Tablo CI(V)’ten alınmıştır.

Tablo 3’de görüldüğü üzere hesaplanan F istatistiği Pesaran’ın üst kritik değerini aştığı için seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Artık seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edildiğinden uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modeli kurulabilir.

### 3.3. ARDL Modeli

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin incelenmesi için ARDL modeli aşağıdaki gibi kurulmuştur. Gecikme sayılarının belirlenmesi için yine Akaike bilgi kriterinden yararlanılmıştır.

$$BY_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} BY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} LET_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

**Tablo 4. ARDL (1,2) Modelinin Tahmin Sonuçları**

Değişkenler	Katsayı	T istatistiği
BY(-1)	-0.514	-2.573**
LET	1.045	5.546*
LET(-1)	-0.763	-2.195**
LET(-2)	-0.762	-2.242**
C	4.390	3.287*
T	0.037	3.442*
Tanısal Denetim Sonuçları		
$R^2$	0.733	
$\bar{R}^2$	0.670	
$X^2_{BG}$	0.640[0.424]	
$\chi^2_{NORM}(2)$	1.341[0.511]	
$\chi^2_{WHITE}(1)$	3.199[0.074]	
$X^2_{RAMSEY}(1)$	2.629[0.105]	

\*%1, \*\*%5, \*\*\*%10’da anlamlılığı gösterir

$X^2_{BG}$ ,  $\chi^2_{NORM}$ ,  $\chi^2_{WHITE}$ ,  $X^2_{RAMSEY}$  sırasıyla otokorelasyon, normallik, değişen varyans ve model kurma hatası sınaması istatistikleridir.

### 3.3.1. Uzun Dönemli İlişki

ARDL (1,2) modelinin tahmin sonuçlarına göre hesaplanan uzun dönem katsayıları Tablo 5’de yer almaktadır.

**Tablo 5. ARDL (1,2) Modelinden Elde Edilen Uzun Dönem Katsayıları**

Değişkenler	Katsayı	T istatistiği
LET	-0.316	-3.586*
C	2.898	3.514*
T	0.024	3.712*

\*%1, \*\*%5, \*\*\*%10’da anlamlılığı gösterir

Tablodaki sonuçlar ekonomik büyüme ile elektrik tüketimi arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Elektrik tüketimi değişkeninin katsayısı negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

### 3.3.2. Kısa Dönemli İlişki

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin araştırılması için ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$\Delta BY_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{3i} \Delta BY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta LET_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

Buradaki  $EC_{t-1}$  değişkeni uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir.

**Tablo 6. ARDL(1,2) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları**

Değişkenler	Katsayı	T istatistiği
DLET	1.045	5.546*
DLET(-1)	0.762	2.242**
C	4.390	3.287*
T	0.377	3.442*
ECT(-1)	-1.514	-7.573*

\*%1, \*\*%5, \*\*\*%10’da anlamlılığı gösterir

Hata düzeltme değişkeninin katsayısı -1.514 olarak belirlenmiştir. Narayan and Smyth (2006) in de çalışmalarında ifade ettiği gibi hata düzeltme değişkeninin katsayısının 1’den büyük olması sistemin dalgalanarak dengeye geldiğini ifade etmektedir ve bu dalgalanma her seferinde azalarak uzun dönemde dengeye dönüşü sağlayacaktır. Sonuç olarak beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Elektrik tüketimi ile büyüme arasında kısa dönemde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Bu sonuca göre kısa dönemde elektrik tüketimindeki bir artış büyüme üzerinde de pozitif yönde bir etki yaratmaktadır.

## 4. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye’de elektrik tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi 1974–2004 yıllarını kapsayan veriler çerçevesinde incelenmiştir. Kullanılan

verilerden ekonomik büyüme serisi düzeyde durağan, elektrik tüketimi ise birinci farkı alındığında durağan hale geldiği için bu değişkenler arasındaki ilişki Pesaran vd. (2001)’in geliştirmiş olduğu sınır testi yaklaşımı ile incelenmiştir. Kısa dönemde pozitif bir ilişki çıkmasına rağmen uzun dönemde negatif bir ilişki çıkmıştır. Kısa dönem için Rosenberg (1998)’in belirttiği; elektrik tüketimi sadece sanayinin gelişmesindeki temel girdi olmasından değil aynı zamanda insanların hayat kalitesini artıran temel bir faktör olarak da ekonomik kalkınmada önemli bir rol oynar görüşü desteklenmektedir. Uzun dönem için baktığımızda ise kişi başına elektrik tüketiminin artması elektrik ve dolayısıyla enerji maliyetlerini azaltır. Türkiye’de ise elektrik tüketimi hala düşük düzeylerde olduğundan enerji maliyetleri yüksektir. Bu durum uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde olumsuz bir etki yapmaktadır. Türkiye’nin büyüme performansını artırabilmesi ve sürdürülebilir kılması için alternatif ve düşük maliyetli elektrik üretimini sağlaması gerekmektedir.

### Referanslar

- AKARCA, A.T., LONG, T.V. (1980). On the relationship between energy and GNP: a reexamination. *Journal of Energy and Development*, vol. 5, pp. 326-331.
- ALTINAY, G., KARAGOL, E. (2005). Electricity consumption and economic growth: evidence from Turkey. *Energy Economics*, 27, pp. 849-856.
- DICKEY, D., FULLER, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- ENGEL, R.F., GRANGER, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, vol. 55, No.2, pp. 251-276.
- EROL, U., YU, E.S.H. (1987). On the relationship between energy and income for industrialized countries. *Journal of Energy and Employment*, 13, pp.113-122.
- FERGUSON, R., WILKINSON, W., HILL, R. (2000). Electricity use and economic development. *Energy Policy*, 28, pp. 923-934.
- GHOSH, S. (2002). Electricity consumption and economic growth in india. *Energy Policy*, 30, pp. 125-129.
- GRANGER, C.W.J., NEWBOLD, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2 (2), pp. 111-120.
- GUJARATI, D.N (1999). *Temel ekonometri*, (Çev. Ü. ŞENESEN & G.G. ŞENESEN). İstanbul, Literatür Yayınları.
- JOHANSEN, S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, No. 2/3, pp. 231-254.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, No. 2, pp.169-210.
- JUMBE, C.B.L. (2004). Cointegration and causality between electricity consumption and GDP: empirical evidence from malawi. *Energy Economics*, 26, pp. 61-68.
- KRAFT, J., KRAFT, A. (1978) On the relationship between energy and GNP. *Journal of Energy and Development*, vol.3, pp. 401-403.
- MOZUMDER, P., MARATHE, A. (2007). Causality relationship between electricity consumption and GDP in Bangladesh. *Energy Policy*, 35 (1) pp.395-402.



- NARAYAN, P.K., SMYTH, R. (2006) What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji-US Migration 1972–2001. *Contemporary Economic Policy*, vol. 24, No.2, pp. 332–342.
- NARAYAN S., NARAYAN P.K. (2004). Determinants of demand of Fiji's exports: An empirical investigation. *The Developing Economics*, XVII-1 95-112.
- PESARAN, M.H., SHIN, Y., SMITH, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp.289-326.
- PHILLIPS, P.C.B., PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biomètrika*, 75 (2) pp. 336-346.
- ROSENBERG, N. (1998). The role of electricity in industrial development. *The Energy Journal*, 19, pp. 7-24.
- RUFAEL, Y.W. (2006). Electricity consumption and economic growth: A time series experience for 17 African countries. *Energy Policy*, 34, pp.1106–1114.
- SHIU, A.L., PUN, L. (2004). Electricity consumption and economic growth in China. *Energy Policy*, 32, pp. 47-54.
- STERN, D.I. (1993). Energy and economic growth in the USA: A multivariate approach. *Energy Economics*, 15, pp.137-150.
- . (2000). Multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macroeconomy. *Energy Economics*, vol. 22, pp. 267–283.
- STERN, D.I, CLEVELAND, J.C. (2004). Energy and economic growth. *Rensselaer Working Papers in Economics*, pp. 1-42.
- TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu). *İstatistiksel Göstergeler 2004*.