

## TÜRKİYE'DE ENERJİ TÜKETİMİNİN EKONOMİK BÜYÜME ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

Erman ERBAYKAL\*

### ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye'de ekonomik büyüme ile enerji tüketimi ilişkisi, 1970–2003 dönemi için incelenmiştir. Ekonomik büyüme ve enerji 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; kısa dönemde değişkenler arasında pozitif bir ilişki ortaya çıkarken, uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Ekonomik büyüme, enerji tüketimi, eşbütünleşme, sınır testi, ARDL modeli

### ABSTRACT

This paper aims to investigate relationship between economic growth and energy consumption of Turkey over the period between 1970–2003. Due to economic growth and energy consumption variables used in empirical analysis was different order of integration (I (0) and I (1)) we employed bound test approach. We found co-integration relationship between the variables and in the short run there is a positive relationship between the variables however in the long run there is no relationship statistically.

**Keywords:** Economic Growth, energy consumption, co-integration, bound test, ARDL model

## 1. GİRİŞ

Standart makroekonomik büyüme teorileri, emek ve sermayeye odaklanıp, enerjinin ekonomik büyüme ve üretim için önemli olan rolüne gerekli önemi vermemişlerdir (Stern ve Cleveland, 2004: 7). Neo-klasik üretim fonksiyonu, ekonomik büyümeyi emek, sermaye ve teknolojiye bağlı olarak açıklar. Teknoloji olarak, toplam faktör verimliliği kullanılır ve faktör verimliliği, büyümenin emek ve sermaye ile açıklanamayan kısmını ifade eder; ancak günümüzde enerji, üretim sürecinin devamı için vazgeçilmez bir üretim girdisi haline gelmiştir.

---

\* İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, Balıkesir Üniversitesi Bandırma

eerbaykal@yahoo.com

1970’li yıllarda yaşanan petrol krizlerine kadar ihmal edilen bu durum, kriz yıllarından itibaren enerjinin bir üretim faktörü olarak önemini ortaya koymuştur. Artık üretim fonksiyonunda çıktı açıklanırken, emek ve sermayenin yanında, enerji de bir üretim faktörü olarak yer almaya başlamıştır. IEA(International Energy Agency) tarafından yapılan bir çalışmada da, 1981–2000 dönemi için bazı gelişmekte olan ülkelerde enerji üretim fonksiyonuna dahil edilmiş ve ekonomik kalkınmanın ara aşamasında olan ülkelerde, enerjinin, ekonomik büyüme üzerinde, üretim faktörleri arasında yer alan diğer değişkenlere oranla daha önemli bir rol oynadığı sonucuna varılmıştır (IEA, 2004:360).

Ekonometrinin de yaygın biçimde kullanılmaya başlanmasıyla birlikte, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme ilişkisi, farklı ülkeler ve farklı dönemler için incelenmiş ve bu alanda geniş bir literatür oluşmuştur. Kraft ve Kraft(1978), Akarca ve Long(1980), Erol ve Yu (1987), Stern (1993), Masih ve Masih(1997), Asafu Adjaye (2000), Soyaş, Sarı ve Özdemir (2001), Altınay ve Karagöl (2004) ve Rufael (2005), literatüre önemli katkılar yapan çalışmalardır. Bu konudaki ilk çalışma, Kraft ve Kraft (1978) tarafından gerçekleştirilmiştir. 1947–1974 dönemi için ABD’nin enerji tüketimi ve GSMH arasındaki ilişkisinin incelendiği bu çalışmada, GSMH’dan enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Akarca ve Long (1980), iki yıl sonra, ABD için 1947–1972 yıllarını kapsayan aynı verilerle bu ilişkiyi test etmişler ve değişkenler arasında bir ilişki bulamamışlardır.

Erol ve Yu (1987), 1952–1982 dönemlerini kapsayan verilerle İngiltere, Fransa, İtalya, Almanya, Kanada ve Japonya için enerji tüketimi ve GSYİH ilişkisini incelemişler; 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 ilişkisi bulmuşlardır. Fransa ve İngiltere için ise bir nedensellik tespit edilememiştir. Bu çalışmaların ortak bir özelliği, iki değişkenli modellerin kullanılmış olmasıdır. Stern (1993), İki

değişkenli modellerde nedensellik ilişkisinin, enerjinin diğer girdilerle olan ikame etkisi gözardı edildiği için, sağlıklı olmadığını iddia etmiş ve yaptığı çalışmada, çok değişkenli bir eşbütünleşme modeli ile ABD'nin enerji tüketimi ile GSYİH ilişkisini incelemiş ve bir ilişki bulamamıştır. Stern (2000), ABD için, yine çok değişkenli modelle, 1948–1994 yılları arasında enerji tüketimi ile GSYİH arasındaki nedenselliği incelemiş ve bir önceki çalışmasını destekleyen sonuçlar bulmuştur.

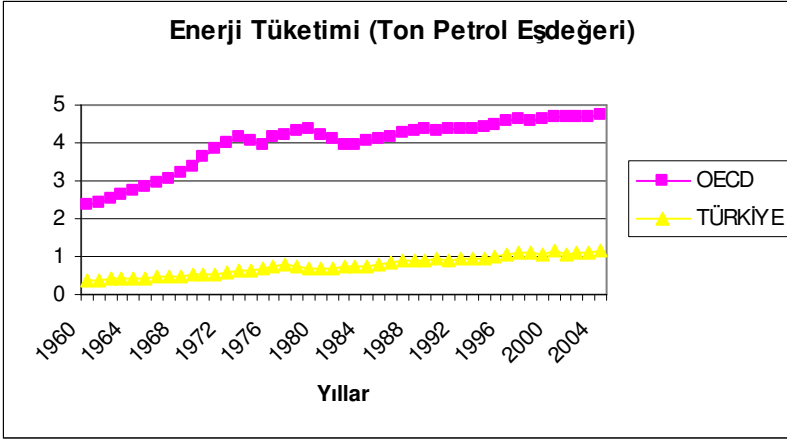
Masih ve Masih (1997), Güney Kore ve Tayvan için enerji tüketimi, reel gelir ve enerji fiyatları serilerini kullanarak yaptıkları çalışmada, hem Güney Kore hem de Tayvan için enerji tüketimi ile GSYİH arasında iki yönlü nedensellik bulmuşlardır. Asafu ve Adjaye (2000) ise, Hindistan, Endonezya, Tayland ve Filipinler'den oluşan dört Uzakdoğu ülkesi için reel gelir, enerji tüketimi ve enerji fiyatlarını kullanarak yaptıkları çalışmada, Tayland ve Filipinler için iki yönlü nedensellik, Hindistan ve Endonezya için enerji tüketiminden gelire doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Rufael (2005), 19 Afrika ülkesi için, 1971–2001 yılları arasındaki enerji tüketimi ve GSYİH arasında eşbütünleşme ilişkisini, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ile incelemiş ve 8 ülkede eşbütünleşme ilişkisine rastlamıştır. Lee (2005), 1975–2001 döneminde, 18 gelişmekte olan ülke için yaptığı panel veri çalışmasında, hem kısa hem uzun dönemde enerji tüketiminden GSYİH'ye doğru tek yönlü nedensellik bulmuştur. Al İriani (2006), altı körfez işbirliği teşkilatı üyesi ülke için yaptığı panel data çalışmasında, GSYİH'den enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulmuştur.

Türkiye'de enerji tüketimi incelendiğinde, tüketilen enerjinin yaklaşık %80-85'lik kısmının konvansiyonel enerji kaynakları olan taşkömürü, linyit, doğalgaz ve petrolden oluştuğu görülmektedir. Bu kaynaklarda, Türkiye'nin 2004 yılına ait rezervlerinin dünya rezervleri içindeki payları, taşkömüründe 1126 milyon ton ile %0.22, linyitte 7965 milyon ton ile %1.52, petrolde 40.8

milyon ton ile % 0.005 ve doğalgazda 8.5 milyar m<sup>3</sup> ile % 0.00001 düzeyindedir. Linyitin toplam enerji tüketimindeki payı, zaman içinde azalıp, 1990 yılında %18,5 civarından 2004 yılında %11’e gerilerken; tamamen dışa bağımlı olduğumuz doğalgazın enerji tüketimindeki payının ise aşırı arttığı görülmektedir. Nitekim, toplam enerji tüketiminde doğalgazın payı, 1990 yılında %6 civarındayken, 2004 yılında % 23’e çıkmıştır. Taşkömürünün enerji tüketimindeki payı, 1990 yılında % 11,6 iken 2004 yılında % 14’e yükselmiştir. Enerji tüketiminde petrolün payında ise bir azalma yaşanmıştır: 1990 yılında %45 olan oran, 2004 yılında %37,5’a gerilemiştir (Enerji Bakanlığı 2004); ancak kullanılan enerji kaynakları içerisinde hala en yüksek paya sahiptir. Bu veriler ışığında, Türkiye’nin enerji tüketimindeki dışa bağımlılığı, gelecekteki en önemli sorunlardan biri olarak gözükmektedir.

Toplumsal gelişmişlik göstergesi olarak da değerlendirilen enerji tüketimi, özellikle sanayi üretiminde önemli girdilerden biri olması itibariyle, ülke ekonomileri için çok önemlidir. Bu açıdan, Türkiye’nin enerji tüketimi OECD ülkeleriyle karşılaştırıldığında, Türkiye’nin enerji tüketiminin OECD’nin çok altında olduğu görülür. Grafik 1., Türkiye ve OECD için enerji tüketimini (ton petrol eşdeğeri olarak) yıllar itibariyle göstermektedir.

Türkiye’yi konu alan çalışmalar incelendiğinde, Soyaş, Sarı ve Özdemir’in (2001), 1960–1995 dönemindeki Türkiye için enerji tüketimi ile GSYİH ilişkisini inceledikleri ve enerji tüketiminden GSYİH ya doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi buldukları görülür. Soyaş ve Sarı (2003), G–7 ülkeleri ve Türkiye’nin de dahil olduğu 10 gelişmekte olan ülke için enerji tüketimi ile GSYİH ilişkisini 1950–1992 dönemi için incelemişler ve Arjantin de iki yönlü, İtalya ve Kore’de GSYİH’den enerji tüketimine doğru, Türkiye, Fransa, Almanya ve Japonya’da ise enerji tüketiminden GSYİH’ya doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi ortaya çıkarmışlardır. Altınay ve Karagöl (2004), 1950–2000 arasında Türkiye için yaptıkları çalışmalarında, enerji tüketimi ve GSYİH serileri arasında nedensellik ilişkisi bulamamışlardır.



**Grafik 1. Türkiye ve OECD Ülkelerinin Enerji Tüketimleri**

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasındaki ilişkinin varlığını araştırmaktır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi, Pesaran vd.(2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ile; kısa ve uzun dönem ilişkileri ise, kurulan ARDL modelleri çerçevesinde incelenecektir. Birinci bölümde, konuya bir giriş yaptıktan sonra, ikinci bölümde kullanılan model ve veri seti tanıtılmış; üçüncü bölümde, uygulanan yöntem ve ampirik sonuçlarına yer verilmiştir. Son bölümde de çalışmanın sonuç ve değerlendirme kısmı yer almaktadır.

## 2. MODEL VE VERİ SETİ

Çalışmada kullanılan model aşağıdaki gibidir:

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

Burada,  $BY_t$ :Büyüme oranı serisidir. GSYİH serisinin bir önceki yıla göre değişimini ifade etmektedir. Veriler TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu)’ten alınmış ve 1987 fiyatlarıyla reel hale getirilmiştir.  $LET_t$ : Enerji Tüketimi serisidir. Bu serinin verileri de OECD Statistics’den alınmış ve logaritmik hale dönüştürülmüştür. Kullanılan bu veriler 1970–2003 dönemine ait yıllık

verilerden oluşmaktadır. Çalışmanın izleyen bölümlerinde büyüme oranı serisi BY, enerji tüketimi serisi LET ile ifade edilecektir.

### 3. YÖNTEM VE AMPİRİK SONUÇLAR

#### 3.1 BİRİM KÖK TESTİ

İlk önce, bu modelde kullanılan değişkenlerin durağanlık düzeylerinin incelenmesi gerekmektedir. Zaman serileri analizinde serilerin durağanlık düzeyleri birim kök testleriyle sınanır. Bir zaman serisi, ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise durağandır (Gujarati, 1999:713). Durağan olmayan serilerin varyansı ve ortalaması zaman içinde değişmektedir ve zaman sonsuza gittikçe varyans da sonsuza gitmektedir. Zaman serilerinin durağanlığını test etmek için, Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen “Genişletilmiş Dickey-Fuller”(ADF) ve Phillips ve Perron (1988) birim kök testleri kullanılmıştır:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada,  $\Delta Y_t$  durağanlığı analiz edilen değişkenin birinci farkı, t genel eğilim değişkeni  $\Delta Y_{t-i}$  durağanlığı analiz edilen değişkenin birinci farkının gecikmeli değerleridir. Bu değerlerin modele konmasının nedeni, hata teriminde ardışık bağımlılık problemi varsa, bu problemi ortadan kaldırmaktır. Denklemden k ile gösterilen ise, gecikme uzunluğudur. Bu çalışmada, gecikme uzunluğu belirlenirken, Schwarz bilgi kriteri kullanılmıştır. ADF testi  $\delta$  katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığını test eder ve elde edilen sonuçlar, MacKinnon kritik değerleriyle karşılaştırılır.

Eğer ADF-t istatistiği MacKinnon kritik değerinden mutlak olarak büyükse, modelde kullandığımız zaman serisi durağan demektir.

**Tablo 1. ADF Test Sonuçları**

Değişkenler	T İstatistikleri	ADF Test İstatistiği %1	ADF Test İstatistiği %5
BY	-6.593*	-3.646	-2.954
LET	-3.176	-4.262	-3.552
$\Delta$ BY	-	-	-
$\Delta$ LET	-6.841*	-4.273	-3.557

\*%1 de anlamlılığı gösterir

Tablo 1' deki ADF test sonuçlarına göre, BY serisi düzeyde durağan çıkarken; LET serisi, birinci farkı alındığında durağan hale gelmiştir. Durağanlık analizinde kullandığımız bir diğer test ise, Phillips ve Perron (1988) testidir. Dickey ve Fuller (1979) testine göre, hata terimlerinin beyaz gürültü olduğu; yani ardışık bağımsızlık, normal dağılım ve sabit varyansa sahip olduğu kabul edilmektedir. Phillips ve Perron (1988), geliştirdikleri yöntem ile Dickey ve Fuller (1979) prosedürü çerçevesinde kabul edilen bu varsayımı biraz yumuşatarak, hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin vermektedir (Kutlar, 2000:171).

Aşağıdaki tablo 2'de görüldüğü gibi, Phillips Perron test sonuçları, ADF testi sonuçlarını desteklemektedir. İki testin sonucuna göre, BY serisi düzeyde durağan; LET serisinin ise, birinci farkı durağan çıkmıştır. Yani BY serisi I(0), LET serisi I(1) dir.

**Tablo 2. Phillips Perron Testi Sonuçları**

Değişkenler	T İstatistikleri	PP Test İstatistiği	
		%1	%5
BY	-6.593*	-3.646	-2.954
LET	-3.223	-4.262	-3.552
$\Delta$ BY	-	-	-
$\Delta$ LET	-6.625*	-4.273	-3.557

\*%1 de anlamlılığı gösterir

### 3.2 EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

Durağanlık kavramının öneminin ortaya çıkmasından itibaren, durağan olmayan seriler arasında sahte regresyon sorunuyla karşılaşmıştır. Serilerin farklarının alınıp regresyona sokulması, bu soruna bulunan çözüm yollarından biri olmuştur. Serilerin farkları alınarak modellenmesi ise, uzun dönem dengesi için önemli bilgilerin kaybedilmesine yol açmaktadır. Engle ve Granger (1987), bu soruna çözüm olarak birinci farkı alındığında, durağan olan serilerin düzey halleriyle modellenebilmelerine olanak sağlayan bir yöntem geliştirmişlerdir. Ancak bu yöntem, bir tane eşbütünlük vektör olması esasına dayanmakta; birden fazla eşbütünlük vektör olması durumunda kullanılamamaktadır. Johansen (1988), geliştirdiği yöntem ile tüm değişkenlerin içsel olarak kabul edildikleri VAR modelinden yola çıkarak, değişkenler arasında kaç tane eşbütünlük vektör olduğunu test edilebilmektedir. Dolayısıyla, Engle ve Granger (1987) metodunda olduğu gibi, testi tek bir eşbütünlük vektör beklentisiyle sınırlandırmadan, daha gerçekçi bir sınama gerçekleştirilebilmektedir.

Kullanılan Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) eşbütünlük yöntemlerinin önemli bir ortak noktası ise, eşbütünlük ilişkisi araştırılacak olan serilerin düzeyde durağan olmamaları ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmeleridir. Eğer bu serilerden bir veya daha fazlası düzey halinde durağan, yani I(0) ise, bu testler



ile eş bütünlüşme ilişkisi araştırılmaz. Bu sorun, Pesaran vd.(2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ile ortadan kaldırılmaktadır. Bu yaklaşıma göre, serilerin I(0) veya I(1) olmalarına bakılmaksızın, seriler arasında eşbütünlüşme 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. Modelin bu çalışmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta BY_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta BY_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LET_{t-i} + \alpha_3 BY_{t-1} + \alpha_4 LET_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

Eşbütünlüşme ilişkisinin varlığının test edilmesi için, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F testi yapılır. Bu test için temel hipotez, ( $H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ ) şeklinde kurulur ve hesaplanan F istatistiği, Pesaran vd(2001)'deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistiği, Pesaran alt kritik tablo değerinden düşük ise, seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi bulunmaz iken, hesaplanan F istatistiği alt ve üst tablo kritik değeri arasındaysa, kesin bir yorum yapılamamaktadır. Eğer hesaplanan F istatistiği, tablo üst kritik değerinden üzerindeyse, seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi vardır.

Seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi tespit edildikten sonra, uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modelleri kurulur. UECM modelinde, m gecikme sayısını ifade etmektedir. Gecikme sayısının belirlenmesi için, çeşitli bilgi kriterlerinden (Akaike, Schwarz ve Hannan Quinn gibi) yararlanılır ve en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu, modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Ancak, oluşturulan model ardışık bağımlılık problemi içeriyorsa, bu durumda ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu alınır; eğer ardışık bağımlılık 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 3 olarak belirlenmiştir. Daha sonra, 3 gecikmeyle oluşturulan UECM modelinde, ardışık bağımlılık sorunu olup olmadığı LM testi yardımıyla incelenmiştir. Yapılan test sonucuna göre ise, ardışık bağımlılık sorununa rastlanmamıştır. Tablo 3’te testlerin sonuçları yer almaktadır.

UECM modelinde gecikme sayısı belirlendikten sonra, sınır testi yaklaşımıyla, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına geçilmiştir. Bu aşamada UECM modelinden yola çıkarak hesaplanan F testi, Pesaran(2001)’in tablo alt ve üst kritik değerleriyle karşılaştırılmıştır. Tablo 4’te, sınır testi sonuçlarını göstermektedir.

**Tablo 3. Gecikme Sayısının Belirlenmesi**

m	AIC	$X^{2BG}$
1	-4.067	4.674***
2	-4.016	0.883
<b>3</b>	<b>-4.109</b>	<b>0.308</b>
4	-4.013	0.874

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

**Tablo 4. Sınır Testi Sonuçları**

k	F istatistiği	%5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler	
		Alt Sınır	Üst Sınır
1	30.723	4.94	5.73

k (3) numaralı denklemdaki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd.(2001:300)’deki Tablo CI(iii)’ten alınmıştır.

### 3.3 ARDL MODELİ

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

$$BY_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} BY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} LET_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

**Tablo 5. ARDL (1,2) Modelinin Tahmin Sonuçları**

Değişkenler	Katsayı	T istatistiği
BY(-1)	-0.266	-1.578
LET	0.774	7.527*
LET(-1)	-0.432	-2.326**
LET(-2)	-0.332	-2.015***
C	-0.030	-0.515
<b>Tamsal Denetim Sonuçları</b>		
$R^2$	0.714	
$\bar{R}^2$	0.669	
$X^2_{BG}$	0.562[0.453]	
$\chi^2_{NORM} (2)$	1.341[0.511]	
$\chi^2_{WHITE} (1)$	2.882[0.090]	
$X^2_{RAMSEY} (1)$	2.113[0.146]	

\*%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.

Tablo 5’ te görüldüğü gibi, oluşturulan modelde otokorelasyon, değişen varyans, normal dağılıma uymama ve modelin hatalı kurulması gibi problemlere rastlanmamıştır.

### 3.3.1 Uzun Dönemli İlişki

ARDL (1,2) modelinin tahmin sonuçlarına göre hesaplanan uzun dönem katsayıları Tablo 6’da yer almaktadır.

**Tablo 6. ARDL(1,2) Modelinin Uzun Dönem Katsayıları**

Değişkenler	Katsayı	T istatistiği
LET	0.0077	0.6178
C	-0.0238	-0.5112

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

Tablodaki sonuçlar, ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında, uzun dönemde pozitif; ama istatistiksel olarak anlamsız bir ilişki olduğunu göstermektedir.

### 3.3.2 Kısa Dönemli İlişki

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

$$\Delta BY_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta BY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta LET_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

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. Test sonuçları, Tablo 7’de yer almaktadır.

**Tablo 7. ARDL(1,2) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları**

Değişkenler	Katsayı	T istatistiği
DLET	0.7747	7.5272*
DLET(-1)	0.3322	2.0155**
C	-0.0301	-0.5155
ECT(1)	-1.2661	-7.2732*

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

Hata düzeltme değişkeni, beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Narayan and Smyth (2006)'in de çalışmalarında ifade ettikleri gibi, hata düzeltme değişkeninin katsayısının 1'den büyük olması, sistemin dalgalanarak dengeye geldiğini ifade etmektedir. Bu dalgalanma, her seferinde azalarak, uzun dönemde dengeye dönüşü sağlayacaktır. Enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında, kısa dönemde, pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Bu sonuca göre, kısa dönemde enerji tüketimindeki bir artış, ekonomik büyüme üzerinde de pozitif yönde bir etki yaratmaktadır. Bulduğumuz bu sonuç, IEA(2004) tarafından yapılan çalışma sonuçlarını desteklemektedir.

#### 4. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, Türkiye'nin ekonomik büyüme ile enerji tüketimi ilişkisi incelenmiştir. Enerjinin özellikle 1970'li yıllarda yaşanan petrol krizinden itibaren öneminin artması ve sanayide önemli bir girdi haline gelmesi, ülkelerin ekonomileri üzerindeki etkisini daha da arttırmıştır. Bu açıdan bakıldığında, Türkiye'nin ekonomik büyüme ile enerji tüketimi ilişkisinin incelenmesinin önemi ortadadır. Çalışmada kullanılan serilerden ekonomik büyüme serisi, düzeyde durağan; enerji tüketimi serisi ise, birinci farkı alındığında durağan hale geldiği için, bu iki seri arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Pesaran(2001)'in geliştirdiği sınır testi yaklaşımıyla incelenmiştir. Yapılan test sonuçlarına göre, iki seri arasında eşbütünleşme ilişkisi ortaya çıkarken, kurulan ARDL modelleriyle kısa ve uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılmıştır.

Kısa dönemde, enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki çıkarken; uzun dönemde, ortaya çıkan pozitif ilişki istatistiksel olarak desteklenmemiştir. Kısa dönemde, enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip olması, enerjinin özellikle sanayide önemli bir girdi olmasıyla açıklanabilir. Türkiye için ortaya çıkan bu sonuç, dünyada, son yıllarda ampirik çalışmalarla desteklenen, enerjinin üretim sürecinin devamı için vazgeçilmez bir üretim girdisi haline gelmesi görüşünü destekler niteliktedir. Ancak, Türkiye’nin enerjide dışa bağımlılığı düşünüldüğünde, ekonomik büyüme performansını sürdürülebilir kılması için alternatif ve düşük maliyetli enerji üretimini sağlaması gerektiği söylenebilir.

## KAYNAKÇA

1. Akarca, A.T. T.V. Long (1980) “On the relationship between energy and GNP: a reexamination”, *Journal of Energy and Development*, Vol. 5, pp. 326-331
2. Al-İ., Mahmoud A., (2006). “Energy-GPD Relationship Revisited: An Example from GCC Countries Using Panel Countries”, *Energy Policy, Article in Pres*
3. Altınay, G., Karagol, E., (2004). “Structural Break, Unit Root, and the Causality between Energy Consumption and GDP in Turkey”, *Energy Economics*, 26, pp. 985-994.
4. Asafu-Adjaye, J.,(2000). “The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries.” *Energy Economics*, Vol. 22, No. , pp. 615–625.
5. Dickey, D., W. Fuller, (1979). “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root.” *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, No.pp. 427-431.

6. 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.
7. Erol, U., Yu, E. S. H., (1987). "On the Relationship Between Energy and Income for Industrialized Countries", *Journal of Energy and Employment*, pp.113-122.
8. Gujarati, D.N., (1999) "Temel Ekonometri", (Çev. Ü. Şenesen & G.G. Şenesen). İstanbul, Literatür Yayınları.
9. Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Co-integration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* Vol. 12, No. 2/3, pp. 231-254.
10. Johansen, S., Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration-With Applications to the Demand For Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, pp.169-210.
11. IEA OECD Statistics Data Base (2004)
12. Kraft, J. A. Kraft, (1978) "On the relationship between energy and GNP", *Journal of Energy and Development*, Vol.3, No. , pp. 401-403.
13. Kutlar, A., (2000). *Ekonometrik Zaman Serileri*. Ankara: Gazi Kitabevi
14. Lee, C. C., (2005). "Energy Consumption and GDP in Developing Countries: A Co integrated Panel Analysis", 27, pp. 415-427
15. Masih, A. M. M., Masih R., (1997). "On the Temporal Causal Relationship Between Energy Consumption, Real Income and Prices: Some Evidence From Asian-Energy Dependent NICs Based on A Multivariate Co-integration/Vector Error Correction Approach", *Journal of Policy Modelling*, 19, pp. 417-440
16. Narayan S., Narayan P. K. (2004). "Determinants of Demand of Fiji's Exports: An Empirical Investigation" *The Developing Economics XVII-1* 95-112

17. 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.
18. 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
19. Phillips, P.C.B., Perron, P., (1988). “Testing for a unit root in time series regression.” *Biomètrika*75 (2) 336-346.
20. Rufael, Y. W., (2005). “Energy Demand and Economic Growth: The African Experience”, *Journal of Policy Modeling*, 27, pp. 891-903
21. Stern, D.I., (1993). “Energy and Economic Growth in the USA:A Multivariate Approach”, *Energy Economics*, 15, pp.137-150.
22. Stern, D.I., (2000). “Multivariate co-integration analysis of the role of energy in the US macro economy.” *Energy Economics*, Vol. 22, pp. 267–283.
23. Stern, D.I., Cleveland, J. C., (2004). “Energy and Economic Growth”, *Rensselaer Working Papers in Economics*, pp. 1-42.
24. Soytaş,U., Sarı,R., Özdemir,Ö., (2001). “Energy Consumption and GNP Relation in Turkey: A Co-integration and Vector Error Correction Analysis”, *Global Business and Technology Association*, p.838-844
25. Soytaş, U., Sarı, R., (2003). “Energy Consumption and GDP: A Causality relationship in G–7 Countries and Emerging Markets”, *Energy Economics*, 25, pp.33–37
26. TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu) İstatistiksel Göstergeler 2004.