

TÜRKİYE'DE ELEKTRİK TÜKETİMİ, İSTİHDAM VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ

THE RELATIONSHIP AMONG ELECTRICITY CONSUMPTION, EMPLOYMENT AND REAL INCOME IN TURKEY

Yrd.Doç.Dr.Özgür POLAT¹
Enes E. USLU²
Arş.Gör.Sayın SAN³

ÖZET

Bu çalışmada; Türkiye'de elektrik tüketimi, istihdam ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki 1950-2006 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak araştırılmıştır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi ARDL sınır testi ve çok değişkenli vektör hata düzeltme modeline dayanan Granger nedensellik testi kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, söz konusu değişkenler arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme olduğu görülmüştür. Çok değişkenli Granger nedensellik analizinin sonuçları, istihdam ve elektrik tüketiminden reel GSMH'ye yönelik bir nedenselliğin uzun dönemde mevcut olduğunu, kısa dönemde ise sadece istihdam düzeyinden elektrik tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik olduğuna işaret etmektedir.

ABSTRACT

The relationship among electricity consumption, employment and real income in Turkey using annual data for the period of 1950-2006 is analyzed in this study. Cointegration relationship among the variables is determined using ARDL framework and causality of the variables is introduced with the Granger Causality based on vector error correction model. The results of this study show that electricity consumption, employment and real income are cointegrated in the long-run and that a unidirectional causality runs from employment and electricity consumption to real income in the long-run, while there exist only a unidirectional causality from employment to electricity consumption in the short-run.

¹ Dicle Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.

² TÜİK Uzmanı, Türkiye İstatistik Kurumu, Ankara. Çalışmadaki yorum ve görüşler yazarın kendisine ait olup, Türkiye İstatistik Kurumunu bağlamaz. Bu çalışma esas alınarak yapılan tüm çalışmalar için aynı kural geçerlidir.

³ Araştırma Görevlisi, Yıldız Teknik Üniversitesi.

Elektrik Tüketimi, Eşbütünleşme, Nedensellik
Electricity consumption, Cointegration, Causality

1. GİRİŞ

Makroekonomik değişkenlerin enerji sektörü arzındaki ani değişimlere olan tepkisini öngörebilmek amacıyla söz konusu değişkenlerin enerji arzındaki beklenmeyen kesintilere, enerji fiyatlarındaki artışlara, enerji tasarrufu ve çevre koruma politikalarındaki değişikliklere ve yeni enerji kaynaklarının keşfine karşı hassasiyetinin ortaya konulması oldukça önemlidir (Akarca ve Long, 1979: 151). Büyüme ve istihdamın elektrik tüketimine neden olması veya böyle bir nedenselliğin bulunmaması durumlarında, elektrik sektörü ile ilgili politikaların iktisadi büyüme ve istihdam düzeyi üzerinde bir etkisi bulunmayacaktır. Ancak, elektrik tüketiminden istihdam ve büyümeye yönelik bir nedenselliğin mevcut olması durumunda ise, elektrik tüketimini düşürecek önlemler içeren politikalar iktisadi büyüme ve istihdamı olumsuz bir şekilde etkileyecektir (Narayan ve Smyth, 2005: 1109).

Bu çalışmanın amacı; elektrik tüketimi, istihdam ve büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ve bu değişkenler arasındaki ilişkinin nedensellik yönünü araştırmaktır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi analiz etmek için Pesaran vd. (1996) ve Pesaran ve Shin (1999) tarafından geliştirilen ve çok değişkenli bir yaklaşım olan gecikmesi dağıtılmış otoregresif (autoregressive distributed lag-ARDL) model kullanılmıştır. Diğer alternatif eşbütünleşme testlerine göre sahip olduğu avantajlarından dolayı ARDL sınır testi ekonominin bir çok disiplininde popüler hale gelerek, Narayan (2005), Narayan ve Smyth (2006), Fosu ve Magnus (2006), Başar vd. (2009), Polat ve Uslu (2010) ve Polat (2011) gibi bir çok çalışmada farklı iktisadi konuların analizinde kullanılmıştır. İki değişkenli analiz ilgili diğer değişkenleri göz ardı ederek spesifikasyon sapmasına yol açabildiğinden, literatürde yer alan benzer çalışmalarda (Stern, 1993, 2000; Chang vd., 2001; Masih ve Masih, 1996; Narayan ve Smyth, 2005, Ghosh, 2009) olduğu gibi, bu çalışmada da iki değişkenli yaklaşımdan daha üstün olan çok değişkenli yaklaşım benimsenmiştir.

Çalışmanın ikinci bölümünde, konu ile alakalı literatürde yer alan çalışmalar kısa özetlenmiştir. Üçüncü bölümde, analizlerde kullanılan veriler ve ekonometrik yöntemler kısaca açıklanmıştır. Dördüncü bölümde, ekonometrik analizler sonucunda elde edilen çıktılar yer almaktadır. Beşinci bölümde ise, çalışmada elde edilen sonuçlar değerlendirilmiştir.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

1970'lerde ortaya çıkan dünya petrol krizi ile birlikte başlayan enerji tüketiminin diğer makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini araştıran çalışmalar, yeni ekonometrik yöntemlerin geliştirilmesi ile birlikte büyük artış göstermiştir. Kraft ve Kraft (1978), Amerika Birleşik Devletleri'nde

(ABD) enerji tüketimi ve gayri safi milli hasıla (GSMH) arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, Granger nedenselliğın GSMH'dan enerji tüketimine yönelik olduđu sonucunu elde ederken, Akarca ve Long (1979, 1980), Yu ve Hwang (1984) ve Erol ve Yu (1987) çalışmalarında ABD için GSMH ve enerji tüketimi arasında bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Stern (1993), ABD için enerji tüketimi ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi araştırdığı çalışmasında; enerji tüketimi, gayri safi yurtiçi hasıla, işgücü ve sermayeye ait veriler ile çok değişkenli bir yaklaşım kullanmışve enerji tüketiminin iktisadi büyümeye neden olmadığı, nedenselliğın iktisadi büyümeden enerji tüketimine doğru olduđu sonucunu elde etmiştir. Masih ve Masih'in (1996) Güney Kore ve Tayvan için vektör hata düzeltme yaklaşımı ile çok değişkenli bir eşbütünleşme yaklaşımı çerçevesinde yaptıkları çalışmanın sonuçları, her iki ülke için enerji tüketimi, reel gelir ve fiyatların uzun dönemde eşbütünleşik olduđunu ve enerji tüketimi ve reel gelir arasında iki yönlü bir nedenselliğın olduđunu göstermiştir. Granger nedenselliğın Hsiao(1981)tarafından önerilen biçimini kullanarak ABD'inde enerji tüketimi ve istihdam arasındaki nedenselliği araştıran Cheng vd. (1998), istihdam düzeyinin enerji tüketimine neden olduđuna dair bulgular elde etmişlerdir. Chang vd. (2001), Tayvan'da enerji tüketimi, istihdam ve üretim arasındaki ilişkiyi aylık veriler ve Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi ve vektör hata düzeltme modeline dayanan Granger nedensellik testi kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonuçları, istihdam ve üretim ile istihdam ve enerji tüketimi arasında iki yönlü bir nedenselliğın olduđuna ve enerji tüketiminden çıktı düzeyine doğru tek yönlü bir nedenselliğın olduđuna işaret etmektedir. Narayan ve Smyth(2005), ARDL eşbütünleşme ve Granger nedensellik testlerini kullanarak Avustralya'da elektrik tüketimi, istihdam ve reel GSYİH arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Bu çalışmanın sonuçlarına göre, elektrik tüketiminin bağımlı değişken olması durumunda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduđu, uzun dönemde nedenselliğın istihdam ve reel gelirden elektrik tüketimine yönelik olduđu ve kısa dönemde ise Granger nedenselliğın reel gelirden elektrik tüketimine ve istihdama doğru olduđu görülmüştür. Literatürde enerji tüketimi ve istihdam arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmaların farklı sonuçlar ortaya koyduđu görülmektedir. Bu çalışmalardan bazıları enerji tüketimi ve istihdam arasında her hangi bir ilişkinin varlığını tespit edemezken (Erol ve Yu, 1987, 1989; Yu vd. 1988; Yu ve Jin, 1992; Narayan ve Smyth, 2005), bazıları ise nedenselliğın istihdamdan enerji tüketimine doğru olduđunu (Murray ve Nan,1992; Cheng vd., 1998) veya enerji tüketiminden istihdama yönelik olduđunu (Akarca ve Long, 1979; Cheng ve Lai, 1997; Aqeel ve Butt, 2001) bulmuşlardır.

3. VERİ VE METODOLOJİ

3.1. Veriler

Bu çalışmada, TÜİK'ten (2010) temin edilen 1950-2006 dönemi yıllık toplam elektrik tüketimi (milyon GWh), reel GSMH (1948=100) ve

toplam istihdam verileri kullanılmıştır. Varyansın sabit hale getirilmesini ve serilerin durağanlığa yaklaşmasına katkıda bulunabildiğinden dolayı (Tarı, 2010: 376; Lütkepohl ve Kratzig, 2004: 17), literatürde yer alan diğer çalışmalarda (bkz. Narayan ve Smyth, 2005: 1111; Chang vd., 2001: 1050; Fatai vd., 2004: 433; Gosh, 2009: 2927) olduğu gibi tüm değişkenlere ait seriler bu çalışmada da doğal logaritmik hale dönüştürülerek kullanılmıştır.

3.2 Birim Kök Testleri

Nelson ve Plosser (1992), stokastik trende sahip birçok makroekonomik zaman serisinin birim kök içerdiği sonuçlarını elde etmişlerdir. Birim kök içeren değişkenler bir çok standart ampirik sonuçları saptırabildiğinden ve sahte sonuçlara yol açabildiğinden, zaman serilerinde birim kök testi uygulaması oldukça önemlidir (Chang vd., 2001: 1047). Her ne kadar, ARDL sınır testi değişkenlerin I(0) ve I(1) olmasına bakılmaksızın uygulansa dahi, değişkenlerin I(2) olması durumunda ARDL sınır testi sonuçları yanıltıcı olabilir (Fosu ve Magnus, 2006: 2081)

Bu çalışmada kullanılan değişkenlerin birim kök analizi; Dickey ve Fuller (1979; 1981) tarafından önerilen Geliştirilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi ve Phillips ve Perron (1989) tarafından geliştirilen Phillips-Perron (PP) birim kök testi ile Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen ve serilerdeki kırılmaları da analize dahil eden Zivot-Andrews (ZA) kırılmalı birim kök testi ile yapılmıştır.

Perron (1989), bir zaman serisinde yapısal kırılmanın göz önüne alınmaması durumunda birim kökü reddetme gücünün azalacağını ve yapısal kırılma içeren zaman serilerinin geleneksel birim kök testi ile analiz edilmesinin yanlış sonuçlar verebileceğini ortaya koymuştur. Geleneksel birim kök testlerinin bu eksikliğini gidermek amacıyla, Zivot ve Andrews (1992), serideki kırılma noktasının bilinmediği varsayımı altında Perron'un (1989) orijinal testini geliştirerek, yapısal kırılmaya sahip bir zaman serisinde birim kök testi yapmak için aşağıda yer alan üç modeli önermişlerdir:

$$\begin{aligned} \text{Model A: } \Delta y_t &= \mu_1^A + \gamma_1^A t + \mu_2^A DU_t(\lambda) + \alpha^A y_{t-1} \\ &+ \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_{At} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Model B: } \Delta y_t &= \mu_1^B + \gamma_1^B t + \gamma_2^A DT_t(\lambda) + \alpha^B y_{t-1} \\ &+ \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_{Bt} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{Model C: } \Delta y_t &= \mu_1^C + \gamma_1^C t + \mu_2^C DU_t(\lambda) + \gamma_2^C DT_t(\lambda) \\ &+ \alpha^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_{Ct} \end{aligned} \quad (3)$$

Burada Δ birinci fark operatörü, DU_t her bir muhtemel kırılma tarihinde meydana gelen düzeydeki kaymayı ve DT_t ise trend'de meydana gelen kaymayı ifade etmektedirler. Model A düzeyde meydana gelen değişmeyi, model B trendde meydana gelen değişimi ve model C ise hem düzeyde hem de trend'de meydana gelen değişimi analiz etmektedir (Zivot ve Andrews, 1992). Bu çalışmada yapısal kırılmalı birim kök testi analizlerinde model A ve C dikkate alınmıştır.

3.2 ARDL sınır testi

Bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Pesaran vd. (1996) ve Pesaran ve Shin (1999) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak analiz edilmiştir. ARDL sınır testi yaklaşımının en önemli üstünlüğü, değişkenlerin $I(0)$ ve $I(1)$ olmaların bakılmaksızın uygulanabilir olmasıdır (Pesaran ve Pesaran, 2009: 317). Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) gibi diğer geleneksel eşbütünlük analizleri ile karşılaştırıldığında, bu prosedürün az sayıda gözlem içeren serilerin analizinde etkin bir şekilde kullanılabilmesi, bu prosedürün bir diğer avantajı olarak görülmektedir (Fosu ve Magnus, 2006: 2080).

ARDL prosedürü üç aşamadan oluşmaktadır. Birinci aşamada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ortaya koymak amacıyla, ARDL hata düzeltme modelindeki değişkenlerin gecikmeli düzeylerindeki anlamlılığı F-istatistikleri hesaplanarak test edilir. F-istatistikleri standart olmayan bir dağılıma sahip olduğundan, Pesaran vd. (2001: 300-3001) trend ve/veya sabit içeren ve içermeyen ARDL modelleri için farklı regresörler için uygun kritik değerler hesaplayarak tablo halinde çalışmalarında vermişlerdir. Eğer hesaplanan F-istatistikleri bu değerler dışında ise, değişkenler arasındaki eşbütünlük hakkında bir yorum yapılabılır. Eğer hesaplanan F-istatistikleri bu kritik değerler arasında yer alırsa, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki hakkında bir yorum yapılamaz (Pesaran ve Pesaran, 2009: 317). Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmak için aşağıda yer alan kısıtsız hata düzeltme modelleri kullanılmıştır:

$$\begin{aligned} \Delta \ln ET_t &= a_{0ET} + \sum_{i=1}^n b_{iET} \Delta \ln ET_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iET} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iET} \Delta \ln L_{t-i} \\ &\quad + \alpha_{1ET} \ln ET_{t-1} + \alpha_{2ET} \ln Y_{t-1} + \alpha_{3ET} \ln L_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t &= a_{0Y} + \sum_{i=1}^n b_{iY} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iY} \Delta \ln ET_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iY} \Delta \ln L_{t-i} \\ &\quad + \beta_{1Y} \ln Y_{t-1} + \beta_{2Y} \ln ET_{t-1} + \beta_{3Y} \ln L_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln L_t &= a_{0L} + \sum_{i=1}^n b_{iL} \Delta \ln L_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iL} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iL} \Delta \ln ET_{t-i} \\ &\quad + \delta_{1L} \ln L_{t-1} + \delta_{2L} \ln Y_{t-1} + \delta_{3L} \ln ET_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

Burada $\ln ET$, $\ln L$ ve $\ln Y$ sırasıyla doğal logaritmik hale dönüştürülmüş elektrik tüketimi, istihdam ve reel GSMH değerlerini ifade etmektedir. Denklem (5), (6) ve (7)'de yer alan değişkenler arasındaki eşbütünlüğün bulunmadığı sıfır hipotezi ile alternatif hipotez aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\begin{aligned} H_0 &= \alpha_{1ET} = \alpha_{2ET} = \alpha_{3ET} = 0 & H_0 &= \beta_{1Y} = \beta_{2Y} = \beta_{3Y} = 0 & H_0 &= \delta_{1L} = \delta_{2L} = \delta_{3L} = 0 \\ H_1 &\neq \alpha_{1ET} \neq \alpha_{2ET} \neq \alpha_{3ET} \neq 0 & H_1 &\neq \beta_{1Y} \neq \beta_{2Y} \neq \beta_{3Y} \neq 0 & H_1 &\neq \delta_{1L} \neq \delta_{2L} \neq \delta_{3L} = 0 \end{aligned}$$

Değişkenler arasında eşbütünlük tespit edildikten sonra, ikinci aşamada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin katsayıları tahmin edilir ve katsayılar hakkında değerlendirmeler yapılır (Pesaran ve Pesaran, 2009: 319). Reel GSMH'nin bağımlı değişken olması durumunda, koşullu ARDL uzun dönem modeli aşağıdaki gibi tahmin edilir:

$$\ln Y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^s \theta_{1i} \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^r \theta_{2i} \ln L_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_{3i} \ln ET_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Üçüncü aşamada, değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi belirten kısa dönem dinamik parametreler, hata düzeltme modeli kullanılarak hesaplanır. Elektrik tüketiminin bağımlı değişken olması durumunda söz konusu hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t &= \omega_0 + \sum_{i=1}^p \omega_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{2i} \Delta \ln ET_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{3i} \Delta \ln L_{t-i} \\ &+ \vartheta ecm_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

Burada ecm_{t-1} hata terimlerinin gecikmeli değerlerini ifade etmektedir ve uzun dönemde giderilen kısa dönem dengesizliğini göstermektedir (Fosu ve Magnus, 2006: 2081).

3.4 Granger Nedensellik Testi

Değişkenler arasında eşbütünlük olması durumunda, bu değişkenler arasında en azından bir yönde nedensellik bulunur (Granger, 1988: 199). Bu çalışmada, değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü analiz etmek için Granger (1986) ve Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Nedenselliğin yönü, aşağıda gösterilen çok değişkenli hata düzeltme modeli kullanılarak test edilmiştir:

$$\begin{aligned} \Delta \begin{bmatrix} \ln EC_t \\ \ln EM_t \\ \ln Y_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \sigma_1 \\ \sigma_2 \\ \sigma_3 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \Delta \begin{bmatrix} \mu_{11i} \mu_{12i} \mu_{13i} \\ \mu_{21i} \mu_{22i} \mu_{23i} \\ \mu_{31i} \mu_{32i} \mu_{33i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln EC_{t-i} \\ \ln EM_{t-i} \\ \ln Y_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi \\ \gamma \\ \mu \end{bmatrix} [ecm_{t-1}] \\ &+ \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (9)$$

Burada ecm_{t-1} uzun dönemli ilişkiden elde edilen gecikmeli hata düzeltme terimini ifade etmektedir ve bu terim değişkenler arasında ilişkinin

olmaması durumunda denkleme dahil edilmez (Narayan ve Smyth, 2005: 1112). Kısa dönem nedensellik yönünü belirlemek için hata düzeltme modelinin gecikmeli açıklayıcı değişkenlerinin katsayılarının anlamlılığı F -istatistikleri hesaplanarak test edilir. Uzun dönemli nedenselliğin anlamlılığını belirlemek için ise hata düzeltme teriminin katsayısına ait t istatistiğinin anlamlılığına bakılır (Chang vd., 2001: 1049; Gosh, 2009: 2928). Gecikme uzunluğu k Schwarz Bayesian Kriteri (SBC) esas alınarak belirlenmiştir.

4. AMPİRİK SONUÇLAR

Geleneksel birim kök testi sonuçları Tablo 1'de sunulmaktadır. Sonuçlar tutarlılık için hem ADF hem de PP testi için sunulmuştur. Otokorelasyon sorunundan kaçınmak için gecikme uzunluğunun belirlenmesinde ADF testinde SBC kriterinden PP testinde ise Newey-West tarafından önerilen kernel temelli tahminciden faydalanılmıştır. Bu kapsamda ADF testi sonuçlarına göre elektrik tüketimi ve istihdam serisi sabit terim ile düzeyde durağan, reel GSMH serisi ise 1. düzey fark durağan bulunmuştur. PP testi için de benzer sonuçlar bulunmuştur. Burada sonuçların yorumlanmasında kullanılacak model seçiminde elektrik tüketimi ve istihdam serisi için sabit terimli model, reel GSMH serisi için ise sabit ve trend içermeyen model kullanılmıştır. Çünkü birim kök testi uygulama sürecinde dikkat edilen ve burada raporlanmayan duruma göre elektrik tüketimi ve istihdam serisinde sabit terim modelde %1 önem seviyesinde anlamlı ve trend anlamsız bulunmuştur. Reel GSMH serisinde ise sabit terim ve trend anlamsız bulunmuştur.

Tablo 1: Geleneksel birim kök testi sonuçları

Seriler	Model	Gecikme	ADF	PP	Seriler	ADF	PP
<i>LnET</i>	-	1	2.85	7.27	$\Delta LnET$	-1.08	-1.15
	c	-	-5.43 ^a	-5.03 ^a		-	-
	c,t	-	-1.18	-1.19		-5.94 ^a	-5.94 ^a
<i>LnL</i>	-	-	4.22	4.37	ΔLnL	-6.64 ^a	-6.91 ^a
	c	-	-2.85 ^b	-3.43 ^a		-	-
	c,t	-	-1.65	-1.39		-10.00 ^a	-10.04 ^a
<i>LnY</i>	-	1	5.05	5.38	ΔLnY	-3.11 ^a	-6.14 ^a
	c	-	-1.51	-1.57		-8.44 ^a	-8.43 ^a
	c,t	-	-1.66	-1.65		-8.60 ^a	-8.60 ^a

Not: c ve t modelin sırasıyla sabit terim ve trend içerdiğini ifade etmektedir. ^{a,b} sırasıyla ilgili istatistiğin %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde ret edildiğini göstermektedir.

Zivot ve Andrews (1992) tarafından önerilen yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur. Bu sonuçlara göre elektrik tüketimi ve istihdam serisinin 1. düzey farkı durağan, reel GSMH serisi ise düzey kırılma ile birlikte düzeyde durağan bulunmuştur. Nihai

değerlendirmede elektrik tüketimi ve istihdam serisi için geleneksel birim kök testi sonuçları, reel GSMH serisi için ise ZA testi sonuçları dikkate alınmıştır. Bunun sebebi elektrik tüketimi ve istihdam serisinde ZA testi modelinde trend değişkenine ait katsayının anlamsız olmasının testin sonuçlarını yanlılığa götürmesidir. Elektrik tüketimi serisinde 1975 yılında tespit edilen trend kırılması, dünya petrol krizinin etkisini açıkça göstermektedir. Devlet Planlama Teşkilatı'nın hazırladığı plan ve programlar ile planlı kalkınma modeline geçildiği 1960'lı yıllarda, elektrik tüketiminde düzey kırılması ve reel GSMH serisinde ise hem düzeyde hem de trendde kırılma olduğu görülmektedir. İşgücü istatistiklerinin Türkiye İstatistik Kurumu tarafından Hane Halkı İşgücü anketleri ile düzenli bir şekilde derlenmeye başladığı 1988 yılında (TÜİK, 2007: 1) istihdam serisinde trend kırılması olduğu görülmüştür.

Tablo 2: Yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları

Değişkenler	Model	Kırılma	ZA	Değişkenler	ZA
$LnET$	A	1962	-2.32	$\Delta LnET$	-6.94 ^b
	C	1975	-4.04		-6.87 ^a
LnL	A	1997	-2.89	ΔLnL	-10.36 ^a
	C	1988	-3.57		-11.44 ^a
LnY	A	(+)1968 ^a	-4.98 ^b	ΔLnY	-
	C	(+)/(-)1968 ^{a/-}	-5.00 ^c		-

Not: A ve C modelde sırasıyla sabit terim ve eğimdeki kırılmayı ifade etmektedir. a, b ve c sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ret edildiğini göstermektedir. Δ birinci düzey farkı alınmış seriyi ifade etmektedir.

Tablo 3'te değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiyi araştırmak için tahmin edilen (4), (5) ve (6) numaralı denklemler kullanılarak hesaplanan F -istatistikleri ve kritik değerler yer almaktadır. Narayan (2005), Pesaran vd.'nin (2001) hesaplamış olduğu kritik değerlerin 500 ve 1000 arasındaki gözlem sayısına sahip örneklem için üretildiğini ve daha düşük gözlem sayıları için bu kritik değerlerin kullanılmasının yanıltıcı sonuçlara yola açabileceğini ortaya koymuştur. Bu çalışmada Narayan'ın (2005: 1988) çalışmasında hesaplamış olduğu kritik değerler kullanılmıştır. Yıllık veriler kullanıldığından tüm denklemlerde en fazla iki gecikme değeri kullanılmıştır. Sonuçlardan görüleceği üzere, sadece reel GSMH'nin bağımlı değişken olduğu denklemde hesaplanan F -istatistiği %10 düzeyinde kritik değerden yüksek olarak bulunurken, diğer değişkenlerin bağımlı değişken olduğu denklemlerde elde edilen F -istatistikleri tüm düzeylerde kritik değerlerden düşük bulunmuştur. Bu sonuçlara göre değişkenler arasındaki eşbütünlük sadece reel GSMH serisinin bağımlı değişken olduğu denklemde mevcuttur.

Table 3: Uzun dönemli ilişki sonuçları

Bağımlı Değişken	F-istatistiği	Kritik Değerler I(0)-I(1)
$F_{ET}(ET L, Y)$	1.8641[.149]	5.707- 6.977 ^a
$F_L(L ET, Y)$	3.9843[.013]	3.987-5.090 ^b
$F_Y(Y ET, L)$	4.7063[.006]	3.280-4.273 ^c

Not: a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı ifade etmektedir. Kritik değerler iki regresör ve 55 gözlem için sunulan değerlerdir.

(7) numaralı denklem ARDL (1,0,0) spesifikasyonu ile tahmin edilmiştir ve sonuçlar Tablo 4'te verilmiştir. Maksimum gecikme sayısı SBC'ye göre belirlenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre elektrik tüketimi uzun dönemde reel GSMH'yi %1 anlamlılık düzeyinde pozitif olarak etkilerken, istihdamın reel GSMH üzerinde etkisi negatif ancak istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bu sonuçlar, elektrik tüketiminde meydana gelen %1 düzeyinde bir artışın, uzun dönemde reel GSMH'yi yaklaşık % 0,82 düzeyinde arttırdığını göstermektedir.

Tablo 4: ARDL(1,0,1) modelinin uzun dönem katsayıları

Regresör	Katsayı	Standart Hata	T-Değeri[Olasılık]
C	13.2233	9.7871	1.3511[.183]
$\ln ET$.81516	.19619	4.1549[.000]
$\ln L$	-1.0421	1.2064	-.86381[.392]

Not: Köşeli parantez içerisindeki değerler p istatistiğini ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi ortaya koymak amacıyla ARDL (1,0,1) modeli (8) numaralı denklem yardımıyla tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 5'te verilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre elektrik tüketimi değişkeninin katsayısı % 1 düzeyinde anlamlı ve pozitif bulunurken, istihdam değişkeninin katsayısı istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bu sonuçlara göre, elektrik tüketimini teşvik edici politikalar, kısa dönemde ekonomik büyümeyi olumlu bir şekilde etkileyecektir. Hata düzeltme katsayısı (ecm_{t-1}) beklediği gibi negatif ve % 1 düzeyinde anlamlıdır. ecm_{t-1} mutlak değer olarak ne kadar büyük olursa, beklenmedik bir daralma karşısında ekonominin tekrar eski dengesine dönmesi o kadar çabuk olur (Pesaran ve Pesaran, 2009: 320). ecm_{t-1} , yaklaşık -0,27 olarak tahmin edilmiştir. Bu sonuç, ekonomide meydana gelecek olan % 27 düzeyinde bir dengesizliğin, bir sonraki yıl uzun dönem dengesine ulaşabileceğine geleceğine işaret etmektedir.

Tablo 5: ARDL(1,0,1) hata düzeltme modelinin sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	T-Değerleri [Olasılık]
ΔC	3.5711	2.4288	1.4704[.147]
$\Delta \ln L$	-.28143	.3001	-.93792[.353]
$\Delta \ln ET$	1.0034	.3191	3.1448[.003]
ecm_{t-1}	-.27006	.09378	-2.8799[.006]

$$ecm = LY + 1.0421*LL - .81516*LE - 13.2233*C$$

Her ne kadar değişkenler arasında eşbütünleşmenin olduğunu gösterecek ARDL sınır testi sonuçları en azından bir yönde Granger nedenselliğinin olduğunu işaret etse dahi, bu nedenselliğin yönünü belirtmez. Değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla yapılan çok değişkenli Granger nedensellik testi sonuçları Tablo 6'da verilmiştir. Kısa dönem nedensellik sonuçlarına bakıldığında reel GSMH'nin bağımlı değişken olduğu denklemde, elektrik tüketimi ve istihdamdan reel GSMH'ye doğru bir nedenselliğin bulunmadığı görülmektedir. Aynı şekilde, istihdamın bağımlı değişken olduğu denklemde reel GSMH ve elektrik tüketiminden istihdama doğru bir nedensellik bulunamamıştır. Elektrik tüketiminin bağımlı değişken olduğu denklemde ise, reel GSMH'dan elektrik tüketimine yönelik bir nedensellik olmadığı görülürken, istihdamdan elektrik tüketimine doğru % 5 anlamlılık düzeyinde bir Granger nedenselliğinin olduğu görülmüştür.

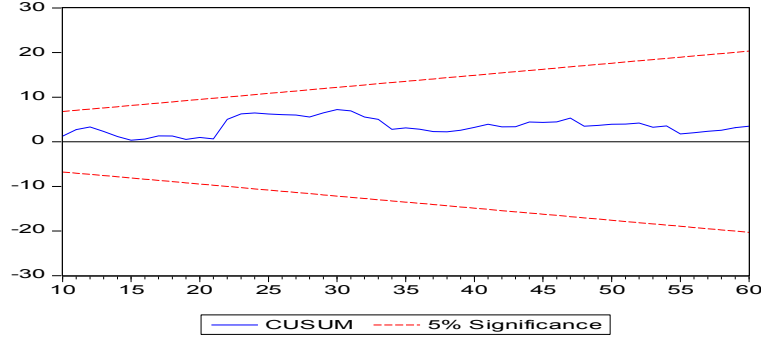
Tablo 6: Granger nedensellik testi sonuçları

Bağımlı Değişken	$\Delta \ln Y$	$\Delta \ln ET$	$\Delta \ln L$	ecm_{t-1}
$\Delta \ln Y$	-	0.909 [0.345]	1.357 [0.249]	-0.6357 (-2.253) ^b
$\Delta \ln ET$	0.889 [0.349]	-	4.149 [0.047] ^b	
$\Delta \ln L$	0.288 [0.594]	1.846 [0.179]	-	

Not: a, b ve c sırasıyla 1%, 5% ve 10% düzeylerinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değer t-istatistiği ve köşeli parantez içerisindeki değerler ise olasılık değerlerini göstermektedir.

Uzun dönem nedensellik sonuçlarına göre, reel GSMH'nin bağımlı değişken olduğu denklemde, gecikmeli hata düzeltme teriminin (ecm_{t-1}) katsayısına ait t-istatistiği %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ARDL sınır testi sonuçları ile tutarlı bir şekilde ecm 'nin katsayısının negatif olması, serilerin uzun dönem dengesine ulaşabileceklerini göstermektedir. Bu sonuçlara göre, uzun dönemde elektrik tüketimi ve istihdam değişkenlerinden reel GSMH değişkenine yönelik bir Granger nedenselliğinin olduğu anlaşılmaktadır. Elektrik tüketimi ve istihdamın bağımlı değişken olması durumunda, değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme olmadığından, söz konusu değişkenlerin (9) numaralı denklemde bağımlı değişken olduğu hesaplamalarda ecm dahil

edilmemiştir.



Şekil 1: Ardışık hataların kümülatif toplamı testi

(9) numaralı denklemde reel GSMH'nin bağımlı değişken olduğu hesaplamalarda tahmin edilen katsayılar için Brown vd. (1975) tarafından önerilen ardışık hataların kümülatif toplamı testi (cumulative sum of recursive residuals-CUSUM) yapılmıştır ve test sonuçlarına ait grafik Şekil 1'de yer almaktadır. CUSUM istatistiğinin grafiği %5 kritik değerler arasında olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar, tahmin edilen modeldeki tüm katsayıların analize konu olan dönem içerisinde istikrarlı olduğunu göstermektedir.

5. SONUÇ

Bu çalışmada 1950-2006 yıllarına ait elektrik tüketimi, istihdam ve reel GSMH serileri ile yapılan ARDL sınır testi analizinin sonuçlarına göre, söz konusu değişkenler arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme olduğu görülmüştür. Elde edilen eşbütünleşme sonucundan sonra, değişkenler arasında tespit edilen ilişkinin yönünü araştırmak için yapılan çok değişkenli Granger nedensellik analizinin sonuçlarına göre, istihdam ve elektrik tüketiminden reel GSMH'ye yönelik bir nedenselliğin kısa dönemde söz konusu olmazken, uzun dönemde mevcut olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre, elektrik israfını önlemek ve elektrik talebini kısmak amacıyla yapılacak olan enerji koruma politikaları kısa dönemde etkili olmazken, uzun dönemde iktisadi büyümeyi olumsuz etkileyecektir. Diğer yandan, enerji girdisi olarak elektrik tüketimini teşvik edici politikalar ise uzun dönemde iktisadi büyümeyi olumlu etkileyecektir. Kısa dönemde ise sadece istihdamdan elektrik tüketimine yönelik tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Bu sonuç, elektrik tüketimi ve istihdam girdilerinin kısa dönemde birbirlerinin tamamlayıcısı olduğuna işaret etmektedir.

KAYNAKÇA

1. Akarca, Ali T. and Thomas V. Long (1979), *Energy and Employment: A Time-Series Analysis of the Causal Relationship*, Resources and Energy, Sayı 2, s.151- 162.
2. Akarca, Ali T. And Thomas V. Long (1980), *On the Relationship Between Energy and GNP: A Reexamination*, Journal of Energy and

- Development, Sayı 5, s.326-331.
3. Aqeel, Anjum and Mohammad Sabihuddin Butt (2001), *The Relationship Between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan*, Asia Pacific Development Journal, Sayı 8, s.101-110.
 4. Başar, Selim, Aksu, Hayati, Temurlenk, Sinan ve Polat, Özgür (2009), *Türkiye’de Kamu Harcamaları ve Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı*, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Sayı 13 Cilt 1, s.301-314.
 5. Chang, Tsangyao, Wenshwo Fang and Li-Fang Wen (2001), Energy Consumption, Employment, Output and Temporal Causality: Evidence From Taiwan Based on Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques, Applied Economics, Sayı 33, s.1045–1056.
 6. Cheng, Benjamin S, Donald R. Andrews and Brenda S. Birkett (1998), *Investigation of Cointegration and Causality Between Energy Consumption and Employment with Implications for the Environment*, Energy Sources Part A: Recovery, Utilization, and Environmental Effects, Sayı 20 Cilt 7, s.681-690.
 7. Cheng, Benjamin S. And Tin Wei Lai (1997), An Investigation of Co-Integration and Causality Between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan, Energy Economics, Sayı 19 Cilt 4, s.435-444.
 8. Dickey, David A. And Wayne A. Fuller (1979), *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, Journal of American Statistical Association, Sayı 74, s.427- 431.
 9. Engle, Robert F. And Clive W.J. Granger (1987), *Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing*, Econometrica, Sayı 55, s.251- 276.
 10. Erol, Umit and Eden S. H. Yu (1987), Time Series Analysis of the Causal Relationships Between US Energy and Employment, Resources and Energy Sayı 9, s.75- 89.
 11. Erol, Umit and Eden S. H. Yu, (1989), Spectral Analysis of the Relationship Between Energy Consumption, Employment and Business Cycles, Resources and Energy Sayı 11, s.395–412.
 12. Fatai, K., Les Oxley and Scrimgeour, F., (2004), *Modelling the Causal Relationship Between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, The Philippines and Thailand*, Mathematics and Computers in Simulation, Sayı 64, s.431–445
 13. Fosu, Oteng-Abayie Eric and Frimpong Joseph Magnus (2006), *Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships*, American Journal of Applied Sciences, Sayı 3 Cilt 11, s.2079-2085.
 14. Ghosh, Sajal (2009), Electricity Supply, Employment and Real GDP in India: Evidence From Cointegration and Granger-Causality Tests, Energy Policy, Sayı 37 Cilt 8, s.2926-2929.
 15. Granger, Clive W.J. (1986), *Developments in the Study of Co-Integrated*

- Economic Variables*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Sayı 48, s.213-28.
16. Granger, Clive W.J. (1988), *Some Recent Developments in a Concept of Causality*, Journal of Econometrics, Sayı 39, s.199-211.
 17. Hsiao, Cheng (1981), *Autoregressive Modeling and Money Income Causality Detection*, Journal of Monetary Economics, Sayı 7, s.85-106.
 18. Johansen, Soren (1988), *Statistical Analysis of Cointegrating Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control, Sayı 12, s.231-254.
 19. Johansen, Soren and Katarina Juselius (1990), *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money*, Oxford Bulletin of Economics & Statistics, Sayı 52 Cilt 2, s.169-211.
 20. Kraft, John and Arthur Kraft (1978), *On the Relationship Between Energy and GNP*, Journal of Energy and Development, Sayı 3, s.401-403.
 21. Lütkepohl, Helmut and Markus Kratzig (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge
 22. Masih, Abdul M. M. And Rumi Masih (1996), Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality: Results From a Multi-Country Study Based on Cointegration and Error-Correction Modeling Techniques. Energy Economics, Sayı 18, s.165-183.
 23. Murray, Donald A. And Gehuan D. Nan (1992), *The Energy Consumption and Employment Relationship: A Clarification*, Journal of Energy Development Sayı 16, s.121-131.
 24. Narayan, Paresh K. (2005), *The Saving And Investment Nexus for China: Evidence From Cointegration Tests*. Applied Economics, Sayı 37 Cilt 17, s.1979-1990.
 25. Narayan, Paresh K. And Russel Smyth (2005), Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidence From Multivariate Granger Causality Tests, Energy Policy Sayı 33 Cilt 9, s.1109-1116.
 26. Narayan, Paresh K. And Russel Smyth, (2006), Higher Education, Real Income and Real Investment in China: Evidence From Granger Causality Tests. Education Economics, Sayı 14 Cilt 1, s.107-125.
 27. Nelson, Charles R. and Charles I. Plosser (1982), *Trends and Random Walks in Macro-economic Time Series: Some Evidence and Implications*, Journal of Monetary Economics, Sayı 10, s.139-162.
 28. Perron, Phillips (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, Econometrica, Sayı 57, s.1361-1401
 29. Pesaran, Hasheem M., Yongcheol Shin and Richard J. Smith (2001), *Bounds Testing Approaches to the Analysis Of Level Relationships*, Journal of Applied Econometrics, Sayı 16 Cilt 3, s.289-326.
 30. Pesaran, Hasheem M., Yongcheol Shin, and Richard J. Smith (1996),

Testing for the Existence of a Long Run relationship, DAE Working Paper No. 9622, University of Cambridge.

31. Pesaran, Hasheem M. and Yongcheol Shin (1999), *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. Edt: S. Strom, *Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11, 371-413. Cambridge: Cambridge University Press.
32. Pesaran, Baharam and M. Hashem Pesaran (2009), *Time Series Econometrics Using Microfit5.0*, New York: Oxford University Press Inc.
33. Phillips, Peter C.B. and Pierre Perron (1988), *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, *Biometrika* Sayı 75, s.335-346.
34. Polat, Özgür (2011), *Sustainability of the Current Account Deficit in Turkey*. *African Journal of Business and Management*, Sayı 5 Cilt 2, s.577-581.
35. Polat, Özgür ve Uslu Enes Ertad (2010), *Türkiye İmalat Sanayinde Dış Ticaretin İstihdam Üzerindeki Etkisi*, Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Sayı 9 Cilt 3, s.489-504.
36. Stern, David I. (1993), *Energy Growth in the USA: A Multivariate Approach*, *Energy Economics*, Sayı 15, s.137–150.
37. Stern, David I. (2000), *A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy*, *Energy Economics*, Sayı 22, s.267–283.
38. Tarı, Recep (2010). *Ekonometri*, Umuttepe Yayınları, İstanbul
39. TÜİK (2007), *İşgücü, İstihdam ve İşsizlik İstatistikleri Sorularla Resmi İstatistikler Dizisi-1*, Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası, Ankara.
40. http://www.tuik.gov.tr/IcerikGetir.do?istab_id=134 (23/02/2011)
41. TÜİK (2010), *İstatistiksel Göstergeler 1923-2009*, Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası, Ankara.
42. http://www.tuik.gov.tr/IcerikGetir.do?istab_id=158 (23/02/2011)
43. Yu, Eden S.H. and Been-Kwai Hwang (1984), *The Relationship Between Energy and GNP: Further Results*, *Energy Economics*, Sayı 6, s.186-190.
44. Yu, Eden S.H. and Jang C. Jin (1992), *Cointegration Tests of Energy Consumption, Income, and Employment*, *Resources and Energy*, Sayı 14, s.259-66.
45. Yu, Eden S.H., Chow, P.C.Y. and Choi, J.Y., (1988), *The Relationship Between Energy and Employment: A Reexamination*, *Energy System and Policy* Sayı 11, s.287-295.
46. Zivot, Eric and Donald W.K. Andrews (1992), *Further Evidence of the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis*, *Journal of Business and Economic Statistics*, Sayı 10, s.251–270.