

TÜRKİYE’DE ELEKTRİK TÜKETİMİNİN DİNAMİKLERİ VE EKONOMİK BÜYÜME: SINIR TESTİ VE NEDENSELLİK ANALİZİ

Halil ALTINTAŞ*
Özgür KOÇBULUT**

ÖZ

Bu çalışma, Türkiye’de elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi iki önemli kontrol değişkeni (ihracat ve yatırım) kullanarak araştırmaktadır. Ampirik uygulamada değişkenler arasında eş bütünleşmenin varlığı doğrulanmış ve ekonomik büyüme, ihracat ve yatırım değişkenlerinin uzun dönemde elektrik tüketimi üzerinde pozitif etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Ayrıca, elektrik tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü Granger nedensellik sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç, Türkiye’de enerji kaynaklarını korumaya yönelik elektrik tüketimini azaltıcı (konservatif) politikaların ve elektrik arzında ortaya çıkabilecek daralmaların ekonomik büyümeyi azaltabileceğini göstermektedir. Bu nedenle politika uygulayıcıları artan elektrik talebini karşılamak için enerji üretimini artırıcı ve tasarruf edici ileri teknolojileri benimsemeli ve yeni enerji kaynaklarını geliştirici projeleri desteklemelidir.

Anahtar Kavramlar: Elektrik Tüketimi, Ekonomik Büyüme, ARDL, Türkiye.

THE DYNAMICS OF ELECTRICITY CONSUMPTION AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY: BOUNDS TESTING AND CAUSALITY ANALYSIS

ABSTRACT

This study investigates the relationship between electricity consumption and economic growth in Turkey by using two important control variables (exports and investment). In the empirical application, the existence of co-integration between variables is verified and it has shown that economic growth, exports and investment in the long term variables have a positive effect on electricity consumption. In addition, it has been concluded that there is a unidirectional "Granger causality" from the electricity consumption to economic growth. This result shows that consumption policies (conservative) and contraction in the electricity supply that are prepared to protect sources of energy to reduce electricity consumption might reduce economic growth in Turkey. Therefore, policy makers should adopt advanced technologies which increase energy production and saving in order to meet growing electricity demand, and should also support projects which develop new energy resources.

Keywords: Electricity Consumption, Economic Growth, ARDL, Turkey.

* Doç. Dr., Erciyes Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.

** Öğr. Gör., Bozok Üniversitesi, Akdağmadeni MYO.

Makalenin kabul tarihi: Nisan 2014.

GİRİŞ

Dünyada sanayileşme ve şehirleşmenin de etkisiyle hemen her alanda, her geçen gün enerjiye duyulan ihtiyacın artması ve buna karşılık yeryüzünde bulunan enerji kaynaklarının kıt olması, ülkeleri enerji konusunda yeni tedbirler almaya, politikalar oluşturmaya ve alternatif enerji kaynakları araştırmaya sevk etmektedir. Elektrik enerjisi, sanayiden, aydınlatmaya ve meskene kadar çok geniş bir kullanım alanına sahiptir. Elektrik enerjisi, aynı zamanda hem sermaye ve işçiliğin hem de diğer üretim faktörlerinin verimliliğini artırarak büyümeyi desteklemekte, sanayi ve altyapı yatırımları ile ihracatın artmasına katkı sağlayarak refah artışına yol açmaktadır (Yapraklı, Yurttaçıkılmaz, 2012:196).

Türkiye'de nüfus artışı, sanayi üretimi, kentleşme, altyapı yatırımları, ihracat, sabit sermaye birikimine bağlı olarak artan ekonomik büyüme elektrik tüketimini hızla artırmaktadır. Türkiye'de 1960-2010 yılları arasında toplam elektrik tüketimindeki kişi başı ortalama artış yıllık %6.9 iken, aynı dönemde reel GSYİH' daki (2000=100) %4.50, sabit sermaye birikiminde %18.5, ihracatta %13.4 ortalama yıllık artış yaşanmıştır (Worldbank, 2014; IFS, 2014). Enerji Bakanlığı (2014) istatistiklerine göre Türkiye'de brüt elektrik enerjisi tüketimi 2012 yılında 242.4 milyar kWh iken, 2013 yılında %1.3 artarak 245.5 milyar kWh olarak gerçekleşmiştir. 2013 yılı elektrik üretimi 239.3 milyar kWh olarak gerçekleşmiştir. Üretimin %43.8'i doğal gazdan, %25.4'ü kömürden, %24.8'i hidrolikten, %2'si sıvı yakıtlardan ve %4'ü yenilenebilir kaynaklardan elde edilmiştir. Yapılan tahminlere göre Türkiye'de elektrik tüketiminin 2020 yılında yıllık yaklaşık yüzde 5.5-6.9 arasında artacağı beklenmektedir (Enerji Bakanlığı, 2014). Tüm bu gelişmeler Türkiye ekonomisinde ekonomik büyümeyi destekleyici gelişmelere paralel olarak elektrik tüketiminin artacağını, bu nedenle politika yapıcıların elektrik tüketimini karşılayacak elektrik arzı yatırımlarına ağırlık vermesi gerektiğini göstermektedir.

Ekonomik gelişmenin enerji tüketiminden önce geldiği veya tek başına enerjinin ekonomik gelişmenin uyarıcısı olup olmadığı ekonomistler arasında ilgi ve merak uyandırmaktadır (Acaravcı, Öztürk, 2010: 604). Literatürde elektrik tüketimi ekonomik büyüme konusunda çok sayıda çalışmaya (Tablo1) rastlanırken; son yıllarda elektrik tüketiminin belirleyicilerine yönelik çalışmaların (Shahbaz, Lean, 2012) sayısı da artmaktadır.

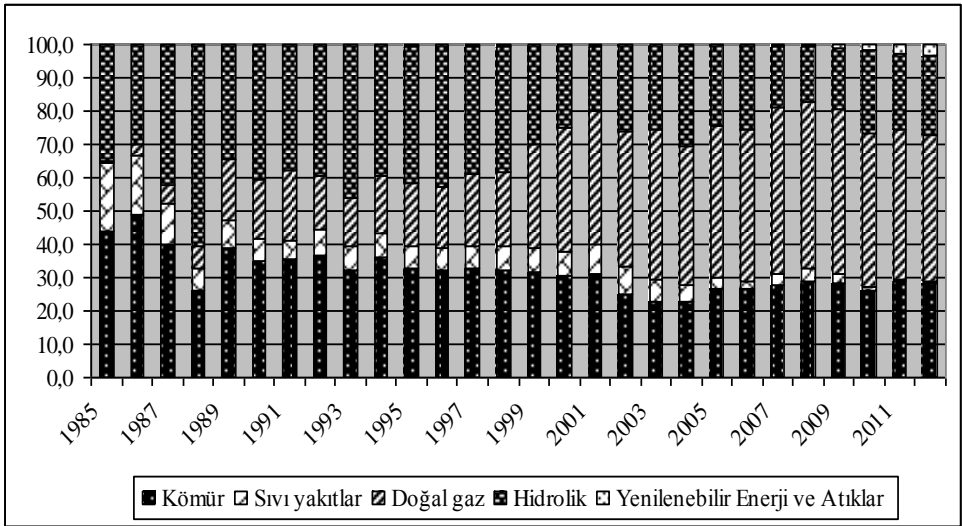
Bu çalışma; 1960-2011 dönemi için Türkiye'de elektrik tüketimi ile elektrik tüketiminin belirleyicileri olan ekonomik büyüme, sanayi ihracatı ve sabit sermaye birikimi arasındaki ilişkiyi ARDL (Autoregressive Distributed Lag) eş bütünleşme yöntemi ve hata düzeltme yöntemine dayalı Granger nedensellik testleriyle analiz etmeyi amaçlamaktadır. Çalışmada elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme değişkenleri yanında sanayi ihracatı ve sabit sermaye birikimi değişkenlerinin kullanılması, çalışmayı Türkiye üzerine aynı konudaki diğer

çalışmalardan farklılaştırmış ve bu yönüyle literatüre katkı sağlaması da amaçlanmıştır. Çalışmanın birinci bölümünde Türkiye’de elektrik tüketimindeki gelişmeler, ikinci bölümünde elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme konusundaki teorik ve ampirik literatür, üçüncü bölümde ARDL sınır testi ve hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik testini içeren metodoloji ve veri seti ve dördüncü bölümünde ise ampirik uygulamalar anlatılacaktır.

I. TÜRKİYE’DE ELEKTRİK TÜKETİMİ VE GELİŞMELER

Gelişmekte olan bir ülke olarak Türkiye’de altyapı yatırımlarındaki gelişmeler karşısında Grafik 1 ve Grafik 2’de görüldüğü üzere hem elektrik tüketiminde hem de elektrik üretiminde yıllar itibariyle artış görülmüş ve aynı zamanda ekonomik gelişmişlik seviyesinde de önemli artışlar gözlenmiştir. TÜİK verilerine göre, 1980 yılında kullanılan toplam elektrik tüketimi 20.398 Gigawatt (GWh) iken 2012 yılında ise toplam elektrik tüketimi 194.923 GWh olmuştur. Türkiye’nin elektrik enerjisi 1970 ve 1980’li yıllarda ağırlıklı olarak başta kömür olmak üzere, sıvı yakıtlar ve hidrolik kullanılarak üretilirken; 1990’lı yıllardan sonra ise daha çok doğal gaz kullanılarak üretilmektedir (TÜİK, 2014).

Grafik 1: Türkiye’de Elektrik Üretimine İlişkin Enerji Kaynaklarının Payı (%)



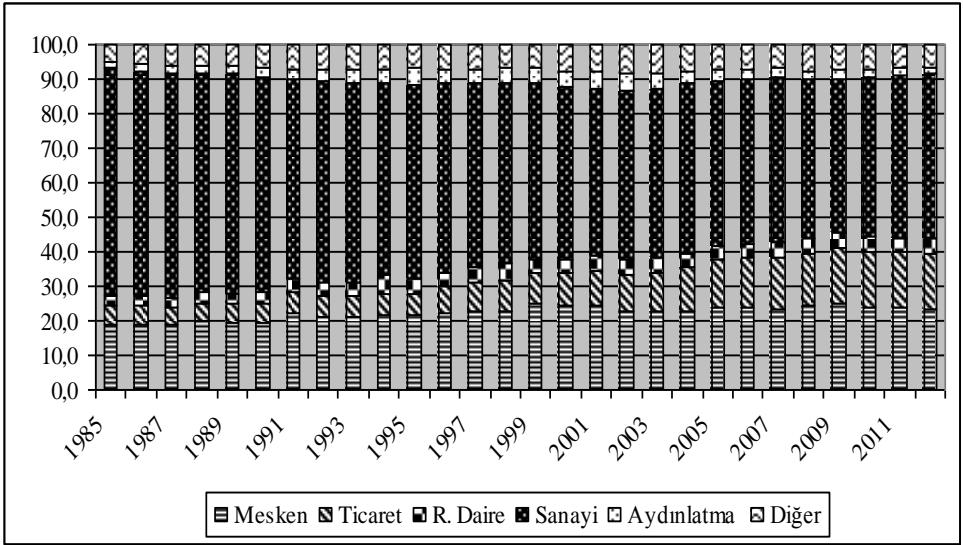
Kaynak: TÜİK (2014), Enerji İstatistikleri, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1029, Erişim Tarihi: 22.04.2014.

Ülkemizde 1985 yılında üretilen elektrik enerjisinin %43,9'u kömür, %20,7'si sıvı yakıtlar, yüzde 0,02'si doğal gaz ve yüzde 35,2'si hidrolik kullanılarak üretilirken, 2012 yılında ise %28,4 kömür, %0,7 sıvı yakıtlar, %43,6 doğal gaz, %24,2 hidrolik ve %3,1 diğer kaynaklar kullanılarak üretilmiştir (TÜİK,

2014). Ülkemizde elektrik enerjisinin bugün daha çok doğal gaz kullanılarak üretilmesi enerji sektöründeki dışa bağımlılığımızın da önemli bir göstergesi olabilir. Enerji temininde yaşanan bu dışa bağımlılık ekonomide ithalat düzeyini de olumsuz etkilemektedir ki, bir ekonomide ithalat artışları o ekonominin ekonomik büyüme seviyesini de olumsuz etkilemektedir.

Aşağıda Grafik 2’de görüldüğü gibi, ülkemizde 1985 yılında tüketilen toplamda 29.709 GWh elektriğin %19’u meskenlerde, %66’sı sanayide kullanılırken geri kalan kısmı ise diğer yerlerde kullanılmıştır. 2012 yılında ise tüketilen toplam 194.923 GWh elektriğin %23’ü meskenlerde, %16’sı ticarete, %47’si sanayide ve geri kalan kısmı ise diğer alanlarda kullanılmıştır. Sektörlere göre yıllar itibariyle elektrik kullanım oranlarındaki bu değişiklikler ülkemizde teknoloji düzeyinin değişmesi ile ilişkilendirilebilir (TÜİK, 2014).

Grafik 2: Türkiye’de Elektrik Tüketiminin Sektörlere Göre Dağılımı (%)

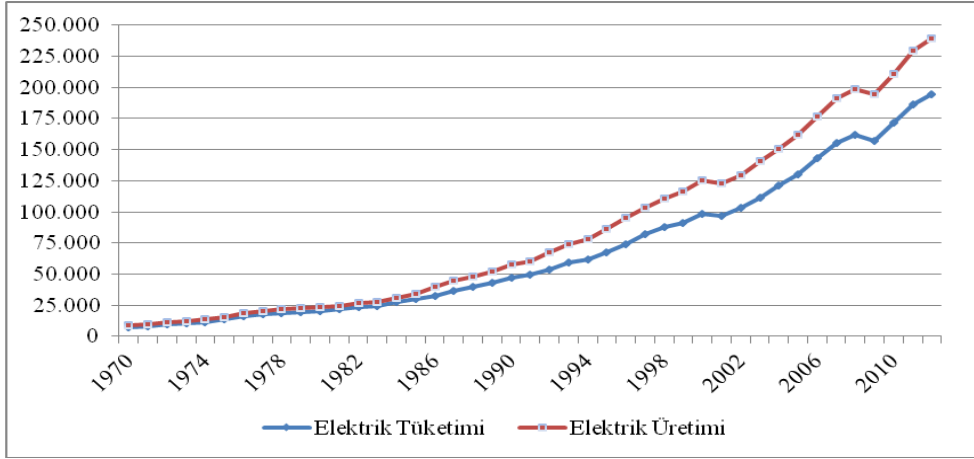


Kaynak: TÜİK (2014), Enerji İstatistikleri, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1029, Erişim Tarihi: 22.04.2014.

Aşağıda Grafik 3’de görüldüğü gibi Türkiye’de elektrik üretim ve tüketiminin yıllar itibariyle sürekli artarak devam etmesinin en önemli nedeni ekonomik büyüme ve gelişen teknoloji düzeyidir. Ülkemizde TÜİK verilerine göre, 1980 yılında 67 milyar \$ olan GSYİH, 1990 yılında yaklaşık 150 milyar \$, 2011 yılında ise 800 milyar \$’a yaklaşmıştır. Yine 1980 yılında 8 milyar \$ olan ihracat 1990 yılında 22 milyar \$, 2011 yılında ise 135 milyar \$’a yükselmiştir (TÜİK, 2014). Dünya bankası verilerine göre, 1990 yılında ülkemize gelen brüt sabit sermaye yatırımları 47 milyar \$ iken 2011 yılında ise yaklaşık 139 milyar \$

olmuştur (Worldbank, 2014). Tüm bu gelişmeler karşısında ülkemizde elektrik üretim ve tüketim düzeyinde de önemli değişiklikler olmuştur. 1980 yılında 23.375 GWh elektrik üretilip 20.368 GWh'ı tüketilirken, 2011 yılında ise elektrik üretim ve tüketimi yaklaşık on kat artarak elektrik üretim düzeyi 229.395 GWh, tüketim düzeyi ise 186.100 GWh olarak ölçülmüştür (TÜİK, 2014).

Grafik 3: Türkiye 1970-2012 Dönemi Elektrik Enerjisi Üretim ve Tüketimi (GWh)



Kaynak: TÜİK (2014), Enerji İstatistikleri, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1029, Erişim Tarihi: 22.04.2014.

Türkiye'de 1970'li ve 1980'li yıllarda elektrik üretim ve tüketim düzeyi birbirine daha yakın bir seyir izlerken; sonraki dönemlerde ise elektrik üretimi ve tüketimi arasındaki fark giderek artmıştır. Bu fark, teknolojinin hızla ilerlemesi ile birlikte tüketimde elektrik enerjisi yerine alternatif enerji kaynaklarının kullanılmasına başlanmasından kaynaklanmaktadır.

II. ELEKTRİK TÜKETİMİNE İLİŞKİN TEORİK VE AMPİRİK ÇERÇEVE

Elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi, teorik literatürde; büyüme, koruma, çift yönlü nedensellik ve yansızlık olmak üzere dört hipoteze göre test edilir.

Büyüme (Growth) Hipotezi: Bu hipoteze göre, elektrik tüketimi üretim sürecinde emek ve sermayenin bir tamamlayıcısı olarak doğrudan veya dolaylı bir şekilde ekonomik büyümeyi etkiler. Eğer elektrik tüketimindeki artış reel GSYİH artışına neden oluyorsa ekonominin enerjiye bağımlı olduğu düşünülür. Bu durumda elektrik tüketimini azaltacak koruma politikaları ekonomik büyümeyi olumsuz etkileyecektir. Öte yandan elektrik tüketiminin reel GSYİH üye-

rindeki etkisinin negatif olması durumu kapasite kısıtına, ekonominin üretken olmayan sektörlerinde daha fazla enerji tüketimine veya enerji arzında bir etkin-sizliğe katkıda bulunabilir (Apergis, Payne, 2009:212; Payne, 2010:724).

Koruma (Conservation) Hipotezi: Bu hipoteze göre, enerji tüketimini ve israfını önlemek için düzenlenmiş enerji tasarruf politikaları reel GSYİH'ı olumsuz etkilemez. Reel GSYİH' daki artış enerji tüketiminde bir artışa neden olduğu takdirde koruma hipotezi desteklenir. Ancak, siyasi istikrarsızlıklar veya kaynakların iyi yönetilememesi ve enerji tüketimi de dahil olmak üzere mal ve hizmetlere olan talebin azalmasından dolayı ekonomik büyüme yavaşlayabilir. Bu durumdan elektrik tüketimi de olumsuz etkilenecektir. Buna göre, elektrik tüketimini veya kayıplarını azaltmaya yönelik politikaların ekonomik büyüme üzerinde çok küçük bir etkisi olacak veya hiçbir etkisi olmayacaktır (Apergis, Payne, 2009: 642-643; Squalli, 2007:1193).

Çift Yönlü Nedensellik (Feedback) Hipotezi: Bu hipotez, enerji tüketimi ve reel GSYİH' nın birbirleriyle ilişkili ve birbirini tamamlayan iki farklı değişken olduğunu varsayar. Teoriye göre, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü bir nedensellik (bi-directional) ilişkisi vardır. Bu durumda, elektrik tüketiminde verimliliği artırmaya yönelik politikalar ekonomik büyüme üzerinde olumsuz herhangi bir etkiye neden olmamaktadır (Apergis, Payne, 2009:642-643).

Yansızlık (Neutrality) Hipotezi: Bu hipotez enerji tüketiminin toplam çıktının küçük bir bileşeni olduğunu varsayar. Bu yüzden hipoteze göre, elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasında ya çok küçük bir ilişki vardır ya da nedensel herhangi bir ilişki yoktur. Yansızlık hipotezinde enerji tasarruf politikaları reel GSYİH üzerinde olumlu veya olumsuz bir etki ortaya çıkarmaz (Payne, 2010:724; Squalli, 2007:1193).

Ekonomik büyüme üzerinde enerji tüketiminin etkisi iktisat literatüründe uzun yıllardan beri tartışılmaktadır. Enerji ve ekonomik büyüme arasında literatürde tam bir fikir birliği olmaması ve yeni ekonometri tekniklerinin geliştirilmesinden dolayı bu konuda yapılan çalışmalar hızla artmaktadır. Enerji alanında yapılan ilk çalışma Kraft and Kraft (1978) tarafından ABD için yapılmıştır. Bu çalışmada 1947-1974 dönemi verileri kullanılmış ve ekonomik büyümenin enerji tüketimine neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Masih and Masih (1996) Hindistan, Pakistan, Malezya, Singapur, Endonezya ve Filipinler için yaptıkları çalışmada enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. 1955-1990 dönemi verileri ile eş bütünleşme ve vektör hata düzeltme modeli kullanarak yaptıkları analizde Malezya, Singapur ve Filipinler için enerji tüketimi ve büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamışken; Hindistan'da enerji tüketiminden büyümeye, Endonezya'da büyümeden enerji tüketimine, Pakistan'da ise her iki değişken arasında çift yönlü bir nedensellik bu-

lunmuştur. Lee and Chang (2008), 16 Asya ülkesi için 1971-2002 dönemi verilerini kullanarak panel eş bütünleşme ve panel nedensellik testleri ile enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Sonuç olarak kısa dönemde enerji tüketimi ile büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamış, ancak uzun dönemde enerji tüketiminden ekonomik büyüme ye bir nedensellik tespit edilmiştir. Benzer çalışmalar elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisinin tespit edilmesi için de yapılmıştır. Ramcharran (1990) çalışmasında, 1970-1986 dönemi verilerini kullanarak Jamaika için elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ramcharran'ın en küçük kareler yöntemi kullanarak yaptığı analizde elektrik tüketim katsayısındaki artışın hâsıla artışı üzerinde pozitif etkili olduğu sonucu elde edilmiştir. Narayan ve Prasad (2008), 1960-2002 dönemi verileri ile Bootstrapped Granger nedensellik yöntemini kullanarak 30 OECD ülkesi için elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonucunda Avustralya, Çek Cumhuriyeti, İtalya, Portekiz ve Slovakya için elektrik tüketiminden ekonomik büyüme ye; Finlandiya, Macaristan ve Hollanda için büyümeden elektrik tüketimine; İzlanda, Birleşik Krallık ve Kore için çift yönlü nedensellik bulunmuştur. Ancak diğer 19 ülke için elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Tang ve Tan'ın (2013) yaptığı çalışmada ise 1970-2009 döneminde Malezya'da elektrik tüketiminden ekonomik büyüme ye doğru bir nedensellik tespit edilmiştir. Yapılan diğer çalışmalar ve elde edilen ampirik sonuçlar Tablo 1'de özetlenmektedir. Tabloda; $ET \rightarrow EB$: nedenselliğin elektrik tüketiminden ekonomik büyüme ye, $ET \leftarrow EB$: nedenselliğin yönünün ekonomik büyümeden elektrik tüketimine doğru olduğunu, $ET \leftrightarrow EB$: çift yönlü bir nedenselliği ve $ET \nrightarrow EB$ ise iki değişken arasında herhangi bir nedenselliğin olmadığını gösterir.

Elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemek için Türkiye üzerine yapılan belli başlı çalışmaları şu şekilde özetleyebiliriz. Altınay ve Karagöl (2005), Türkiye'de 1950-2000 dönemi için elektrik tüketimi ve reel GSYİH artışı arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Granger nedensizlik: Dolado-Lütkepohl testi ve standart Granger nedensellik yöntemlerinin uygulandığı çalışmada elektrik tüketiminden ekonomik büyüme ye doğru bir nedensellik bulunmuştur. Yapraklı ve Yurttaçıkılmaz (2012), 1970-2010 dönemi için, toplam elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi, eş-bütünleşme ve hata düzeltme modeli, geliştirilmiş Granger nedensellik test tekniklerini kullanarak ekonometrik açıdan incelemişler ve sonuç olarak, Türkiye'de elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir. Polat vd. (2011), Türkiye'de 1950-2006 dönemine ilişkin veriler kullanarak elektrik tüketimi, istihdam ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. ARDL sınır testi vektör hata düzeltme modeline dayanan Granger nedensellik testi kullanılarak yapılan incelemede uzun dönemde değiş-

kenler arasında bir eşbütünleşme ve istihdam ve elektrik tüketiminden reel GSMH'ye doğru bir nedensellik olduğu bulunmuştur. Karagöl vd.'nin (2007) çalışmasında, Türkiye'de 1974-2004 dönemi için ekonomik büyüme ve elektrik tüketimi arasındaki ilişki incelenmiştir. Sınır testi yönteminin uygulandığı çalışmada kısa dönemde ekonomik büyümeden elektrik tüketimine bir nedensellik tespit edilmişken uzun dönemde böyle bir ilişki bulunamamıştır. Aktaş (2009), 1970-2006 dönemi yıllık veriler ile Türkiye'de elektrik tüketimi, istihdam ve GSMH arasındaki nedenselliği araştırmıştır. Hata düzeltme modeli ile yapılan analizde kısa ve uzun dönemde, ekonomik büyümeden ve istihdamdan elektrik tüketimine tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir.

Aktaş ve Yılmaz (2008)'de Granger nedensellik testi uygulayarak Türkiye'de 1970-2004 dönemi için elektrik tüketimi ve GSMH arasındaki nedenselliği incelemişlerdir. Yaptıkları çalışmada, kısa dönemde elektrik tüketimi ve GSMH arasında iki yönlü nedensellik, uzun dönemde ise GSMH' dan elektrik tüketimine tek yönlü bir nedensellik bulmuşlardır. Kar ve Kınık tarafından 2008 yılında yapılan çalışmada Türkiye'de 1975-2005 dönemine ilişkin toplam elektrik tüketimi, sanayi elektrik tüketimi ve mesken elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenmiştir. Johansen eş bütünleşme testi ve Vektör Hata Düzeltme modeli ile elektrik tüketimlerinden ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisi görülmüştür. Ayrıca mesken elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasında ise, çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Ağır ve Kar (2010) çalışmasında, Türkiye'de 81 ilin 2000 yılı verileri ile elektrik tüketimi ve ekonomik gelişme arasındaki ilişkiyi yatay kesit analizi uygulayarak ampirik olarak incelemişlerdir. Sonuç olarak, elektrik tüketiminin gelişmişlik düzeyine pozitif katkı yaptığı tespit edilmiştir.

Tablo 1: Elektrik Tüketimi ile Ekonomik Büyüme: Ampirik Çalışmalar

Yazarlar	Ülkeler	Çalışma Dönemi	Metodoloji	Ampirik Sonuçlar
Ghosh (2002)	Hindistan	1950:1951-1996:1997	Granger Neden-sellik	ET ← EB
Shiu ve Lam (2004)	Çin	1971-2000	Granger Neden-sellik-ECM	ET → EB
Jumbe (2004)	Malawi	1970-1999	Granger neden-sellik-ECM	ET↔EB ECM için ET ← EB
Yoo (2005)	Kore	1970-2002	VECM	ET↔EB
Wolde-Rufael (2006)	17Afrika ülkesi	1971-2001	Toda- Yamamoto nedensellik	ET≠EB Cezayir, Kongo Cum., Kenya, Güney Africa, Sudan ET→EB Benin, Demokratik Kongo Tunus ET ← EB Kamerun, Gana, Nijerya, Zambia, Senegal, Zimbabwe ET↔EB Mısır, Gabon, Morocco
Squalli (2007)	OPEC Üyesi 11 Ülke	1980-2003	Pesaran sınır testi-Toda ve Yamamoto MWALD testi	ET ← EB Cezayir, Irak, Kuveyt, Libya ET → EB Endonezya, İran, Nijerya, Katar, Arabistan B.A.Emirlikleri, Venezuela
Yoo (2006)	Endonezya Malezya Singapur Tayland	1971-2002	Granger neden-sellik	ET↔EB Malezya ve Singapur ET ← EB Tayland ve Endonezya
Ho ve Siu (2007)	Hong Kong	1966-2002	VECM	ET → EB
Yuan, Zhao, Yu ve Hu (2007)	Çin	1978-2004	Granger Neden-sellik Testi, -ECM	ET → EB
Tang (2008)	Malezya	1972:1-2003:4	Granger neden-sellik-WALD testi	ET ← EB
Odhiambo (2009)	Güney Afrika	1971-2006	Granger Neden-sellik	ET↔EB
Akinlo (2009)	Nijerya	1980-2006	Johansen eşbütünleşme Testi -VECM	ET → EB
Abosedra, Dah ve Ghosh (2009)	Lübnan	Ocak 1995-Aralık 2005	Granger neden-sellik-VECM	ET → EB
Ouedraogo (2010)	Burkina Faso	1968-2003	ARDL, Granger Neden-sellik Testi	ET↔EB
Yoo ve Kwak (2010)	7 Güney Amerika Ülkesi	1975-2006	Granger neden-sellik	ET → EB Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Ekvator ET↔EB Venezuela ET≠EB Peru
Shahbaz, Tang ve Shabbir (2011)	Portekiz	1971-2009	UECM-VECM	ET↔EB

Kaynak: Yazarlar tarafından hazırlanmıştır.

III. METODOLOJİ VE VERİ SETİ

Teorik olarak elektrik talebi ekonomik büyüme, ihracat ve yatırımlarla ilişkilendirilebilir. Ampirik uygulamalarda ise elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme fonksiyonlarına, farklı kontrol değişkenleri eklenerek model tahminleri yapılmaktadır. Örneğin Tang ve Tan (2013) kontrol değişkeni olarak enerji fiyatları ve teknolojik yeniliği, Quedraogo (2010) ihracat ve sabit sermayeyi, Soytaş ve Sarı (2007) imalat sanayi istihdam ve sabit sermaye birikimini, Narayan ve Singh (2007) toplam işgücünü, Narayan ve Symth (2009) kişi başı reel ihracatı, Zaman vd. (2012) doğrudan yabancı yatırım ve nüfusu elektrik tüketimi büyüme modellerine dahil etmişlerdir. Teorik olarak elektrik tüketimi fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$EC_t = f(Y_t, X_t, K_t) \quad (1)$$

Burada EC_t , elektrik tüketimini, Y_t , geliri veya ekonomik büyümeyi, X_t , ihracat gelirini ve K_t , yatırımı veya sabit sermaye birikimini göstermektedir. İhracat ve sabit sermaye birikimi değişkenleri kontrol değişkenler olarak modele eklenmiştir. Böylece Türkiye’de elektrik tüketimine ilişkin ampirik model aşağıdaki gibi yeniden yazılmıştır.

$$\ln EC_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln X_t + \alpha_3 \ln K_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Modelde \ln doğal logaritmayı göstermektedir. $\ln EC_t$, kişi başı elektrik tüketim, $\ln Y_t$, kişi başı reel gelir, $\ln X_t$, toplam mal ihracatı içinde sanayi ihracatı, $\ln K_t$, kişi başı reel sabit sermaye birikimini (yatırımı) ve ε_t modelin hata terimidir. Modelde reel gelir, ihracat ve yatırım parametreleri için beklenen işaretler $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$ ve $\alpha_3 > 0$ ’dır.

Modelde 1960-2011 dönemine ilişkin yıllık veriler kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan kişi başı elektrik tüketimi, (kWh per capita), kişi başı reel gelir (dolar cinsinden satın alma gücü paritesine göre, 2000=100) ve sanayi ihracatı verileri (toplam mal ihracatı içindeki yüzde oran olarak) Dünya Bankası istatistiklerinden, kişi başı reel sabit sermaye birikimi (2005=100) verisi ise Penn World Table (PWT.7.1)’dan alınmıştır (Heston vd., 2012).

A. ARDL SINIR TESTİ EŞBÜTÜNLEŞME YAKLAŞIMI

Türkiye’de elektrik tüketimi, ekonomik büyüme, ihracat ve yatırım değişkenleri arasındaki uzun dönem ilişkileri ARDL sınır testi yöntemi kullanılarak araştırılacaktır. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımının avantajı, değişkenlerin bütünlüşme dereceleri dikkate alınmaksızın değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin var olup olmadığını araştırmaktadır. Diğer taraftan bu yöntemin uygulanması üç nedene bağlı olarak uygun görül-

mektedir. Birincisi; sınır testi prosedürü kolaydır ve Johansen ve Juselius (1990) gibi çok değişkenli eşbütünleşme yöntemlerinin aksine, modelin gecikme uzunluğu en küçük kareler yöntemi ile tahmin edildikten sonra eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlenmektedir. İkincisi, sınır testi prosedürü birim kök testi modeline dâhil edilen değişkenlerin ön testlerinin yapılmasını gerektirmemektedir ve modeldeki serilerin I(2) olması dışında, bütünüyle I(0) ve I(1) veya hepsinin karşılıklı eşbütünleşik I(1) olması durumunda uygulanabilmektedir. Üçüncüsü; sınır testi geleneksel eşbütünleşen teknikleri ile karşılaştırıldığında küçük örnekler için daha uygundur (Haug, 2002).

Aşağıda üç bağımsız değişkene sahip sınır testi modelleri, kısıtlanmamış hata düzeltme (unrestricted error correction) modellerinin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesine dayanmaktadır:

$$\Delta \ln EC_t = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^m \vartheta_{1i} \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^m \vartheta_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \vartheta_{3i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^m \vartheta_{4i} \Delta \ln K_{t-i} + \vartheta_{EC} \ln EC_{t-1} + \vartheta_Y \ln Y_{t-1} + \vartheta_X \ln X_{t-1} + \vartheta_K \ln K_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta \ln K_{t-i} + \alpha_Y \ln Y_{t-1} + \alpha_{EC} \ln EC_{t-1} + \alpha_X \ln X_{t-1} + \alpha_K \ln K_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

$$\Delta \ln X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta \ln K_{t-i} + \beta_X \ln X_{t-1} + \beta_{EC} \ln EC_{t-1} + \beta_Y \ln Y_{t-1} + \beta_K \ln K_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

$$\Delta \ln K_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^m \theta_{1i} \Delta \ln K_{t-i} + \sum_{i=0}^m \theta_{2i} \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^m \theta_{3i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \theta_{4i} \Delta \ln X_{t-i} + \theta_K \ln K_{t-1} + \theta_{EC} \ln EC_{t-1} + \theta_Y \ln Y_{t-1} + \theta_X \ln X_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

Burada Δ değişkenlerin birinci fark operatörü ve μ t dönemindeki hata terimidir. Yukarıdaki modellerde birinci farkı alınmış regresyonun m olarak gösterilen gecikme uzunluğunun belirlenmesi için Akaike bilgi kriterinden (AIC) yararlanılmıştır. Burada modeldeki en küçük kritik AIC değeri sağlayan gecikme uzunluğu hesaplanan F-istatistiği değerine göre belirlenmektedir. Ardından en uygun gecikmenin elde edildiği modelde, değişkenlerin topluca birinci dönem gecikmeli değişkenlerinin anlamlılığı Pesaran vd. (2001)'nin F-testi değerleriyle karşılaştırılmaktadır. Model 3'te değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşmenin olmadığı sıfır hipotezi: $H_0 : \vartheta_{EC} = \vartheta_Y = \vartheta_X = \vartheta_K = 0$ iken; alternatif hipotez $H_0 : \vartheta_{EC} \neq \vartheta_Y \neq \vartheta_X \neq \vartheta_K \neq 0$ 'dır. Pesaran vd. (2001) tarafından rapor edilen iki asimptotik kritik sınır değer vardır. Bu sınırlar üst kritik değer (UCB) ve alt kritik değerdir (LCB). Üst kritik değer, değişkenlerin uzun dönemde eşbütünleşik olup olmadığı kararının verilmesinde kullanılmaktadır. Birinci alt kritik değer tüm serilerin I(0) olması durumunda, ikinci üst kritik değer ise tüm serilerin I(1) olması durumunda elde edilmiştir. Serilerin I(0) ve I(1) veya birlikte eşbütünleşik I(1) olması gibi farklı alternatif sınıflamalar için ikinci üst

kritik değer geçerli olmaktadır (Pesaran vd., 2001). Bağımlı değişken ile tahminciler arasında eşbütünleşmenin olup olmadığına şu şekilde karar verilecektir: Hesaplanan F -istatistiği değeri üst kritik sınır değeri aşarsa, sıfır hipotez reddedilmekte ve bağımlı değişken ile tahminciler arasında eşbütünleşmenin olduğu sonucuna varılacaktır. Hesaplanan F -istatistiği değeri alt kritik sınır değerinden daha düşükse, eşbütünleşmenin olmadığı şeklindeki boş hipotez reddedilememektedir. Diğer taraftan hesaplanan F -istatistiği değeri alt ve üst kritik sınır değerleri arasında ise kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testlerine başvurulması gerekmektedir. Gözlem sayısının küçük olması durumunda, ilgili kritik değerlerin Pesaran vd. (2001) tarafından rapor edilen kritik değerlerden önemli ölçüde sapma gösterebilmektedir. Bu yüzden çalışmalarda Narayan (2005) tarafından türetilen 30-80 gözlem sayısı aralığına uygun olarak sınır testi için alt ve üst kritik değerler kullanılmaktadır. Pesaran vd. (2001) tarafından üretilen alt ve üst kritik değerler ise daha büyük gözlem sayısına (500-40.000) uygun olarak elde edilmiştir. Bu nedenle Narayan ve Narayan (2005), Pesaran vd. (2001) tarafından hesaplanan kritik değerlerin seriler arasında eşbütünleşme ilişkisine karar vermede yanıltıcı olacağını vurgulamıştır. Çalışmamızda örnek büyüklüğü 52 olduğundan eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığının araştırılmasında Narayan (2005) tarafından türetilen kritik değerler kullanılacaktır. Yukarıdaki (3)- (6) nolu modellerin her birine ilişkin F -istatistiği değerleri [$F_{EC}(EC/Y,X,K)$, $F_Y(Y/EC,X,K)$, $F_X(X/EC,Y,K)$, $F_K(K/EC,Y,X)$] hesaplanmıştır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi üst kritik değerin (UCB) hesaplanan F -istatistiğinden daha küçükse geçerli olmaktadır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi doğrulandıktan sonra seriler arasındaki nedensellik araştırılacaktır.

B. VECM GRANGER NEDENSELLİK TESTİ

Eşbütünleşme, seriler arasında nedenselliğin mevcut olabileceğine işaret etse de nedensellik ilişkisinin yönünü göstermez. Bu nedenle Granger (1969) değişkenlerin eşbütünleşik olduğunda vektör hata düzeltme metodunun (VECM) değişkenler arasında nedenselliğin kaynağının ve yönünün tespit edilmesinde en uygun yöntem olduğunu belirtmiştir. Bu nedenle dört değişken arasında Granger nedenselliği test etmede kullanılan VECM modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$(1-L) \begin{pmatrix} \ln EC_t \\ \ln Y_t \\ \ln X_t \\ \ln K_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p (1-L) \begin{pmatrix} \beta_{11i} & \beta_{12i} & \beta_{13i} & \beta_{14i} \\ \beta_{21i} & \beta_{22i} & \beta_{23i} & \beta_{24i} \\ \beta_{31i} & \beta_{32i} & \beta_{33i} & \beta_{34i} \\ \beta_{41i} & \beta_{42i} & \beta_{43i} & \beta_{44i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \theta \\ \phi \\ \gamma \\ \delta \end{pmatrix} \times [ECT_{t-1}] + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix}. \quad (7)$$

Burada $(I-L)$ fark işlemcisini, ECT_{t-1} uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinde elde edilen bir dönem gecikmeli hata düzeltme terimini göstermektedir. ε_{1t} , ε_{2t} , ε_{3t} ve ε_{4t} hata terimlerini göstermektedir. Uzun dönem eşbütünleşme vektöründen elde edilen ECT_{t-1} terimi seriler arasında eşbütünleşmenin yokluğunda VECM modelinden çıkarılır, aksi halde modele eklenir. VECM Granger nedensellik testi kısa ve uzun dönem nedensel ilişkiler arasında ayırımı yapılmasını sağlar. VECM testi, serilerin eşbütünleşik olduğunda nedensel ilişkiyi test etmede ve az tek yönlü bir nedenselliğin bulunacağını gösterir. Tahmin edilen gecikmeli hata düzeltme teriminin, (ECT_t) istatistiksel olarak anlamlı olması değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin geçerli olduğunu gösterir. ECT_{t-1} aynı zamanda tüm modellerde kısa dönemden uzun dönem dengesine doğru yakınsama (convergence) hızına işaret etmektedir. Ancak kısa dönem nedensellik, farkı alınmış açıklayıcı değişkenlerin F -istatistiğinin anlamlılığı ile anlaşılmaktadır. Kısaca gecikmeli açıklayıcı değişkenlerin F -istatistiği kısa dönem nedensel etkinin ve bir dönem gecikmeli hata düzeltme teriminin katsayılarının t -istatistiği uzun dönem nedensel etkinin anlamlılığını göstermektedir. Uygun gecikme uzunluğu (p) ise Schwarz bilgi kriteri (SBC) ve/veya Akaike (AIC) bilgi kriterine dayalı olarak belirlenmektedir. Örneğin; Denklem 7'de $\beta_{12i} \neq 0$ ekonomik büyümeden elektrik tüketimine doğru kısa dönem nedenselliği, $\beta_{21i} \neq 0$ ise ekonomik büyümeden elektrik tüketimine doğru, $\beta_{23i} \neq 0$ ihracattan ekonomik büyümeye doğru kısa dönem nedenselliği göstermektedir.

IV. AMPİRİK SONUÇLAR

Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşabileceğini göstermiştir. Ayrıca durağan olmayan serilerin kullanılması güvenilir olmayan sonuçların elde edilmesine yol açabilecektir. Bu nedenle zaman serilerinin yapılan regresyon analizlerinde değişkenler arasındaki ilişkinin varlığını araştırmadan önce mutlaka analizlerde kullanılan değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir.

Uygulamada serilerin durağanlık düzeyinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler Dickey ve Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) (1981), Phillips ve Perron (PP) (1988), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) (1992) ve Ng-Perron (2001) testleridir. ADF ve PP testi temel hipotezinde serinin durağan olduğu alternatif hipotezine karşı, birim kökün temel hipotezi olduğu ileri sürülmektedir. Ancak son yıllarda bazı yazarlar temel ve alternatif hipotez arasındaki ayırmada Dickey-Fuller testlerinin gücünün zayıf olduğunu ileri sürmüşlerdir. Bu çalışmalarda zaman serisi verilerinin durağanlığının tespiti için, birim kök alternatif hipotezine karşı durağan temel hipotezi biçiminin

deki testlerin daha uygun olduğu ileri sürülmüştür. Bu nedenle KPSS (1992) birim kök testi, serinin durağan olmadığı alternatif hipotezine karşın, durağan olduğu temel hipotezinin testi için Lagrange Multiplier (LM) istatistiğini önermiştir. Ng-Perron birim kök testinde hesaplanan MZ_α ve MZ_t testleri ile MSB ve MPT testleri birim kökün varlığının sınanması aşamasında temel hipotezler bakımından farklılık göstermektedir. MZ_α ve MZ_t testlerinde sıfır hipotez birim kökün varlığını ifade ederken MSB ve MPT testlerinde ise sıfır hipotez birim kökün yokluğunu ifade etmektedir. Buna göre MZ_α ve MZ_t test istatistiklerinin Ng-Perron (2001) tarafından hesaplanan kritik değerlerden küçük olması, temel hipotezin reddedilememesini, büyük olması temel hipotezin kabul edilmesini (birim kökün reddedilmesini) sağlamaktadır. Ancak MSB ve MPT test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması durumunda temel hipotez reddedilmektedir. Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde ADF, KPSS ve Ng-Perron birim kök testinden yararlanılmıştır. Tablo 2 birim kök test sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 2: Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF		KPSS		Ng-Perron			
	Düzyey	Birinci Fark	Düzyey	Birinci Fark	Düzyey		Birinci Fark	
					MZ_α	MZ_t	MZ_α	MZ_t
<i>lnEC</i>	-2.53 (2)	-4.930 (0) ^a	0.964 (5) ^a	0.615 (3)	0.737 (1)	0.539 (1)	- 21.816 (0) ^a	-3.293 (0) ^a
<i>lnY</i>	-0.324 (0)	-7.130 (0) ^a	0.969 (5) ^a	0.015 (4)	2.007 (0)	2.626 (0)	- 24.646 (0) ^a	-3.349 (0) ^a
<i>lnX</i>	-5.532 (8) ^a	-2.686 (1) ^c	0.817 (5) ^a	0.687 (3)	- 0.114 (2)	0.085 (2)	- 23.494 (0) ^a	-3.427 (0) ^a
<i>lnK</i>	-1.068 (1)	-4.374 (0) ^a	0.789 (7) ^a	0.002 (3)	- 6.506 (0)	-1.62 (0)	- 24.297 (0) ^a	-3.379 (0) ^c

Not: ADF testinde parantez içindeki değerler Akaike Bilgi kriteri kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır ve maksimum gecikme uzunluğu 10 olarak alınmıştır. KPSS testinde optimal gecikme uzunluğu, *Bartlett kernel* (default) yöntemi ve *Newey-West Bandwidth* (automatic selection) kriterlerinden yararlanılmıştır. Ng-Perron birim kök testi maksimum gecikme uzunluğu 10 olarak ve gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi kriteri (SIC) kullanılarak belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler hesaplanan gecikme uzunluklarını göstermektedir. Birim Kök testlerine ait kritik değerler Ng ve Perron (2001) Tablo 1'den alınmıştır. ^a ve ^b sırasıyla % 1, %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Birim kök testleri incelendiğinde elektrik tüketimi, ekonomik büyüme ve yatırım değişkenlerinin serilerine ADF, PP ve Ng-Perron birim kök testi uygulandığında tüm serilerin birim köke sahip olduğu veya durağan olmadığı sonu-

cuna ulaşılmaktadır. Dolayısıyla düzeyde durağan olmayan serilerin birinci farkı alınarak yeniden birim kök testi uygulandığında serilerin durağanlaştığı veya birim kök olmadığı sonucuna varılmaktadır. İhracat serisine birim kök testleri uygulandığında ise sadece ADF testinde düzeyde birim kökün olmadığı reddedilmekte, diğer testlerde ise düzey değerinde birim kökün varlığı reddedilerek birinci farkı alındığında serinin durağanlaştığı görülmektedir.

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki araştırılmadan önce yapısal bir kırılmanın olabileceği dikkate alınarak yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews (ZA) (1992) testi ile serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Birçok yazar standart birim kök testlerinin yapısal değişmelere maruz kalacak değişkenler için uygun olmadığını belirtmektedir. Örneğin Perron (1989) yapısal değişmelerin varlığında standart ADF testlerinin birim kök hipotezini reddedememe eğilimi taşıdığını göstermiştir. Dolayısıyla, değişkenlerin durağan olmadığına, yalnızca standart birim kök test sonuçlarına dayalı olarak karar vermek yanıltıcı olabilir. Perron (1989) bilinen kırılma noktasının dışsal olduğu varsayımı altında üç farklı model kullanarak serilerin durağanlığını test etmiştir. Bununla birlikte bu test önemli tartışmalara neden olmuştur. Perron (1989) testi bir serinin (Y_t) T_B zamanında meydana gelen ekzojen bir yapısal değişme ile birim köke sahip olduğu hipotezini test etmektedir. Zivot ve Andrews (1992) ise dışsal kırılma noktası varsayımını reddetmiş ve alternatif bir hipotez altında trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya imkan tanıyan bir birim kök test prosedürü geliştirmiştir. Bu çalışmada tek bir yapısal değişmeyi endojen olarak dikkate alan Zivot ve Andrews birim kök testi kullanılarak serilerin entegrasyon düzeyi test edilmiştir. ZA birim kök testi aşağıdaki denklemler yardımıyla gösterilebilir.

$$\text{Model A: } \Delta y_t = \kappa + \phi y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{Model B: } \Delta y_t = \kappa + \phi y_{t-1} + \beta t + \gamma_1 DT_1 + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\text{Model C: } \Delta y_t = \kappa + \phi y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t + \gamma_1 DT_1 + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{Eğer } t > TB \\ 0 & \text{Diğer} \end{cases} \quad \text{ve} \quad DT_t = \begin{cases} t - TB & \text{Eğer } t > TB \\ 0 & \text{Diğer} \end{cases}$$

Burada $\lambda = TB/T$ ve TB olası kırılma yılını temsil etmektedir. y_{t-1} 'in katsayısının istatistikî olarak anlamlılığına bakılarak karar verilmektedir. Model A, trend durağan alternatif hipotez altında, trend fonksiyonunun kesim katsayısında (intercept term) bir değişim olduğunu, Model B, trend fonksiyonun eğiminde bir

değişim olduğunu, Model C ise her iki değişimin aynı anda gerçekleştiğini kabul eder.

Yukarıda da ifade edildiği üzere 1960-2011 döneminde yapısal kırılmaya sebep olabilecek ekonomik gelişmeler yaşandığı için, tüm değişkenlere Zivot ve Andrews birim kök testi A ve C modellerine uygulanmış ve test sonuçları Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3: Zivot ve Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

	<i>lnEC</i>		<i>lnY</i>		<i>lnX</i>		<i>lnK</i>	
	Model A	Model C	Model A	Model C	Model A	Model C	Model A	Model C
<i>TB</i>	1971	1975	1979	1979	1969	1969	1986	2001
ϕ	-0.18 (-3.17)	-0.39 (-4.45)	-0.41 (-3.89)	-0.55 (-4.49)	-0.17 (-3.43)	-0.17 (-3.57)	-0.14 (-3.00)	-0.128 (-2.55)
θ	0.05** (2.30)	0.06*** (2.77)	0.05*** (-2.69)	-0.08*** (-3.46)	0.376*** (3.020)	0.288** (2.09)	-0.114** (-2.53)	-0.08 (-1.46)
γ	-	- 0.01*** (-3.19)	-	-0.00** (-2.06)	-	-0.03 (-1.46)	-	0.017** (2.29)
<i>k</i>	1	1	0	0	1	1	1	1
<i>t_α</i> asimptotik kritik değerleri								
%1	-5.34	-5.57	-5.34	-5.57	-5.34	-5.57	-5.34	-5.57
%5	-4.93	-5.08	-4.93	-5.08	-4.93	-5.08	-4.93	-5.08
%10	-4,58	-4.82	-4,58	-4.82	-4,58	-4.82	-4,58	-4.82

Not: Kritik değerler, Zivot ve Andrews (1992)’den alınan değerleri göstermektedir. Parantez içindeki değerler *t*-istatistiği değerleridir. *k*, Akaike bilgi kriterine (AIC) göre (4 gecikme uzunluğuna göre) belirlenen uygun gecikme sayısıdır.

Tablo 3, yapısal kırılmalı ZA (1992) Model A sonuçlarına göre *lnEC* için 1971, *lnY* için 1979, *lnX* için 1969, *lnK* için 1986 kırılma tarihleri olarak belirlenmiştir. Bu tarihler serilerin sabitlerinin kırılma noktalarıdır, ancak seriler analiz dönemi içinde durağan değillerdir. 1969 ve siyasi çatışmaların başladığı ve döviz darboğazına bağlı olarak ekonomide sıkıntılı baş gösterdiği yıllardır. 1971 yılında ordu muhtıra vermiş ve sıkıyönetim ilan edilmiştir. 1979 yılı döviz darboğazına bağlı olarak enflasyonun zirve yaptığı, yüksek oranlı devalüasyonun yaşandığı ve kısa vadeli borçların arttığı yıl olmuştur. 1986 yılı kamu harcamalarının artması nedeniyle ekonomik dengesizliğin (disiplinsiz kamu borcu ve yüksek enflasyon) oluştuğu, işçi, dövizleri ve ihracatın azalmasıyla devalüasyonun yapıldığı bir yıldır. Model A’ya göre tüm serilerde y_{t-1} ’in katsayısının anlamlılığı *t*-istatistiğine göre test edilmektedir. Dört serinin *t*-istatistiği değeri-

nin (mutlak değer olarak) Zivot ve Andrews'ın kritik değerinden küçük olduğu görülmektedir. Böylece bu sonuç *serilerin durağan olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşı* serinin birim kök içerdiğini belirten sıfır hipotezin kabul edilmesini sağlamıştır. Bu sonuç yapısal kırılmalar olmasına rağmen bu serilerde birim kök içerdiği sonucunu değiştirmemiştir. Model C sonuçlarına göre kırılma tarihleri $\ln EC$ için 1975, $\ln Y$ için 1979, $\ln X$ için 1969, $\ln K$ için 2001 olarak belirlenmiştir. Bu tarihler Türkiye'de siyasi ve ekonomik krizlerin birlikte yaşandığı yıllar ve serilerin hem sabit hem de eğim katsayılarındaki kırılmalar dikkate alınarak hesaplanan kırılma noktalarıdır. Seriler analiz edildiğinde tüm serilerin birim kök içerdiğini belirten temel hipotez kabul edilmektedir. ZA birim kök testinde, yapısal kırılmayı dikkate almayan ADF, PP, KPSS ve Ng-Perron birim kök testlerinde elde edilen sonuçlarına (ADF birim kök testinde $\ln X$ serisinin düzeyde durağanlığı dışında) uyumlu olacak şekilde tüm değişkenlerin fark alındığında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Uygulanan birim kök testlerinin sonuçlarına göre, değişkenlerin bütünleşme derecelerinin aynı olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır. Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorununu; Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı ortadan kaldırmaktadır. Serilerin farklı bütünleşme düzeylerinde olduğuna karar verildikten sonra, değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi tespit etmek amacıyla 3-6 nolu denklemlere sınır F -testi uygulanmıştır. Kritik değerlerle birlikte, eşbütünleşmeye yönelik sınır testi sonuçları aşağıdaki Tablo 4'de gösterilmektedir.

Tablo 4: Sınır Testi Eşbütünleşme F -testi Sonuçları

Bağımsız değişken	Fonksiyon	F - <i>İstatistiği</i>	Tanısal Test Sonuçları			
			χ^2_{NORMAL}	χ^2_{ARCH}	χ^2_{RESET}	χ^2_{SERIAL}
$\ln EC$	$F(\ln EC/\ln Y, \ln X, \ln K)$	5.685**	6.458***	[1]:0.506	[1]:0.499	[2]:0.195
$\ln Y$	$F(\ln Y/\ln EC, \ln X, \ln K)$	5.662**	0.339	[1]:0.292	[1]:0.582	[2]:0.177
$\ln X$	$F(\ln X/\ln EC, \ln Y, \ln K)$	1.708	14.34***	[1]:0.751	[1]:0.452	[2]:0.779
$\ln K$	$F(\ln K/\ln EC, \ln Y, \ln X)$	4.533*	9.436***	[1]:0.509	[1]:0.833	[2]:0.150
Asimtotik Kritik Değerler						
	%1		%5		%10	
Narayan (2005)	I(0) 4.828	I(1) 6.195	I(0) 3.408	I(0) 4.623	I(1) 3.843	I(1) 3.920

Not: Kritik Değerler Narayan (2005: 1988) bağımsız değişken sayısı $k=3$ ve $n=55$ gözlem sayısına göre Case III (Unrestricted intercept and no trend) Tablosundan alınmıştır.

Yukarıdaki sınır testi sonuçlarına göre, $\ln EC$, $\ln Y$ ve $\ln K$ bağımlı değişken olması durumunda eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu anlaşılmaktadır.

$\ln EC$ 'nin, $\ln Y$ 'nin ve $\ln K$ 'nin bağımlı değişken olması halinde hesaplanan F -istatistiği değerleri sırasıyla 5.685, 5.662 ve 4.533'dür ve bu değerlerden ilk ikisi %5, üçüncüsü %10 anlamlılık düzeyinde Narayan (2005)'in üst kritik sınır değerinden daha büyüktür. Dolayısıyla üç değişkenin bağımsız değişken olduğu üç modelde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. $\ln X$ 'in bağımlı değişken olması halinde hesaplanan F -istatistiği değeri Narayan (2005)'nin üst kritik sınır değerinin altındadır. Dolayısıyla bu modelde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanmamıştır. $\ln EC$ 'nin, bağımlı değişken olduğu modelde ekonomik büyüme, ihracat ve yatırımla elektrik tüketimi arasında uzun dönem ilişkisi belirlendikten sonra hata düzeltme modeli tahmini yapılacaktır. Ardından her bir değişkenin bağımlı değişken olarak kullanıldığı vektör hata düzeltme modelleri (VECM) yardımıyla değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem Granger nedensel etkiler araştırılacaktır. Aşağıdaki Tablo 5'de $\ln EC$ 'nin bağımlı değişken olarak alındığı ARDL modelinde optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde AIC kriteri kullanılmış ve maksimum gecikme uzunluğu 4 alınarak tahmin yapılmıştır. Tahmin sonucunda ARDL (3,4,0,2) modeli seçilmiştir. Modelde $\ln EC$, $\ln Y$, $\ln X$ ve $\ln K$ değişkenlerinin gecikme uzunlukları sırasıyla, 3,4,0,2'dir.

Aşağıdaki Tablo 5'de ekonomik büyüme, gelir, ihracat ve yatırıma ilişkin uzun dönem esneklik değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Tahmin edilen modelde elektrik tüketimine ilişkin uzun dönem gelir elastikiyeti 1.434'tür ve bu katsayı %1 düzeyde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç ekonomik büyümenin elektrik tüketiminin belirlenmesinde önemli bir faktör olduğunu göstermektedir. Diğer koşullar değişmezken uzun dönemde yurtiçi reel gelirdeki %1'lik artışın elektrik tüketiminde %1.434'lük bir artışa yol açacağını göstermektedir. Bu sonuç Zaman vd. (2012)'nin Pakistan için elde ettiği sonuçlarla tutarlılık göstermektedir. Elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemdeki pozitif ve istatistiksel anlamlı ilişki, ihracat ve yatırım değişkenleri için de bulunmuştur. Elektrik tüketimine ilişkin ihracat ve yatırım elastikiyeti sırasıyla 0.478 ve 0.194'dür. Bu sonuç incelenen dönemde ihracatta ve sabit sermaye birikiminde yüzde 1 artışın, elektrik tüketiminde sırasıyla %0.478 ve %0.194 artışa yol açacağını göstermektedir.

Tablo 5: Uzun Dönem ARDL (3,4,0,2) Modeli ve Uzun Dönem Katsayılar

Bağımlı Değişken= $\ln EC_t$			
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği
$\ln EC_{t-1}$	0.5480***	0.1456	3.7638
$\ln EC_{t-2}$	-0.0364	0.1628	-0.2234
$\ln EC_{t-3}$	0.3401***	0.1232	2.7612
$\ln Y_t$	0.6502***	0.0918	7.0761
$\ln Y_{t-1}$	-0.1368	0.1607	-0.8517
$\ln Y_{t-2}$	-0.1317	0.1508	-0.8731
$\ln Y_{t-3}$	-0.0505	0.1065	-0.4747
$\ln Y_{t-4}$	-0.1184	0.0789	-1.5002
$\ln X_t$	0.0288***	0.0081	3.5478
$\ln K_t$	-0.0083	0.0252	-0.3324
$\ln K_{t-1}$	0.0255**	0.0309	0.8240
$\ln K_{t-2}$	0.0537	0.0262	2.0460
Sabit	-0.5810	0.5763	-1.0081
R^2	0.999		
F-statistiği	10957***		
D-W	2.065		
Uzun Dönem Analiz Sonuçları		Standart Hata	t-istatistiği
$\ln Y_t$	1.4341***	0.2884	4.9717
$\ln K_t$	0.4780*	0.2394	1.9963
$\ln X_t$	0.1944***	0.0312	6.2227
Sabit	-3.9209	2.9628	-1.3234
Uzun Dönem Tanısal Test Sonuçları			
Test	F-istatistiği	Olasılık Değeri	
$\chi^2_{NORMAL} (2)$	13.907***	0.000	
$\chi^2_{SERIAL} (1)$	0.1191	0.942	
$\chi^2_{WHITE} (1)$	0.4115	0.949	
$\chi^2_{RAMSEY} (1)$	0.4980	0.485	

Not: ARDL modelindeki gecikme sayıları 4 alınmış ve uygun gecikme uzunluğu AIC'ya göre belirlenmiştir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir. χ^2_{NORMAL} Jarque-Bera normallik, χ^2_{SERIAL} , Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, χ^2_{WHITE} White değişen varyans sınaması χ^2_{RAMSEY} Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir.

Türkiye'de elektrik tüketimi ulaştırma, altyapı, teknolojik gelişme, üretim ve imalat sanayinin gelişme sürecinin desteklenmesi için son derece bir önemli bir girdidir ve elektrik tüketimi ana sektörlerin gelişmesiyle birlikte sürekli artış göstermiştir. Örneğin; 1970-1980 dönemi arasında elektrik tüketimi %179,

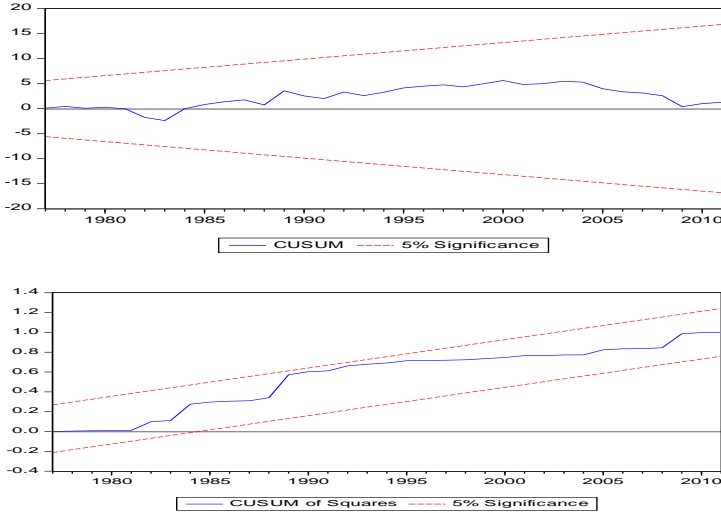
1980-1990 döneminde %129, 1990-2000 döneminde %109, ve 2000-2011 döneminde %89 artış göstermiştir. (TÜİK, 2013). TÜİK verilerine göre 1970 yılında konutlarda toplam elektrik enerjisi tüketiminin sadece %19.2'sini tüketilirken nüfusun artması ve hızlı kentleşmeden dolayı bu oran 1980'de %22.8, 2000'de %33.8 ve 2011'de %40.2 olarak gerçekleşmiştir. Sanayi sektörünün elektrik tüketimindeki payı ise 1970 ve 1990 arası dönemde %70'lerin üzerindeyken (örneğin; 1973'de yüzde 76.9 ve 1989'de %70.4), 1990 yılından sonra pay azalmaya başlamıştır. 1990'lı yıllarda yüzde 60'ın üzerinde olan oran 2000'li yıllardan sonra yüzde 50'nin üzerinde seyretmiştir. Örneğin sanayi sektörünün elektrik tüketimindeki payı 2000'de yüzde 57.4 iken 2011'de yüzde 53.8'e gerilemiştir (TÜİK, 2013:217). Sanayi sektörünün elektrik tüketimi payının azalmasında, Türkiye'de hızlı nüfus ve şehirleşme oranındaki artış ile birlikte hizmet sektöründe büyümeye bağlı olarak elektrik tüketimi talebinin sanayi sektörüne göre daha fazla artmasının etkili olduğu söylenebilir.

Elektrik tüketimi ile ihracat arasındaki pozitif ilişkinin ortaya çıkmasında Türkiye'de ekonomik faaliyet kollarına göre ihracatın yapısı incelendiğinde imalat sanayi ihracatında sürekli artışın etkili olduğu söylenebilir. Nitekim 1970'li yıllarda toplam sanayi sektörü ihracatının toplam ihracattaki payı %20'ler düzeyindeyken (örneğin 1970'de %20 ve 1978'de %27.8) ithal ikameci politikaların terk edildiği 1980'li yıllarda hızlı bir artış göstermiş ve yüzde 80'lere kadar yükselmiştir (1981'de %60 ve 1989'da %79.9). 1990'lı ve 2000'li yıllarda da sanayi ihracatın toplam ihracattaki payında sürekli artış sürdürmüştür. Örneğin; 1994'de %86.6'dan 2012'de %93.9'a yükselmiştir (TÜİK, 2013:432). Sanayi malları ihracatındaki oransal artış, hiç kuşkusuz elektrik tüketimini artırmıştır.

Elektrik tüketiminin sabit sermaye birimiyle pozitif ilişki içinde olmasında, Türkiye'de özel ve kamu kesimin yatırımlarının gelişme trendinin etkili olduğu söylenebilir. 1980 yılında GSYİH içinde %18.1 düzeyinde olan sabit sermaye payı 1990'lı yıllarda yüzde 20'nin biraz üzerine (örneğin 1992'de yüzde 22.9, 1998'de %24.0) çıksa da 2000'li yıllarda inişli çıkışlı istikrarsız bir trend göstermiştir. Örneğin; 2001 yılı kriz yılında bu oran %15.0, 2005'de %19.9, 2009'da %14.9, 2011'de %3.5 olarak gerçekleşmiştir. (Worldbank, 2014). 1980'li yılların başlarında kamu sektörünün toplam sabit sermaye birimi içindeki payı oldukça yüksek iken (kamu sektörü %53.1, özel sektör 46.9) kamunun ekonomide ağırlığının azaltıcı politikalar sonucunda özel kesimin sabit sermaye payı sürekli artış göstermiştir. Örneğin; 2006'da kamunun sabit sermaye birimindeki payı %20,5'e düşerken özel sektörün payı %79,5'e yükselmiştir (TÜİK, 2013:676). Özellikle kamu ve özel sektörün makine teçhizat, bina ve bina dışı inşaat gibi sabit sermaye yatırımları elektrik tüketimini artırmıştır.

Aşağıda Brown vd. (1975) tarafından uzun dönem modeli katsayılarının istikrarının testi için önerilen CUSUM ve CUSUMQ test sonuçları gösterilmektedir. Grafik 4'te uzun dönem ARDL modelinde elde edilen değişkenlerin katsayılarının %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içinde yer aldığı ve uzun dönem katsayılarının istikrarlı olduğu görülmektedir.

Grafik 4: CUSUM ve CUSUMQ Test Sonuçları



Aşağıdaki Tablo 6'da AIC bilgi kriterine göre elde edilen hata düzeltme modeli gösterilmektedir.

Tablo 6'da görüldüğü gibi ECT_{t-1} hata düzeltme teriminin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, Türkiye'de elektrik tüketimi, reel gelir, ihracat ve yatırımlar arasında uzun dönem ilişkisinin olduğunu doğrulamaktadır. Ayrıca hata düzeltme terimi içsel değişkenin denge düzeyine yakınsamadan önce açıklayıcı değişkenlerdeki değişmelere ne kadar bir hızla uyum sağlayacağını ölçmektedir. Negatif ve anlamlı hata düzeltme terimi, dengenin yeniden sağlanmasında ayarlama sürecinin etkin olduğunu göstermektedir. Negatif ancak düşük değerdeki (mutlak değer olarak) hata düzeltme terimi yavaş bir hızla ayarlama yapmaktadır. ECT katsayısı -0.146 'dır ve %1 düzeyde anlamlıdır. Bu sonuç t_{-1} dönemindeki bir sapmanın yaklaşık %14'ünün t döneminde düzeltileceğini göstermektedir. Modelde tahmin edilen değişkenlerin kısa dönem katsayıları incelendiğinde reel gelir ve ihracatın istatistiksel olarak anlamlı, yatırımın ise anlamsız olduğu görülmektedir. Modelde reel gelir ve ihracat katsayılarının sırasıyla 0.86 ve 0.05 olması, kısa dönemde reel gelirden ve ihracattan %1'lik bir artışın elektrik tüketimini sırasıyla %0.86 ve 0.05 artıracağını göstermektedir.

Tablo 6: Kısa Dönem ARDL(3,4,0,2) Modeli ve Kısa Dönem Katsayılar

Bağımlı Değişken= $dlnEC_t$			
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği
$dlnEC_{t-1}$	0.0705	0.1101	0.6405
$dlnEC_{t-2}$	0.0529	0.1096	0.4825
$dlnY_t$	0.7577***	0.1147	6.6047
$dlnX_t$	0.0454**	0.0213	2.1283
$dlnK_t$	-0.0391	0.0283	-1.3836
$dlnK_{t-1}$	0.0325	0.0222	1.4615
$dlnK_{t-2}$	0.0281	0.0213	1.3198
ECT_{t-1}	-0.1467***	0.0499	-2.9392
Sabit	0.0335	0.0090	3.7010
R^2	0.694		
F-statistiği	11.374***		
D-W	1.960		
Kısa Dönem Analiz Sonuçları		Standart Hata	t-istatistiği
lnY_t	0.864***	0.164	5.268
lnX_t	0.051**	0.023	2.217
lnK_t	0.024	0.051	0.470
Sabit	0.038***	0.006	6.333
Uzun Dönem Tanısal Test Sonuçları			
Test	F-istatistiği	Olasılık Değeri	
$\chi^2_{NORMAL(2)}$	0.285	0.866	
$\chi^2_{SERIAL(2)}$	0.484	0.784	
$\chi^2_{WHITE(1)}$	7.838	0.449	
$\chi^2_{RAMSEY(1)}$	0.311	0.580	

Not: ARDL modelindeki gecikme sayıları 4 alınmış ve AIC'ya göre belirlenmiştir.. ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir. χ^2_{NORMAL} Jarque-Bera normallik, χ^2_{SERIAL} , Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, χ^2_{WHITE} White değişen varyans sınaması χ^2_{RAMSEY} Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir.

A. VECM GRANGER NEDENSELLİK ANALİZİ

Aşağıdaki Tablo 6'da hata düzeltme modeli (ECM) çerçevesinde kısa dönem ve uzun dönem Granger nedensellik sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 6: VECM Granger Nedensellik Testi Sonuçları

<i>Bağımlı Değişken</i>	<i>Kısa Dönem Nedensel Etki F-İstatistiği (p-değeri)</i>				<i>Uzun Dönem Nedensel Etki t-ist. (p-değeri)</i>
	$\sum d \ln EC_{t-i}$	$\sum d \ln Y_{t-i}$	$\sum d \ln X_{t-i}$	$\sum d \ln K_{t-i}$	ECT_{t-1}
$d \ln EC_t$	-	0.044 (0.835)	2.366* (0.087)	4.157** (0.012)	-0.101 (0.435)
$d \ln Y_t$	3.278** (0.049)	-	1.673 (0.177)	1.625 (0.211)	-0.097 (0.650)
$d \ln X_t$	1.170 (0.285)	0.567 (0.455)	-	0.131 (0.718)	-
$d \ln K_t$	2.167 (0.129)	4.404*** (0.005)	3.152* (0.084)	-	-0.602** (0.011)

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Kısa dönem nedensel etki sonuçlarına bakıldığında elektrik tüketimi modelinde, ihracat ve yatırımın sırasıyla %10 ve %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla ihracatla elektrik tüketimi ve yatırım-la elektrik tüketimi arasında tek yönlü kısa dönem Granger nedensellik ilişkisi mevcuttur. Diğer taraftan fert başına reel gelir modelinde sadece elektrik tüketimi %5 düzeyde anlamlıdır ve bu sonuç kısa dönemde elektrik tüketiminden reel gelire doğru tek yönlü Granger nedensel etkinin varlığına işaret etmektedir. Bu sonuç Türkiye'de kısa dönemde elektrik tüketimini azaltmaya yönelik faaliyetlerin ekonomik büyüme üzerinde daraltıcı etkiye yol açacağına işaret etmektedir. Ayrıca elektrik tüketimini korumaya yönelik politikaların ekonomik büyümeyi azaltacağı gerçeğinden dolayı, hükümetlerin enerji verimliliği ve tasarrufunu artırıcı teknolojileri desteklemesi, artan elektrik talebini karşılayacak şekilde yeni enerji kaynaklarının gelişmesini ve etkin kullanımını sağlayan ar-ge projelerini desteklemesi faydalı olacaktır. İhracat modelinde ise değişkenler arasında kısa dönem Granger nedenselliğe rastlanmamıştır. Yatırım modelinde reel gelirden ve ihracattan yatırıma doğru tek yönlü kısa dönem nedensellik ilişkinin olduğu görülmektedir. Bu sonuçlardan hareketle, reel gelirden yatırımlara doğru nedenselliğin Türkiye'de hızlandıran teorisinin geçerli olduğunu ve ihracattan yatırımlara doğru nedenselliğin ise firmaların ihracat mallarındaki talep artışı yatırım talebini artırarak karşıladığını göstermektedir. Bu modelde ECT 'nin katsayısının (-0.602) negatif ve anlamlı olması, elektrik tüketimi, ekonomik büyüme ve ihracattan yatırıma doğru uzun dönem Granger nedenselliğin varlığını ortaya koymaktadır.

SONUÇ

Bu çalışmada 1960-2011 dönemi için Türkiye'de elektrik tüketimi ile elektrik tüketiminin belirleyicileri olan ekonomik büyüme, sanayi ihracatı ve sabit sermaye birikimi arasındaki ilişki ARDL eş bütünleşme yöntemi ve hata düzeltme yöntemine dayalı Granger nedensellik testleriyle analiz edilmiştir. Ampirik uygulamada değişkenler arasında eş bütünleşmenin varlığı doğrulanmış ve ekonomik büyüme, ihracat ve yatırım değişkenlerinin, uzun dönemde elektrik tüketimi üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Tahmin edilen modelde elektrik tüketimine ilişkin uzun dönem gelir elastikiyeti 1.434 olarak hesaplanmıştır. Bu katsayı %1 düzeyde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç ekonomik büyümenin elektrik tüketiminin belirlenmesinde önemli bir faktör olduğunu kanıtlar ve diğer koşullar sabit varsayıldığında uzun dönemde yurtiçi reel gelirdeki %1'lik artışın elektrik tüketiminde %1.434'lük bir artışa yol açacağını göstermektedir. Elektrik tüketimine ilişkin ihracat ve yatırım elastikiyeti sırasıyla 0.478 ve 0.194 bulunmuştur. Bu sonuçlar incelenen dönemde ihracatta ve sabit sermaye yatırımlarındaki %1'lik artışın, elektrik tüketiminde sırasıyla %0.478 ve %0.194 artışa yol açacağını göstermektedir. Kısa dönem Granger nedensellik sonuçlarına göre, ihracatla elektrik tüketimi ve yatırımla elektrik tüketimi arasında tek yönlü kısa dönem Granger nedensellik ilişkisi mevcuttur. Diğer taraftan fert başına reel gelir modeline göre ise, kısa dönemde elektrik tüketiminden reel gelire doğru tek yönlü bir Granger nedensellik vardır.

Bu sonuçlar, Türkiye'de kısa dönemde elektrik tüketimini azaltacak politikaların ekonomik büyümeyi olumsuz etkileyeceğini göstermektedir. Buna göre ülkemizde, enerji verimliliği ve tasarrufları artırıcı teknolojiler desteklenmelidir. Hükümetler kamuoyuna elektrik tüketimi israfının azaltılması için elektrik yönetim programının önemini hatırlatmalıdır. Böylece yeni enerji kaynaklarının gelişimine (örneğin nükleer enerji, rüzgâr enerjisi gibi) ve yenilikçi projelere daha fazla kaynak ayrılarak elektrik kullanımının sürdürülebilirliği ve elektrik krizlerinin ekonomik büyüme üzerindeki negatif etkilerinin önlenebileceği unutulmamalıdır. Bu amaçla elektrik endüstrisinde rekabetin gelişmesi teşvik edilerek elektriğin üretim maliyetlerinin azaltılması ve yaratılan kaynakların ekonomik büyümenin artırılması için ihracat sektörlerine aktarılması sağlanmalıdır. Türkiye'de elektrik tüketimine ilişkin korumacı politikalarla, elektrik arz etkinliğinin iyileştirilmesi sağlanmalıdır. Ayrıca ekonomik büyümeyi ve nihai elektrik tüketicilerinin fayda düzeylerini azaltmaksızın elektrik tüketiminde verimliliği sağlayıcı talep yönlü politikalar geliştirilmelidir.

KAYNAKÇA

- ABOSEDRA, Salah; Abdallah DAH and Sajal GHOSH; (2009), "Electricity Consumption and Economic Growth: The Case Of Lebanon", **Applied Energy**, 86, pp. 429–432.
- ACARAVCI, Ali and İlhan ÖZTÜRK; (2010), "Electricity Consumption-Growth Nexus: Evidence from Panel Data for Transition Countries," **Energy Economics**, 32(3), pp. 604-608.
- AĞIR, Hüseyin ve Muhsin KAR; (2010), "Türkiye'de Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Gelişmişlik Düzeyi İlişkisi: Yatay Kesit Analizi", **Hacettepe Üniversitesi Sosyoekonomi Dergisi**, 6(12), ss. 149-177.
- AKINLO, Anthony E.; (2009), "Electricity Consumption and Economic Growth in Nigeria: Evidence from Cointegration and Co-feature Analysis", **Journal of Policy Modeling**, 31(5), pp. 681-693.
- AKTAS, Cengiz; (2009), "Türkiye'de Elektrik Tüketimi, İstihdam ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Hata Düzeltme Modeliyle Analizi", **Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 25, ss. 61-68.
- AKTAŞ, Cengiz and Veysel YILMAZ; (2008), "Causal Relationship Between Electricity Consumption And Economic Growth In Turkey", **ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi**, 4(8), pp. 45–54.
- ALTINAY, Galip and Erdal KARAGÖL; (2005), "Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence From Turkey", **Energy Economics**, 27, pp. 849-856.
- APERGIS, Nicholas and James A. PAYNE; (2009), " Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from The Common Wealth of Independent States", **Energy Economics**, 31, pp.641–647.
- APERGIS, Nicholas and James A. PAYNE; (2009), " Energy consumption and economic growth in Central America: Evidence from a panel cointegration and error correction model", **Energy Economics**, 31, pp.211–216.
- BROWN, Richard L.; James DURBIN and J. M. EVANS; (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time", **Journal of Royal Statistical Society**, Series B37, pp.149-163.
- DICKEY, David A. and Wayne A. FULLER; (1979), "Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, 74, pp.427-431.

- DICKEY, David A. and Wayne A. FULLER; (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root", **Econometrica**, 49(4), pp. 1057-1072.
- Enerji Bakanlığı**; (2014), "Elektrik", İnternet Adresi: <http://www.enerji.gov.tr/in-dex.php?dil=tr&sf=webpages&b=elektrik&bn=219&hn=219&nm=384&id=386>, Erişim Tarihi 05.04.2014.
- GHOSH, Sajal; (2002), "Electricity Consumption and Economic Growth in India", **Energy Policy**, 30, pp. 125-129.
- GRANGER, Clive W.J. and Paul NEWBOLD.; (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," **Journal of Econometrics**, 2/2, pp.111-120.
- HAUG, Alfred A.; (2002), "Temporal Aggregation and The Power of Cointegration Tests: A Monte Carlo Study", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 64, pp.399-412.
- HESTON, Alan, Robert SUMMERS and Aten BETTINA; (2012), **Penn World Table Version 6.3**, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
- HO, Chun-Yu and Kam Wing SIU; (2007), "A Dynamic Equilibrium Of Electricity Consumption and GDP in Hong Kong: An Empirical Investigation", **Energy Policy**, 35, pp. 2507-2513.
- IFS**; (2014), International Financial Statistics (CD Rom), Washington: IFS.
- JOHANSEN, Soren and Katarina JUSELIUS; (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration –with Application to the Demand for Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52(2), pp.169-210.
- JUMBE, Charles B.L.; (2004), "Cointegration and Causality Between Electricity Consumption And GDP: Empirical Evidence From Malawi", **Energy Economics**, 26, pp. 61-68.
- KAR, Muhsin ve Esra KINIK; (2008), "Türkiye’de Elektrik Tüketimi Çeşitleri ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Bir Analizi", **Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi**, 10(2), ss. 333-353.
- KARAGÖL, Erdal; Erman ERBAYKAL ve H.Murat ERTUĞRUL; (2007), "Türkiye’de Ekonomik Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 8(1), ss. 72-80.
- KRAFT, J. and A. KRAFT; (1978), "On the Relationship Between Energy and GNP", **Journal of Energy Development**, 3(2), pp. 401-403.

- KWAITKOWSKI, Denis; Peter C. B. PHILLIPS; Peter SCHMIDT P. and Yongcheol SHIN; (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?", **Journal of Econometrics**, 54, pp. 159–178.
- LEE, Chien-Chiang and Chun-Ping CHANG; (2008), "Energy Consumption and Economic Growth in Asian Economies: A More Comprehensive Analysis Using Panel Data", **Resource and Energy Economics**, 30(1), pp. 50–65.
- MASIH, Abul M. M. and Rumi MASIH; (1996), "Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality: Results from A Multicountry Study Based on Cointegration and Error Correction Modeling Techniques", **Energy Economics**, 18, pp.165– 183.
- NARAYAN, Paresh K. ; (2005), "The Savings and Investment Nexus for China: Evidence From Cointegration Test", **Applied Economics**, 37, pp.1979–1990.
- NARAYAN, Paresh K. and Baljeet SINGH; (2007), "The Electricity Consumption and GDP Nexus for the Fiji Islands", **Energy Economics**, 29, pp.1141–1150.
- NARAYAN, Paresh K. and Russell SMYTH R.; (2009), "Multivariate Granger-Causality Between Electricity Consumption, Exports, and GDP: Evidence From a Panel of Middle Eastern Countries", **Energy Policy**, 37, pp.229–236.
- NARAYAN, Paresh K., and Arti PRASAD; (2008), "Electricity Consumption–Real GDP Causality Nexus: Evidence from A Bootstrapped Causality Test for 30 OECD Countries", **Energy Policy**, 36, pp. 910-918.
- NG, Serena and Pierre PERRON; (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", **Econometrica**, 69, pp. 1529–1554.
- ODHIAMBO, Nicholas M.; (2009), "Electricity Consumption and Economic Growth in South Africa: A Trivariate Causality Test", **Energy Economics**, 31, pp. 635-640.
- OUEDRAOGO, Idrissa M.; (2010), "Electricity Consumption and Economic Growth in Burkina Faso:A Cointegration Analysis", **Energy Economics**, 32, pp. 524–531.
- PAYNE, James E.; (2010), "A Survey of the Electricity Consumption-Growth Literature", **Applied Energy**, 87, pp. 723–731.

- PESARAN, Hashem; Yongcheol SHIN and Richard J. SMITH; (2001), "Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships", **Journal of Applied Econometrics**, 16(3), pp.289-326
- PHILLIPS, Peter C. B. and Pierre PERRON; (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", **Biomètrika**, 75(2), pp.336-346.
- POLAT, Özgür; Enes E. USLU ve Sayın SAN; (2011), "Türkiye’de Elektrik Tüketimi, İstihdam ve Ekonomik Büyüme İlişkisi”, **Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi**, 16(1), ss. 349-362.
- RAMCHARRAN, Harridutt; (1990), "Electricity Consumption and Economic Growth in Jamaica", **Energy Economics**, 12(1), pp. 65-70.
- SAATÇI, Mustafa ve Yasemin DUMRUL; (2013), "Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Dinamik Bir Analizi: Türkiye Örneği", **Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 32(2), ss. 1-24.
- SHAHBAZ, Muhammad and Hooi Hooi LEAN; (2012), "Does financial development increase energy consumption? The role of industrialization and urbanization in Tunisia", **Energy Policy**, 40(C), pp. 473-479.
- SHAHBAZ, Muhammad; Shahbaz SHABBIR and Chor F. TANG; (2011), "Electricity Consumption and Economic Growth Nexus in Portugal Using Cointegration and Causality Approaches”, **Energy Policy**, 39, pp. 3529–3536.
- SHIU, Alice and Pan-Lee LAM; (2004), "Electricity Consumption and Economic Growth in China", **Energy Policy**, 32, pp. 47–54.
- SOYTAŞ, Uğur and Ramazan SARI; (2007), "The Relationship Between Energy and Production: Evidence from Turkish Manufacturing Industry", **Energy Economics**, 29, pp. 1151–1165.
- SQUALLI, Jay; (2007), "Electricity Consumption and Economic Growth: Bounds and Causality Analyses of OPEC Members", **Energy Economics**, 29(6), pp. 1192-1205.
- TANG, Chor F. and Eu C. TAN; (2013), "Exploring the Nexus of Electricity Consumption, Economic Growth, Energy Prices and Technology Innovation in Malaysia", **Applied Energy**, 104, pp. 297–305.
- TANG, Chor F.; (2008), "A Re-examination of the Relationship Between Electricity Consumption and Economic Growth in Malaysia", **Energy Policy**, 36, pp. 3077– 3085.
- TÜİK; (2013), **İstatistik Göstergeler 1923-2012**, Ankara: Türkiye İstatistik Kurumu Yayınları.

- TÜİK**; (2014), "Enerji İstatistikleri", İnternet Adresi: http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1029, Erişim Tarihi: 22.04.2014.
- WORLDBANK**; (2014), "World Development Indicators 2014", İnternet Address: <http://databank.worldbank.org/data/views/variableSelection/selectvariables.aspx?source=world-development-indicators#>, Date of Access: 11.02.2014.
- WOLDE-RUFANEL**, Yemane; (2006), "Electricity Consumption and Economic Growth: A Time Series Experience for 17 African Countries", **Energy Policy**, 34, pp. 1106–1114.
- YAPRAKLI**, Sevda ve Z. Çağlar **YURTTANÇIKMAZ**; (2012), "Elektrik Tüketimi İle Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik: Türkiye Üzerine Ekonometrik Bir Analiz", **C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 13(2), ss. 195-215.
- YOO**, Seung-Hoon; (2005), "Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Korea", **Energy Policy**, 33, pp. 1627-1632.
- YOO**, Seung.-Hoon; (2006), "The Causal Relationship Between Electricity Consumption and Economic Growth in the ASEAN Countries", **Energy Policy**, 34, pp. 3573–3582.
- YOO**, Seung.-Hoon and So-Yoon **KWAK**; (2010), "Electricity Consumption and Economic Growth in Seven South American Countries", **Energy Policy**, 38, pp. 181–188.
- YUAN**, Jiahai; Changhong **ZHAO**; Shunkun **YU** and Zhaoguang **HU**; (2007) "Electricity Consumption and Economic Growth in China: Cointegration and Co-feature Analysis", **Energy Economics**, 29, pp. 1179–1191.
- ZAMAN**, Khalid; Khan M. **MUHAMMAD**; Mehboob **AHMAD** and Rabiah **RUSTAM**; (2012), "Determinants of Electricity Consumption in Pakistan: Old Wine in the New Bottle", **Energy Policy**, 50, pp. 623-634.
- ZIVOT**, Eric and Donald W.K. **ANDREWS**; (1992), "Further Evidence of Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis", **Journal of Business and Economic Statistics**, 10(3), pp.251-270.

