

## Türkiye'deki Ekonomik Büyüme Üzerine Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Sınır Testi Yaklaşımı

*Autoregressive Distributed Lag Bound Test Approach On Economical Growth In Turkey*

Sinem GEÇGEL KARAGÖL<sup>1</sup>, Barış AŞIKGİL<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İstatistik Yüksek Lisans Programı,  
İstanbul, Türkiye

<sup>2</sup> Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, İstanbul, Türkiye

### Öz

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'de 1960-2014 dönemleri arasında, ekonomik büyüme, elektrik tüketimi ve enflasyon arasındaki ilişkinin kısa ve uzun dönemdeki etkilerinin araştırılmasıdır. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinden faydalanılarak değişkenlerin birinci düzeyde durağan oldukları tespit edilmiştir. Böylece değişkenler üzerinde uzun dönem ilişkinin belirlenmesi için Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) Model yaklaşımı yapılmıştır. Uzun dönemde ARDL sınır testi katsayılarının incelenmesinden sonra kısa dönem dinamiklerine ilişkin hata düzeltme modeline (HDM) bakılarak katsayılar üzerinden yorum yapılmıştır. Model üzerinde yapısal kırılma olup olmadığını araştırmak için CUSUM ve CUSUM Kare testleri kullanılmış ve modelde yapısal kırılma olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bunun yanında, hata terimiyle ilgili varsayımların sağlanıp sağlanmadığı incelenmiştir. ARDL sınır testi yaklaşımı ile uzun dönemde Türkiye'deki enflasyon ve elektrik tüketiminin ekonomik büyümeyi olumlu veya olumsuz etkileyeceği üzerinde durulmuştur.

**Anahtar Kelimeler:** Ekonomik Büyüme, Enflasyon, Elektrik Tüketimi, ARDL Sınır Testi, Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model.

### Abstract

The aim of this study is to explore long and short term effects of relations among consumption of electricity, inflation and economical growth by using the annual data between period of 1960-2014 in Turkey. It is observed by using Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests that the first differences of the variables are stationary. Thus, the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model approach given by Pesaran et al. (2001) is used in order to determine long term relationship. After examining the long-term ARDL bound test coefficients, the error correction model (ECM) for short-term dynamics is interpreted based on the coefficients. In order to explore whether there is a structural break in the model, CUSUM and CUSUM Square tests are used and in view of the results of these tests there is no structural break. Moreover, it is examined whether the assumptions related with the error term are satisfied or not. It is emphasized that inflation and electricity consumption in Turkey will affect the economic growth positively or negatively in the long term by using the ARDL bounds test approach.

**Keywords:** Economical Growth, Inflation, Consumption of Electricity, ARDL Bounds Test, Autoregressive Distributed Lag Model.

## I. GİRİŞ

Küreselleşen dünyada, insanoğlunun gündelik gereksinimlerinin karşılanması ve sanayi devrimin gerçekleşmesiyle birlikte insan gücünün yerini makinelerin alması sonucu elektriğe karşı duyulan ihtiyaç her geçen gün artmaktadır. Elektrik tüketimine karşı artan talep sonucu ülkeler yatırımlarını enerji üzerine yönlendirmişlerdir. Uzun vadede bakıldığında, enerji üzerindeki yatırım maliyetlerinin yüksek olması sebebiyle sürdürülebilir ve izlenen politikanın gerçekler doğrultusunda olması ülkenin geleceği açısından önemli bir konuyu teşkil etmektedir.

Tarihte iktisatçıların hemfikir olamayıp tartışmalara sebep olduğu konulardan biri ekonomik büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkidir. İkinci Dünya Savaşı'na kadarki sürede, fiyatların umumi düzeyinde değişme görülmemişken, savaş sonrasında yaşanan yüksek enflasyon, enflasyon ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye karşı duyulan ilgiyi arttırmıştır. Bu doğrultuda ekonomik büyüme, enflasyon ve elektrik tüketimi arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesi için ARDL yaklaşımdan faydalanılmıştır.

Bu çalışma dört temel bölümü kapsamaktadır. İlk bölümde, ekonomik büyüme, enflasyon ile elektrik tüketimi konuları üzerinde durulmuş olup konuyla ilgili yakın zamandaki literatür taraması yapılmıştır. İkinci bölümde, materyal ve metod üzerinde durulmuştur. Üçüncü bölümde, konuyla ilgili analizler yapılmıştır. Dördüncü bölümde, elde edilen analiz sonuçları yorumlanmıştır.

### 1.1. Literatür Araştırması

Halıcıoğlu [1], 1960-2005 dönemleri arasında yıllık veri setinden faydalanarak Türkiye'de uzun dönemde karbondioksit salınımının enerji tüketimi, gelir ile dış ticaretten etkilendiğini ifade etmiştir. Öztürk ve Acaravcı [2], 1968-2005 dönemlerindeki yıllık verileri kullanarak ekonomik büyüme, karbondioksit salınımı, enerji tüketimi ile istihdam değişkenlerinin uzun dönemli ilişki varlığını ileri sürmüşlerdir. Polat vd. [3], 1950-2016 dönemleri arasında yıllık veri setinden yararlanarak Türkiye'de kısa dönemde sadece istihdamdan elektrik tüketimine olumlu yönde nedensellik olduğunu uzun döneme bakıldığında ise istihdam ile elektrik tüketimi değişkenlerinden reel gayri safi milli hasıla (GSMH)'ye doğru pozitif nedensellik olduğunu belirtmişlerdir. Fuinhas ve Marques [4], 1965-2009 dönemleri arasında yıllık veri seti kullanarak, Portekiz, İtalya, Yunanistan, İspanya ve Türkiye'de enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında geri beslemeye dayalı nedensellik olduğunu ileri sürmüşlerdir. Öcal ve Aslan [5], 1990-2010 dönemlerinde Türkiye'de yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi negatif yönde etki ettiğini tespit etmişlerdir. Koçak [6], 1960-2010 dönemleri arasında yıllık veri setinden yararlanarak Türkiye'de uzun dönemde enerji kullanımının karbondioksit salınımını arttırdığını ifade etmiştir. Özçağ [7], 1960-2013 dönemleri arasında yıllık veri kullanarak Türkiye'de kısa ve uzun dönemde ekonomik büyümeye enerji tüketimi arasında pozitif nedensellik olduğunu belirtmiştir. Pata ve Terzi [8], 1964-2014 dönemleri arasında yıllık veri kullanarak Türkiye'nin uzun dönemde turizm ile ekonomik büyüme ilişkisinin bulunmadığını fakat kısa döneme bakıldığında turizm sektöründen gayri safi yurtiçi hasıla (GSYH)'ye doğru pozitif nedenselliğin varlığını ifade etmişlerdir. Türemez ve Göktaş [9], 1984-2017 dönemleri arasında yıllık veri seti kullanarak Türkiye'de turizm talebinin Avrupa Birliği toplam geliri ile Gümrük Birliği'ne katılımı anlamlı olarak etki ederken, reel döviz kuru ile Avrupa Birliği adaylık aşamasında ülkeye giriş yapan

turist sayısını anlamlı olarak etki etmediği sonucuna varmışlardır. Terzi ve Bekar [10], 1974-2014 dönemleri arasında yıllık verileri kullanarak Türkiye'deki doğrudan yabancı yatırımlar, turist sayısı ile dışa açıklığın birbirini etkilediğini ifade etmişlerdir.

## II. MATERYAL VE METOD

Çalışmada, 1960-2014 dönemleri arasındaki 55 gözleme sahip yıllık veriler World Bank (<https://data.worldbank.org/>) [11]'tan elde edilmiş olup EViews10 paket programından yararlanılmıştır. Bağımlı değişken olan gayri safi milli hasıla ile bağımsız değişkenler olan elektrik tüketimi ile enflasyon arasındaki hem kısa hem de uzun dönem ilişkilerinin incelenmesi amaçlanmıştır.

Öncelikle, değişkenlere logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. Logaritma dönüşümü uygulanan değişkenlerin gösterimi, gayri safi yurt içi hasıla (GSYH), elektrik tüketimi (EL), enflasyon (ENF) şeklindedir. Ardından, normallik varsayımının sağlanıp sağlanmadığı incelenmiştir. Sonrasında, durağanlıklarının incelenmesi için birim kök testinden yararlanılarak durağanlıklarının birinci farkta olduğu sonucuna varılmıştır. Uzun dönemde değişkenler arasındaki denge ilişkisine bakılmak için, diğer bir deyişle değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisinin olup olmadığı ARDL yaklaşımı aracılığıyla incelenmiştir.

### 2.1. Gecikmesi Dağıtılmış ve Otoresif Modeller

$y$  değişkeni,  $x$  değişkenine belirli bir zaman boşluğu sonrasında cevap verdiği takdirde, bu boşluğa gecikme, ilgili modele ise gecikmeli ilişki denilmektedir. Dinamik modeller gecikmeli ve otoresif modeller olarak adlandırılmaktadır. Bağımlı değişken bağımsız değişkenlerin gecikmeleri tarafından açıklanıyorsa gecikmesi dağıtılmış model olarak ifade edilmektedir. Gecikmesi dağıtılmış model aşağıda gösterilmektedir:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t; \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

En küçük kareler (EKK) yönteminden yararlanılarak model tahmini yapılmaktadır. Fakat bağımsız değişkenler kendi gecikmelerinden meydana geldiğinden çoklu doğrusal bağlantı problemi oluşması ihtimali vardır. Ayrıca gecikme uzunluğundan dolayı tahmin edilen modelde gözlem kaybı yaşanması ihtimali mevcuttur.

Gecikmesi dağıtılmış modeller beşe ayrılmaktadır. Bunlar; Koyck modeli, Almon (Polinomial) gecikme modeli, Nerlove kısmi iyileştirme modeli, Cagan'ın uyumcu beklenti modeli ve gecikmesi dağıtılmış otoresif (ARDL) modelidir.

### 2.1.1. ARDL modeller

Uzun dönemdeki ilişkilerin sınanması maksadıyla yararlanılan farklı yaklaşımlar vardır. Bu yaklaşımlardan, Engle-Granger eşbütünlüşme testi, Johansen eşbütünlüşme testi ve sınır testi (Bounds Test) en çok kullanılanlarıdır.

Pesaran ve Shin [12], Pesaran [13] ve Pesaran vd. [14]'a göre ARDL yaklaşımı, durağanlık dereceleri aynı olmayan zaman serilerinde, eşbütünlüşme analizinin yapılamamasından kaynaklanan problemi ortadan kaldırmak için geliştirilmiştir. Modelde, serilerin durağanlık derecelerinde meydana gelen farklılıkları yok ederek, hem uzun hemde kısa dönemde ilişkinin olup olmadığını incelenmesinde yararlanılmaktadır. Eğer çalışmadaki serilerin, bir ve daha fazlasının düzey halinde durağan olduğu görülürse yani  $I(0)$  söz konusu ise eşbütünlüşme ilişkisinde inceleme yapılamamaktadır. Ancak, ARDL yaklaşımı ile serilerin düzeyde ya da birinci farkta durağan olmaları göz ardı edilerek seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisine bakılabilir. Buna ek olarak, ARDL yaklaşımı, az gözlemlili veri kümeleri için kullanışlıdır [15].

ARDL yaklaşımı iki adımdan meydana gelmektedir. İlk adım, çalışmadaki seriler arasında uzun dönemde bir ilişkinin varlığını test edilmesidir. Sonraki adımsa kısa ve uzun dönemdeki parametrelerin üretilmesi ile tahminlerin gerçekleştirilmesidir. ARDL sınır testi yaklaşımı uygulanırken uyulması gereken en önemli hususlardan biri, ilgili değişkenlerin ikinci veya daha yüksek farklarda durağanlığının söz konusu olmamasıdır.

ARDL yaklaşımında, ilgili değişkenler arasında eşbütünlüşmenin olup olmadığını araştırılması için ilk olarak değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesi gerekmektedir. Bunun için kullanılacak modellerin, kısıtsız hata düzeltme modeli (KHDM) biçiminde kurulması gerekir. ARDL yaklaşımı KHDM olarak da anılmakta ve EKK yöntemine dayanmakta olup, küçük hacimli örneklemedeki çalışmalarda kullanılabilme olanağı sağlamaktadır. ARDL sınır testi yaklaşımı, KHDM kullanıldığında, Engle-Granger nedensellik analizinden daha iyi istatistiki niteliktedir. Ayrıca, düşük sayıdaki gözlemlerde, Johansen ile Engle-Granger nedensellik analizlerinden daha güvenilir sonuç elde etmektedir [16].

KHDM, incelenilen modelin kısa ve uzun dönemli bileşenlerinin otokorelasyon problemlerine sahip olup olmadığının tahmin edilmesine olanak sağlar. Breusch-Godfrey LM testiyle kestirilmiş modelin yapısında mevcut bir otokorelasyon problemi olup olmadığı belirlenir. Wald testi ile eşbütünlüşme bir ilişkinin varlığına karar verilir. Testin yokluk hipotezi "ele alınan değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi yoktur" şeklindedir ve hem uzun hem de kısa döneme sahip parametreler arasında ilişki olup olmadığı sınanır.

Gecikmesi dağıtılmış modellerde bağımlı değişken ile bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin modelde bağımsız değişken şeklinde bulunması durumu ARDL model olarak adlandırılmaktadır. ARDL model genel olarak aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j x_{t-j} + \varepsilon_t; \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

Burada, p'ler  $y_t$  üzerindeki gecikmeleri, q'lar ise  $x_t$  üzerindeki gecikmeleri verir. Modelde y ve x sırasıyla, bağımlı ve bağımsız değişkeni temsil etmektedir. Eşitlik (2) açılarak yazıldığında,

$$y = \mu + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + \dots + \gamma_q x_{t-q} + \varepsilon_t \quad (3)$$

elde edilir.  $y_t$  ve  $x_t$ 'nin durağanlık düzeyleri  $y^*$  ve  $x^*$  olarak ifade edilirse,

$$y^* = \beta_0 + \beta_1 x^* \quad (4)$$

elde edilir. Burada,  $x^* = x_t = x_{t-1} = \dots = x_{t-q}$ 'dir. Hata terimleri olmadan modelin uzun dönemdeki çözümü, Eşitlik (3)'de yerine konulduğunda,

$$y^* = \frac{\mu}{1 - \sum \alpha_i} + \frac{\sum \gamma_i}{1 - \sum \alpha_i} x^* \quad (5)$$

biçiminde verilir. Eşitlik (5) daha açık şekilde yazıldığında,

$$y^* = \frac{\mu}{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_n} + \frac{(\gamma_1 + \gamma_2 + \dots + \gamma_m)}{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_n} x^* \quad (6)$$

veya

$$y^* = B_0 + B_1 x^* \quad (7)$$

elde edilir. Modelin uzun dönemdeki sonucuna varılması  $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$  şartının sağlanmasıyla mevcuttur.

Pesaran vd. [14]'nin belirtildiği gibi, ARDL yaklaşımında uzun dönem ilişkisinin tespit edilip bağımsız değişkenlerin katsayı tahmini yapıldıktan sonra değişkenler arasında kısa dönem ilişkisini incelemek için KHDM'nin kurulması gerekmektedir. Sınır testi, temel olarak KHDM'nin EKK yöntemi ile tahmin edilmesine bağlıdır. Söz konusu KHDM aşağıda gösterilmektedir:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i' \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Modelde yer alan  $\Delta y_t$  ve  $\Delta x_t$  kısa dönem dinamiklerinin,  $\pi_{yy}$  ve  $\pi_{yx,x}$  uzun dönemdeki parametresini,  $t$  trendi,  $c_0$  sabit parametreyi ifade etmektedir.  $c_0 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx,x})\mu + [\gamma_{y,x} + (\pi_{yy}, \pi_{yx,x})]\gamma$ ,  $c_1 = (\pi_{yy}, \pi_{yx,x})\gamma$  ve  $\pi_{yx,x} \equiv \pi_{yx} - \omega'\pi_{xx}$  olarak tanımlanmaktadır. ARDL sınır testinde, Eşitlik (8) kullanılarak beş farklı model elde edilmiştir.

**Model 1:** Sabitsiz ve trendsiz ( $c_0 = 0$  ve  $c_1 = 0$ ) ise;

$$\Delta y_t = \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx,x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i' \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

**Model 2:** Kısıtlı sabitli ve trendsiz ( $c_0 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx,x})\mu$  ve  $c_1=0$ ) ise;

$$\Delta y_t = \pi_{yy}(y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yx,x}(x_{t-1} - \mu_x) + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i' \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

**Model 3:** Kısıtsız sabitli ve trendsiz ( $c_0 \neq 0$  ve  $c_1=0$ ) ise;

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx,x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i' \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

**Model 4:** Kısıtsız sabitli ve kısıtlı trendli ise;

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy}(y_{t-1} - \gamma_y t) + \pi_{yx,x}(x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i' \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

**Model 5:** Kısıtsız sabitli ve kısıtsız trendli ise;

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx,x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i' \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Denklemlerin temel hipotezi,  $H_0^{\pi_{yy}}: \pi_{yy} = 0$  ve  $H_0^{\pi_{yx,x}}: \pi_{yx,x} = 0'$  olup alternatif hipotezleri,  $H_1^{\pi_{yy}}: \pi_{yy} \neq 0$  ve  $H_1^{\pi_{yx,x}}: \pi_{yx,x} \neq 0'$  şeklinde ifade edilir.

Sınır testinin uygulanabilmesi için öncelikle, uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesini sağlayan, Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz bilgi kriteri (SIC) ve Hannan-Quinn (HQ) gibi bilgi kriterlerinden yararlanılmaktadır. En küçük değere sahip gecikme uzunluğu ele alınarak oluşturulan modelde otokorelasyon problemi olması durumunda bu model ele alınmayarak ikinci en küçük değerdeki gecikme uzunluğu seçilir. Buna rağmen otokorelasyon problemi

aynı şekilde devam ediyorsa, problem yok olana dek işlem sürdürülür. Eşbütünlüşme ilişkisinin olup olmadığı, bağımlı ile bağımsız değişkenlerin birinci gecikmesinin denklemdaki anlamlılığına tabidir.

Hipotezlerinin sınanması F testi veya Wald testi yardımıyla yapılır. Parametrelere ilişkin F istatistiği, tablo kritik değerleriyle karşılaştırılırken ilk olarak serilerin durağanlık derecelerinin benzer olmasına önem verilir [17].

Modeldeki değişkenlerden birisi düzeyde durağan, diğerlerinin birinci farkının durağan olmasıyla, tablo alt ve üst kritik değerleri aracılığıyla şayet değişkenlerin tümü düzeyde durağan olması durumdaysa, tabloda bulunan alt kritik değerleriyle kıyaslama yapılır. Aynı şekilde, değişkenler birinci farkta durağan ise üst kritik değerleriyle kıyaslama yapılır. Değişkenlerden birinin düzeyde, diğerlerinin birinci farkta durağan olması söz konusu olduğunda hesaplanan F istatistik değeri, üst kritik değer üzerindeyse seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin olduğuna, alt kritik değer altındaysa eşbütünlüşme ilişkisinin olmadığına işaret eder. F istatistiğinin alt ile üst kritik değerlerin arasında bulunmasıyla, net karara varılmamakla birlikte alternatif yöntemlere başvurmak zorunda kalınır. Değişkenlerin düzeyde durağan olması ve F istatistiğinin tablo alt kritik değerinin üstünde kalması durumunda değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin var olduğu, tersi halindeyse eşbütünlüşme ilişkisinin bulunmadığı sonucuna varılır. Ayrıca, değişkenlerin hepsinin birinci farkları alınıp durağan olmaları durumunda, F istatistiğinin yalnızca tablo üst kritik değerinden büyük olması ile değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin olduğunu işaret eder [18].

### 2.1.2. Eşbütünlüşme testi

Eşbütünlüşme analizi, fark alma yoluyla değişkenler arasında kısa ve uzun dönem ilişkilerinde bilgi kaybının yaşanmaması açısından avantajlı bir yöntemdir. Bununla birlikte, her bir eşbütünlüşme serinin hata düzeltme modelinin (HDM) kurulabilmesiyle, uzun ve kısa dönem ilişkilerini fark etme olanağı sağlar.

Eşbütünlüşme analizi ikiye ayrılmaktadır. Engle ve Granger [19]'a göre, düzeyde durağan olmayıp birinci farkı alındığında durağan olan zaman serilerinin, düzey hallerinde modellenebilmesi ve bilgi kaybının yaşanmaması sağlanır. Fakat geliştirilen bu yaklaşım ile iki değişkene sahip bir seride, değişkenlerden birinin eşitliğinde eşbütünlüşme ilişkisi görülürken, diğer değişkenin eşitliğinde aynı şekilde bir ilişki gözlenmeyebilir. Bununla birlikte, değişken sayısının artmasıyla birden fazla uzun dönemli ilişkinin ortaya çıkabilmesi olasılığına karşılık Engle-Granger testi çoklu eşbütünlüşme yapısını ayırt edememektedir. Diğer eşbütünlüşme analizi ise, Johansen [20] ve Johansen ve Juselius [21]'nin vektör otoregresif (VAR) modellerine dayanarak birden fazla eşbütünlüşme

ilişkisinin araştırılması için elverişli olan bir eşbütünlük testi. Johansen eşbütünlük yöntemi, olabilirlik oranlarını elde etmek için HDM'nin hesaplanmasını gerektirir.

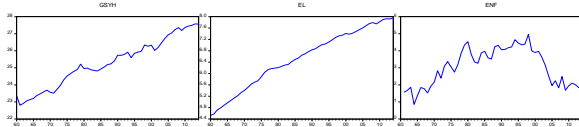
HDM aşağıdaki şekilde verilebilir:

$$\Delta y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta x_{t-j} + \lambda \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Burada  $\theta_0$ , sabit parametreyi;  $\lambda$ , hata düzeltme parametresini ifade etmekte olup  $-1 < \lambda < 0$ 'dır.  $\hat{u}_{t-1}$  ise denge hata terimi veya hata düzeltme terimi olup,  $\hat{u}_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}$  biçiminde tanımlanır. İncelenen bir modelde, deterministik bileşenlerde gözlemlenen tek bir farklılığın söz konusu olması durumunda Johansen yaklaşımıyla elde edilen sonuçlar farklılık göstermektedir [22].

### III. SONUÇLAR VE TARTIŞMA

Bağımlı ve bağımsız değişkenlere logaritmik dönüşüm uygulandıktan sonra elde edilen çizgi grafikleri Şekil 1'de değişkenlere ait tanımlayıcı istatistik sonuçları Tablo 1'de verildiği gibidir.



Şekil 1. Değişkenlere ait çizgi grafik incelemesi

Tablo 1. Değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri ve normallik incelemesi

	GSYH	EL	ENF
Minimum	22,8054	4,5251	0,8554
Maksimum	27,5803	7,9566	4,9676
Ortalama	25,2761	6,5196	3,0460
Ortanca	25,2163	6,6478	3,1655
Standart Sapma	1,4118	1,0255	1,0846
Jarque Bera	2,5631	3,6309	4,0268
p değeri	0,2776	0,1627	0,1335

Tablo 1 incelendiğinde, tüm değişkenlere ait Jarque-Bera test istatistiklerine karşılık gelen p değerlerinin 0,05'ten büyük olmasıyla birlikte değişkenlerin normal dağıldığı söylenebilmektedir.

#### 3.1. Birim Kök Testi

Çalışmada serilerin durağanlık düzeyleri, Dickey-Fuller [23] ile Phillips-Perron [24]'da verilen birim kök testleri ile analiz edilmiştir. Serilerin fark alınmamış halleri için test sonuçları Tablo 2'de verildiği şekildedir.

Tablo 2. Düzeyde ADF ve PP birim kök test sonuçları

		ADF Birim Kök Testi		PP Birim Kök Testi	
		Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
GSYH	t değeri	0,0004	-3,4894	0,0004	-3,8320
	p değeri	0,9542	0,0507*	0,9542	0,0222**
EL	t değeri	-4,1339	-0,9404	-4,2394	-0,9267
	p değeri	0,0019***	0,9434	0,0014***	0,9452
ENF	t değeri	-1,6502	-1,3693	-1,6141	-1,1749
	p değeri	0,4503	0,8587	0,4684	0,9053

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Şekil 1 göz önünde bulundurularak Tablo 2 incelendiğinde, bağımlı değişken olan GSYH için test sonuçlarında serinin durağanlığının olmadığı söylenebilmektedir. Bağımsız değişkenler olan EL ve ENF için ADF ve PP test sonuçlarına bakıldığında ise sabitli ve trendli durumda değişkenlerin durağanlıklarının söz konusu olmadığı kanısına varılmaktadır. Serilerinin birinci farkı alınmış biçimleri için birim kök sonuçları Tablo 3'te verildiği gibidir.

Tablo 3. Birinci farkta ADF ve PP birim kök test sonuçları

		ADF Birim Kök Testi		PP Birim Kök Testi	
		Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
GSYH	t değeri	-8,5267	-8,3846	-8,5267	-8,3847
	p değeri	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***
EL	t değeri	-4,8929	-6,2512	-4,9290	-6,1993
	p değeri	0,0002***	0,0000***	0,0002***	0,0000***
ENF	t değeri	-7,6932	-7,9439	-7,7037	-10,2635
	p değeri	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 3'e göre, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin sabitli ile sabitli ve trendli durumlarının p değeri sonuçlarına bakıldığında, tüm değerlerin 0,05'ten küçük olduğu gözlemlenmektedir. Böylece değişkenlerin birinci farkta durağan olduğu söylenebilmektedir.

#### 3.2. Eşbütünlük Testi

Eşbütünlük testinde, gecikme sayısının belirlenebilmesi için yapılan analiz Tablo 4'te verildiği gibidir.

Tablo 4. Gecikme sayısının tespit edilmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	108,2033	NA	0,0228	4,7321	4,8501	4,7765
1	101,8439	384,3415	4,39e-06	-3,8231	-3,3508*	-3,6454*
2	105,6155	6,4198	5,52e-06	-3,6007	-2,7740	-3,2896
3	118,6097	20,4589	4,72e-06	-3,7706	-2,5897	-3,3262
4	128,0745	13,6937	4,74e-06	-3,7904	-2,2552	-3,2127
5	143,3829	20,1941*	3,77e-06*	-4,0588*	-2,1693	-3,3478
6	147,6934	5,1359	4,90e-06	-3,8593	-1,6155	-3,0149
7	159,5620	12,6262	4,75e-06	-3,9814	-1,3833	-3,0037

Tablo 4'e göre Likelihood Ratio (LR), Final Prediction Error (FPE), AIC ölçütleri incelendiğinde gecikme sayısı 5 olarak belirlenmiştir. SIC ve HQ bilgi kriterleri gecikme sayısını 1 olarak saptamasına rağmen daha kapsamlı olan 5 gecikme modeli ele alınmıştır. Sonrasında, sınır testi yaklaşımıyla seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığına ilişkin sonuçlar Tablo 5'de verildiği gibidir.

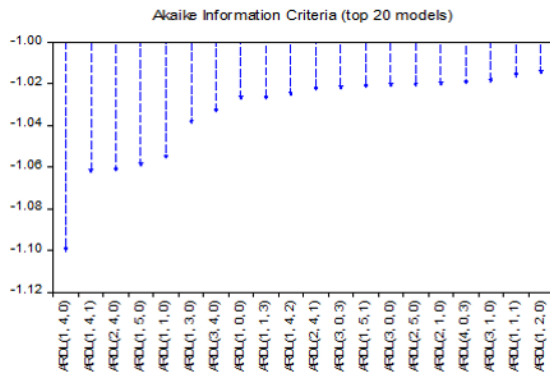
**Tablo 5.** Sınır testi sonuçları

Bağımsız Değişken Sayısı	F İstatistiği	%5 Anlamlılık Düzeyinde Kritik Değerler	
		Alt Sınır	Üst Sınır
2	5,1808	3,79	4,85

Değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisini tespit etmek amacıyla F istatistik değeri ile alt ve üst sınır değerlerinin bulunduğu Tablo 5'e bakıldığında, hesaplanan F istatistik değeri, üst sınır değerini aştığından dolayı seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı belirlenmiştir. Bu sebepten kısa ve uzun dönem ilişkilerinin saptanmasında ARDL modeli oluşturulabilir.

### 3.3. ARDL Modeli

Çalışmada serilerin öncelikle sabitli daha sonrasında sabitli ve trendli modeli incelenerek en iyi model ele alınmıştır. Şekil 2'de verilen grafiğe göre denenen 20 alternatif model arasından en iyisinin en küçük AIC değerine sahip ARDL(1,4,0) olduğu saptanmıştır.

**Şekil 2.** AIC için 20 en iyi model

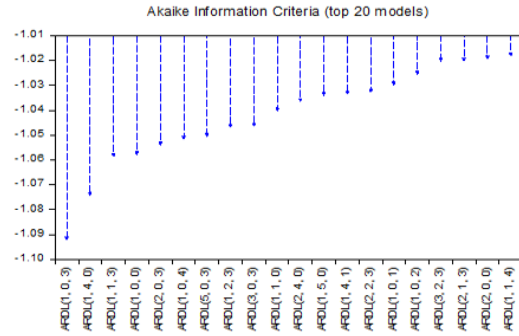
Şekil 2'ye göre, ARDL(1,4,1) modeli ile ARDL(2,4,0) modelinin birbirine yakın olduğu ama ARDL(1,4,0) modelinin diğer modellere nazaran daha büyük bir farkla en iyisi olduğu görülmektedir. ARDL(1,4,0) için sabitli model sonuçları Tablo 6'da sunulduğu gibidir.

**Tablo 6.** ARDL(1,4,0) sabitli model sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	p değeri
GSYH(-1)	0,6769	6,3100	0,0000***
EL	1,8594	2,9860	0,0047***
EL(-1)	-1,4378	-1,4417	0,1566
EL(-2)	0,8110	0,8569	0,3962
EL(-3)	0,4977	0,5567	0,5806
EL(-4)	-1,2098	-2,1447	0,0377**
ENF	-0,0459	-2,0349	0,0481**
C	4,7526	2,6383	0,0116**
Durbin-Watson	1,9134		

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6'daki ARDL modelinin sonuçları incelendiğinde, GSYH(-1), EL, EL(-4), ENF değişkenleri ile sabit p değerlerinin 0,05'ten küçük ve anlamlı olduğu gözlenmektedir. Durbin-Watson değerinin 2'ye yakın olmasından dolayı, hata terimi için birinci dereceden otokorelasyon probleminin olmadığı kanısına varılmıştır. Şekil 2'de sabitli ve trendli model sonuçları verilmektedir.

**Şekil 3.** AIC için 20 en iyi model

Şekil 3'e göre, AIC için 20 en iyi model arasından ARDL(1,0,3) modelinin en iyi sonucu verdiği gözlenmektedir. ARDL(1,0,3) için sabitli ve trendli model sonuçları Tablo 7'de sunulduğu gibidir.

**Tablo 7.** ARDL(1,0,3) sabitli ve trendli model sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	p değeri
GSYH(-1)	0,5637	6,0018	0,0000***
EL	1,3175	4,1091	0,0002***
ENF	-0,0726	-1,5274	0,1340
ENF(-1)	0,0066	0,1209	0,9043
ENF(-2)	0,0178	0,3227	0,7485
ENF(-3)	-0,0942	-2,1539	0,0369**
C	3,9869	1,9878	0,0532*
TREND	-0,0404	-2,3245	0,0249**
Durbin-Watson	1,8803		

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 7'de sunulan sabitli ve trendli model sonuçları incelendiğinde, GSYH(-1), EL, ENF(-3) ve trendin p değerlerinin 0,05'ten küçük olduğu gözlenmektedir. Durbin-Watson değeri 2'ye yakın olduğundan, hata terimi için birinci dereceden otokorelasyon problemi olmadığı kanısına varılmıştır. Şekil 2 ve Şekil 3'e bakıldığında, en küçük AIC değerine sahip olan sabitli ARDL(1,4,0) modelinin uzun dönem tahmini incelenmiştir.

### 3.4. ARDL Uzun Dönem Modeli

İki en iyi model arasından AIC'si daha küçük olan ARDL(1,4,0) modelinin tahmin sonuçlarına göre hesaplanan eşbütünlük ilişkisi ile uzun dönem katsayıları Tablo 8'de verildiği gibidir.

**Tablo 8.** ARDL(1,4,0) eşbütünlük inceleme

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	p değeri
C	4,7526	2,6383	0,0116**
GSYH(-1)	-0,3231	-3,0116	0,0043***
EL(-1)	0,5205	3,4215	0,0014**
ENF*	-0,0459	-2,0349	0,0481**
D(EL)	1,8994	2,9860	0,0047***
D(EL(-1))	-0,0989	-0,1674	0,8678
D(EL(-2))	0,7120	1,2123	0,2320
D(EL(-3))	1,2097	2,1447	0,0377**

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

\*: Değişken, Z=Z(-1) + D(Z) olarak yorumlanabilir.

Tablo 8'e bakıldığında, D(EL(-1)) ve D(EL(-2)) değişkenleri haricindeki değişkenlerin p değerleri 0,05'ten küçük ve anlamlı oldukları görülmektedir.

ARDL(1,4,0) için uzun dönem katsayıları Tablo 9'da verildiği gibidir.

**Tablo 9.** ARDL(1,4,0)'ın uzun dönem katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	p değeri
EL	1,6112	14,4542	0,0000***
ENF	-0,1422	-2,6387	0,0115***

EC=GSYH - (1,6112\*EL-0,1422\*ENF)

Tablo 9 incelendiğinde, GSYH ile EL arasında ve GSYH ile ENF arasında istatistiksel açıdan anlamlı ilişkide olduğu söylenebilmektedir. Böylelikle, uzun dönemde EL'de oluşacak 1 birimlik artışın GSYH'yi ortalama 1,6112 birim artırması beklenmektedir. Ayrıca, uzun dönemde ENF'de oluşacak 1 birimlik artışın GSYH'yi ortalama 0,1422 birim azaltması beklenmektedir.

### 3.5. Hata Düzeltme Modeli

Modeldeki kısa dönem dinamiklerini gözlemlemenin diğer gerekli yolu HDM'nin katsayısının bulunmasıdır. Bu amaçla elde edilen HDM sonuçları Tablo 10'da sunulduğu gibidir.

**Tablo 10.** ARDL(1,4,0) yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli sonuçları

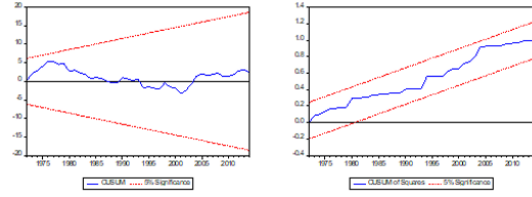
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	p değeri
C	4,7526	3,9872	0,0003***
D(EL)	1,8594	3,5393	0,0010***
D(EL(-1))	-0,0989	-0,1739	0,8628
D(EL(-2))	0,7120	1,3065	0,1983
D(EL(-3))	1,2098	2,2183	0,0319**
CointEq(-1)	-0,3231	-4,0330	0,0002***

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Narayan ile Smyth [25], hata düzeltme (CointEq(-1)) değişken katsayısının 1'den büyük olması durumunda sistemin dalgalanarak dengeye geleceğini ve dalgalanmanın her defasında azalarak uzun dönemde dengeye dönüşeceğini belirtmişlerdir. Bundan dolayı, hata terimi katsayısının kısa dönem ilişki için -1 ile 0 arasında olması beklenmektedir. Tablo 10'a bakıldığında, hata teriminin katsayısı -0,3231 olarak bulunmuştur. Böylece hata terimi katsayısının beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıktığı gözlenmektedir. Bunun yanında, istatistiksel olarak D(EL(-1)) ve D(EL(-2)) hariç diğer değişkenlerin anlamlı olduğu söylenebilmektedir.

### 3.6. CUSUM ve CUSUM Kare Testleri

Modelde kısa dönem dinamiklerine dair hata düzeltme terimini elde etmek için kullanılan ve uzun dönem katsayılarının kararlılığın ölçülmesi için Brown vd. [26] aracılığıyla öne sürülen CUSUM testleri kararlılık durumuna karşı etkin sonuçlar vermektedir [27]. Bu amaçla elde edilen CUSUM ve CUSUM Kare grafikleri Şekil 4'te verildiği gibidir.



**Şekil 4.** CUSUM ve CUSUM kare grafikleri

Şekil 4'e göre, CUSUM test istatistiklerinden elde edilen eğri, %5 anlamlılığı işaret eden kritik doğrular içinde yer almaktadır. Bundan dolayı, tahmin edilen katsayıların uzun dönemde kararlı olduğu gözlenmektedir. CUSUM kare testinin CUSUM testinden farkı daha duyarlı olması olup ardışık artıkların karelerinin hesaplanmasına dayanır. CUSUM kare grafiği incelendiğinde, %5 anlamlılık düzeyinde eğrinin kritik doğrular içerisinde kaldığı ayrıca uzun dönemde yapısal kırılmaya uğramadığı söylenebilmektedir.

### 3.7. Kurulan Model İçin Varsayımların İncelenmesi

Kurulan modelin etkin parametre tahminlerine sahip olup olmadığını belirlemesi ve kullanılan test istatistiklerinin geçerliliği için yapılan artık analizi sonuçları Tablo 11'de verildiği gibidir.

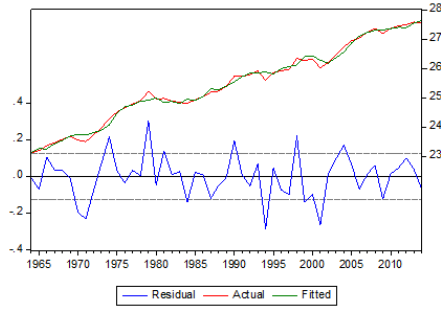
**Tablo 11.** Model varsayımlarının incelenmesi

Uygulanan Testler	Test İstatistiği (p değeri)
Jarque-Bera	0,5421 (0,7626)
Breusch-Godfrey LM	9,4062 (0,0939)
Breusch-Pagan-Godfrey	11,6734 (0,1118)
Ramsey Reset	0,0985 (0,7552)
Pearson Korelasyon	r=0,2949 (0,0304)

Tablo 11'e göre, hata teriminin normalliğinin incelendiği Jarque-Bera testi için p değeri 0,7626 olup 0,05'ten büyük olduğundan normal dağılım varsayımının sağlandığı söylenebilmektedir. Tanısal test sonuçlarından olan Breusch-Godfrey LM testi ile hatalar arasında otokorelasyon probleminin varlığı incelenmiştir. Testin p değeri 0,0939 olup 0,05'ten büyük olduğu görülerek, hatalar arasında otokorelasyon yoktur hipotezinin reddedilemeyeceği söylenebilmektedir. Hatalar için değişen varyanslılıkla ilgili bir test olan Breusch-Pagan-Godfrey incelendiğinde, p değeri 0,1118 olup 0,05'ten büyük olduğu görülmektedir. Böylece, değişen varyanslılık yoktur ifadesinin reddedilemeyeceği söylenebilmektedir. Model tanımlama hatasının varlığını test etmek için Ramsey Reset testi kullanılmıştır. Testin p değeri 0,7552 olup 0,05'ten büyük olduğu görülmektedir. Böylece, modelin tanımlanması ile ilgili bir hata olmadığı söylenebilir. Ayrıca, bağımsız değişkenler olan EL ve ENF arasındaki ilişki incelenmiş ve bu ilişkinin zayıf bir ilişki (r=0,2949) olduğu saptanmıştır. Dolayısıyla bu modelde çoklu doğrusal bağlantı problemine rastlanılmadığı söylenebilir.

### 3.8. Artık Grafiğinin İncelenmesi

Kurulan modelden elde edilen tahmin değerlerinin gözlenen değerlerle uyumunun ve artıklarının sunulduğu grafik Şekil 5'te verildiği gibidir.



Şekil 5. Artık grafiği

Şekil 5'e göre, gözlenen değerler ile tahmin edilen değerlerin birbirlerine çok yakın olduğu ve her iki serinin çizgi grafiklerinin de birbirleriyle örtüştüğü görülerek başarılı bir model kurulmasının gerçekleştiği söylenebilmektedir.

## IV. SONUÇ

Bu çalışmada, 1960-2014 dönemlerinde Türkiye'de GSYH, EL ve ENF arasındaki ilişkiler ARDL yaklaşımı yardımı ile analiz edilmiştir. Bu çerçevede, değişkenlerin durağanlık incelenmesi için ADF ve PP testlerinden faydalanılmış olup test sonuçlarına bakıldığında değişkenlerin birinci farklarında durağanlığının söz konusu olduğu, ayrıca hiçbir değişkenin iki veya daha yüksek farkında durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Bundan dolayı, çalışmadaki değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı araştırılmış ve eşbütünlüşme ilişkisinin olduğu gözlemlenmiştir. Eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı sebebiyle, değişkenler arasında kısa ve uzun dönem ilişkilerinin bulunması amacıyla Pesaran vd. [14]'nin geliştirdikleri ARDL yaklaşımı uygulanmıştır. Uzun dönemde GSYH ile EL değişkenleri arasında pozitif ve istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişkide olduğu görülmektedir. Bu bakımdan, uzun dönemde EL'de olası bir artışın GSYH'yi artıracakını işaret etmektedir. Ayrıca, uzun dönemde GSYH ile ENF değişkenleri arasında negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişkide olduğu görülmektedir. Böylece uzun dönemde ENF'de olası bir artışın GSYH'yi azaltacağı görülmektedir. Uzun dönem ARDL katsayılarının incelenmesinden sonra, HDM'nin katsayısının negatif ve anlamlı çıktığı sonucuna ulaşılmıştır. HDM'nin bulunmasıyla yapısal kırılma olup olmadığı incelenmiştir. Bu kapsamda, CUSUM ve CUSUM kare grafiklerine bakıldığında yapısal kırılmanın olmadığı görülmüştür. Son kısımda, model varsayımları ve artık grafiği incelenmiştir. Bu kapsamda, model ile ilgili herhangi bir varsayım bozulmasının görülmediği ve gözlenen ile tahmin edilen değerlerin tam bir uyum içinde olduğu sonucuna varılmıştır.

Sonuç olarak, uzun dönemde elektrik tüketiminde meydana gelecek artışın ekonomik büyümeyi artırarak olumlu yönde etkileyeceği ve enflasyonda meydana gelecek artışın ekonomik büyümeyi olumsuz etkileyeceği söylenebilir.

## TEŞEKKÜR

Bu çalışma, Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Bölümünde hazırlanmış "Gecikmesi Dağıtılmış Otoresgresif Model (ARDL) Yaklaşımı İle Türkiye'de Ekonomik Büyüme, Elektrik Tüketimi ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin İncelenmesi" adlı yüksek lisans tezinden üretilmiştir.

## KAYNAKLAR

- [1] Halıcıoğlu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37, 1156-1164.
- [2] Öztürk, I. ve Acaravcı, A. (2010). CO2 Emissions, energy consumption and economic growth in Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14(9), 3220-3225.
- [3] Polat, Ö., Enes, E. ve San, A. G. S. (2011). Türkiye'de elektrik tüketimi, istihdam ve ekonomik büyüme ilişkisi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(1), 349-362.
- [4] Fuinhas, J. A. ve Marques, A. C. (2012). Energy consumption and economic growth nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: An ARDL bounds test approach(1965-2009). *Energy Economics*, 34(2), 511-517.
- [5] Öcal, O. ve Aslan, A. (2013). Renewable energy consumption and economic growth Nexus in Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 28, 494-499.
- [6] Koçak, E. (2014). Türkiye'de çevresel Kuznets eğrisi hipotezinin geçerliliği: ARDL sınır testi yaklaşımı. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 2(3), 62-73.
- [7] Özçağ, M. (2015). Türkiye'de enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve dışa açıklık ilişkisi: ARDL modeli. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 52(605), 7-16.
- [8] Pata, U. K. ve Terzi, H. (2017). Türkiye'nin iktisadi büyümesinde turizm sektörünün katkısı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 48, 45-64.
- [9] Türemez, Y. ve Göktaş, D. (2018). Türkiye'ye yönelik Avrupa Birliği ülkeleri turist talebinin eşbütünlüşme analizi. *ABMYO Dergisi*, 51, 51-66.
- [10] Terzi, H. ve Bekar, S. (2019). Türkiye'de doğrudan yabancı yatırımlar, turizm ve dışa açıklık arasındaki ilişki: 1974-2014 dönemi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 20 (1), 15-30.
- [11] <https://data.worldbank.org/> (Erişim yılı:2019)
- [12] Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (1995). Long-run structural modelling. *Unpublished manuscript*, University of Cambridge.



- [13] Pesaran, M. H. (1996). Cointegration and speed of convergence equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71(1-2), 117-143.
- [14] Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289- 326.
- [15] Narayan, S. ve Narayan, P. K. (2004). Determinants of demand of Fiji's exports: An empirical investigation. *The Developing Economics*, 17(1), 95-112.
- [16] Narayan, P. K. ve Narayan, S. (2005). Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modelling*, 22, 423 - 438.
- [17] Karagöl, E., Erbaykal, E. ve Ertuğrul, H. M. (2007). Türkiye'de ekonomik büyüme ile elektrik tüketimi ilişkisi: Sınır testi yaklaşımı. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 8(1), 72-80.
- [18] Yamak, N. ve Tanrıöver, B. (2007). Türkiye'de nominal faiz oranı-genel fiyat düzeyi ilişkisi: Gibson paradoksu, 8. *Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi*, 1-13.
- [19] Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- [20] Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- [21] Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- [22] Ahking, F. W. (2002). Model mis-specification and Johansen's co-integration analysis: an application to the US money demand. *J Macroecon*, 24, 51-66.
- [23] Dickey, D. ve Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- [24] Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for A unit root in time series regression. *Biomètrika*, 75(2), 336-346.
- [25] Narayan, P. K. ve Smyth, R. (2006). What determines migration flows from lowincome to high-income countries? An empirical investigation of Fiji-US migration 1972–2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332– 342.
- [26] Brown, R. L., Durbin, J. ve Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), 149-192.
- [27] Altıntaş, H. (2008). Türkiye'de para talebinin istikrarı ve sınır testi yaklaşımıyla öngörülmesi: 1985-2006. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30, 16-46.