

YEŞİL BÜYÜMENİN SAĞLIK HARCAMALARI ÜZERİNDEKİ  
ETKİSİ (TÜRKİYE ÖRNEĞİ)  
THE EFFECT OF GREEN GROWTH ON HEALTH  
EXPENDITURES (CASE OF TURKEY)

*İsmail BARIŞ\**  
*Rıdvan KARACAN\*\**

**Özet**

Geleneksel üretimin ana kaynağı fosil yakıtlar, insan sağlığını tehdit eder hale gelmiştir. Bu bağlamda ortaya çıkan sağlık sorunları beraberinde sağlık harcamalarında artışa yol açmıştır. Sorunun çözümüne yönelik, yeşil büyüme olarak da adlandırılan düşük karbonlu üretim yöntemleri gündeme gelmiştir. Bu bakımdan birtakım ülkeler üretimde düşük karbonlu yakıtların kullanımına önem vermiştir. Yeşil büyümenin artan sağlık sorunlarını azaltabileceği, böylece sağlık harcamalarının azalacağı gerçeğinden hareketle; Türkiye Ekonomisi için "Yeşil Büyüme" ve "Sağlık Harcamaları" arasındaki ilişki test edilmek istenmiştir. Çalışma, 2000-2016 dönemini kapsamaktadır. Johansen Eşbütünleşme ve SPSS Doğrusal Regresyon Tekniği kullanılarak yapılan ampirik analizler sonucu, uzun dönemde yeşil büyüme ve sağlık harcamaları arasında negatif ve anlamlı ilişki bulunmuştur.

**Anahtar Kelimeler:** Türkiye, Yeşil Büyüme, Sağlık Harcamaları, Johansen Eşbütünleşme Testi, SPSS Doğrusal Regresyon Analizi.

**JEL Sınıflandırması:** H51, C1.

**Abstract**

Fossil fuels, as the main resource of traditional production, have become threat to human health. The resultant health problems have led to an increase in health expenditures. Practices such as green growth (Low Carbon Productions) have emerged in this process. In this respect, countries have attached importance to the use of low carbon fuels in production. Based on the fact that low carbon production could reduce the ever-increasing health problems, which would thus lead to a decrease in health expenditures; it was intended to test the correlation between "Green Growth" and "Health Expenditures" for Turkish Economy. The research covers the period from

---

\* Doç.Dr.,Üsküdar Üniversitesi Öğretim Üyesi İstanbul /TÜRKİYE  
[ismail.barisuskudar.edu.tr](mailto:ismail.barisuskudar.edu.tr) Orcid ID: 0000-0001-8371-1243

\*\* Doç.Dr, Kocaeli Üniversitesi Öğretim Üyesi, Kocaeli / TÜRKİYE  
[rkaracan@kocaeli.edu.tr](mailto:rkaracan@kocaeli.edu.tr) Orcid ID: 0000-0002-4148-0069

2000 to 2016. As a result of empirical analyzes which was performed using the Johansen Cointegration Test and SPSS Linear Regression Technique, a negative and significant correlation was found between green growth and health expenditures in the long term.

**Keywords:** Turkey, Green Growth, Health Expenditures, Johansen Cointegration Test, SPSS Linear Regression Analysis.

**JEL Classification Codes:** H51, C1.

### **Giriş**

Dünyanın dört bir yanındaki ekonomik politika yapıcılar için, "Yeşil Büyüme" terimi, olumsuz çevresel sonuçlara yol açmadan üretimde istikrarlı artışları teşvik etmenin bir yolu olarak tanımlanmaktadır. Dünya Bankası yeşil büyümeyi; "kirliliği ve çevresel etkileri en aza indirdiği ve doğal afetleri ve çevre yönetiminin ve doğal sermayenin fiziksel felaketlerin önlenmesindeki rolünü açıklamasından dolayı büyüme" olarak değerlendirmektedir (Georgeson vd. 2017). Diğer bazı kalkınma ajansları için, yeşil büyüme, genel olarak, çevresel olarak sürdürülebilir, düşük karbonlu ve sosyal açıdan kapsayıcı kalkınmayı teşvik eden ekonomik ilerleme" olarak tarif edilmektedir (Ho ve Wang, 2014, s.5-6). Asya Kalkınma Bankası ise Yeşil Büyümeyi; karbon salımlarından, kirlilikten ve kaynak kullanımından ayıran ve insanların yaşam kalitesini de artıran yeni çevre dostu ürünler, endüstriler ve iş modelleri yaratarak büyümeyi teşvik eden bir unsur olarak tanımlamaktadır (Bowen, 2012; Rosenbaum, 2016; Stéphane vd.,2012). Birleşmiş Milletler, Yeşil Ekonomiye ekolojik sistemin sağlıklı işleyişine katkı yapan bir unsur olarak belirtmiştir (UN, 2010).

Organik ekonomiden fosil yakıt ekonomisine geçiş ile birlikte, hem Birinci (kömür) hem de İkinci Sanayi Devrimi'nde (petrol) işgücüne büyük bir verimlilik kazandırarak, ulaşım, üretim ve tüketim için teknolojik ve ekonomik koşulları derinden değiştirmiştir (Jänicke ve Jacob, 2009). Yüzlerce milyon yıldır yer kabuğunda biriken biyokütle enerji stokları şimdi insani ihtiyaçlara cevap vermek için hazır. İnsanlık tarihinde ilk kez, fosil yakıt çağı İngiliz Sanayi devrimiyle birlikte başlamıştır. O dönemlerde, ilk buharlı motor esas olarak kömür madenlerinden su pompalamak için kullanılsa da kısa sürede daha farklı üretim faaliyetlerinde yer almaya başlamıştır (Bithas ve Kalimeris, 2016, s.5-10; White, 2014; Vlachogianni ve Valavanidis, 2013).

Fosil yakıtların üretimde kullanılması ve yaygınlaşmasıyla birlikte seri üretim, lojistik, istihdam imkânları artmıştır. Kısa zamanda dünyanın birçok ülkesi bu imkânlardan yarar sağlar hale gelmiştir. Bu sayede ekonomilere bir hareketlilik ve canlılık meydana gelmiştir. Hem sanayide hemde tarımda üreticiler ve işçiler, daha az çaba harcayarak daha fazla para kazanır hale

gelmiştir. Köylerden kentlere göç artmış insanlar daha iyi koşullarda yaşamaya başlamıştır.

Ancak, ilerleyen süreçte bilim ve teknolojinin gelişmesiyle, geleneksel üretim yöntemlerinin insan sağlığı üzerindeki olumsuz etkileri de daha net bir şekilde fark edilmeye başlanmıştır (Jänicke ve Jacob, 2009). Geleneksel üretimin ana kaynağı olan, fosil yakıtların gerek çevresel gerekse doğrudan insan sağlığını tehdit eder hale gelmesi tartışmalara konu olmuştur. Fosil yakıtların meydana getirdiği iklim değişikliği; çevresel, ekonomik problemler ve sağlık sorunları insanları alternatif kaynak arayışına sürüklemiştir. Bu yüzden birtakım ülkeler zararı minimuma indirme gayreti içerisine girmiştir. Bu süreç de farklı alternatif üretim modelleri gündeme gelmiştir. Bu modellerden biride yeşil büyüme olarak adlandırılan, düşük veya sıfır karbon salınımına dayalı üretim modelidir

Bu bağlamda fosil yakıtların kullanımına bağlı olarak artan sağlık sorunlarının sağlık harcamalarını artırabileceği düşüncesiyle; Türkiye Ekonomisi için Yeşil Büyüme ve Sağlık harcamaları arasındaki ilişki; hem Johansen Eşbütünleşme Testi hemde SPSS Doğrusal Regresyon Modeli kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Böylece çıkacak olan sonuçların güvenilirliği sınanmak istenmiştir. Kullanılan ampirik metotlar bakımından, çalışmanın literatürde ilk ve tek olduğunu söylemek mümkündür. Çalışma, 2000-2016 dönemini kapsamaktadır. Çalışmaya ait veriler Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) web sitesi ile Türkiye İstatistik Kurumu (TUIK) web sitelerinden derlenmiştir. Ekonometrik analizler için Eviews-9 programı, SPSS analizler için SPSS-22 Paket programı kullanılmıştır. Çalışma ana hatlarıyla, giriş, literatür özeti, ampirik analiz ve sonuç kısımlarından oluşmaktadır.

### **1. Literatür Özeti**

Literatürde Yeşil Ekonomi ve Sağlık Harcamaları konu alan çalışmalar yok denecek kadar azdır. Türkiye Ekonomisi açısından ise böyle bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu kısımda ancak küresel bazda benzer çalışmalara yer verilmiştir. Bu bağlamda yapılacak çalışmanın Türkiye ekonomisi açısından literatüre katkı yapacağı düşünülmüştür.

Sülkü ve Caner (2009), 1984-2006 döneminde Türkiye’de kişi başına gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH), bireysel sağlık harcaması ve nüfus artış hızı arasındaki uzun vadeli ilişkiyi incelemiştir. Araştırma sonucuna göre, kişi başına düşen GSYH’da %10'luk bir artış, nüfus artışını kontrol eden kişi başına toplam sağlık harcamalarındaki %8,7'lik bir artına neden olmaktadır. Sipringer vd. (2019), Çin’de ekonomik ve emisyon politikalarının, Çin ekonomisi ile nasıl bağlantılı olduğunu göstermek amacıyla ampirik bir

çalışma yapılmıştır. Ampirik analiz sonuçlarına göre; düşük emisyon yoğunluğunun Çin'in ekonomisinde büyümeyi teşvik etmektedir. Ayrıca emisyonların azalması, Çin'in OECD benzeri bir ekonomik yapıya geçeceğini göstermiştir. Khalid vd. (2016), 1975 dönemi boyunca BRICS ülkelerinde, Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika'daki enerji, çevre, sağlık ve servet gibi dört yeşil büyümenin temelini incelemiştir. Genel sonuçlar, çevresel değişkenlerin BRICS'in ekonomik büyümesi üzerinde zararlı bir etkisi olduğunu gösterirken, enerji kaynakları ülkelerdeki ekonomik büyümeyi önemli ölçüde arttırmaktadır. Sağlık harcamaları ve altyapı, BRICS ülkelerinde doğurganlık ve ölümle ilgili sağlık konularına uygun bakım yapılmasını gerektiriyordu. Sonuçlar, büyüme sürecini ve ülkelerin refahını hızlandırmaya yardımcı olan yeşil büyüme ve sürdürülebilir kalkınma politikalarının önemini vurgulamaktadır. Çolak ve Çolak (2018), İklim değişikliği önümüzdeki on yılda çoğu nüfus tarafından hissedilecek ve milyarlarca insanın hayatını ve refahı üzerinde olumsuz etkileyeceğini ifade etmiştir. Bunun önüne geçilebilmesi için sürdürülebilir sistemlerin geliştirilmesi ve çevre dostu yeşil stratejilerin uygulanması gerektiği öne sürülmüştür. Frankoviç, (2017), İklim Değişikliğinin Sağlık Harcamalarına Etkisi konulu bir çalışma yapmıştır. Buna göre; İklim kaynaklı mortalite tıbbi bakım talebini artırırken, gelir artışı, özellikle yaşlılarda sağlık harcamalarını azaltmaktadır. İklim değişikliğine karşı yaşa özgü kırılganlıkların toplam sağlık hizmeti talebi üzerindeki etkiyi büyük ölçüde şekillendirdiği bulunmuştur. Sonuç olarak, iklim kaynaklı sağlık maliyetlerinin tahmininde tam yaşam döngüsü perspektifinin önemli rol oynadığı vurgulanmaktadır. Sileem (2016), 1996 ve 2013 dönemini kapsayan, 19 Orta Doğu ve Kuzey Afrika (MENA) ekonomisi için çevresel bozulma ve halk sağlığı maliyetleri arasındaki nedensellik konulu bir araştırma yapmıştır. CO<sub>2</sub> emisyon birikiminin halk sağlığı harcamalarında artışa yol açtığı yönünde bulgular elde edilmiştir. Badamassi vd. (2017), Partikül madde (PM<sub>2.5</sub>), karbon monoksit (CO), azot oksit (NO<sub>x</sub>) ve kükürt dioksit (SO<sub>2</sub>) emisyonları Çevresel hava kirleticileri ile sağlık harcamaları arasındaki ilişkiyi test etmiştir. Ampirik sonuçlar, bu değişkenlerin yüksek sağlık harcamaları ile önemli ölçüde ilişkili olduğunu göstermektedir. Ayrıca, PM<sub>2.5</sub>'in sağlık harcamaları üzerinde en yüksek etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Huhtala ve Samakovlis (2003), "Green Accounting, Air Pollution and Health" isimli çalışmasında hava kirliliğinin insan sağlığı üzerindeki olumsuz etkileri olduğunu tespit etmiştir. Bunun sonucunda artan sağlık harcamaları kapsamında; zararlı emisyonlar için en uygun vergilendirmenin yapılabilmesi amacıyla marjinal bir fayda-maliyet kuralının oluşturulmasını önermiştir. Abdullah vd. (2016). Malezya ekonomisi için ulusal sağlık harcamaları ile çevresel kalite ile sosyo-ekonomik faktör arasındaki iş birliğini incelemek amacıyla bir çalışma

yapmıştır. Çalışmada Dünya Bankası Göstergeleri ve Malezya İstatistik Departmanı'ndan ikincil veriler kullanılmıştır. Hava kirliliğine yol açan değişkenler olarak, Karbondioksit (CO<sub>2</sub>), Azot Dioksit (NO<sub>2</sub>) ve Kükürt Dioksit (SO<sub>2</sub>) gazlarına ait yıllık zaman serisi verileri kullanılmıştır. ARDL modeli kullanılarak yapılan çalışma sonucunda, GDP, CO<sub>2</sub>, MR, FR, NO<sub>2</sub> ve SO<sub>2</sub>'nin, Malezya'da uzun vadede sağlık harcamaları ilişkili olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir. Resnick vd. (2012). "Yeşil Büyüme Politikası Ekonomisi: Güney Afrika'dan Örnekler" isimli çalışma yapmıştır. Buna göre yeşil büyüme uzun vadede çevre ve ekonomik anlamda faydalıdır. Ancak kısa vadede maliyetlidir. Barbier (2015). Yeşil büyümeyi yoksul ülkeler açısından etkilerini araştırmıştır. Buna göre; eğer yeşil büyüme, gelişmekte olan ülkelerde ekonomi çapında bir dönüşüm ve yoksulluğun azaltılması için bir katalizör olacaksa, bu iki yapısal özelliğin doğrudan üstesinden gelmeyi amaçlayan politikalar eşlik etmelidir. Politikalar ve reformlar, birincil üretimin ileri ve geri bağlantılarını güçlendirmeli, ekonominin geri kalanıyla entegrasyonunu güçlendirmeli ve inovasyon ve bilgi yayımları için fırsatları geliştirmelidir. Schulte ve Chun (2009). Yapmış oldukları çalışmada; yeşil büyüme ile daha fazla rüzgâr ve güneş enerjisi kullanılacak, buda mesleki tehlikeler, hava kirliliği ve iklim değişikliğindeki azalmalar nedeniyle sağlık üzerinde önemli olumlu etkiler meydana getirecektir.

## **2. Veri Seti ve Yöntem**

Çalışma Türkiye ekonomisi için yapılmıştır. Çalışmaya ait veriler Türkiye İstatistik Kurumu (TUIK) ve Ekonomik Kalkınma ve İş birliği Örgütü (Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD) web sayfalarından alınmıştır. Çalışmada reel ve yıllık veriler kullanılmıştır. Değişkenler, sırasıyla sağlık harcamaları ve yeşil büyüme verileridir. Sağlık harcamalarına ait veriler TUIK veri kaynağından elde edilmiştir. Yeşil büyüme verileri ise OECD veri kaynağından alınmıştır. Araştırma 2000-2016 dönemi için yapılmıştır.

Çalışma hem ekonometrik (Johansen Eşbütünleşme Testi) hemde SPSS (Basit Doğrusal Regresyon Modeli) analizleri olmak üzere iki farklı yöntem kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Böylece çıkacak olan sonuçların güvenilirliği sınanmak istenmiştir. Önce ekonometrik model (Johansen Eşbütünleşme Testi) yapılmıştır. İlk olarak, durağan olduğu düşünülen durağan olmayan seriler, aynı dereceden farklılıklar alınarak durağan hale getirilmiştir. Johansen Eşbütünleşme Testinin yapılması için modele uygun gecikme uzunluğunun hesaplanması gerekir. Bunun için VAR model kurulmuştur ve uygun gecikme uzunluğu bulunmuştur. Daha sonra değişkenler arasındaki ilişkiyi test etmek için Johansen Eşbütünleşme Testi yapılmıştır. Ekonometrik analizler için Eviews-9 programı kullanılmıştır. Son olarak, hata terimlerinin

ve modelin doğru çalışıp çalışmadığını belirlemek için bir Hata Düzeltme modeli kurulmuştur. Bir sonraki aşamada değişkenler arasındaki ilişkiyi test etmek için SPSS basit doğrusal regresyon analizi yapılmıştır. Bunun için "Enter Metodu" tercih edilmiştir. Zira bu metot bağımlı ve bağımsız değişkenlerin hepsini bir arada ele almaktadır. SPSS analizler için SPSS-22 Paket programı kullanılmıştır.

### **2.1. Johansen Eşbütünleşme Testi**

Ekonometrik literatürde seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasında, farklı test teknikleri kullanılmaktadır. Bu testlerden bir tanesi de Johansen Eşbütünleşme tekniğidir (Cengiz vd.,2016,s.304). Seriler arasındaki birden fazla eşbütünleşme ilişkilerini tespit edilmesinde Johansen eşbütünleşme yöntemi, güçlü kabul görmektedir (Doğan vd. 2016, s.415). Johansen kısa ve uzun dönem parametrelerini birlikte test edebilmektedir. Bu manada farklı gecikme uzunluklarında bulunabilmesi diğer analizlere göre daha üstün olduğunun göstergesidir (Peseran, 2001, s.301). Johansen Eşbütünleşme Testi, sabit olmayan bir zaman dizisi olan Vektör Autoregression (VAR) 'da bir vektör hata düzeltme modeli (VEC) olarak bilinen ve uygulanan kısıtlamalarla eşbütünleşen vektörlerin sayısını belirleyen bir maksimum olabilirlik yöntemidir (Maggiora ve Skerman, 2009, s.18; Özcan ve Arı, 2013).

Johansen'in eş bütünleşme testi, çok değişkenli bir çerçevede kullanılır. Johansen'in eş bütünleşme testi, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki birlikte-bütünleşme ilişkilerinin sayısını belirlemek için uygulanmadan önce, değişkenlerin I (0) veya I (1) değişkenleri olup olmadığını belirlememiz gerekir. Johansen'in eş bütünleşme testine ilişkin temel denklem aşağıda verilmiştir (Naidu vd., 2017:143);

$$Z_t = AZ_{t-1} + \dots + A_n Z_{t-n} + BX_t + E_t \quad (1)$$

$Z_t$ : Bağımlı ve bağımsız değişken vektörü

$X_t$ : Rastgele olmayan değişken vektörü

$E_t$ : Hata düzeltme ifadesidir.

#### **2.1.1. ADF ve PP Durağanlık Testleri**

Johansen Eşbütünleşme testinde model oluşturulurken ele alınan serilerin aynı dereceden durağan olması gerekmektedir. Bunun için, ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (P. Perron, 1989) birim kök testleri yapılmaktadır. Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test denklemi aşağıdaki gibidir (Gujarati, 2004, s.798).

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Formülde,  $\mu$  katsayısı zaman indeksini,  $\delta$  katsayısı sabit terimi,  $p$  ilk farkların otoregressif sürecinin gecikme sırasını,  $\varepsilon_t$  ise bağımsız ve özdeş hata terimini ifade etmektedir. Perron tarafından önerilen bu birim kök testinde ise nonparametrik düzeltmeler söz konusudur. Teste ait için denklem şöyledir (Çağlayan ve Saçaklı, 2010, s.124);

$$y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklemden  $\alpha = \rho - 1$ ,  $x_t$  ise “sabit” veya “sabit ve trend”i ifade eden deterministik bileşendir.

### 2.1.2. VAR Modeli ve Gecikme Uzunluğunun Bulunması

Johansen Testinde VAR modelinin Hata Düzeltme Modeline dönüştürülmesi gerekmektedir. Johansen yaklaşımında, öncelikle uygun gecikme uzunluğunun belirlenir (Syzdykova, 2016, s.8). Gecikme uzunluğunun belirlenmesi için VAR Modeli kurulur. VAR Modeli'nin derecesinin belirlenmesi amacıyla en yaygın kullanılan testler; Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion: AIC), Schwarz Bilgi Kriteri (Schwarz Information Criterion: SIC) Olabilirlik Oranı Testi (Likelihood Ratio Test: LR),'dir. Ayrıca bu testlere ilaveten; Son Öngörü Hatası (Final Prediction Error: FPE) ve Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (HQ) de kullanılmaktadır. Bu kriterleri minimum yapan gecikme uzunluğu, optimal gecikme uzunluğu olarak belirlenir (Bozdağlıoğlu ve Özpinar, 2011, s.48). VAR modeli, standart şekilde şöyle ifade edilebilir (Sarıkovanlık vd. 2018, s.130);

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + e_t \quad (4)$$

### 2.1.3. Hata Düzeltme Modeli

Yukarıdaki VAR modelinin Vektör Hata Düzeltme Modeline (VECM) dönüştürülmüş hali aşağıdaki gibidir (Sarıkovanlık vd. 2018, s.130);

$$y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + e_t \quad (5)$$

Eşbütünleşme testi ile Değişkenlerin farkları alındığı için değer kayıpları ortaya çıkabilmektedir. Buda olumsuz sonuçlara yol açabilmektedir. Bu olumsuz etkileri ortadan kaldırmak amacıyla Hata Düzeltme Modelleri oluşturulur. Hata düzeltme modeli kullanmanın avantajlarından biride değişkenler arasındaki kısa ve uzun vadeli sebepleri ortaya çıkarmak ve dengesizliği belirlemek ve düzeltmektir (Enders, 1995, s. 365-366). Granger

(1981)' de koontegrasyon ve hata düzeltme modeli arasındaki ilişkiyi ortaya koymuştur. Birinci mertebeden iki durağan değişken için düşünüldüğünde model aşağıdaki gibi formüle edilir (Bozkurt, 2007, s.110).

$$\Delta Y_t = \alpha \Delta X_t + \beta (\gamma_{t-1} - a_{x_{t-1}}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada önemli olan  $\beta$  katsayısının anlamlılığıdır. Eğer  $\Delta y_t, \Delta x_t \rightarrow 0$  iken, hata teriminin durağan olduğu tespit edilirse, iki değişken arasında koontegrasyon ilişkisi olduğu var demektir. X, Y ve Hata terimine ait durağanlık mertebeleri;  $d_x = d_y = d_e$  arasında bir eşitlik varsa koontegrasyon ilişkisi olmadığı söylenir.  $e = y - \beta x \sim N(0,1)$  durumunda hata teriminin durağanlık mertebesi  $I(0)$  olacaktır. Bu duruma ait temel hipotez şöyledir (Bozkurt, 2007, s.110-11);

$H_0$ :e birim köke sahiptir, bu bağlamda x ve y kointegre değildir Bu durumda x ve y arasında kointegre ilişkisi olduğu yönündeki alternatif hipoteze karşı sınıanır.

## **2.2. SPSS Basit Doğrusal Regresyon Analizi**

Araştırmamızda bir bağımsız değişken olduğu için ampirik analiz SPSS "Basit Doğrusal Regresyon Modeli" kullanılarak yapılmıştır. Bunun için "Enter Metodu" tercih edilmiştir. Zira bu metot bağımlı ve bağımsız değişkenlerin hepsini bir arada ele almaktadır.

Bir bağımsız ve bir bağımlı değişkenin yer aldığı regresyon modellerine basit doğrusal regresyon modelleri denmektedir. Regresyon analizi ile bağımsız değişkenin değerlerine dayanarak bağımlı değişkenin ortalama değeri tahmin edilmeye çalışılır (Karagöz, 2017). "T" Testi parametrelerin modelin tek tek istatistiksel olarak anlamlılığına (Can, 2017), "F" testi ile modelin bir bütün olarak anlamlılığı test edilir (Ege ve Bayrakdaroğlu, 2008).

Değişken seçiminde en fazla kullanılan metot Enter metodudur. Değişkenlerin etkilerinin birlikte gözlenmek istenmesi durumlarında Enter yöntemi kullanışlıdır. Modelin bağımlı değişkenleri tahmin etme başarısı değerlendirilir. Tahmin başarısı oldukça yüksektir (Baydemir, 2014; Cheng, 2019). Böylece her değişkenin modele etkisi tespit edilir. Basit doğrusal regresyon modeline ait denklem aşağıdaki gibidir

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + e_{ij} \quad (7)$$

Y<sub>i</sub> = Bağımlı değişken

X<sub>i</sub> = Bağımsız değişkenler

β<sub>i</sub> = Tahmin edilecek parametreler

e = Hata terimi

k= bağımsız değişken sayısını ifade etmektedir (Gunst ve Mason, 1980).

### 3. Ampirik Analiz Sonuçları

#### 3.1. Ekonometrik Analiz Sonuçları

##### 3.1.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Durağan olmayan zaman serileri ile tahmin edilen modeller sahte regresyon problemine sebep olmaktadır. Bu yüzden analize başlamadan önce birim kök testleri gerçekleştirilir (Petek ve Çelik, 2017, s.72). Durağanlık, serilerin zaman içinde belli bir değere yaklaşmasını; serilerin sabit bir ortalamaya, sabit bir varyansa ve gecikme seviyesine bağlı bir kovaryansa sahip olması olarak tanımlanmaktadır. Augmented Dickey Fuller (ADF) testi, durağanlık testlerinde en çok kullanılan yöntemlerden biridir. Ancak, Perron (1989) veri setinde yapısal kırılmanın olduğu durumlarda ADF testinin başarısız olduğunu ortaya koymuştur. Bu yüzden, çalışmada ADF testinin yanı sıra Philips-Perron (PP) testi de yapılmıştır (Akel ve Gazel, 2014, s.32). Bu bağlamda Seriler hem Augmented Dickey- Fuller (ADF) hemde Philips-Perron (PP) birim kök testi uygulanarak durağan hale getirilmiştir, (Tablo1).

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

Değişkeler	Augmented Dickey-Fuller (ADF) Testi		Philips-Perron (PP) Testi	
	Birinci Fark	İkinci Fark	Birinci Fark	İkinci Fark
<b>YB</b>		3.974130	-3.974239	
<b>SH</b>	3.062802		-3.037573	
<b>Anlamlılık</b>	Kritik Değ.	Kritik Değ.	Kritik Değ.	Kritik Değ.
<b>1%</b>	-2.728252	-2.728252	2.728252	-2.7282
<b>5%</b>	-1.966270	1.966270	-1.966270	-1.9662
<b>10%</b>	-1.605026	-1.605026	1.605026	-1.6050

##### 3.1.2. VAR Modeli ile Uygun Gecikme Uzunluğunun Hesaplanması

**Tablo 2:** Gecikme Uzunluğu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-24.93719	NA*	0.459*	4.89767	4.97001	4.85206
1	-23.30341	2.37640	0.72648	5.32789	5.54492	5.19108
2	-19.45164	4.20192	0.83741	5.35484	5.71656	5.12682
3	-14.15186	3.85438	0.90979	5.11851	5.62493	4.79929
4	-9.972929	1.51961	2.10155	5.08598	5.73708	4.67555
5	665.6985	0.00000	NA	- 117.*	-116.2*	-117.5*

\* Ölçüt tarafından seçilen gecikme sırasını belirtir (Gecikme uzunluğu 5 olarak bulunmuştur.)

### 3.1.3. Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre en düşük değere sahip bilgi kriteri en anlamlısı olduğu için, Akaike modeli seçilmiştir. Buna göre, Yok- Intercept -No Trend, Modele göre koontegrasyon ilişkisi kurulmuştur. Bu modele uygun koontegrasyon testi aşağıdaki Tablo 3 gibidir.

Tablo 3: Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Hipotezdeki		İz	0.05	
No. of	Özdeğer	İstatistik	Kritik	Ols. **
Yok *	0.731940	20.95293	20.26184	0.0401
En fazla	0.255633	3.837871	9.164546	0.4368
<b>Sınırsız Eşbütünleşme Sıra Testi (Maksimum Özdeğer)</b>				
Hipotezdeki		Max-Özdeğer	0.05	
No. of CE(s)	Özdeğer	İstatistik	Kritik Değer	Ols**
Yok *	0.731940	17.11506	15.89210	0.0320
En fazla	0.255633	3.837871	9.164546	0.4368
SH	YB	C		
0.280609	1.805244	3.857072		
-1.920644	0.775678	-2.486535		
<b>Sınırsız Ayar Katsayıları (alfa):</b>				
D(SH)	-0.065810	0.427144		
D(YB)	-0.804617	-0.036129		
<b>Normalleştirilmiş Eşbütünleşme katsayıları (parantez içi, standart hata)</b>				
SH	YB	C		
1.000000	6.433312	13.74538		
	(1.52010)	(3.11040)		
<b>Ayarlama katsayıları (parantez içi, standart hata)</b>				
D(SH)	-0.018467			
	(0.08391)			
D(YB)	-0.225783			
	(0.04883)			

Tablo 3'e bakacak olursak sınırsız Eşbütünleşme sıra testi (İz) yok\* olasılık değeri 0.0401 olarak hesaplanmıştır. Bu değer olasılık tablo değeri 0,05'ten küçüktür. Bu durumda, H0 reddedilir H1 kabul edilir. Buna göre koontegrasyon denklemi kurulabilir. Benzer şekilde sınırsız Eşbütünleşme sıralama testi (Maksimum Özdeğer) yok\* olasılık değeri 0.0320 olarak çıkmıştır. Buda olasılık tablo değeri 0,05'ten küçüktür. H0 reddedilir, H1 kabul edilir. Buna göre seriler arasında koontegrasyon ilişkisi yani Eşbütünleşme ilişkisi vardır. Yani değişkenler arasında uzun dönemli ilişki vardır. Bundan sonra Hata Düzeltme Modeli kurulur. Değişkenlerin farkları alındığı için değer kayıpları oluşabilmektedir. Buda sonuçları olumsuz

etkilemektedir. Bu olumsuz etkilerden arındırmak için Hata Düzeltme Modelleri oluşturulur.

### 3.1.4. Hata Düzeltme Modeli

İlk olarak değişkenler arasında regresyon denklemi kurulmuştur. Buna göre Hata Terimleri düzey değerlerinde durağan olduğu görülmüştür. Olasılık değeri 0,0336 olarak çıkmıştır. Bu durum da hata terimleri serisi de dahil edilerek yeni bir denklem oluşturulmuştur. Bu denklem aşağıdadır.

$$d(sh), d(yb) \text{ hata terimleri } (-1) C \quad (8)$$

Serilerin birinci dereceden farkları ile hata terimlerinin bir gecikmeli değeri alınarak oluşturulan yukarıdaki denkleme göre hata düzeltme modeli tablosu (Tablo4) oluşturulmuştur.

**Tablo 4:** Hata Terimleri Modeli

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistik	Ols.
D(YB)	0.145507	0.182959	0.795295	0.4419
Hata T. (-1)	-0.884709	0.282694	-3.129567	0.0087
C	-0.055925	0.273832	-0.204230	0.8416

Hata Düzeltme Modeli kısıtına göre hata terimleri katsayısının sıfır (0) ile eksi bir (-1) arasında olması gerekir çıkan sonuçlara göre (Tablo 4) bu katsayı-0.884709'dur. Buna göre hata düzeltme mekanizması çalışıyor demektir. Kısa dönem için %8'inin bir sapma tespit edilmiştir. Ancak bu %8'lik sapmanın bir sonraki dönem düzeldiği görülmüştür.

### 3.2. SPSS Doğrusal Regresyon Analiz Sonuçları

Değişkenler arasındaki ilişki aşağıdaki haliyle formüle edilmiştir;

$$Y = \beta_0 + \beta X + e_{ij} \quad (9)$$

Y: Bağımlı değişken (Sağlık Harcamaları, SH);  $\beta_0$ : Sabit değer; X: bağımsız değişken; Yeşil Büyümeden (YB) oluşmaktadır.

**Tablo 5:** Model Özeti

Model	R	R Kare	Düzeltilmiş R Kare	St. Hata Tahmini
	,752 <sup>a</sup>	,566	,537	,28163

R2 değeri 0,56 çıkmıştır buna göre yeşil büyüme sağlık harcamalarının yüzde 56'sını açıklamaktadır.

**Tablo 6:** ANOVA Model

Model	Kareler Toplamı	df	Ort. Kare	F İstatistik	Sig.
Regresyon	1,551	1	1,551	19,561	,000 <sup>b</sup>
Kalıntılar	1,190	15	,079		
Toplam	2,741	16			

Tablo 6'ya göre Sig. değerinin ,000<sup>b</sup> olarak çıkması modelimizdeki bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Buna göre kurulan Model anlamlıdır.

**Tablo 7:** Katsayıların Yorumlanması

Model	Standartlaşmamış Katsayılar		Standartlaştırılmış Katsayılar	Sig.
	B	Std. Hata	Beta	
(Sabit)	8,278	,780		,000
YB	-,711	,161	-,752	,423

Tablo 7'ye göre sosyal yardımlar kapsamında yoksullukla mücadelede Yeşil Büyümenin katsayısı Sig. değeri 0,000 çıkmıştır. Bu değer 0,05 olasılık katsayısından küçük olduğu için anlamlıdır. Bunun anlamı yeşil büyüme ile sağlık harcamaları arasında etkin bir ilişki olduğu yönündedir. Ayrıca yeşil büyüme ait standartlaşmamış katsayılar değerinin negatif çıkması yeşil büyümenin sağlık harcamaları arasında negatif bir ilişki olduğunu göstermektedir. Buna göre bir birimlik yeşil büyüme artışı sağlık harcamalarını yüzde 7 oranında azaltmaktadır.

### **Sonuç**

Bir ekonomide sağlık harcamalarının olumsuz etkisi iki şekilde ortaya çıkmaktadır. Birincisi maddi yönden gelir kaybına neden olması, ikincisi telafisi mümkün olmayan kronik hastalıkların işgücü performansını düşürmesi ve ölümlere yol açmasıdır. Bu bakımdan sağlık harcamalarının olabildiğince azalması büyük önem arz etmektedir. Sağlık sorunlarının ortaya çıkmasında etkili olan sebeplerden biride hava ve çevre kirliliğidir. Bunun sebebi fosil yakıtlara bağlı üretim yöntemlerinin kullanılmasıdır.

Geleneksel üretim ağırlıklı olarak fosil yakıtlara bağlı gerçekleşmektedir. Ancak, fosil yakıtların tüketimi sonrası ortaya çıkan zararlı kimyasallar sağlık sorunlarını beraberinde getirmiştir. Bu bağlamda bir yandan üretim artarken aynı şekilde, sağlık harcamaları da artmıştır. Buna rağmen artan dünya nüfusuyla birlikte büyüme kaçınılmazdır. Sorunun çözümüne yönelik, yeşil büyüme olarak da adlandırılan düşük karbonlu

üretim yöntemleri gündeme gelmiştir. Bu bakımdan birtakım ülkeler üretimde düşük karbonlu yakıtların kullanımına önem vermiştir Yeşil büyüme basit bir anlatımla çevreye, dolayısıyla başta insan sağlığı olmak üzere doğada yaşayan tüm canlılara zarar vermeden üretimin sürdürülmesidir. Bu şekilde bütçeden sağlık harcamalarına ayrılan kaynaklardan tasarruf edilebilmektedir. Bu sayede açığa çıkan kaynakların daha verimli bir şekilde kullanılabilmesi mümkündür.

Bu gerçeklerden hareketle, büyümeye her zamankinden daha fazla ihtiyaç duyduğumuz bir dönemde, Türkiye Ekonomisi için Yeşil Büyüme ve Sağlık harcamaları arasındaki ilişki test edilmek istenmiştir. Amaç, sağlık harcamalarını azaltıcı yönde böyle bir ilişki varsa bunun Türkiye ekonomisinin yararına kullanılması yönünde bir mesaj vermektir. Çalışma, 2000-2016 dönemini kapsamaktadır. Johansen Eşbütünleşme Tekniği kullanılarak yapılan ampirik analiz sonucu, uzun dönemde yeşil büyüme ve sağlık harcamaları arasında negatif bir ilişki tespit edilmiştir. Yani Yeşil Büyüme arttıkça sağlık harcamaları azalmaktadır. Hata Düzeltme Modeli ile kısa dönem için %8'inin bir sapma tespit edilmiştir. Ancak bu %8'lik sapmanın bir sonraki dönem düzeldiği görülmüştür.

Sağlık harcamalarının azalmasının Türkiye ekonomisi açısından iki farklı refah etkisi olacaktır. Bunlardan ilki yukarıda bahsettiğimiz üzere devletin bu yönde yapacağı harcamalardan tasarruf etmesidir. Böylece harcamalar gider kalemi olabilecek alanlardan, gelir getirebilecek unsurlar haline gelecektir. Buda çarpan etkisiyle ekonomik büyümeye vesile olacaktır. İkincisi insanların çevre kirliliğine maruz kalmaması, bunun sonucunda ortaya çıkabilecek sağlık sorunlarının en aza incek olması gerçeğidir. Bu iki önemli olgudan hareketle, karbon salınımı az, insan ve çevre sağlığı için tehlike arz etmeyecek, üretim yöntemlerinin tercih edilmesi ve yaygınlaştırılması yerinde bir hamle olacaktır.

### **Kaynakça**

- Abdullah, H., Azam M. and Zakariya, S. K. (2016). The Impact Of Environmental Quality On Public Health Expenditure in Malaysia”, *Asia Pacific Journal of Advanced Business and Social Studies*, 2(2), 365-379.
- Akel, V. Ve Sümeyra, G. (2014). Döviz Kurları İle Bist Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi: Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 154, 23-42.
- Badamassi, A., Xu, D. and Leyla, B. H. (2017). The Impact of Residential Combustion Emissions on Health Expenditures: Empirical Evidence from Sub-Saharan Africa, *Atmosphere*, 8(15), 1-11.
- Barbier, E.B. (2015). Is Green Growth Relevant for Poor Economies? *Fondation Pour Les Etudes et Recherches Sur le Développement International, Working Paper*, No.144.

- Baydemir, M. B. (2014). *Lojistik Regresyon Analizi Üzerine Bir İnceleme*, Yüksek Lisans Tezi, İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Ana Bilim Dalı, 1-83.
- Bithas, K. and Kalimeris, P. (2016). A Brief History of Energy Use in Human Societies, Revisiting the Energy-Development Link, *SpringerBriefs in Economic*, 5-10.
- BM (2012). *Resilient People, Resilient Planet*, New York: A future worth choosing.
- Bowen, A. (2012). Green' Growth: What Does it Mean? FEATURE. 22 Mayıs 2020, <http://www.lse.ac.uk>.
- Bozdağlıoğlu, E. and Özpinar, Y.Ö. (2011). Türkiye'ye Gelen Doğrudan Yabancı Yatırımların Türkiye'nin İhracat Performansına Etkilerinin Var Yöntemi ile Tahmini, *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(3), 39-63.
- Bozkurt, H. (2007). *Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Ekin Kitabevi.
- Can, A. (2017). *SPSS ile Bilimsel Araştırma Sürecinde Nicel Veri Analizi*. Ankara: Pegem Akademi.
- Cengiz, V., Künü, S. ve Bozma, G. (2016). Türkiye'de Para Politikası ve Toplam Faktör Verimliliği, *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 8(15), 299-308.
- Cheng, B.H. (2019). Construction of MLR model based on SPSS value pricing of TCM medical services in sichuan province, *IOP Conf. Series: Journal of Physics: Conf. Series* 1176, 042041 IOP Publishing. 03 Nisan 2020, doi:10.1088/1742-6596/1176/4/042041.
- Çağlayan, E. and Saçaklı, İ. (2010). Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisine Dayanan Birim Kök Testleri ile İncelenmesi, *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 20(1), 121-137.
- Çolak, M. Y. and Çolak, L. (2018). Energy Efficient, Sustainable And Environmentally Friendly Green Healthcare Industry In The Green Economy, *16th International Conference on Clean Energy (ICCE) 9-11 May 2018*, Famagusta, N. Cypru
- Dickey, D.A and Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Doğan, B., Eroğlu, Ö. ve Değer, O. (2016). Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği, *Çankırı Karatekin Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 1(6), 405-425.
- Ege, İ. ve Bayraktaroğlu, A. (2008). Sermaye Yapısının Cari Değer ve Verimlilik Üzerine Etkisi: Türk Sigortacılık Sektöründe Bir Uygulama, *Neşehir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22 (2), 379-395.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley&Sons, Inc.
- Frankovic, I. (2017). The Impact of Climate Change on Health Expenditures, ECONSTAR, *WorkingPaper*. 23 Mayıs 2020, <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/149991/1/880012463.pdf>.
- Georgeson, L., Maslin, M. and Poessinouw, M. (2017). The global green economy: A review of concepts, definitions, measurement methodologies and their

- interactions, *Geo: Geography and Environment*, 4(1). Doi: <http://dx.doi.org/10.1002/geo2.36>
- Gujarati, D. (2004). *Basic econometrics. Fourth Edition*. New York: The McGraw–Hill Compaines.
- Gunst, R.F. and Mason, R.L. (1980). *Regression Analysis and Its Applications*. New York: Marcel Dekker.
- Ho, M.S. and Wang, Z. (2014). Green Growth (for China): A Literature Review, *RFF DP 14-22, Discussion Paper*, 1-27.
- Huhtala, A. and Samakovlis, E. (2003). Green Accounting, Air Pollution and Health, Published by The National Institute of Economic Research, *Working Paper No. 82*, Stockholm. 24 Aralık 2019, <https://www.konj.se>.
- Janicke, M. and Jacob, K. (2009). A Third Industrial Revolution? Solutions to the Crisis of Resourceintensive Growth, Environmental Policy Research Centre, Freie Universitat, Berlin.
- Karagöz, Y. (2017). *SPSS ve AMOS Uygulamalı Bilimsel Araştırma Yöntemleri*. Ankara: Nobel Yayınları.
- Khalid, Z., Abdullah, A., Khan, A., Mohd, N. M. R., Hamzah, A. T. and Hussain, S. (2016). Dynamic Linkages Among Energy Consumption, Environment, Health and Wealth in BRICS Countries: Green Growth key to Sustainable Development, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 56,1263–1271.
- MacKinnon, J., Haug, A. and Michelis, L. (1999). Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration, *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563-77.
- Maggiora, D. D. and Skerman, R. (2009). Johansen Cointegration Analysis Of American And European Stock Market Indices: An Empirical Study, *Master Thesis in Finance*, Lund University , 1-49.
- Naidu, S., Pandaram, A. and Chand, A. (2017). A Johansen Cointegration, *Modern Applied Science*, 11(10), 137-151.
- OECD, (2014). OECD Green Growth Studies Green Growth Indicators.21Mayıs2020,[https://wedocs.unep.org/bitstream/handle/20.500.11822/9434/Green\\_Growth\\_Indicators2014OECD\\_GreenGrowthIndicators\\_2014.pdf.pdf?sequence=3&isAllowed=y](https://wedocs.unep.org/bitstream/handle/20.500.11822/9434/Green_Growth_Indicators2014OECD_GreenGrowthIndicators_2014.pdf.pdf?sequence=3&isAllowed=y).
- Özcan, B. ve Arı, A. (2013). Para Talebinin Belirleyenleri ve İstikrarı Üzerine Bir Uygulama: Türkiye Örneği, *Yönetim ve Ekonomi*, 20 (2), 105-120.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57,1361-1401.
- Petek, A. ve Çelik, A. (2017). Türkiye’de Enflasyon, Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi (1990-2015), *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 54(626), 69-87.
- Peseran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship, *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289-326.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75(2), 335-346.

*İsmail BARIŞ-Rıdvan KARACAN*  
*Yeşil Büyümenin Sağlık Harcamaları Üzerindeki Etkisi (Türkiye Örneği)*

- Resnick, D., Finn, T. and Thurlow, J. (2012). The Political Economy Of Green Growth: Cases From Southern Africa, *Public Administration and Development Public Admin. Dev.* 32, 215–228.
- Rosenbaum, E. (2016). Some observations on Green Growth, *EUR 28228 EN*, doi:10.2788/310115.
- Sarıkovanlık, V., Akkaya, M., Yıldırım, H. H. ve Kantar, L. (2018). Finans Biliminde Ekonometri Uygulamaları. Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Schulte, P.A. and Chun, H. (2009). Climate change and occupational safety and health: establishing a preliminary framework, *J Occup Environ Hyg.* 6 (9), 542–554.
- Sileem, H. and Hamed, M. (2016). Health Expenditure, Climate Changes and Corruption in the MENA Region: A Granger Causality Approach, *Journal of African Development*, 18 (2), 61–72.
- Springer, C., Evans, S. , Lin J. and Roland-Holst, D.(2019). Low carbon growth in China: The Role of Emissions Trading in a Transitioning Economy, *Applied Energy*, 235, 18-25.
- Stéphane, H., Heal, G., Fay, M. and Treguer, D. (2012). From Growth to Green Growth- a Framework, *NBER Working Paper*, No. 17841.
- Sülkü, S. N. and Asena, C. (2009). Health Care Expenditures And Gross Domestic Product: The Turkish Case, *TOBB University of Economics and Technology Department of Economics, Working Paper*, No: 09-03, 1-19.
- Syzdykova, A. (2016). Döviz Kuru ve Enflasyon Arasındaki İlişki: BRİC Ülkeleri Örneği, *Journal of International Management and Social Researches*, 3 (6), 1-14.
- TUİK, (2020). 24 Nisan 2020, [www.tuik.gov.tr](http://www.tuik.gov.tr).
- Vlachogianni, T. and Valavanidis, A. (2013). Energy and Environmental Impact on the Biosphere Energy Flow, Storage and Conversion in Human Civilization, *American Journal of Educational Research*, 1(3), 68-78.
- White, K.H. (2014). Fossil Fuels: The Moral Case, Texas Public Policy Foundation. 21 Nisan 2020, <https://files.texaspolicy.com>.