



PETROL FİYATLARI İLE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ: FOURIER YAKLAŞIMI

ANALYSING THE RELATIONSHIP BETWEEN OIL PRICES AND ECONOMIC GROWTH: A FOURIER APPROACH

Veli YILANCI*

Özet

Bu çalışmada, Türkiye’de ekonomik büyüme ile petrol fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı 1990-2016 arası aylık verilerle test edilmiştir. Bu amaçla öncelikle değişkenlerin durağanlığı Fourier durağanlık testiyle sınanmış, fark durağan bulunan değişkenlerin arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak için ise Fourier eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar, Türkiye’de ekonomik büyüme ile petrol fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: *Fourier durağanlık, Fourier eşbütünleşme, Petrol fiyatları, Ekonomik büyüme.*

JEL Sınıflaması: *C21, C32.*

Abstract

In this study, the existence of a long-term relationship between economic growth and oil prices is tested for Turkey over the period 1990-2016 using monthly data. For this purpose, the stationarity of the variables tested by the Fourier stationarity test, and the Fourier cointegration test used to test the existence of a long-run relationship between the variables since both the variables found to be stationary at the first differences. The results show that there is no long-run relationship between economic growth and oil prices in Turkey.

Keywords: *Fourier stationarity, Fourier cointegration, Oil prices, Economic growth*

JEL Classification: *C21, C32.*

1. GİRİŞ

İmalat sürecinde birçok sektör tarafından girdi olarak kullanıldığı için, birincil enerji kaynakları arasında önemli bir yere sahip olan petrol, ülke ekonomilerini doğrudan veya dolaylı olarak; ihracatçı veya ithalatçı olma konumlarına göre ise olumlu veya olumsuz olarak etkileyebilmektedir. Petrolün yenilenebilir bir enerji kaynağı olmaması diğer bir ifadeyle üretiminin sınırlı ve sonlu olması ve kullanımında zaman içerisinde gözlenen artış, petrolün stratejik öneminin zamanla artmasına sebep olmuştur.

* Doç. Dr., Sakarya Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Sakarya, Türkiye.
yilanci@sakarya.edu.tr

10–14 Eylül 1960 tarihleri arasında Irak'ta Bağdat konferansı sırasında İran, Irak, Kuveyt, Suudi Arabistan ve Venezuela¹ ülkeleri tarafından kurulan OPEC (Organization of Petroleum Exporting Countries; Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü)'in kuruluş amacı, petrol üreticileri için dengeli ve adil fiyatları sağlayabilmek için üye ülkeler arasında petrol politikalarını koordine etmek idi².

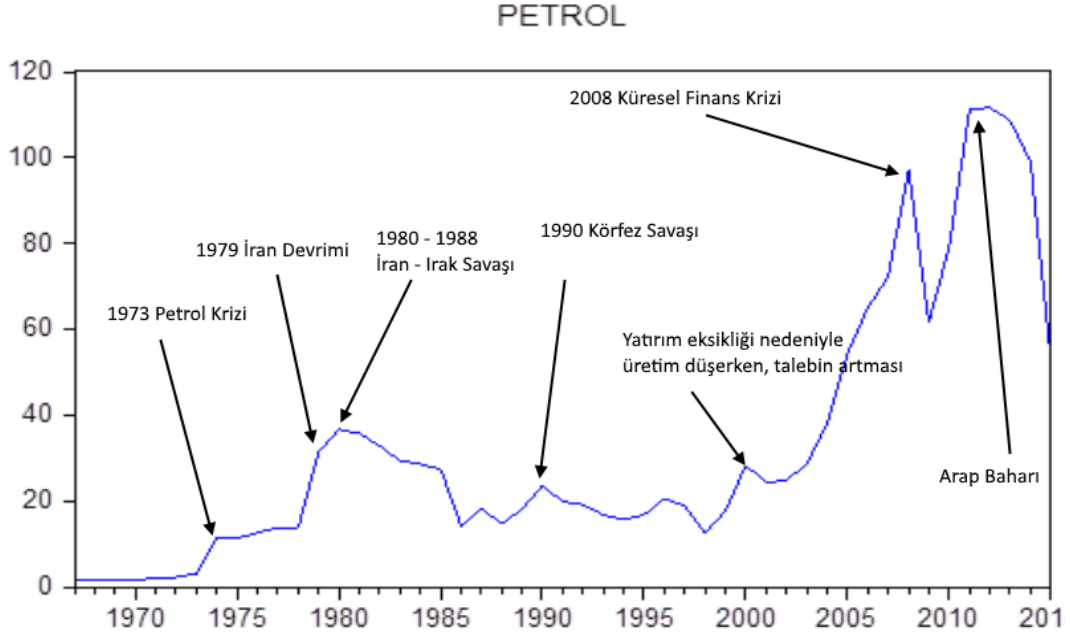
OPEC'in petrol üretimi üzerinde yapmış olduğu ilk ambargo, 5 Haziran 1967 tarihinde İsrail ile Mısır, Suriye ve Ürdün arasında başlayan Altı Gün Savaşı'nın ikinci gününde başlamıştır. Bu ambargo dayanışma içerisinde gerçekleşmediği için çok etkili olmamıştır. 1973 yılında, Yom Kippur Savaşı'nda Amerika Birleşik Devletleri'nin İsrail'i desteklemesi nedeniyle OPEC'in uygulamış olduğu ikinci ambargo ise oldukça etkili olup, 1973 Petrol Krizi'ne neden olmuştur. Bu kriz nedeniyle petrol fiyatlarında yaşanan aşırı artış, özellikle petrolde dışa bağımlı ülkelerin ekonomileri üzerinde büyük tahribatlara yol açmış; bu durum ise araştırmacıların ilgisini petrol fiyatları ile makro iktisadi değişkenler arasındaki ilişkiye yöneltmiştir.

Hamilton (1983)'un çalışmasıyla başlayan petrol fiyatları ile iktisadi ve finansal değişkenler arasındaki ilişki üzerine olan literatüre birçok araştırmacı yapmış oldukları çalışmalarla katkıda bulunmuşlardır. Sadorsku (1999), Basher ve Sadorsku (2006), Maghyreh ve Al-Kandari (2007), Park ve Ratti (2008), Güler vd. (2010), İmarhiagbe (2010), Kapusuzoğlu (2011), Lee ve Zeng (2011), Basher vd. (2012), Lee vd. (2012), Şener vd. (2013), Zortuk ve Bayrak (2016) petrol fiyatları ile borsa endeksi arasındaki ilişkiyi incelerken; Hassan ve Zaman (2012), Altıntaş (2013), Atay Polat ve Sancar (2015) petrol fiyatları ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi, Lardic ve Mignon (2008), Hamilton (2012) ile Yardımcıoğlu ve Gülmez (2013) ise petrol fiyatları ile büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir.

Aşağıdaki şekilde petrol fiyatlarının 1967'den itibaren izlediği seyir görülmektedir:

¹ OPEC'e daha sonraki yıllarda Katar (1961), Endonezya(1962), Libya (1962); Birleşik Arap Emirlikleri (1967); Cezayir (1969), Nijerya (1971); Ekvator (1973), Angola (2007) ve Gabon (1975)'da katılmıştır.

² http://www.opec.org/opec_web/en/about_us/24.htm



Şekil 1. Petrol Fiyatları (1960-2015)

Şekil 1’de görüldüğü üzere, son 45 yıllık dönemde petrol fiyatlarında sıklıkla ani yükselişler yaşanmıştır. Petrolde dışa bağımlı olan ve 2015 yılında petrol ihtiyacının yaklaşık %92’sini ithalat yaparak karşılayan³ Türkiye, petrol fiyatları üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmadığı için petrol fiyatlarında yaşanan ani yükselişlerden ekonomisi oldukça etkilenmektedir. Şöyle ki; petrol, üretim için temel bir girdi niteliğinde olduğu için petrol fiyatlarındaki artışlar firmaların üretim maliyetleri üzerinde arttırıcı bir etkiye sahip olarak, çıktı düzeyinin düşmesine neden olma yoluyla ekonomik büyüme üzerinde olumsuz bir etki yaratma ihtimali bulunmaktadır.

Türkiye’de ekonomik büyüme ile petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlayan bu çalışmanın izleyen bölümünde, çalışmada kullanılan ekonometrik metodoloji anlatılacak, bir sonraki bölümde veri ve ampirik bulgu kısmına yer verilecek ve çalışma sonuç kısmıyla tamamlanacaktır.

³ <http://www.niatr.org/tr/turkiye-yapmasin-da-kim-yapsin/>, E. Tarihi: 15. 8. 2016

2. EKONOMETRİK METODOLOJİ

2.1. FOURIER DURAĞANLIK TESTİ

Gonzalo (2010) çalışmasında, 80'lerin sadece müziğin değil aynı zamanda ekonometrinin de altın çağı olduğundan bahsetmiş ve 80'lerin ilk yarısının birim kök testleriyle ikinci yarısının ise eşbütünleşme testleriyle domine edildiğini ifade etmiştir. Dickey ve Fuller (1981), Said ve Dickey (1984) ile Nelson ve Plosser (1982)'in çalışmaları ve bu çalışmalara gösterilen ilgi Gonzalo (2010)'nun iddiasını doğrular niteliktedir. Nelson ve Plosser (1982) çalışmalarında Amerika Birleşik Devletleri'ne ait 14 makroekonomik ve finansal zaman serisinin durağanlığını Dickey – Fuller (DF) birim kök testleriyle sınımış ve bu serilerin 13'ünün durağan olmadığı sonucunu elde etmişlerdir. Thomson (1994)'un “Gerçek dünya verisiyle uğraşan bir kişi, eninde sonunda durağanlık ve Gaussyanlığın, öğrencilerin oyalanması için anlatılan masallar olduğuna ikna olacaktır” şeklinde, zaman serilerinin genellikle birim köklü olduğu anlamına gelen ifadesi de Nelson ve Plosser (1982) (NP)'nin çalışmasını destekler niteliktedir.

Serilerin birim köklü olması rassal şokların uzun-dönemli değer üzerinde kalıcı etkiye sahip olduğunu ve dalgalanmaların yüksek derecede sürekli olduğunu gösterdiğinden NP (1982)'nin çalışması oldukça ilgi çekmiş ve geliştirilen farklı birim kök testlerini NP (1982)'nin kullanmış olduğu veri setine uygulayan çok sayıda yeni çalışma hazırlanmıştır.

Perron (1989) yapısal değişimin varlığı halinde, DF birim kök testinin gücünün azaldığını, bu testin kullanılması halinde gerçekte seri durağanken, birim kök temel hipotezinin reddedilemeyebileceğini ifade etmiştir. Perron (1989), NP'nin aksine makro iktisadi zaman serilerinin büyük çoğunluğunun birim köklü bir süreçle karakterize edilmediğini, dalgalanmaların deterministik bir trend fonksiyonu etrafında durağan olduğunu ifade etmiştir.

Perron (1989), NP'nin kullanmış olduğu veri setini kullandığı çalışmasında, 1929 yılındaki Büyük Buhran'ın ve 1973 yılında yaşanan Petrol Krizi'nin serilerde yapısal değişim yaşanmasına neden olduğunu belirtip, Dickey-Fuller birim kök testine tarihi bu olaylara göre belirlenen yapısal değişimleri dışsal olarak kukla değişken yoluyla eklemiş ve yapısal değişimleri dikkate alan yeni bir birim kök testi geliştirmiştir. NP'nin aksine Perron (1989), NP'nin ele aldığı serilerin sadece üçünün birim köklü olduğunu, 11 serinin ise durağan olduğu sonucunu elde etmiştir.

Perron'un birim kök analizi literatüründe bir mihenk taşı olarak değerlendirilebilecek çalışması, yapısal değişimin gerçekleştiği tarihlerin dışsal olarak belirlenmesi diğer bir ifadeyle serilerin davranışı üzerinde etkili olan yapısal değişimlerin bilinmesi varsayımı nedeniyle, ön test ve veri eşeleme şeklinde tanımlanabilecek iki temel eleştiriye uğramıştır (Maddala ve Kim, s. 400). Bu eleştirileri şu şekilde özetlemek mümkündür; Perron (1989) birim kök testini uygulamadan önce yapısal değişimin hangi tarihte gerçekleştiğini belirlemek gerekmektedir. Dolayısıyla, tarihin belirlenmesinde yapılan bir hata, testin sonucu üzerinde de etkili olacaktır. Christiano (1992) tarafından yapılan veri eşeleme eleştirisini ise, veriye bağlı yöntemler kırılma tarihi için en olası konumu belirlemektedir fakat bu yaklaşım temelde yatan geleneksel testin dağılım teorisini geçersiz hale getirir, şeklinde açıklamak mümkündür.

Perron (1989)'un çalışmasına değişim noktasının dışsal olarak belirlenmesi nedeniyle yapılan bu eleştiriler, yapısal değişim noktalarının içsel olarak belirlendiği yeni birim kök testlerinin (Banerjee vd. (1992), Zivot ve Andrews (1992), Perron (1994), Lumsdaine ve Papell (1997), Clemente vd. (1998), Ohara (1999), Lanne vd. (2002), Saikkonen ve Lütkepohl, (2002) ve Lee ve Strazicich (2003, 2013)) literatüre kazandırılmasına sebep olmuştur. Bu testlere yöneltilen temel eleştiri ise yapısal değişim sayılarının önsel olarak belirlenmesidir. Örneğin, Zivot ve Andrews (1992) (ZA) birim kök testi bir yapısal değişime izin vererek serinin durağanlığını sınarken, Lumsdaine ve Papell (1997) birim kök testi iki yapısal değişime izin vererek bu sınamayı yapmaktadır. Gerçekte iki yapısal değişimden etkilenen bir seriyi ZA birim kök testiyle sınamak da, gerçekte bir yapısal değişimden etkilenen bir seriyi iki yapısal değişime izin veren LP birim kök testiyle sınamak da elde edilen sonuçların hatalı olmasına neden olacaktır. Bahsi geçen bu birim kök testlerinde sadece yapısal değişimlerin sayısı değil, biçimi de önsel olarak belirlenmektedir. İşte Fourier fonksiyonlarını kullanarak literatüre kazandırılan birim kök testleri bu sorunu da ortadan kaldırmaktadır.

Becker vd. (2006) (BEL), Fourier fonksiyonunu kullanarak Kwiatkowski vd (1992)⁴ durağanlık testine dayanan yeni bir durağanlık testi literatüre kazandırmışlardır. Bu durağanlık testinde, Fourier fonksiyonunun kullanılmasının temel sebebi, bu fonksiyonun bilinmeyen fonksiyonların hareketini yakalayabilmesidir (Gallant, 1981; Becker vd., 2004; Becker vd.,

⁴ Temel hipotez altında durağanlık varsayımının sınıandığı testler özellikle büyüme literatüründe yer alan yakınsama tartışmalarında daha makuldür. Bazı çalışmalarda ise KPSS tipi testler genellikle doğrulayıcı nitelikte kullanılmaktadır. Maddala ve Kim (2004)'de de belirtildiği gibi gerçek veri yaratma sürecinin durağan olması halinde doğrulamaların oranı azalacaktır. Dolayısıyla doğrulama analizinin yerine daha güçlü durağanlık ve birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir.

2006). BEL (2006) tarafından literatüre kazandırılmış olan Fourier KPSS (FKPSS) durağanlık testi sadece ani değişimleri değil aynı zamanda yavaş değişimleri de tespit edebilmekte ve yapısal değişim(ler)in konumu, sayısı ve biçimi testin gücünü etkilememektedir.

Becker vd. (2006) (BEL) aşağıdaki veri yaratma sürecini dikkate almıştır:

$$\begin{aligned} y_t &= X_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + \varepsilon_t \\ r_t &= r_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

Burada ε_t durağan hata terimini, u_t ise σ_u^2 varyansla bağımsız, benzer dağılan hata terimini göstermektedir. $Z_t = [\sin(2\pi kt/T), \cos(2\pi kt/T)]'$ şeklinde trigonometrik terimleri içeren vektörü göstermektedir ki, burada yer alan t trend terimini, T örnek büyüklüğünü, k ise frekans değerini göstermektedir. y_t 'nin düzey durağan olup olmadığının testi için $X_t = [1]$ şeklinde, trend durağanlık sürecine uyup uymadığının sınanması için ise $X_t = [1, t]'$ şeklinde tanımlanır.

Durağanlık temel hipotezini ($H_0: \sigma_u^2 = 0$) sınamak için gerekli olan test istatistiğini hesaplamak amacıyla ilk aşamada aşağıdaki iki modelden birisi tahmin edilip, kalıntılar elde edilir:

$$y_t = \alpha_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (3)$$

$$y_t = \alpha_0 + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (4)$$

(3) numaralı modelle düzey durağanlık temel hipotezi sınanırken, (4) numaralı model kullanılarak trend durağanlık temel hipotezi sınanır. Test istatistiği aşağıdaki formülle hesaplanabilir:

$$\tau_\mu(k) \text{ or } \tau_\tau(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{S}_t(k)^2}{\tilde{\sigma}^2}$$

$\tilde{\epsilon}_j$, (3) veya (4) numaralı modelden elde edilen kalıntıları gösterirken, $\tilde{S}_t(k) = \sum_{j=1}^t \tilde{\epsilon}_j$ şeklindedir. BEL (2006), σ 'nın parametrik olmayan tahminini, $w_j, j=1,2,\dots,l$ ağırlık dizisinden, l budama gecikme parametresini seçme yoluyla elde etmeyi önermiştir:

$$\sigma^2 = \tilde{\alpha}_0 + 2 \sum_{j=1}^l w_j \tilde{\alpha}_j$$

Burada $\tilde{\alpha}_j$, (3) veya (4) numaralı denklemden elde edilen kalıntıların j . örneklem otokovaryansını göstermektedir. k 'nin optimal sayısını belirlemek için en küçük kalıntı kareler toplamını (KKT) veren değer seçilir.

Veri yaratma sürecinin doğrusal olmayan trend içermemesi halinde, standart KPSS durağanlık testi, FKPSS durağanlık testine göre daha güçlüdür. Bu nedenle, Becker vd. (2006) doğrusal olmayan trendin yokluğunu gösteren temel hipotezi ($H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = 0$) aşağıdaki F-test istatistiği ile sınamayı önermişlerdir:

$$F_i(k) = \frac{(SSR_0 - SSR_1(k))/2}{SSR_1(k)/(T-q)} \quad i = \mu, \tau$$

Burada $SSR_1(k)$, (3) veya (4) numaralı denklemden elde edilen KKT'yi, SSR_0 ise temel hipotezin geçerli olduğu regresyonun KKT'sini, q ise bağımsız değişken sayısını göstermektedir. F test istatistiğinin gücü veri durağan olmadığı zaman azaldığı için, F testi ancak durağanlık temel hipotezinin reddedilmesi halinde kullanılabilir. F testinde temel hipotezin reddedilmemesi halinde, diğer bir ifadeyle trigonometrik terimlerin anlamsız olması halinde, bu yöntem KPSS test istatistiğini verecektir. Test için gerekli olan kritik değerler BEL (2006)'in çalışmasında tablolaştırılmıştır.

FKPSS durağanlık testi sonucuna göre temel hipotezin reddedilmesi serinin birim köklü olduğunu göstermektedir. Durağan olmadığı bulunan bir değişkeni, durağan hale getirmek için farkı alınabilir. Bir seri (d) kez farkı alındığında durağan hale gelmişse, “d” tane birim kök içerdiği diğer bir ifadeyle, (d). dereceden bütünleşik olduğu söylenir. Bu söylem I(d) ile gösterilir.

2.2. FOURIER EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

Eşbütünleşme kavramı Engle – Granger (1987)'in literatüre kazandırmış olduğu test ile formüle edilmiştir. İzleyen çalışmalar birim kök test literatürüyle paralellik göstermiştir. Engle – Granger (1987) eşbütünleşme testinden sonra literatüre uzun dönemli ilişkideki yapısal değişimleri de dikkate alan yeni testler kazandırılmıştır (Gregory ve Hansen (1999), Hatemi-J (2008), Johansen vd (2000)). Bu testlerde görülen temel sorun ise yapısal değişimin sayısının ve formunun önsel olarak belirlenmiş olmasıdır.

Tsong vd. (2016) tarafından Fourier fonksiyonlarının kullanılmasıyla literatüre kazandırılmış olan eşbütünleşme testi, literatürdeki birçok eşbütünleşme testinin aksine temel hipotez altında eşbütünleşmenin yokluğunu değil varlığını sınamaktadır. Bu açıdan FKPS durağanlık testinin eşbütünleşme için genişletilmiş hali olduğu düşünülebilecek Fourier eşbütünleşme testi, FKPS testi gibi, yapısal değişimlerin formuna ve sayısına karşın güçlü sonuçlar üretmektedir.

Tsong vd. (2016) tarafından literatüre kazandırılan Fourier eşbütünleşme (FSHIN) testinde aşağıdaki model dikkate alınır:

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t, \quad \eta_t = \gamma_t + \nu_{1t}, \quad \gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t, \quad x_t = x_{t-1} + \nu_{2t} \quad (5)$$

Burada u_t , 0 ortalama σ_u^2 varyansla bağımsız, benzer dağılan hata terimini, γ_t ise sıfır ortalama ile bir rassal yürüyüş sürecini göstermektedir. ν_{1t} skaleri ile ν_{2t} p -boyutlu vektörü durağan olduğu için y_t ve x_t birinci fark durağan süreçleridir.

Burada yer alan d_t ise modelde sabit terim ya da sabit terim ve trendin olmasına göre aşağıdaki iki farklı şekilde tanımlanabilir:

$$\begin{aligned} d_t &= \delta_0 + f_t \\ d_t &= \delta_0 + \delta_1 t + f_t \end{aligned} \quad (6)$$

Buradaki f_t , aşağıdaki gibi tanımlanan Fourier fonksiyonudur:

$$f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) \quad (7)$$

Bu fonksiyonda yer alan k Fourier frekans değerini, t trendi, T ise gözlem sayısını göstermektedir. Dikkat edileceği üzere, Tsong v.d. (2016) tarafından literatüre kazandırılan FSHIN testi aslında FKPS duraganlık testinin çok deęişkenli uzantısıdır. Eşitliğin sağ tarafında x_t deęişkeninin olmaması halinde, 5 numaralı denklemdeki veri yaratma süreci (vys), FKPS duraganlık testindeki vys ile aynı olurken, $\alpha_k = \beta_k = 0$ olması halinde Shin (1994) eşbütünleşme testindeki vys elde edilebilir. Eşitliğin sağ kısmında hem x_t deęişkenin olmaması, hem de $\alpha_k = \beta_k = 0$ olması halinde KPSS'deki vys elde edilebilir.

Eşbütünleşme temel hipotezini⁵ ($\sigma_u^2 = 0$), eşbütünleşme olmadığını gösteren alternatif hipoteze karşın ($\sigma_u^2 > 0$) test edebilmek için gerekli olan test istatistiğini elde edebilmek amacıyla (5-7) eşitlikleri temel hipotez altında aşağıdaki gibi yeniden elde edilebilir.

$$y_t = \delta_0 + \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + x_t' \beta + \nu_{1t} \quad (8)$$

FSHIN eşbütünleşme test istatistięi aşağıdaki gibi elde edilebilir:

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2$$

Burada yer alan $S_t = \sum_{t=1}^T \hat{\nu}_{1t}$, 8 numaralı eşitlikten elde edilen EKKY kalıntılarının kısmi toplamını gösterirken, $\hat{\omega}_1^2$ ise ν_{1t} 'nin uzun dönem varyansının tutarlı tahmincisini göstermektedir.

⁵ $\sigma_u^2 = 0$ iken $\eta_t = \nu_{1t}$ duragan bir süreç olacaktır ki bu durum y_t ile x_t arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir.

3. VERİ VE AMPİRİK SONUÇLAR

Bu çalışmada kullanılan veri seti aylık olup Ocak 1990 – Haziran 2016 arası kapsamaktadır. Brent petrol fiyatları (PETROL) U.S. Energy Information Administration'den temin edilmiş olup, ekonomik büyüme göstergesi olarak kullanılacak olan sanayi üretim endeksi (SÜE) ise IMF'nin veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir. Çalışmada petrol fiyatlarının doğal logaritması kullanılmıştır

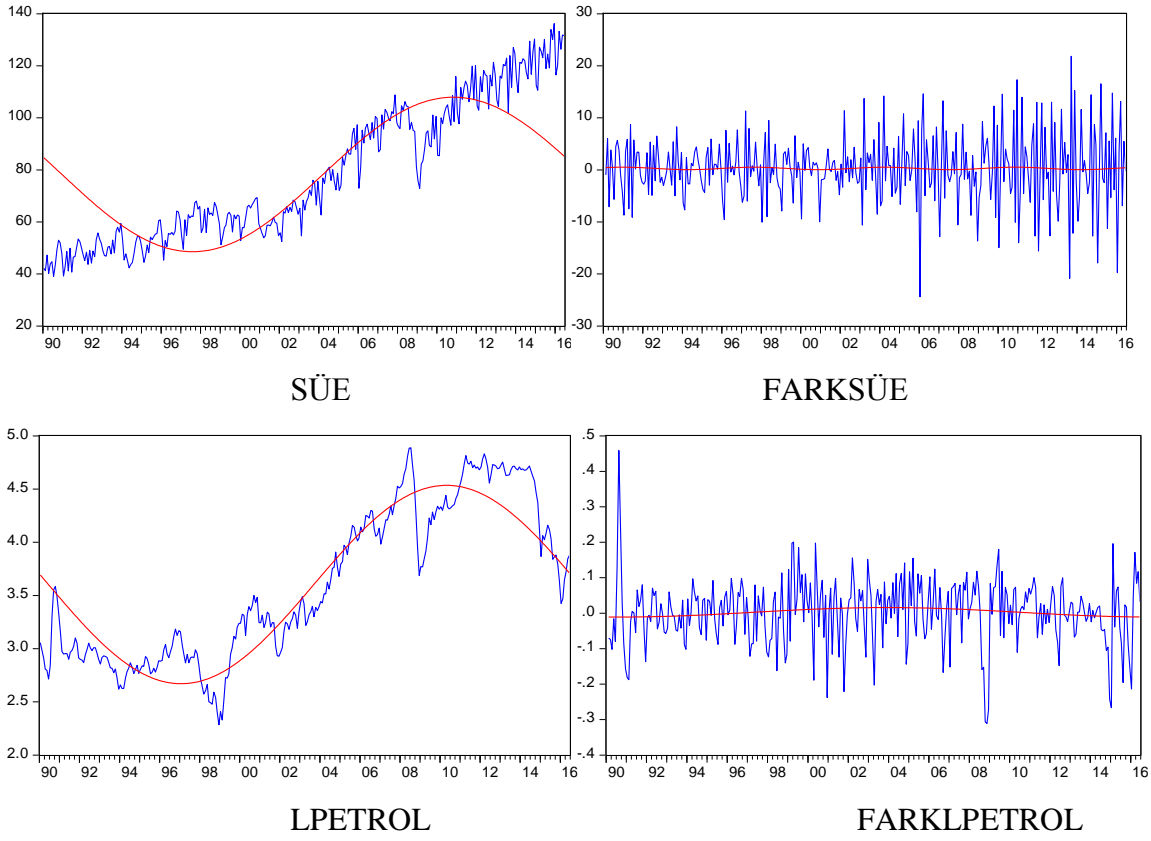
LPETROL ve SÜE serilerine uygulanan durağanlık testlerinin sonuçları şu şekildedir:

Tablo 1. Durağanlık Testi Sonuçları

| Seri | Frekans | MinKKT | FKPSS | KPSS | Fistatistiği |
|---------------|---------|---------|-------------|-------------|--------------|
| SÜE | 1 | 85703.3 | 0.8017 (14) | | 257.55 |
| FARK(SÜE) | 4 | 13935.4 | 0.2194 (44) | 0.0422(33) | 0.10022 |
| LPETROL | 1 | 26.9637 | 0.3873 (14) | | 807.095 |
| FARK(LPETROL) | 1 | 2.66003 | 0.03755 (8) | 0.0940 (51) | 1.6667 |

Not: Parantez içerisindeki değerler Newey-West yöntemiyle elde edilmiş olan bant genişliğini göstermektedir. FKPSS test için kritik değerler %10, %5 ve %1 düzeylerinde sırasıyla 0.1294, 0.1696 ve 0.2709 şeklindeyken, KPSS testi için gerekli olan kritik değerler %10, %5 ve %1 düzeylerinde sırasıyla 0.347, 0.463 ve 0.739 şeklindedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığını test etmek amacıyla kullanılan F testi için kritik değerler ise %10, %5 ve %1 seviyesinde sırasıyla 3.935, 4.651 ve 6.281 şeklindedir.

Tablo 1'de görüldüğü üzere SÜE ve LPETROL serileri seviyelerinde durağan değillerdir. Aynı düzeyde durağan olup olmadıklarını sınamak için farkları alındıktan sonra yeniden FKPSS testi uygulanmıştır. Her iki serinin de farkı alındıktan sonra durağan hale geldiği görülmektedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığını sınamak için kullanılan F testi sadece temel hipotez reddedilmediğinde kullanıldığı için farkı alınan seriler için F testi uygulanmış, her iki fark serisi de için de trigonometrik terimlerin anlamlı olmadığı görüldüğünden, fark serilerine aynı zamanda KPSS testi uygulanmış, bu test sonrasında her iki serinin farkının durağan olduğu görülmüştür. Dolayısıyla her iki serinin de $I(1)$ olduğu ifade edilebilir. Şekil 2'deki grafikler incelendiğinde Fourier tahminlerinin makul olduğu ve serilerdeki uzun salınımları yakaladığı görülmektedir.



Şekil 2. Değişkenler ve Fourier Fonksiyonları

Türkiye'nin sanayi üretim endeksi ile petrol fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkinin testi için uygulanan eşbütünleşme testlerinin sonuçları şu şekildedir:

Tablo 2. Eşbütünleşme Test Sonuçları

| Frekans | MinKKT | Fourier | Shin | Fistatistiği |
|---------|---------|-------------------------------|-------------------------------|--------------|
| | | Eşbütünleşme Test İstatistiği | Eşbütünleşme Test İstatistiği | |
| 3 | 41163.7 | 0.4962 (14) | 0.4952 (14) | 5.7622 |

Not: Fourier eşbütünleşme testi için kritik değerler %10, %5 ve %1 seviyesinde sırasıyla 0.112, 0.145 ve 0.250, Shin eşbütünleşme testi için kritik değerler ise %10, %5 ve %1 seviyesinde sırasıyla 0.231, 0.314 ve 0.553'tür.

Tablo 2'de FSHIN eşbütünleşme testi ile Shin eşbütünleşme testinin sonuçları görülmektedir. Her iki testin de sonucu %5 seviyesinde test istatistiğinin anlamlı olduğunu, diğer bir ifadeyle Türkiye'de ekonomik büyüme ile petrol fiyatları arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ortaya koymaktadır. Elde edilen bu sonuçlar, petrol fiyatlarında yaşanan ani

değişimlerin Türkiye'nin ekonomik büyümesi üzerinde uzun dönemde bir etkisi olmadığını göstermektedir.

4. SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye'de ekonomik büyüme ile petrol fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişki Ocak 1990 – Haziran 2016 arası aylık veriler kullanılarak test edilmiştir. Bu amaçla serilerin durağanlığı öncelikle Fourier durağanlık testiyle incelenmiş, her ikisi de durağan olmadığı bulunan değişkenlerin arasındaki eşbütünleşme ilişkisi literatüre yeni kazandırılmış olan Fourier eşbütünleşme testi vasıtasıyla araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar Türkiye'de ekonomik büyüme ile petrol fiyatları arasında bir ilişki olmadığını ortaya koymaktadır.

KAYNAKÇA

Altıntaş, H. (2013). Türkiye'de petrol fiyatları, ihracat ve reel döviz kuru ilişkisi: ARDL sınır testi yaklaşımı ve dinamik nedensellik analizi, Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, 9(19), 1-30.

Atay Polat, M. ve Sancar, C. (2015). Türkiye'de dış ticaret açığı ve petrol ithal fiyatları ilişkisi, Akademik Bakış Dergisi, 48, 555-567.

Banerjee, A., Lumsdaine, R. L. ve Stock, J.H. (1992), Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence, Journal of Business and Economic Statistics, 10, 271-287.

Basher, S. A., Haug, A. A. ve Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets, Energy Economics, 34, 227-240.

Basher, S. A. ve Sadorsky, P. (2006). Oil Price Risk and Emerging Stock Markets, Global Finance Journal, 17(2), 224-251.

Becker, R., Enders, W. ve Hurn, S. (2004). A general test for time dependence in parameters, Journal of Applied Econometrics, 19, 899-906.

Becker, R., Enders, W. ve Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks, *Journal of Time Series Analysis*, 3(5): 381-409.

Christiano, L.J. (1992). Searching for a Break in GNP, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 237-249.

Clemente, J., Montañés, A., ve Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean, *Economics Letters*, 59, 175-182.

Dickey, D.A. ve Fuller W.A. (1981), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49, 1057-72.

Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55 (2), 251–276.

Gallant, R. (1981). On the bias in flexible functional form and an essentially unbiased form: the flexible fourier form, *Journal of Econometrics*, 15 (2), 211–245.

Gonzalo J. (2010). The making of estimation of common long-memory components in cointegrated systems, *Journal of Financial Econometrics*, 8(2), 174–176.

Gregory, A. W. ve Hansen, B.H. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.

Güler, S., Tunç, R. ve Orçun, Ç. (2010). Petrol Fiyat riski ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin belirlenmesi: Türkiye’de enerji sektörü üzerinde bir uygulama, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24(4), 297-315.

Hamilton, J.D. (1983). Oil and the macroeconomy since world war II, *Journal of Political Economy*, 91, 228-248.

Hamilton, J. D. (2012). Oil prices, exhaustible resources, and economic growth, Working Paper for Handbook of Energy and Climate Change, 1–63.
<http://doi.org/10.3386/w17759>

Hassan, S.A. ve Zaman K. (2012). Effect of oil prices on trade balance: new insights into the cointegration relationship from Pakistan, *Economic Modelling*, 29, 2125–2143.

Hatemi-J, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration, *Empirical Economics*, 35 (3), 497-505.

Imarhiagbe, S. (2010). Impact of oil price on stock markets: Empirical evidence from selected major oil producing and consuming countries, *Global Journal of Finance and Banking Issues*, 4, 15-31.

Johansen, S., Mosconi, R. Ve Nielsen, B. (2000). Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend, *Econometrics Journal* 3, 216-249.

Kapusuzoglu, A. (2011). Relationships between oil price and stock market: an empirical analysis from Istanbul Stock Exchange (ISE), *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 99-106.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

Lanne, M., Lütkepohl, H. ve Saikkonen, P. (2003). Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(1), 91-115.

Lardic, S. ve Mignon, V. (2008). Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach, *Energy Economics*, 30(3), 847-856.

Lee, B.J., Yang, C.H. ve Huang, B.H. (2012). Oil price movements and stock market revisited: A case of sector stock price indexes in the G7 countries, *Energy Economics*, 34, 1284-1300.

Lee, C. C., ve Zeng, J. H. (2011). The impact of oil price shocks on stock market activities: Asymmetric effect with quantile regression, *Mathematics and Computers in Simulation*, 81(9), 1910–1920. <http://doi.org/10.1016/j.matcom.2011.03.004>

Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no.4, pp.1082-1089.

Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2013). Minimum LM unit root test with one structural break, *Economics Bulletin*, 33(4), 2483-2492.

Lumsdaine, R.L. ve Papell, D.H. (1997). Multiple trend breaks and the unit root hypothesis, *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212- 218.

Maddala, G.S. ve Kim, I. (2004). *Unit roots cointegration and structural change*, Cambridge University Press, 6. Bsm, Birleşik Krallık.

Maghyereh, A. ve Al-Kandari, A. (2007). Oil prices and stock markets in GCC countries: New evidence from nonlinear cointegration analysis, *Managerial Finance*, 33(7), 449-460.

Nelson, C.R. ve Plosser, C.I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series, *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.

Ohara, H.I. (1999). A unit root test with multiple trend breaks: A theory and application to US and Japanese macroeconomic time series, *The Japanese Economic Review*, 50, 266-290.

Park, J. ve Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries, *Energy Economics*, 30, 2587-2608. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2008.04.003>

Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.

Perron, P. (1994). Trend, unit root hypothesis and structural change in macroeconomic time series, Roa, B.Bhasakara (Ed.), Cointegration for Applied Economists, St. Martin's Press.

Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity, *Energy Economics*, 21, 449-469. [http://dx.doi.org/10.1016/S0140-9883\(99\)00020-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-9883(99)00020-1)

Said, S.E. ve Dickey, D.A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order, *Biometrika*, 71, 599-608.

Saikkonen, P. ve Lütkepohl, H. (2002). Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time, *Econometric Theory*, 18 (2), 313-348.

Shin, Y. (1994). A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration, *Econometrics Theory*, 10(1), 91-115

Şener, S, Yılcı, V. ve Tıraşođlu, M. (2013). Petrol fiyatları ile Borsa İstanbul'un kapanış fiyatları arasındaki saklı ilişkinin analizi, *Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 13 (26), 231-248.

Thomson, D.J. (1994). Jackknifing multiple-window spectra, *Proceedings of the IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing*, 6, 73-76.

Tsong, C.C., Lee, C.F., Tsai, L.J., Hu, T.C. (2016). The Fourier approximation and testing for the null of cointegration, *Empirical Economics*, 51(3), 1085-1113.

Yardımcıođlu, F. ve Gülmez, A., (2013). OPEC ülkelerinde Hollanda hastalığı: Petrol fiyatları ve ekonomik büyüme ilişkisinin ekonometrik bir analizi, *Sosyoekonomi*, 117-140.

Zivot, E. ve Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

Zortuk, M. ve Bayrak, S. (2016). Ham petrol fiyat şokları - hisse senedi piyasası ilişkisi: ADL eşik değeri koentegrasyon testi, *Eskişehir Osmangazi İİBF Dergisi*, 11(1), 7-22.

http://www.opec.org/opec_web/en/about_us/24.htm, E. Tarihi: 12. 8. 2017

<http://www.niatr.org/tr/turkiye-yapmasin-da-kim-yapsin/> E. Tarihi: 15. 8. 2017

Atıfta bulunmak için / Cite this paper:

Yılanç, V. (2017). Petrol Fiyatları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Fourier Yaklaşımı, Ekonometri ve İstatistik Dergisi, 27 (2), 51-67.