

**PETROL FİYATLARININ BORSA İSTANBUL SANAYİ
FİYAT ENDEKSİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ**

Yrd.Doç.Dr. Cüneyt KILIÇ

Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi
Biga İ.İ.B.F., İktisat Bölümü

Yrd.Doç.Dr. Yılmaz BAYAR

Karabük Üniversitesi
İşletme Fakültesi, İşletme Bölümü

Doç.Dr. Burcu ÖZCAN

Fırat Üniversitesi
İ.İ.B.F., İktisat Bölümü

Özet

Sanayi üretiminin önemli girdilerinden birisini oluşturan petrol fiyatlarındaki değişmelerin sanayi şirketlerinin hisse senedi fiyatları üzerinde bir etkiye sahip olması mümkündür. Bu çalışmada Ocak 1994-Kasım 2013 döneminde Gregory-Hansen eşbütünleşme testi, dinamik en küçük kareler (DEKK) yaklaşımı kullanılarak Borsa İstanbul sanayi fiyat endeksi ile ham petrol fiyatları arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Çalışma sonucunda ham petrol fiyatları ile sanayi fiyat endeksi arasında uzun dönemli ilişki olduğu, ham petrol fiyatlarındaki artışın sanayi fiyat endeksini arttırdığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Borsa İstanbul Sanayi Fiyat Endeksi, Ham Petrol Fiyatları.

EFFECTS OF OIL PRICES ON INDUSTRIAL PRICE INDEX OF ISTANBUL STOCK AND EXCHANGE MARKET

Abstract

Changes in oil prices as important inputs of industrial production are possible to have impacts on stock prices of industrial companies. This study analyzes the relationship between Borsa Istanbul industrial price index and crude oil prices during the period from January in 1994 to November in 2013 by using Gregory-Hansen co-integration test and dynamic ordinary least squares. We found that there was a long run relationship between crude oil prices and industrial price index, and also increases in crude oil prices lead to increases in industrial price index.

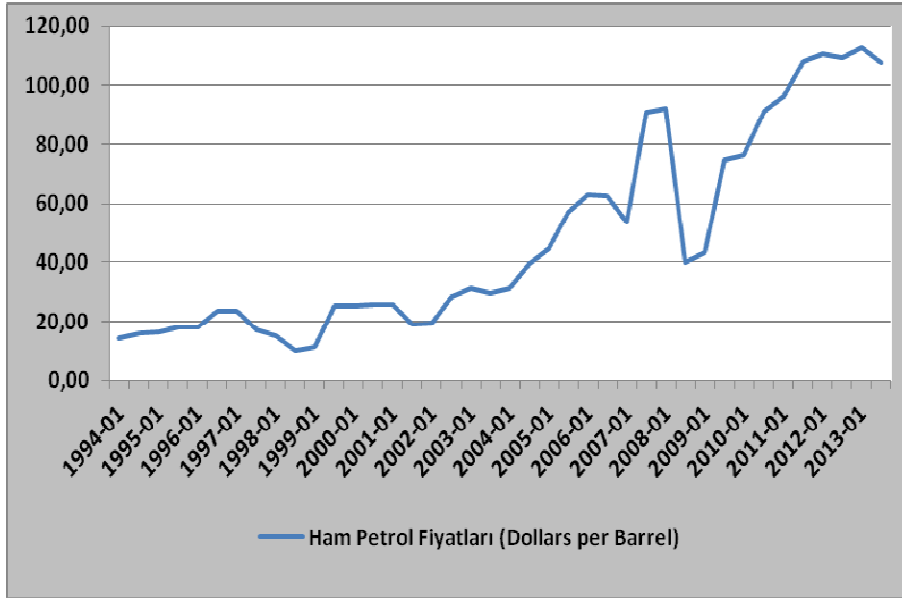
Keywords: Borsa İstanbul Industrial Price Index, Crude Oil Prices

GİRİŞ

Sanayi sektörü dünyada enerji tüketiminde en büyük paya sahiptir ve ABD Enerji Bilgi Yönetimi (EIA-Energy Information Administration) projeksiyonları 2040 yılına kadar sanayi sektörünün küresel enerjinin yarısından fazlasını tüketmeye devam edeceğini göstermektedir (US EIA, 2013). 2011 yılında dünyada tüketilen enerji içerisinde petrolün payı %40.8, doğalgazın payı %15.5, maden kömürünün payı ise %10.1'dir. Petrolün toplam enerji tüketimi içerisindeki payının yakın gelecekte değişmesi beklenmemektedir (IEA, 2013:28). 2009 yılı verilerine göre dünya petrol tüketiminin %57'si ulaşım sektörü, %26'sı ise sanayi sektörü tarafından yapılmaktadır (OPEC, 2013). Sonuç olarak verilerden de görüleceği üzere enerji sanayi sektörünün önemli girdilerinden birisini oluştururken, petrol de sanayi sektörünün enerji tüketimi içerisinde önemli bir paya sahiptir. Dünyada petrol rezervlerinin sınırlı olmasına karşın, petrol tüketiminin artması, petrol piyasasının rekabetçi olmayan yapısı ve petrol üretiminin olduğu bölgelerdeki siyasi istikrarsızlıklar sonucu petrol fiyatlarında önemli artışlar olmuştur. 2001 yılında varili 18 dolar olan ham petrolün varil başına

fiyatı 2013 yılında 112 dolara kadar çıkmıştır (Grafik 1). Dolayısıyla petrol fiyatındaki artışların petrolü girdi olarak kullanan sanayi sektörünün karlılığını azaltması muhtemeldir.

Grafik 1: Ham Petrol Fiyatları



Kaynak: Energy Information Administration (EIA)

Türkiye petrol ihtiyacının 2010 yılında yaklaşık %87'sini, 2011 yılında %88'ini, 2012 yılında ise yüzde 89'unu ithalat ile karşılamıştır (EPDK, 2013:14). Dolayısıyla Türkiye'nin petrol fiyatları üzerinde herhangi bir etkisi bulunmamakta, petrol fiyatlarındaki dalgalanmalara karşılık tamamen korunmasız durumdadır. Bu çalışmanın amacı ham petrol fiyatlarının Borsa İstanbul sanayi fiyat endeksi üzerindeki etkisini tespit etmektir.

Çalışmanın ikinci bölümünde petrol fiyatlarının hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerine yönelik literatür gözden geçirilmiş, üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri ve yöntem hakkında bilgi verilmiştir. Dördüncü bölümde ampirik uygulama ve elde edilen bulgular ortaya konulmuş, beşinci bölümde sonuçlara ilişkin genel bir değerlendirme yapılmıştır.

1. LİTERATÜR TARAMASI

Petrol fiyatlarının hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerine yönelik literatürde çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalarda petrol fiyatları ve petrol fiyatlarındaki oynaklığın bütün veya sektörel olarak hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bununla birlikte petrol fiyatlarının sektörler üzerindeki etkilerine yönelik göreceli olarak az sayıda çalışma yapılmıştır.

Örneğin, Hamilton (1983) 1948-1980 döneminde Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'nde petrol fiyatları ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışma sonucunda ABD'de İkinci Dünya savaşı sonrasında yaşanan sekiz resesyondan yedisinden önce ham petrol fiyatında belirgin bir artış olduğunu tespit etmiştir.

Sadorsky (1999) 1947-1996 döneminde vektör otoregresif (VAR) modeli kullanarak ABD'de petrol fiyatları, hisse senedi getirileri ve petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışma sonucunda petrol fiyatlarındaki değişimlerin ekonomik faaliyet etkilediği, ancak ekonomik faaliyetteki değişimlerin petrol fiyatları üzerinde az etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir. Ayrıca etki tepki analizi petrol fiyat hareketlerinin, hisse senedi getirilerindeki hareketleri açıklamada önemli olduğunu tespit etmiştir.

Al-Azzam ve Hawdon (1999) 1968-1997 döneminde dinamik en küçük kareler yöntemini kullanarak Ürdün'de enerji talebini tahmin etmişlerdir. Gelir, inşaat sektörü ve siyasi istikrarsızlık ile enerji tüketimi arasında pozitif bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Nandha ve Faff (2008), Nisan 1983-Eylül 2005 döneminde petrol fiyat şoklarının 35 küresel endüstri endeksi üzerindeki etkisini analiz etmişlerdir. Çalışma sonucunda madencilik, petrol ve gaz sektörleri dışındaki tüm sektörlerde petrol fiyatlarındaki değişimin hisse getirilerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir.

Narayan ve Narayan (2010) 2000-2008 döneminde Johansen eşbü-tünleşme testini kullanarak Vietnam'da petrol fiyatları ile hisse senedi

fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışma sonucunda petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli ve pozitif bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Güler vd. (2010) 10 Temmuz 2010-10 Ağustos 2010 döneminde eşbütünleşme ve Granger nedensellik testlerini kullanarak petrol fiyatlarındaki değişimlerin BİST'te işlem gören enerji sektörünün hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışma sonucunda petrol fiyatları ile enerji sektörü hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu ve Brent petrol fiyatındaki değişimin, BİST elektrik endeksinin fiyat değişimlerinin bir nedeni olduğunu tespit etmişlerdir.

Toraman vd. (2011) 02.01.2009–15.02.2011 dönemde eşbütünleşme testlerini kısa dönem ve vektör hata düzeltme modelini (VECM) kullanarak petrol fiyatları ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsası 100 Endeksi, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Hizmetler Endeksi, İMKB Sanayi Endeksi ve İMKB Teknoloji Endeksi arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Çalışma petrol fiyatlarındaki değişimin en fazla İMKB Sanayi Endeksinde meydana gelen değişimi açıkladığı, daha sonra ise sırasıyla İMKB 100 Endeksi, İMKB Hizmetler Endeksi ve İMKB Teknoloji Endekslerinde meydana gelen değişimleri açıkladığı sonucuna ulaşılmıştır.

Li ve Wen (2012) 1997–2012 dönemini kapsayan çalışmalarında regresyon analizini kullanarak seçilmiş bazı makroekonomik değişkenler (Tüketici ve Üretici Fiyat Endeksi, Faiz Oranları, Sanayi Üretimi Büyüme Oranı ve Ham Petrol Fiyatları) ile Borsa Sanayi Fiyat Endeksi arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Çalışma sonucunda üretici fiyat endeksi ve faiz oranlarının Borsa Sanayi Fiyat Endeksi ile negatif, tüketici fiyat endeksi, sanayi üretimi büyüme oranı ve petrol fiyatları ile pozitif ilişkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Öztürk vd. (2013) 02.01.1997-31.12.2009 döneminde yapısal kırılmalı birim kök ile eşbütünleşme testlerini kullanarak petrol ve doğalgaz fiyatları ile BİST imalat sektörü ve kimya-petrol-plastik sektörü endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışma sonucunda kırılmaları dikkate alan test sonuçlarına göre petrol fiyatları ile BİST imalat sanayi endeksi ve

kimya-petrol-plastik sektörü endeksi arasında bir eşbütünleşme olduğunu, petrol fiyatlarının söz konusu endeksleri pozitif etkilediği dinamik en küçük kareler metodu ile tespit edilmiştir.

Akgün vd. (2013) Ocak 2000-Nisan 2013 döneminde Johansen eşbütünleşme testini kullanarak altın ve petrol fiyatlarındaki değişmelerin BİST 100 üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışma sonucunda BİST 100 endeksi ile petrol fiyatları arasında pozitif bir ilişki olduğunu belirlemişlerdir.

DeGiannakis vd. (2013) Ocak 1992-Aralık 2010 döneminde zamanla değişen çok değişkenli heteroskedastik bir çerçeve kullanarak petrol fiyat getirileri ile 10 Avrupa sanayi sektörü endeks getirileri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışma sonucunda sektör endeksleri ile petrol fiyatları arasındaki ilişkinin zaman içerisinde değiştiğini ve ilişkilerin endüstrilere özgü olduğunu belirlemişlerdir. Ayrıca arz yönlü petrol fiyat şoklarının düşük-orta derecede pozitif korelasyona yol açarken, talep yönlü petrol fiyat şoklarının korelasyon seviyelerinde pozitif veya negatif önemli değişmelere yol açtığını, bununla birlikte petrol fiyat şokunun kaynağı ve endüstri türünün, endüstri sektör getirileri ile petrol fiyatları arasındaki korelasyonun önemli belirleyicileri olduklarını tespit etmişlerdir.

2. VERİ VE YÖNTEM

Çalışmada 1994:Ocak 2013:Kasım dönemine ait aylık BİST sanayi fiyat endeksi ve ham petrol fiyatları arasındaki ilişki Türkiye için analiz edilmiştir. Sanayi fiyat endeksine ilişkin değerler Borsa İstanbul'dan ham petrol fiyatlarına ilişkin değerler ise Energy Information Administration (EIA)'dan derlenmiştir. Ham petrol fiyatları varil başına US dolar cinsinden ifade edilmiştir. Veriler hareketli ortalamalar süresi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmış ve daha sonra doğal logaritmaları alınarak analize dahil edilmiştir. Çalışmada kullanılan model ilgili yazından (Narayan ve Narayan, 2010) yola çıkılarak şu şekilde belirlenmiştir.

$$\ln sanayi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln petrol_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

1 Nolu denklemin sol tarafında bağımlı değişken olarak çalışmaya dahil edilen sanayi endeksi yer alırken sağ tarafından ise bağımsız değişken olarak düşünülen ham petrol fiyatları yer almaktadır. α_0 sabit parametreyi, ε_t ise hata terimini temsil etmektedir.

2.1. Birim Kök Testleri

Zaman serisi verileri ile analiz yapmadan önce ilgili serinin durağan olup olmadığına bakmak önemlidir. Durağanlık analizi birim kök testi olarak da adlandırılmaktadır. Birim kök problemi taşımayan bir seri, durağan bir seri şeklinde görülmektedir. Durağan olmayan zaman serilerinin ele alınması esnasında, sahte regresyon problemi ile karşılaşma ihtimali söz konusudur. Bu durumda regresyon analizinden elde edilen bulgular gerçek ilişkiyi yansıtmayacaktır (Gujarati, 1999). Durağan olmayan zaman serilerini kullanarak oluşturulan modellerde belli problemler baş göstermekte ve değişkenler arasında var olmayan bir ilişki yanlış bir şekilde sanki varmış gibi yorumlanmaktadır. Çeşitli parametrik ve parametrik olmayan testler aracılığı ile bir serinin birim kök içerip içermediği araştırılabilir. Bu çalışmada ise, serilerin durağanlık analizi Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF, 1979) ve Phillips-Perron (PP, 1988) birim kök testleri kullanılarak araştırılmaktadır. Sıfır hipotezi (H_0) serinin durağan olmadığını yani birim kök içerdiğini gösterirken, alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu göstermektedir. Eğer hesaplanan test istatistiğinin değeri kritik değerden mutlak değer olarak büyük ise H_0 hipotezi reddedilmekte ve serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

H_0 = Seri durağan değildir (Birim kök söz konusudur)

H_1 = Seri durağandır (Birim kök söz konusu değildir)

ADF birim kök testine ait regresyon sabitin ve trendin söz konusu olması halinde (2) nolu model şeklinde gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Δ Fark işlemcisini, β_0 sabit terimi, t zaman trendini, u_t hata terimini, Y_t ilgili seriyi, m hata terimindeki oto korelasyonu gidermek için bilgi kriterleri ile belirlenen ve modele ilave edilen bağımlı değişkenin gecikme sayısını vermektedir. (2) nolu modelin en küçük kareler ile tahmin edilerek $H_0 : \delta = 0$ hipotezine karşılık $H_1 : \delta < 0$ hipotezi sınanmakta ve δ için elde edilen t-istatistiklerine dayalı olarak ilgili serinin durağan olup olmadığına karar verilmektedir.

PP testi ise ADF testini tamamlayıcı bir özelliğe sahiptir. ADF testinde hata terimlerinin dağılımının istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayılmaktadır. PP testi ise, oto korelasyonun bilinmeyen türlerinin varlığına dayalı olarak hata terimindeki koşullu değişen varyans durumunu dikkate almakta ve serisel ilişki için parametrik olmayan bir düzeltme önermektedir (Enders, 2004:251). Sabit ve trendin dikkate alındığı model PP testi için (3) nolu şekilde gösterilebilir:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada ADF testinde olduğu üzere β_0 sabit terimi, Y_{t-1} bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini, ε_t ise hata terimini ifade etmektedir. Burada δ birim kök sınaması için kullanılan katsayının bire eşit olması ilgili serinin birim kök içerdiğini, sıfıra eşit olması ise söz konusu serinin durağan olduğuna işaret etmektedir. ADF ve PP testinde kullanılacak modeller için kritik değerler farklı olacaktır. PP testinde kullanılan formül (4) nolu şekilde ifade edilebilir:

$$Z_\alpha = T(\hat{\phi}_1 - 1) - CF \quad (4)$$

Burada CF düzeltme faktörünü temsil etmektedir. Phillips ve Perron (1988) Dickey-Fuller testine bir düzeltme faktörü ilave etmişlerdir. Düzeltme faktörü ile hata terimlerinin normal dağılıma sahip olmamasından kaynaklanan sapmanın etkisi engellenmektedir. PP testinin zayıf tarafı, örnek çapına göre hata terimlerinde bir çarpıklığın görülmesidir (Egeli ve Egeli, 2008). ADF ve PP test sonuçları Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

ADF		PP	
lnPetrol	lnSanayi	lnPetrol	lnSanayi
DÜZEY	DÜZEY	DÜZEY	DÜZEY
-3.065[1] (0.117)	-2.472[1] (0.341)	-3.111[5] (0.101)	-1.880[3] (0.661)
FARK	FARK	FARK	FARK
- 12.911*** [0] (0.000)	- 12.195***[0] (0.000)	- 12.902***[2] (0.000)	- 12.151***[2] (0.000)

Not: ADF testinde uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriteri kullanılarak tespit edilmiştir. PP testinde bant genişliğinin tepside Newey-West seçeneği tercih edilmiştir. Olasılık değerleri parantez içerisinde, uygun gecikme uzunlukları (ADF için) ve bant seçimi (PP için) ise köşeli parantez içerisinde verilmiştir. *** %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 1’de görüldüğü üzere ADF ve PP birim kök testleri petrol ve sanayi endeksi değişkenlerinin birim kök içerdiğini ya da birinci dereceden bütünlük I(1) olduklarını göstermektedir.

İktisadi zaman serilerinde, zaman boyunca yaşanan ekonomik krizler, politika değişiklikleri doğal afetler gibi birçok nedenden dolayı yapısal değişimler meydana gelebilmektedir. Ekonometrik yöntemlerin birçoğunda olduğu gibi birim kök testlerinde de veride meydana gelen bu yapısal değişimlerin dikkate alınmaması eğilimli sonuçlar elde edilmesine neden olabilmektedir (Yılancı ve Özcan, 2010). Bu nedenle çalışmada Zivot ve Andrews (ZA, 1992) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmıştır. ZA Birim kök testi içsel olarak belirlenene tek kırılmaya izin vermekte ve aşağıdaki modelleri kullanmaktadır:

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad \text{(Model A) (5)}$$

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad \text{(Model B) (6)}$$

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad \text{(Model C) (7)}$$

T_b kırılma anını, $\lambda = T_b / T$ ($\lambda \in (0.15, 0.85)$) şeklinde nispi kırılma noktasını göstermektedir. Modellerde yer alan DU ve DT sırasıyla ortalama ve trendde kırılmayı temsil eden kukla değişkenler olup şu şekilde oluşturulmaktadır:

$$DU_t = \begin{cases} 1, & T > T_b \\ 0, & \text{diger} \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} t - T_b, & t > T_b \\ 0, & \text{diger} \end{cases}$$

Kırılma noktasının tahmininde $t = 2, \dots, (T - 1)$ için en küçük kareler yöntemi ile $(T - 2)$ sayıda regresyon tahmin edilmekte y_{t-1} değişkenine ait katsayı (δ) için en küçük t-istatistiğini veren regresyondan elde edilen tarih kırılma noktası olarak saptanır. $H_0: \delta = 1$ şeklindeki birim kök sıfır hipotezi sınanmaktadır. Kırılma tarihi belirlendikten sonra δ' ya ait t istatistiğinin mutlak değer olarak ZA kritik değerlerinden büyük olması durumunda yapısal kırılma yokken birim kökün var olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Alternatif hipotez ise, serinin yapısal kırılmalarla birlikte durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 2: ZA Birim Kök Testi Sonuçları

lnPetrol		lnSanayi	
Model A	Model C	Model A	Model C
δ	-4.3677	-4.1783	-4.3501
TB	2001:09	2008:10	2002:09
k	2	0	0

Not: Model A için kritik değerler %1, %5 ve %10 düzeyleri için sırasıyla -5.34, -4.80 ve -4.58'dir. Model C için kritik değerler ise %1, %5 ve %10 düzeyleri için sırasıyla -5.57, -5.08 ve -4.82'dir. k optimum gecikme uzunluğunu, δ ilgili test istatistiğini, TB ise kırılma tarihini vermektedir.

Her iki değişkene ait test istatistikleri gerek Model A, gerekse Model C için tüm anlamlılık düzeylerine denk gelen kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük olduğu için birim kökün var olduğunu ifade eden sıfır hipotezinin reddedilemediği başka bir ifade ile serilerin birim köke sahip oldukları tespit edilmiştir. Serilerin durağan olmadıkları geleneksel ve yapı-

sal kırılmalı birim kök testleri ile tespit edildiği için bir sonraki aşama değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığının araştırılması şeklindedir.

2.2. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

Gregory ve Hansen (1996)'e ait eşbütünleşme testi içsel olarak belirlenen bir yapısal kırılmayı dikkate almaktadır. Test öne sürdüğü üç model (sabit ve/veya trendde kırılmayı dikkate alan) aracılığıyla değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olup olmadığını araştırmaktadır:

$$y_{1t} = u_1 + u_2 DU_t + \alpha_1 y_{2t} + e_t \quad \text{(Model CC)}$$

Model CC, eşbütünleşik vektörün düzeyinde meydana gelen değişimin, sabit terimdeki değişim ile modellendiği düzey değişim modelini göstermektedir. Söz konusu modelde u_1 değişimden önceki sabit terimi, u_2 yapısal değişim esnasında sabit terimde meydana gelen değişmeyi göstermektedir. DU kukla değişkeni ise şu şekilde oluşturulmaktadır:

$$DU_t = \begin{cases} 0 & t \leq [n\tau] \quad \text{iken} \\ 1 & \text{diger} \end{cases} \quad \text{Buradan gözlem sayısını, } \tau \text{ ise}$$

verinin $[0.15T, 0.85T]$ aralığında yer alan değişim noktasını gösteren parametredir. Model CC'ye trend teriminin ilave edilmesi sonucu ise trendli düzey değişim modeli (C/T) elde edilmektedir:

$$y_{1t} = u_1 + u_2 DU_t + u_3 t + \alpha_1 y_{2t} + e_t \quad \text{(Model C/T)}$$

Üçüncü model ise hem sabitte hem de eğimde kırılmaya izin veren kukla değişkenleri içeren fakat trendin yer almadığı modeldir:

$$y_{1t} = u_1 + u_2 DU_t + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t} DU_t + e_t \quad \text{(Model C/S)}$$

Yapısal kırılmadan önceki eğim katsayısı α_1 ile kırılmadan sonra eğim katsayısında meydana gelen değişim ise α_2 ile gösterilmektedir.

Gregory-Hansen testinde yapısal kırılma tarihi önceden bilinmediği için incelenen dönem boyunca her olası kırılma anı (τ) için söz konusu modeller ardışık şekilde EKK ile tahmin edilmekte ve elde edilen kalıntılardan ADF ve PP test istatistikleri, $Z_{\alpha}(\tau)$ ve $Z_t(\tau)$ hesaplanmaktadır. Bu istatistiklerin minimum olduğu tarih ise uygun kırılma zamanı olarak belirlenmektedir. Testin sıfır hipotezi, değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olmadığı şeklinde iken alternatif hipotez eş bütünleşik vektörde meydana gelen bir kırılma ile değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğu şeklindedir.

Gregory-Hansen eşbütünleşme testinin sonuçları Tablo 3 üzerinde yer almaktadır.

Tablo 3: Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	ADF*	T_b	Z_t^*	T_b	Z_{α}^*	T_b
CC	-5.50(1) ^a	1997:03	-5.21 ^a	1997:04	-49.252 ^b	1997:04
C/T	-5.09(1) ^b	1997:03	-4.63	1997:04	-39.55	1997:04
C/S	-6.21(1) ^a	1997:05	-5.83 ^a	1997:04	-61.26 ^a	1997:04

Not: Parantez içerisindekiler gecikme uzunluğunu göstermektedir. Model CC için ADF* ve Z_t^* için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde -5.13, -4.61 ve -4.34; Z_{α}^* için ise -50.07,-40.48 ve -36.19'dur. Model C/T için ise ADF* ve Z_t^* testlerinin kritik değerleri sırasıyla -5.45, -4.99 ve -4.72'dir. Z_{α}^* testi için de -57.28, -47.96 ve -43.22'dir. Model C/S için ise ADF* ve Z_t^* testlerine ait kritik değerler sırası ile -5.47, -4.95 ve -4.68 iken Z_{α}^* testi için -57.17, -47.04 ve -41.85'dir. ^a ve ^b %1 ve %5 düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğine işaret etmektedir.

Eşbütünleşme testi sonuçları Model CC ve Model C/S için değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin ya da eşbütünleşik ilişkinin olduğunu göstermektedir. Bu nedenle bir sonraki adım Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yaklaşımı ile eşbütünleşme denkleminin tahmini şeklindedir.

2.3. Dinamik En Küçük Kareler (DEKK) Yaklaşımı

Stock and Watson (1993) EKK tahmincisindeki sapma ve içsellik sorununu yok etmek için modele açıklayıcı değişkenlerin düzeyleriyle, farklarının gecikmelerinin (lag) ve öncüllerinin (lead) eklenmesini önermiştir. Johansen metodunda bir denklemdeki parametre tahminleri diğer denklemlerdeki herhangi yanlış belirlenim tarafından etkilenmektedir. DEKK metodu ise tersine, güçlü bir tek denklem yaklaşımıdır. Açıklayıcı değişkenlerdeki içselliği açıklayıcı değişkenlerin ilk farklarının gecikme ve öncüllerinin dahil edilmesi ile çözerken GLS (genelleştirilmiş EKK) ile de otokorelasyon problemini çözmektedir. İlave olarak, Johansen dağılımı ile aynı asimptotik optimalite özelliklerine sahiptir (Azzam ve Hawdon, 1999). Dinamik EKK tahmincilerine dayalı Wald istatistikleri asimptotik olarak standart χ^2 dağılımına sahiptirler. Bu çalışmadaki petrol fiyatları (y_t) ve sanayi endeksi (X_{1t}) arasında var olan uzun dönem ilişkisinin DEKK ile tahmini için, $y_t = \alpha_0 + \sum_{i=-(q-1)}^{q-1} \delta_1 \Delta X_{1t-i} + d_2 X_{1t} + u_t$ şeklinde oluşturulan regresyon kullanılmaktadır. DEKK ve EKK tahmin sonuçları Tablo 4'de yer almaktadır.

Tablo 4: EKK VE DEKK TAHMİN SONUÇLARI

Değişkenler	CC MODEL		C/S MODEL	
	EKK	DEKK	EKK	DEKK
Inpetrol	1.405 ^a (0.03)	1.454 ^a (0.06)	3.182 ^a (0.36)	3.763 ^a (0.58)
DU	2.262 ^a (0.06)	2.184 ^a (0.119)	7.446 ^a (1.05)	8.900 ^a (1.70)
Sabit	2.139 ^a (0.11)	1.990 ^a (0.208)	-2.988 ^a (1.04)	-4.688 ^a (1.69)
DU*Inpetrol			-1.790 ^a (0.36)	-2.319 ^a (0.58)

Not: DU, Gregory-Hansen testindeki CC modelinin tahmininde yer alan ortalamada kırılmayı temsil eden kukla değişkeni, DU*petrol ise C/S modelindeki eğimde kırılmayı temsil eden kukla değişkenini vermektedir. Parantez içerisindeki standart hataları vermektedir. Model tahminlerinde Schwarz bilgi kriterine göre gecikme ve öncüller 0 ve 8 olarak belirlenmiştir. ^a ise %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar hem Model CC, hem de Model C/S için DEKK tahminlerinin petrol fiyatlarındaki artışın sanayi fiyat endeksini arttırdığını göstermektedir. Model CC için, petrol fiyatlarında görülen %1'lik artış, sanayi fiyat endeksini %1,4 artırıyor görünmektedir. Model C/S için ise petrol fiyatlarında görülen %1'lik artış sanayi fiyat endeksinde %3,7'lik bir artışa yol açıyor görünmektedir. Bu sonuç Narayan ve Narayan (2010) tarafından Vietnam için, ve Öztürk vd. (2013) tarafından Türkiye için elde edilen sonuçlar ile örtüşmektedir. Ayrıca kukla değişkenlerin her iki modelde anlamlı çıkması yapısal kırılmaların eş bütünleşme ilişkisinin analizinde dikkate alınması gerektiğini gözler önüne sermektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada Ocak 1994-Kasım 2013 döneminde Gregory-Hansen eşbütünleşme testi, dinamik en küçük kareler yaklaşımı kullanılarak Borsa İstanbul sanayi fiyat endeksi ile ham petrol fiyatları arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Yapısal kırılmaların dikkate alındığı bu çalışmada petrol fiyatları ile sanayi fiyat endeksi arasında bir uzun dönem ilişkisinin olduğu tespit

edilmiştir. Başka bir ifade ile söz konusu değişkenler uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler. Yani Borsa İstanbul sanayi fiyat endeksi uzun dönemde petrol fiyatlarındaki artışa artış yönünde tepki göstermektedir.

Bu çalışmadan petrol fiyatlarının literatürde birçok değişkenin (sanayi üretimi, enflasyon, büyüme, gayri safi yurtiçi hasıla, cari işlemler açığı, dış ticaret ve işsizlik gibi) temel belirleyici olma yanında borsada sanayi sektöründe işlem gören firmaların hisse senedi fiyatlarının da temel belirleyici olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu noktadan hareketle yatırımcıların Borsa İstanbul sanayi sektöründe işlem gören hisse senetlerine yatırım yaparken petrol fiyatlarını da dikkate almalıdırlar.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- Akgün, A., Şahin, İ.E. ve Yılmaz, B. (2013), The Effect of Variations in Gold and Oil Prices on BIST 100 Index, *Mediterranean Journal of Social Sciences*, Vol.4, No.10, ss.726-730.
- Al-Azzam, A.; Hawdon, D. (1999). “Estimating the Demand for Energy in Jordan: A Stock- Watson dynamic OLS (DOLS) Approach”. SEEDS Economics Discussion Papers no. 97, Surrey Energy Economics Centre, Guildford.
- David A. Dickey, Wayne A. Fuller (1979). “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, *Journal of American Statistical Association*”, Vol. 74, Issue. 366, pp. 427-431.
- Degiannakisa, S., Filis, G. ve Floros, C. (2013), Oil and Stock Returns: Evidence from European Industrial Sector Indices in a Time-Varying Environment, *Int. Fin. Markets, Inst. and Money* 26, 175–191.
- Enerji Piyasası Düzenleme Kurulu (EPDK) (2013), Petrol Piyasası Sektör Raporu, http://www.epdk.org.tr/documents/petrol/rapor_yayin/Ppd_Rapor_Yayin_Sektor_Raporu_2012.pdf (10.01.2014)
- Enders, W. (2004). *Applied econometric time series*. John Wiley ve Sons Ltd. England.

- Egeli, Hüseyin Avni ve Egeli, Haluk (2008). “Bir Geçiş Ekonomisi Olarak Kırgızistan’ın Dış Borçlarının Sürdürülebilirliği”, Sosyo-Ekonomi, Ocak-Haziran, ss.12–26.
- Gregory, Allan W. ve Bruce E. Hansen (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts", Journal of Econometrics, Vol: 70, No: 1; 99–126.
- Gujarati, D. N. (1999), Temel Ekonometri, (Çev: Ü. Şenesen, G.G. Şenesen), Literatür Yayıncılık, İstanbul.
- Güler, S., Tunç, R. ve Orçun, Ç. (2010), Petrol Fiyat Riski ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi: Türkiye’de Enerji Sektörü Üzerinde Bir Uygulama, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Cilt: 24, Sayı: 4, 297-315.
- Hamilton, J.D. (1983), Oil and the Macroeconomy since World War II, Journal of Political Economy 91, 228–248.
- International Energy Agency (IEA) (2013), 2013 Key World Energy Statistics, <http://www.iea.org/publications/freepublications/publication/KeyWorld2013.pdf> (15.01.2013)
- Li, Hua ve Wen, Zhu (2012). “Causal Relation Between Macro Economy and Industrial Index Based on Regression Analysis”, Journal of Theoretical and Applied Information Technology, Vol. 46, No.2, pp.754-761.
- Nandha M. ve Faff, R. (2008), Does Oil Move Equity Prices? A Global View, Energy Economics, Volume 30, 986-997
- Narayan K. P., Narayan S. (2010), Modeling the Impact of Oil Prices on Vietnam’s Stock Prices. Applied Energy, 87, 356-361
- OPEC (2013), World Oil Outlook 2012, http://www.opec.org/opec_web/static_files_project/media/downloads/publications/WOO2012.pdf,(10.01.2014)
- Öztürk, M. Başaran, Gülizar, Kurt Gümüş, F. Dilvin Taşkın, Efe Çağlar (2013). “Petrol ve Doğalgaz Fiyatları ile İmalat ve Kimya-Petrol-Plastik Sektörlerinin Endeksleri Arasındaki İlişki, Niğde Üniversitesi, İİBF Dergisi, Cilt.6, Sayı.2, ss.64–74.

- Paresh Kumar Narayan and Seema Narayan (2010). “Modelling the Impact of Oil Prices on Vietnam’s Stock Prices”, *Applied Energy*, 87, pp.356–361.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988) “Testing for Unit Roots in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75, 335–346.
- Sadorsky, P. (1999), Oil Price Shocks and Stock Market Activity, *Energy Economics*, Vol.21, No.5, ss.449–469.
- Stock, J.H.ve Watson, M. W.(1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *Econometrica*, Vol. 61, Issue. 4, pp.783–820.
- Toraman, C., Başarır, Ç., ve Bayramoğlu, M. F. (2011). “Effects of Crude Oil Price Changes on Sector Indices of Istanbul Stock Exchange”, *European Journal of Economic and Political Studies*, ejeps-4(2), pp.109-124.
- U.S. Energy Information Administration (2013), *International Energy Outlook 2013*, Washington: EIA.
- Yılanıcı, V. ve Özcan, B. (2010), Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye için Savunma Harcamaları ile GSMH Arasındaki İlişkinin Analizi”, *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt 11, Sayı 1, ss.21–33.
- Zivot, E. and D. Andrews, (1992), Further Evidence of Great Crash, the Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.