

**PETROL VE DOĞALGAZ FİYATLARI İLE İMALAT VE KİMYA-PETROL-  
PLASTİK SEKTÖRLERİNİN ENDEKSLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİ**

**M. Başaran ÖZTÜRK\***  
**Gülizar KURT GÜMÜŞ\*\***  
**F. Dilvin TAŞKIN\*\*\***  
**Efe Çağlar ÇAĞLI\*\*\*\***

**ÖZ**

Çalışmanın amacı, petrol ve doğal gaz fiyatları ile İMKB imalat sektörü ve kimya-petrol-plastik sektörü endeksleri arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. 02.01.1997-31.12.2009 döneminin incelendiği çalışmada, geleneksel birim kök testleri ve kırılmalı birim kök testleri ile eşbütünleşme analizleri kullanılmıştır. Kırılmaları dikkate alan test sonuçları, petrol fiyatları ile İMKB imalat sanayi endeksi ve kimya-petrol-plastik sektörü endeksi arasında bir eşbütünleşme olduğunu ortaya koyarken; kırılmaları dikkate almayan testler incelenen endekslerle değişkenler arasında herhangi bir ilişki tespit edememiştir. Çalışmanın sonucu, incelenen veriler üzerinde, kırılmalı birim kök testlerinin, geleneksel birim kök testlerine göre üstün olduğunu göstermesi açısından önem taşımaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Eşbütünleşme, İMKB, Petrol, Doğal gaz.

**JEL Kodu:** G 00

**THE RELATIONSHIP BETWEEN OIL AND NATURAL GAS PRICES AND  
MANUFACTURING AND CHEMICAL-PETROLEUM-PLASTIC INDUSTRY**

**ABSTRACT**

The aim of this study is to manifest the relationship between oil and natural gas prices, and the indices of ISE manufacturing industry and chemical-petroleum-plastic industry. Unit root and cointegration tests, with and without breaks, are employed in the study where the period between 02.01.1997-31.12.2009 is analyzed. As the results of the tests that are taking the breaks into consideration indicate cointegration between oil prices and indices of ISE manufacturing industry and chemical-petroleum-plastic industry; the tests ignoring breaks do not ascertain any relations between analyzed variables. The results of the study are important in the way that, the unit root tests with structural breaks have superiority over the conventional unit root tests for the used data.

**Keywords:** Cointegration, ISE, Oil, Natural gas.

**JEL Codes:** G 00

---

\* Doç. Dr., Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi; mbozturk@nigde.edu.tr

\*\* Doç. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi; guluzar.kurt@deu.edu.tr

\*\*\* Arş. Gör. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi; dilvin.taskin@deu.edu.tr

\*\*\*\* Arş. Gör., Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi; efe.cagli@deu.edu.tr

## **GİRİŞ**

Makroekonomik faktörler ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişki son yıllarda araştırmacıların ilgisini yoğun biçimde çeken konuların başında gelmektedir. Birçok çalışmada; enflasyon, faiz oranları, para arzı, gayrisafi milli hasıla verileri gibi makroekonomik değişkenler ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişki incelenmiş ve söz konusu makroekonomik faktörlerin hisse senedi getirilerini açıkladığı ortaya konulmuştur. Literatürde hisse senedi piyasasındaki hareketlerin reel ekonomik faaliyetleri etkilediğini bulgulayan çalışmalar bulunmaktadır (Kaplan, 2008; Greenwood ve Smith, 1997; Levine, 1991; Mauro, 2003). Hisse senedi piyasasındaki performans artışı yatırımcıların zenginliğini arttırmakta, böylelikle tüketimin artması ile birlikte tüm ekonomide büyüme gerçekleşebilmekte ya da bu yatırımcıların ellerindeki zenginliği tekrar yatırım amaçlı kullanmaları durumunda fon ihtiyacı olan firmaların fonlara erişmesini kolaylaştırarak bu firmaların üretimine dolayısıyla büyümesine katkıda bulunmaktadır.

Makroekonomik faktörlerin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisi literatürde çokça incelenmesine rağmen, üretim faaliyetlerinin önemli bir girdisi olan petrolün ve doğal gazın etkisi göreceli olarak daha az incelenmiştir. Söz konusu girdilerin fiyatlarında son yıllarda yaşanan değişimler, hisse senedi fiyatı üzerindeki etkilerini ortaya koymak için bir fırsat yaratmıştır.

Firmaların girdisi olan petrolün fiyatının artması firmaların maliyetlerinin artmasına, bu durum da firmaların nakit akımlarının değişmesine neden olmaktadır. Bir firmanın değerinin, gelecekteki nakit akımlarının iskonto edilmiş değerleri toplamından oluşması sebebiyle, maliyetleri artan bu firmaların değerlerinin düşmesi, bu durumun da firmanın hisse senedi değerine yansımaları beklenebilir. Firma doğrudan petrol ve doğal gaz kullanmıyor olsa bile, girdilerinde kullandığı maddeler petrol ile üretildiğinde petrol fiyatlarındaki artışın her tür firmaya, bu yolla da tüm ekonomiye yansımaları olasıdır.

Bu çalışmanın amacı, piyasaların etkin olduğu klasik finans teorisine (Fama, 1970) dayanarak, dünya petrol ve doğal gaz fiyatlarında meydana gelen değişikliklerin Türkiye’de İMKB imalat endeksinde yer alan firmalar ile kimya, petrol ve plastik sektör endeksinde bulunan firmaların hisselerinin fiyatları arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. İMKB’nin etkin ve rasyonel olduğu durumda, petrol fiyatlarındaki değişimlerin, bu sektörün içinde yer alan bu firmaların hisseleri tarafından fiyatlandırılacağı beklenmektedir.

Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde sırasıyla önceden yapılmış olan çalışmalar ile yöntem hakkında bilgi verilecek, veri ve bulgular tartışılacaktır. Son bölüm ise sonuç bölümüdür.

## **1. LİTERATÜR İNCELEMESİ**

Ghouri (2006) çalışmasında, dünyanın geçmişte arzın talebi aşması, siyasi krizler, savaş, hava koşullarında beklenmedik ani değişimler, ekonomik sıkıntı, diğer enerji kaynakları arasındaki rekabet, artan çevresel duyarlılıklar gibi bazı faktörlerden dolayı petrol fiyatlarında ani ve beklenmedik düşüş ve yükselişlere tanık olduğunu belirtmiştir.

Jones ve Kaul (1996 ) üçer aylık verileri kullanarak ABD, Kanada, Japonya ve İngiltere’deki hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatlarında yaşanan şoklar arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yazarlar “Nakit Akış Temettü Modeli”ni kullanarak yaptıkları araştırmada ABD ve Kanada açısından petrol fiyatları ile hisse senetleri arasında ciddi bir ilişki bulunduğuna dair sonuçlar elde ederken aynı derecede güçlü bir bağlantı Japonya ve Birleşik Krallık açısından bulunamamıştır. Huang vd. (1996) vektör otoregresyon modelini kullanarak (VAR) günlük petrol future getirileri ile günlük A.B.D hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemiş ve petrol future getirilerinin petrol firmalarının hisse senetlerinin değerinin yükselmesine ön ayak olduğunu ancak bunun S&P 500 indeksine büyük bir etki yapmadığını tespit etmiştir.

Aylık verileri kullanan Sadorsky (1999), kısa vadeli faiz oranları ve endüstriyel üretim verilerini de içeren bir VAR modeli çerçevesi içerisinde S&P 500 ile ABD fuel-oil fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. İnceleme neticesinde geniş tabanlı hisse senedi getirileri hareketlerinin açıklanmasında petrol fiyatlarındaki hareketlerin önemli bir belirleyici olduğunu tespit etmiştir. Papapetrou (2001) VAR modeline hata düzeltme etmenini de ekleyerek Yunanistan’da 1989-1996 dönemine dair yaptığı incelemede hisse senedi fiyatlarındaki hareketlerin açıklanmasında petrol fiyatlarındaki hareketliliğin önemli bir etmen olduğunu ortaya koymuştur. Hammoudeh ve Alesia (2002), Bahreyn, Endonezya, Meksika ve Venezuela’yı içine alan petrol ihraç eden ülkeler arasındaki bağlantıyı incelemiş, çalışma sonunda petrol piyasalarından bu ülkelerin hisse senedi endekslerine doğru bir yayılma (spillover) etkisi olduğunu tespit etmiştir.

## 2. YÖNTEM

Çalışmada, petrol ve doğal gaz futures fiyatlarının İMKB-imalat sektörü ile petrol, kimya ve plastik sektörü endeks fiyat serisi üzerindeki etkisi eşbütünleşme analizi ile incelenmiştir. Eşbütünleşme analizi öncesinde standart ve kırılmalı birim kök testleri yapılmıştır.

### 2.1. BİRİM KÖK SINAMASI

Çalışmada kullanılan zaman serilerinin bütünleşme özellikleri birim kök testleri ile test edilmiştir. Bu bağlamda, standart birim kök testlerinin yanında yapısal kırılmaları da dikkate alan birim kök testleri uygulanmıştır. Eşbütünleşme testleri zaman serilerinin birinci dereceden bütünleşik olması durumunda uygulanabileceğinden, birim kök test sonuçları analizin devam ettirilebilmesi açısından büyük önem taşımaktadır.

Analizde, genişletilmiş Dickey-Fuller (1979) (ADF) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) (KPSS) birim kök testleri uygulanmıştır. Yapısal kırılmaları dikkate almayan ADF ve KPSS testleriyle, kullanılan zaman serilerinin durağan olup olmadığı ortaya koyulmuş ve bununla birlikte serilerin bütünleşme dereceleri belirlenmiştir. ADF ve KPSS testlerinin birarada kullanılma sebeplerinden biri birbirlerini tamamlar nitelikte olmalarından kaynaklanmaktadır. Zira ADF, “birim kök vardır” boş hipotezine karşılık alternatif hipotezinde “durağanlığı” test ederken KPSS boş hipotezinde “durağanlığı” test etmektedir. Bununla birlikte, Kwiatkowski vd. (1992) KPSS testinin ADF’ye göre daha güçlü bir test olduğunu savunmakta ve Dejong vd. (1992) ve Diebold ve Rudebusch (1991) ise ADF testinin yakın birim kök ve kesirli bütünleşme durumlarında sapmalı sonuçlar üretebileceğini savunmaktadır.

Literatürde sıkça kullanılan ADF ve KPSS birim kök testlerinin yöntemlerine burada yer verilmemiştir (bkz. Dickey ve Fuller, 1979; Kwiatkowski vd. 1992).

Daha önce bahsedilen ADF ve KPSS testleri zaman serilerinde yapısal kırılmalar olması durumunda sapmalı sonuçlar verebilmektedir. Bu eksikliği gidermek amacıyla Zivot ve Andrews (1992) (ZA) tarafından geliştirilen ve yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği birim kök testi uygulanmıştır. ZA kırılmaları içsel olarak dikkate almak amacıyla 3 model ortaya koymuşlardır. Bunlardan ilki Model A, zaman serisinin ortalamasındaki kırılmayı yakalarken; ikinci Model B, serinin eğimindeki yapısal kırılmayı tespit etmektedir. Son önerilen model olan Model C, “serinin hem ortalamasında hem de eğiminde kırılma vardır” savından hareket eden en kapsamlı modeldir. Çalışmada dikkate alacağımız “Model C” 1 no’lu denklemde ifade edilmektedir:

$$\text{Model C: } y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

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

TB içsel olarak belirlenen bir kırılma tarihidir. DU ve DT sırasıyla, TB döneminde zaman serisinin ortalamasındaki ve eğimindeki kırılmaya işaret eden kukla değişkenlerdir. Boş hipotez,  $\alpha = 0$ , reddedildiği takdirde zaman serisinin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

Lumsdaine ve Papell (1997) (LP) serinin ortalamasında ve eğiminde birden fazla kırılma olması durumunda kırılmaları dikkate almayan testlerin yanında ZA gibi tek kırılmayı dikkate alan testlerin de sapmalı sonuçlar verebileceğini öne sürmüşlerdir. Bu bağlamda, Lumsdaine ve Papell (1997), ZA test modellerini genişleterek serilerin ortalaması ve eğiminde gerçekleşebilecek iki kırılmayı dikkate almışlardır. Serinin hem ortalamasında hem de eğiminde olası iki kırılmayı içsel olarak belirleyen Model CC aşağıdaki denklemde ifade edilmiştir.

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$DU1_t = \begin{cases} 1, & t > T_{B1} \text{ ise} \\ 0, & \text{diger} \end{cases} \quad DU2_t = \begin{cases} 1, & t > T_{B2} \text{ ise} \\ 0, & \text{diger} \end{cases}$$

$$DT1_t = \begin{cases} 1 - T_{B1}, & t > T_{B1} \text{ ise} \\ 0, & \text{diger} \end{cases}$$

$$DT2_t = \begin{cases} 1 - T_{B2}, & t > T_{B2} \text{ ise} \\ 0, & \text{diger} \end{cases}$$

TB1 ve TB2 sırasıyla içsel olarak belirlenen birinci ve ikinci kırılma tarihleridir. Bununla birlikte DU1t and DU2t sırasıyla ortalamada birinci ve ikinci kırılma tarihini belirleyen kukla değişkenler olup, DT1t and DT2t ise sırasıyla serinin eğimindeki birinci ve ikinci kırılmayı yakalayan kukla değişkenlerdir. ZA testinde olduğu gibi boş hipotez  $\alpha = 0$  reddedilmesi durumunda serinin iki durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

## 2.2. EŞBÜTÜNLEŞME SINAMASI

İlk olarak iki aşamalı Engle-Granger (1987) (EG) testi uygulanmıştır. İlk aşamada, aşağıdaki regresyon denklemi En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle tahminlenmiş ve sonuçta ortaya çıkacak artıklar (residual) kaydedilmiştir.

$$y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + u_t \quad (3)$$

3 no'lu denklemde yer alan  $y_t$  (bağımlı) ve  $x_t$  (açıklayıcı) birinci dereceden bütünüleşik olan değişkenler olarak varsayılmıştır. Elde edilen artıklar, eşbütünüleşme sınaması için ADF,  $Z_\alpha$ , ve  $Z_t$  gibi testlere tabi tutulmuştur. Test değerleri kritik değerlerden büyük bulunduğu takdirde söz konusu seriler arasında eşbütünüleşme vardır.

Çalışmamızda ayrıca Gregory ve Hansen (1996) (GH) eşbütünüleşme testi de uygulanmıştır. GH kullanılan zaman serilerinin olası bir yapısal kırılma içermesinin söz konusu olması durumunda EG testinde kullanılan ADF,  $Z_\alpha$ , and  $Z_t$  testlerinin sapmalı sonuçlar vereceğini öne sürmüşlerdir. Bu sebeple GH'nin geliştirdiği eşbütünüleşme ilişkisinde tek sayıda rejim kaymasını (regime-shift) dikkate alan GH testi uygulanmıştır. GH testi yapısı itibarıyla aslında EG testinin yapısal kırılmaları dikkate alan bir çeşidi olarak düşünülebilir.

Yapısal kırılmayı dikkate almayan standart eşbütünüleşme modeli aşağıda yer alan 4 no'lu denklemdeki gibidir:

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \quad t=1,2,\dots,n \quad (4)$$

Sabit katsayıdaki ( $\mu$ ) ve/veya eğim katsayısındaki yapısal değişimleri dikkate almak için 4 no'lu denkleme  $\phi\tau$  kukla değişkeni eklenmektedir. Bu yolla GH üç model sunmuşlardır:

Model 1: Düzey Kayması (C)

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi \tau + \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \quad t=1,2,\dots,n \quad (5)$$

Dummy değişkeni  $\tau$  ise 1, diğer durumlarda 0 değerini almaktadır.  $\tau \in (0,1)$  gösteriminde yer alan bilinmeyen parametre göreceli değişim noktasının zamanlamasını gösterirken  $[\cdot]$  tam sayı kısmıdır. Düzey kayması, eğim katsayısı sabit iken, sabit terimdeki yapısal kırılmaya bağlı değişime işaret etmektedir.

Model 2: Zaman Yönelimli Düzey Kayması (C/T)

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi \tau + \beta t + \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \quad t=1,2,\dots,n \quad (6)$$

C/T modeli, yukarıda tanımlanan C modeline bir zaman yönelimi parametresi ( $\beta$ ) eklenmesiyle elde edilmektedir.

Model 3: Rejim Kayması (C/S)

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi t + \alpha_1 T y_{2t} + \alpha_2 T y_{2t} \phi t + \epsilon_t, \quad t=1,2,\dots,T \quad (7)$$

$\mu_1$  ve  $\alpha_1$  sırasıyla, rejim kayması öncesi sabit ve eğim katsayılarıdır.  $\mu_2$  ve  $\alpha_2$  ise sırasıyla rejim kayması anında sabit terim ve eğimdeki katsayıları temsil etmektedir. Bununla birlikte,  $\phi t$  rejim kayması zamanını gösteren kukla değişkendir. Yukarıda tanımlanan modellerden elde edilen artıklar ( $\epsilon_t$ ), Phillips'in (1987) test istatistiklerini  $Z\alpha(\tau)$ ,  $Zt(\tau)$  veya ADF test istatistiğini hesaplamak amacıyla kullanılmıştır. Bu istatistiklerin en küçük değerleri kullanılarak olası yapısal kırılmaları da dikkate alarak zaman serileri arasında eşbütünleşmenin varlığı test edilmiştir.

### 2.3. UZUN DÖNEMLİ ESNEKLİK KATSAYILARI

Geleneksel EKK algoritmasıyla tahminlenecek bir modele ait katsayıların standart sapmaları sapmalı olacaktır (Granger ve Newbold, 1974). Bu sebeple, bu tür verilerle çalışırken uzun dönem elastikiyet katsayıları elde etmek amacıyla Phillips ve Hansen (1990) tarafından öne sürülen tam değiştirilmiş EKK (Fully-Modified OLS) yöntemi veya Stock ve Watson'ın (1993) dinamik EKK (Dynamic OLS) yöntemi kullanılmalıdır. Bu yöntemler aracılığıyla modellerde tahminlenen katsayılarla ait standart hatalar istatistiksel anlamda daha doğru bir biçimde elde edilebilmektedir.

## 3. BULGULAR VE YORUMLAR

### 3.1. VERİ

Çalışmada kullanılan veri seti İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Sanayi Endeksi (İMKB-SIN), İMKB Petrol, Kimya ve Plastik Endeksi (İMKB-KIM), Amerika Birleşik Devletleri (ABD) ham petrol fiyatı (Pet) ve ABD Doğalgaz futures fiyatlarından (Gaz) oluşmaktadır. Çalışmada veri frekansı haftalık olarak belirlenmiştir ve analizde 667 gözlem kullanılmıştır. Veri dönemi 2 Ocak 1997 ve 31 Aralık 2009 arası olarak seçilmiştir. Doğal logaritması alınan söz konusu zaman serileri İMKB'den ve Amerikan Enerji İdaresi'nden (Energy Information Administration) elde edilmiştir.

### 3.2. BULGULAR

ADF ve KPSS test sonuçları Tablo 1'de gösterilmiştir. Bu test sonuçlarına göre tüm zaman serileri birinci dereceden bütünleşik bulunmuştur. Diğer bir deyişle seriler zaman içerisinde durağan değildir.

**Tablo 1: Birim Kök Testleri (yapısal kırılmaları dikkate almayan): ADF, KPSS**

		ADF		KPSS	
		Düzyey	Birinci Fark	Düzyey	Birinci Fark
Pet	$\eta_{\mu}$	-1,127(8)	-8,430(7)*	2,693(21)*	0,082(8)
	$\eta_{\tau}$	-3,238(9)***	-8,425(7)*	0,116(21)	0,061(8)
Gaz	$\eta_{\mu}$	-1,896(1)	-9,519(9)*	2,046(21)*	0,045(9)
	$\eta_{\tau}$	-2,822(1)	-9,533(9)*	0,270(21)*	0,045(9)
IMKB-SIN	$\eta_{\mu}$	-1,736(11)	-10,483(6)*	1,439(21)*	0,068(3)
	$\eta_{\tau}$	-2,569(11)	-10,497(6)*	0,316(21)*	0,048(3)
IMKB-KIM	$\eta_{\mu}$	-1,786(7)	-11,084(6)*	0,648(21)**	0,059(5)
	$\eta_{\tau}$	-2,043(7)	-11,096(6)*	0,385(21)*	0,041(5)

Not:  $\eta_{\tau}$  ve  $\eta_{\mu}$  sırasıyla trendli ve trendsiz test istatistiklerini göstermektedir. \* ve \*\* sırasıyla boş hipotezin %1 ve % 5 düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. Parantez içerisindeki rakamlar Akaike Bilgi Kriterine göre tespit edilen optimum gecikmeleri göstermektedir.

ZA ve LP birim kök sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur. Tablo 2’deki sonuçlara göre ençok gecikme sayısı on iki (12) olmak üzere elde edilmiş ve t testi sonuçları da sunulmuştur. Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri sonuçlarına göre, boş hipotez hiçbir zaman serisi için reddedilememiştir. Boş hipotezin reddedilememesi serilerin zaman içerisinde durağan olmadığını göstermektedir. Bu bağlamda, ZA ve LP test sonuçları yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel birim kök test sonuçlarıyla tutarlıdır. IMKB endeksleri için tahminlenen yapısal kırılma tarihleri 2000-2001 Türkiye Bankacılık krizi ve 2008 Küresel krizi sebebiyle olduğunu söylemek kuvvetle muhtemeldir. Genel anlamda, söz konusu tarih aralıklarında zaman serilerinin ortalamasında ve/veya eğiminde yapısal kırılmalar kaynaklı değişimler görülebilmektedir. Bunun yanında, enerji fiyatlarındaki anlamlı ilk yapısal kırılma, fiyatların çok hızlı bir biçimde arttığı 2001 yılının ortasına denk gelmektedir. Doğalgaz futures fiyatlarının incelediğimiz dönem içerisinde ulaştığı zirve noktası olan 2005 yılının Mayıs ayı, doğalgaz futures fiyat serisi için tahminlenen ikinci yapısal kırılma tarihiyle örtüşmektedir. Genel anlamda bulunan kırılma tarihlerini söz konusu dönem içerisinde ve/veya öncesinde yaşanan herhangi bir ekonomik gelişmeye bağlamak yanlış olmaz.

**Tablo 2: Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri**

	Zivot-Andrews (ZA)			Lumsdaine-Pappell (LP)		
	ZA <sub>α</sub>	TB	k	LP <sub>α</sub>	TB	k
Pet	-0,039 (-4,115)	<b>10 Eylül 2008</b>	8	-0,057 (-5,032)	<b>13 Eylül 2001</b> <b>10 Eylül 2008</b>	8
Gaz	-0,045 (-3,661)	<b>8 Eylül 2004</b>	11	-0,057 (-4,243)	<b>25 Nisan 2001</b> <b>25 Mayıs 2005</b>	11
İMKB-SIN	-0,027 (-3,598)	<b>1 Kasım 2000</b>	11	-0,055 (-5,475)	<b>10 Ocak 2001</b> <b>3 Eylül 2008</b>	11
İMKB-KIM	-0,034 (-3,667)	<b>10 Ocak 2001</b>	7	-0,064 (-5,688)	<b>10 Ocak 2001</b> <b>3 Eylül 2008</b>	7

Not: \*,\*\*,\*\*\* sırasıyla % 1, %5, %10 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. level, respectively. ZA<sub>α</sub> testi için % 1, %5, %10 seviyesinde kritik değerler sırasıyla -5,57,-5,08, ve -4,82'dir (Zivot ve Andrews, 1992). LP<sub>α</sub> testi için % 1, %5, %10 seviyesinde kritik değerler sırasıyla -7,34, -6,82, and -6,49'dur (Lumsdaine ve Papell, 1997). k Akaike Bilgi Kriterine göre tespit edilen optimum gecikmeleri göstermektedir.

Analizde, birinci dereceden bütünleşik bulunan zaman serileri eşbütünleşme testlerine tabi tutulmuştur. Bu bağlamda, ilk olarak eşbütünleşme ilişkisinde yapısal kırılmaları dikkate almayan EG eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Ardından eşbütünleşme ilişkisinde yapısal kırılmalara bağlı parametre değişimlerini dikkate alan GH testi yürütülmüştür.

Tablo 3'te raporlanan EG eşbütünleşme test sonuçlarına göre zaman serileri arasında bir eşbütünleşme bulunamamıştır. Başka bir ifadeyle, EG testi eşbütünleşmenin var olmadığını savunan boş hipotezin reddedilmemesini önermektedir.

**Tablo 3: Engle-Granger (1987) Eşbütünleşme Test Sonuçları**

Endeks	ADF İstatistiği
İMKB-SIN - Pet	-2,581(7)
İMKB-KIM - Pet	-2,144(7)
İMKB-SIN - Gaz	-2,258(7)
İMKB-KIM - Gaz	-1,967(7)

Not: \* %5 seviyesinde eşbütünleşme olduğunu göstermektedir; kritik değerler MacKinnon (1991)'dan alınmıştır; Modelersabit terim içermekte ancak trend içermemektedir;parantez içerisindeki rakamlar Akaike Bilgi Kriterine göre tespit edilen optimum gecikmeleri göstermektedir.

Zaman içerisinde olası yapısal kırılmaları dikkate alan GH test sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur. C/S modellerinden elde edilen ADF,  $Z_{\alpha}^*$  and  $Z_t^*$  test sonuçları, incelenen İMKB endeksleriyle petrol fiyatları arasında ilişki bulunduğunu göstermektedir. Buna göre İMKB imalat ve kimya, petrol ve plastik sektörü endekslerinde yer alan şirketlerin piyasa değerlerinin önemli bir dolaylı üretim girdisi olan petrolün aşağı ve yukarı yönlü fiyat hareketlerinden etkilendiği sonucuna ulaşılabilir. Bu seriler arasında yapısal kırılmalar dikkate alındıktan sonra,



geleneksel testlerin aksine, eşbütünleşmeye dair kanıtlar elde edilmesi, zaman içerisinde yaşanan yapısal değişikliklerin büyük önem taşıdığını ortaya koymaktadır.

**Tablo 4: Gregory-Hansen (1996) Eşbütünleşme Test Sonuçları**

	ADF	TB	$Z_t^*$	TB	$Z_\alpha^*$	TB
IMKB-SIN – Pet						
C/S	-5,16(5)**	08.11.2000	-4,77***	20.09.2000	-43,27***	3.01.2001
IMKB-SIN – Gaz						
C/S	-3,42(3)	05.07.2000	-3,30	28.06.2000	-22,05	28.06.2000
IMKB-KIM – Pet						
C/S	-5,53(3)*	13.12.2000	-5,15**	03.01.2001	-49,97**	03.01.2001
IMKB-KIM – Gaz						
C/S	-3,61(3)	19.07.2000	-3,54	05.07.2000	-24,98	05.07.2000

Not: \*, \*\*, ve \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesi için eşbütünleşme olduğunu göstermektedir. Parantez içerisindeki rakamlar Akaike Bilgi Kriterine göre tespit edilen optimum gecikmeleri göstermektedir. Kritik değerler Gregory ve Hansen (1996)'den alınmıştır.

Tablo 5'de gösterilen uzun dönem elastikite katsayısı sonuçlarına göre, İMKB endekslerinin petrol fiyat değişkenine karşı uzun dönem esnekliğini temsil eden  $\beta$  katsayıları anlamlıdır ve aralarında uzun dönemde pozitif bir ilişki söz konusudur. Uzun dönem katsayıların istatistiki anlamlılığı eşbütünleşme testlerini tamamlar niteliktedir. Çünkü elde edilen elastikite katsayılarının istatistiki anlamlılığı, zaman serileri arasındaki eşbütünleşmenin derecesinin güçlü veya zayıf olması yönünde kanıtlar sunmaktadır.

**Tablo 5: Uzun Dönemli Katsayılar**

Model	OLS		DOLS	
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$
IMKB-SIN – Pet	4.247*	0.665*	4.236*	0.668*
	(0.081)	(0.022)	(0.700)	(0.192)
IMKB-KIM – Pet	5.166*	0.373*	5.166*	0.372
	(0.094)	(0.026)	(0.906)	(0.248)

Not: \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 1, %5, %10 seviyesinde istatistiki anlamlılığı göstermektedir. Parantez içerisindeki rakamlar asimtotik standart hataları göstermektedir. İMKB endeksleriyle doğal gaz vadeli işlem fiyat serisi arasında kurulan fakat raporlanmayan modellere ilişkin sonuçlarda ise  $\beta$  katsayıları istatistiki olarak anlamsız bulunmuştur. Elde edilen bulgular, eşbütünleşme analizinin sonuçlarını doğrulamaktadır.

## SONUÇ

Bu çalışmanın amacı, petrol ve doğal gaz fiyatları ile firmaların hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırmaktır. Bu amaçla, petrol ve doğal gaz fiyatlarının İMKB imalat sektörü ve kimya, petrol ve plastik sektörü endeksleri üzerindeki etkisi eşbütünleşme analizi ile incelenmiştir.

Kırılmaları dikkate alan ve almayan eşbütünleşme testlerinin kullanıldığı çalışmanın sonuçlarına göre; ilk grup testler petrol fiyatları ile incelenen endeksler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi tespit etmiştir. Buna göre İMKB imalat ve kimya, petrol ve plastik sektörü endekslerinde yer alan şirketlerin piyasa değerlerinin önemli bir dolaylı üretim girdisi olan petrolün aşağı ve yukarı yönlü fiyat hareketlerinden etkilendiği sonucuna ulaşılabilir. İkinci grup testler ise petrol ve doğal gaz fiyatlarıyla endeksler arasında bir ilişki olmadığı sonucunu ortaya koymuştur.

Kırılmalı eşbütünleşme testine ait bulgular Jones ve Kaul (1996), Huang vd. (1996), Sadorsky (1999) ve Papapetrou (2001)'nin bulgularını desteklemektedir. Buna göre petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında bir ilişki bulunmaktadır ve yatırımcılar yatırım kararı verirken petrol fiyatlarını da dikkate almalıdırlar.

#### KAYNAKÇA

- DEJONG, D., NANKERVIS, J., SAVIN, N. & WHITEMAN, C. (1992). "Integration versus Trend Stationarity in Macroeconomic Time Series", *Econometrica*, 60, 423-434.
- DICKEY, D. A. & FULLER, W. (1979). "Distribution of the estimators for auto-regressive time series with a unit root", *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DIEBOLD, F. & RUDEBUSCH, G. (1991). "On the power of Dickey-Fuller tests against fractional alternatives", *Economics Letters*, 35, 155-160.
- ENGLE, R.F. & GRANGER C.W.J. (1987). "Co-Integration and error correction: Representation, estimation, and testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- FAMA, E.F. (1970). "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, 25, 383-417.
- GHOURI, S. S. (2006). "Assessment of the relationship between oil prices and US oil stocks", *Energy Policy*, 34, 3327-3333.
- GRANGER, C. W. J. & NEWBOLD, P. (1974). "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- GREGORY, A.W. & HANSEN, B.E. (1996). "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- GREENWOOD, J. & SMITH, B. (1997). "Financial markets in development and the development of financial markets", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(1), 145-181.
- JONES, C. M. & KAUL, G. (1996) "Oil and the Stock Markets", *The Journal of Finance*, 51(2) , 463-491.
- HAMMOUDEH, S. and ALESIA, E. (2004). "Links and volatility transmission between NYMEX oil futures and the GCC stock market indices", *Contemp. Econ. Policy*, 22, 250-269.

- HUANG, R. D. MASULIS, R. W. & STOLL, H. R. (1996). "Energy shocks and financial markets", *Journal of Futures Markets*, 16(1), 1-27.
- JONES, C. M. & KAUL, G. (1996). "Oil and the stock markets", *Journal of Finance*, 51(2), 463-491.
- KAPLAN, M. (2008). "The Impact of Stock Market on Real Economic Activity: Evidence from Turkey", *Journal of Applied Sciences*, 8(22), 374-378.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P. & SHIN, Y. (1992). "Testing for the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- LEVINE, R. (1991). "Stock markets, growth and tax policy", *Journal of Finance*, 46(4), 1445-1465.
- LUMSDAINE R.L. & PAPELL, D.H. (1997). "Multiple trend breaks and the unit root hypothesis", *The Review of Economics and Statistic*, 79, 212-218.
- MACKINNON, J. G. (1991). "Critical values for cointegration tests". R. F. Engle & C. W. J. Granger (editor). *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford: Oxford University Press, 267-276.
- MAURO, P. (2003). "Stock returns and output growth in emerging and advanced economies", *Journal of Development Economics*, 71(1), 129-153.
- PAPAPETROU, E.. (2001). "Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece", *Energy Economics*, 23, 511-532.
- Phillips, P.C.B. (1987). "Time series regression with a unit root", *Econometrica*, 55, 277-301.
- PHILLIPS, P.C.B. & HANSEN B.E. (1990). "Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) Processes", *The Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- SADORSKY, P. (1999). "Oil Price Shocks and Stock Market Activity", *Energy Economics*, 21, 5, 449-469.
- STOCK J.H. & WATSON M.W. (1993). "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica*, 61, 783-820.
- ZIVOT, E. & ANDREWS D.W.K. (1992). "Further Evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.