


BANKACILIK ve SERMAYE
Piyasası Araştırmaları Dergisi

Bankacılık ve Sermaye Piyasası Araştırmaları Dergisi

BSPAD, Cilt 1, Sayı 3

www.bankasermaye.com

Çoklu Yapısal Kırılmalar Altında Petrol Fiyatlarının Türk Hisse Senedi Piyasaları Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi¹

Examining the Impact of Oil Prices on the Turkish Stock Market under Multiple Structural Breaks

Yrd. Doç. Dr. Önder BÜBERKÖKÜ

Yüzüncü Yıl Üniversitesi

Erciş İşletme Fakültesi - Finans Bölümü

onderbuber@gmail.com

Özet

Bu çalışmada yapısal kırılmalar altında petrol fiyatlarının Türk hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisi incelenmiştir. Hisse senedi endeksleri olarak BIST100, BIST Mali, BIST Sınai ve BIST Hizmet endeksleri, petrol fiyatlarını temsilen ise Brent petrol fiyatları kullanılmıştır. Modellerde bir rejim değişimi olup olmadığı Bai ve Perron (1998,2003) testi ile incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkisinin tespitinde Gregory ve Hansen (1996) ile Hatemi-J (2008) koentegrasyon testlerinden yararlanılmıştır. Nedensellik analizinde ise Toda-Yamamoto (1995) testi kullanılmıştır. Çalışma bulguları rejim değişimleri dikkate alınmadığında petrol fiyatları ile Türk hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemli ve pozitif bir ilişki olduğunu göstermektedir. Rejim değişimleri dikkate alındığında ise bulgular petrol fiyatlarında sert fiyat hareketlerinin yaşandığı dönemlerde petrol fiyatlarının Türk hisse senedi piyasalarını negatif yönde etkilediğine işaret etmektedir. Nedensellik testi sonuçları ise petrol fiyatlarıyla hisse senedi piyasaları arasında tek tip bir nedensellik ilişkisinin olmadığını göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Petrol, Hisse Senedi Piyasası, Yapısal Kırılmalar

JEL Sınıflandırması: C22, E44, Q43

Abstract

This study examines the impact of oil prices on Turkish stock market indices, including the BIST National 100, BIST Industrials, BIST Financials, and BIST Services under structural breaks. The price of Brent crude is considered to be a benchmark for oil prices. The Bai and Perron (1998; 2003) structural break test is applied to determine whether the models have regime shifts. The long-run relationship between the variables is examined by using Gregory and Hansen (1996) and Hatemi-J (2012) cointegration tests. The Toda and Yamamoto (1995) causality test is applied in order to investigate the causality relationship between the two variables. Results show that when the regime shifts are not taken into account, oil prices and Turkish stock indices have a statistically significant and positive long-run relationship. However, when regime shifts are considered, findings indicate

¹ Makale Gönderim Tarihi: 15.07.2017 – Makale Kabul Tarihi: 20.08.2017

that sharp increases in oil prices have depressed stock indices. Additionally, the causality test results show that there is not a uniform causality relationship between oil prices and the stock indices.

Keywords: Oil prices, Stock Markets, Structural Breaks

JEL Classification: C22, E44, Q43

1.Giriş

Petrol, bir enerji kaynağı olarak üretim süreçlerinde kullanılan en önemli girdilerden birini temsil etmektedir. Bu nedenle de petrol fiyatlarındaki değişimler küresel ekonomi üzerinde önemli etkilere yol açabilmektedir (Sadorsky, 2006: 468; Hamilton,1983: 229; Hamilton, 2003: 363). Enerji piyasalarında son dönemlerde yaşanan gelişmeler başta petrol fiyatları olmak üzere çeşitli enerji emtialarının fiyatlarında oldukça belirgin değişim trendlerinin yaşanmasına yol açmıştır (Fan ve Xu, 2011: 1082). Çin ve Brezilya gibi yükselen piyasa ekonomilerinin enerji talebindeki artış, artan spekülasyon, enerji piyasalarının giderek daha liberal hale gelmesi, ABD dolarının küresel bazdaki değeri gibi gelişmeler bu değişimlere yol açan faktörler arasında gösterilebilir (Fan ve Xu, 2011: 1084). Literatürde, petrol fiyatlarındaki bu değişimlerin büyüme ve enflasyon gibi iktisadi değişkenler üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalar olduğu gibi hisse senedi endeksleri ve döviz kurları gibi finansal değişkenler üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalar da bulunmaktadır (Cunado ve Perez de Gracia, 2003; Park ve Ratti, 2008; Hammoudeh vd., 2010; Beckmann ve Czudaj, 2013; Reboredo vd., 2014).

Çalışmada petrol fiyatları ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişki üzerinde durulmuştur. Literatürde, petrol fiyatlarındaki değişimlerin çeşitli kanallar üzerinden hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olabileceği ifade edilmektedir. Örneğin, petrol fiyatlarındaki risk ve belirsizliğin artması küresel ekonomik büyüme oranları üzerinde negatif etkiler doğurabilmekte bu da hisse senedi endekslerinde düşümlere yol açabilmektedir (Basher ve Sadorsky, 2006: 225; Dagher ve El Hariri, 2013: 366). Petrol fiyatlarındaki artışlar enflasyon oranlarında da artışlara yol açabilmektedir. Enflasyon oranlarındaki artışlar ise merkez bankalarını faiz oranlarını artırmaya itebilmek de, bu da hisse senetlerinin değerlendirilmesinde kullanılan iskonto faktörlerinin artmasına yol açarak nakit akışlarının bugünkü değerlerinin azalmasına sebep olabilmektedir (Basher vd. 2012: 229; Narayan ve Narayan, 2010:357). Ayrıca, petrol fiyatlarındaki artışlar şirketlerin üretim maliyetlerinde artışlara yol açabilmekte bunun sonucunda azalan şirket karları ise hisse senedi piyasalarında düşümlere yol açabilmektedir (Narayan ve Narayan, 2010: 357).

Literatürde, petrol fiyatları ile hisse senedi endeksleri arasındaki ilişkiyi inceleyen çeşitli çalışmalar bulunmaktadır. Örneğin, Sadorsky (1999) ABD ekonomisini incelediği çalışmada hisse senedi getirilerindeki hareketlerin açıklanmasında petrol fiyatlarındaki hareketlerin önemli bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Basher ve Sadorsky (2006) yükselen piyasa ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında petrol piyasalarındaki risklerin hisse senedi getirileri üzerinde önemli derecede etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Narayan ve Narayan (2010) Vietnam ekonomisini inceledikleri çalışmalarında petrol fiyatları ile hisse senedi endeksi arasında uzun dönemli ve pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ghosh ve Kanjilal (2014) Hindistan ekonomisini inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığını kısa dönemde ise petrol fiyatlarından hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu belirtmişlerdir. Basher vd. (2012) yükselen piyasa ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında petrol fiyatlarındaki bir artışın hisse senedi endeksleri üzerinde negatif bir etki yarattığını, hisse senedi endekslerindeki bir artışın ise petrol fiyatları üzerinde pozitif bir etkisi olduğunu belirtmişlerdir. Pan (2014) petrol fiyatları ile Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin'in hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada değişkenler arasındaki en güçlü etkileşimin Rusya'da, en zayıf etkileşimin ise Çin'de görüldüğünü ifade etmiştir. Li vd. (2012) petrol fiyatları ile sektörel hisse senedi endeksleri arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki olduğunu, kısa dönemde ise farklı nedensellik ilişkilerinin ortaya çıktığını ifade etmişlerdir. Dagher ve El Hariri (2013) Lübnan ekonomisini inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı, kısa dönemde ise petrol fiyatlarından hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Aloui vd. (2012)

petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların yükselen piyasa ekonomilerinin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmalarında petrol piyasalarındaki riskin yükselen piyasa ekonomilerinin hisse senedi endekslerince önemli derecede fiyatlandığı ve petrol fiyatlarının hisse senedi endeksleri üzerinde asimetric bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Fang ve You (2014) Çin, Rusya ve Hindistan ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında bu ülkelerde petrol fiyatlarındaki bir şokun hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisi konusunda net bir sonucun ortaya çıkmadığını ifade etmişlerdir. Cunado ve Gracia (2013) petrol ithalatçısı konumundaki 12 Avrupa ekonomisini inceledikleri çalışmalarında ülkelerin çoğunda petrol fiyatlarındaki bir değişimin hisse senedi getirilerini negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Zu vd. (2014) 10 Asya-Pasifik ülkesi için petrol fiyatları ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, 2007-2008 küresel finans krizi öncesinde genel olarak değişkenler arasında zayıf bir ilişkinin bulunduğu, kriz sonrası dönemde ise değişkenler arasındaki ilişkinin önemli oranda güçlendiği sonucuna ulaşmışlardır. Cong vd. (2008) Çin ekonomisini sektörel bazda inceledikleri çalışmalarında petrol fiyatlarında yaşanan bir şokun inceleme kapsamındaki bir çok sektör endeksi üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Sukcharoen vd. (2014) önde gelen 18 ülke ekonomisini inceledikleri çalışmalarında petrol fiyatları ile hisse senedi endeksleri arasında ABD ve Kanada dışındaki ülkeler için zayıf bir ilişkinin söz konusu olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Masih vd. (2011) G.Kore ekonomisini inceledikleri çalışmalarında petrol fiyatlarındaki hareketlerin hisse senedi endeksleri üzerinde oldukça etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Türkiye ekonomisi üzerine yapılan çalışmalara bakıldığında ise Kapusuzoğlu (2011) BIST100, BIST50 ve BIST30 endeksleri ile petrol fiyatları arasında ilişkiyi incelediği çalışmasında her üç hisse senedi endeksinden petrol fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu belirtmiştir. Ünlü ve Topçu (2012) ise 2001 krizini dikkate alarak petrol fiyatları ile BIST100 endeksi arasındaki ilişkiyi hem kriz öncesi hem de kriz sonrası dönem için inceledikleri çalışmalarında kriz öncesi dönemde değişkenler arasında ne uzun ne de kısa dönemli bir ilişkinin söz konusu olduğunu, kriz sonrası dönemde ise değişkenler arasında hem uzun dönemli bir ilişkinin ortaya çıktığını hem de petrol fiyatlarından BIST100 endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunu ifade etmişlerdir.

Çalışmanın amacı petrol fiyatları ile Türk hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin yapısal kırılmalar dikkate alınarak incelenmesidir. Çalışmanın literatüre katkısı ise şu şekilde ifade edilebilir: Öncelikle, petrol fiyatlarının gerek makroekonomik gerekse finansal değişkenler üzerindeki etkisinin uluslararası yazında yoğun bir şekilde tartışılmasına rağmen Türkiye ekonomisi için bu konularda henüz yeterince çalışma yapıldığını söylemek güçtür. İkincisi, bu alanda yapılan çalışmalarda petrol piyasalarında önemli fiyat değişimlerinin yaşandığının ifade edilmesine rağmen bu değişimleri dikkate alan yapısal kırılmalı model spesifikasyonlarının pek kullanılmadığı görülmektedir. Romero-Avila'nın (2008) ifade ettiği gibi serilerin bu tip karakteristik özelliklerinin dikkate alınmaması elde edilen sonuçların kırılabilirliğini arttırabilmektedir. Üçüncüsü, literatürdeki çalışmaların çoğunun petrol fiyatları ile gösterge hisse senedi endeksleri arasındaki ilişkiye odaklanması nedeniyle sektörel endeksleri dikkate alan çalışma sayısının oldukça az olduğu görülmektedir (Li vd. 2012: 1951). Bu nedenlerle bu çalışmada petrol fiyatlarının sadece BIST100 endeksi üzerindeki etkisi değil aynı zamanda BIST Mali, BIST Sınai ve BIST Hizmet endeksi gibi sektörel endeksler üzerindeki etkisi de incelenmiştir. Bu yapılırken de değişkenler arasındaki hem kısa hem de uzun dönemli analizlerinde yapısal değişimler dikkate alınmıştır. Böylece finansal piyasaların dinamik yapısı dikkate alınarak farklı dönemlerde farklı ilişki yapılarının ortaya çıkıp çıkmadığı da incelenebilmiştir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde veri ve metodoloji açıklanmakta üçüncü bölümde bulgular sunulmakta dördüncü ve son bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

2. Veri ve Metodoloji

2.1. Veri

Çalışma; Ocak 1999 ile Eylül 2014 dönemini kapsamakta ve haftalık verilerden oluşmaktadır. Çalışmada gösterge hisse senedi endeksi olarak BIST100, sektörel endeksler olarak ise BIST Mali, BIST Sınai ve BIST Hizmet endeksleri kullanılmıştır. Petrol fiyatlarını temsilen ise Brent petrol

fiyatlarından yararlanılmıştır. Hisse senedi endekslerine ilişkin veriler TCMB'den (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, TCMB), Brent petrol fiyatına ilişkin veriler ise EIA'dan (Energy Information Administration of US, EIA) temin edilmiştir². Seriler logaritmaları alınarak analizlere tabi tutulmuştur. Ayrıca, çalışma boyunca BIST100, BIST Mali, BIST Sınai ve BIST Hizmet endekslerini ile Brent petrol için sırasıyla LS, LM, LSN, LH ve LBRN ifadeleri kullanılmıştır.

2.2. Metodoloji

Hisse senedi endeksleri ve petrol fiyatlarında yapısal kırılmalar olup olmadığı Perron ve Yabu (2009) testi ile incelenmiştir. Bai ve Perron (1998, 2003) testi ile de çalışma kapsamında kullanılan modelin bir rejim değişimi içerip içermediği araştırılmıştır³. Serilerin entegre derecelerinin belirlenmesinde Carrion-i Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testinden yararlanılmıştır. Modeldeki yapısal değişimleri dikkate alarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemek amacıyla da Gregory ve Hansen (1996) (GH) ile Hatemi-J (2008) (HJ) koentegrasyon testleri kullanılmıştır. Nedensellik analizinde ise hem tüm dönem için hem de GH ile HJ testlerinin sunduğu kırılma tarihleri dikkate alınarak Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi kullanılmıştır.

Perron ve Yabu (2009) testi yapısal kırılmaları içsel olarak belirlenmekte ve Model I, Model II ve Model III olmak üzere üç farklı model spesifikasyonunu dikkate almaktadır. Model I serilerin sabit teriminde, Model II serilerin trendinde, Model III ise serilerin hem sabit teriminde hem de trendinde yapısal bir değişim olup olmadığını incelemektedir. Testin Ho hipotezi "seride yapısal kırılma yoktur" şeklindedir. Ho hipotezinin sınanmasında ise FGLSE (quasi-Feasible Generalized Least Squares, FGLS) yöntemine dayalı olarak hesaplanan $Exp - W_{ROF}$ test istatistiği kullanılmaktadır. Perron ve Yabu (2009) testinin model spesifikasyonları sırasıyla Denklem (1), (2) ve (3)'teki gibi ifade edilebilir:

$$\text{Model I: } y(t) = \alpha_0 + \alpha_1 * DU + b_0 * t + \varepsilon_t, \quad DU = 1, t > TB \quad \text{iken} \quad (1)$$

$$\text{Model II: } y(t) = \alpha_0 + b_0 * t + b_1 * DT + \varepsilon_t, \quad DT = 1, (t > TB) * (t - TB) \quad \text{iken} \quad (2)$$

$$\text{Model III: } y(t) = \alpha_0 + \alpha_1 * DU + b_0 * t + b_1 * DT + \varepsilon_t, \quad DU = 1, (t > TB), DT = 1, (t > TB) * (t - TB) \quad \text{iken} \quad (3)$$

Burada, $y(t)$ yapısal kırılma testinin uygulanacağı seriyi, α_0 serinin sabit terimini, t serinin trendini, TB yapısal kırılmanın gerçekleştiği noktayı, DU sabit terimdeki yapısal değişimi yakalayan kukla değişkeni, DT trend değişkenindeki yapısal değişimi yakalayan kukla değişkeni göstermektedir. α_1 , b_0 , b_1 ve ε_t ise sırasıyla ilgili katsayıları ve hata terimini ifade etmektedir.

Yapısal kırılmalar altında serilerin durağanlık özelliklerinin incelenmesi amacıyla kullanılan Carrion-i Silvestre vd. (2009) yapısal kırılmalı birim kök testi serilerin sabit terim ve trendinde beş yapısal kırılmaya izin verebilen bir testtir⁴. Bu test genelleştirilmiş en küçük kareler (generalized

² Ayrıntılar için bakınız: <http://www.eia.gov/>

³ Bai ve Perron (1998, 2003) testi de serilerde yapısal değişimler olup olmadığının sınanmasında kullanılmaktadır. Fakat, Carrion-i Silvestre vd. (2009) orijinal makalelerinde kendi birim kök testleri kullanılmadan önce serilerde bir yapısal değişim olup olmadığının tespitinde Perron ve Yabu (2009) testinin kullanılmasını tavsiye etmiştir. Bu nedenle, literatürde Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testini kullanan çalışmalarda genel yaklaşımın da bu olduğu görülmektedir. Fakat, yine de çalışmada serilere Bai ve Perron (1998, 2003) testi de uygulanmış ve benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Bu sonuçlara yazardan talep edilmesi halinde ulaşılabilir.

⁴ Serilere ait grafikler incelendiğinde (EK I) serilerin hem sabit terim hem de trend bileşenlerinde yapısal kırılmalar olabileceği görülmektedir. Bu durum da birim kök analizinde bu tip bir model spesifikasyonunun kullanılmasını desteklemektedir. Benzer gerekçeyle Perron ve Yabu (2009) testi de Model III dikkate alınarak uygulanmıştır.

least squares) yöntemine dayanmakta ve $P_T^{GLS}, MP_T^{GLS}, MZ_\alpha^{GLS}, MSB^{GLS}, MZ_T^{GLS}$ olmak üzere beş adet test istatistiğinden oluşmaktadır. Bu test istatistiklerinin tamamının H_0 hipotezi “birim kök vardır” şeklindedir. Hesaplanan test istatistikleri kritik tablo değerinden küçük çıktığında H_0 hipotezi reddedilmektedir. Aksi takdirde, serilerde birim kök olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Modelde bir rejim değişimi olup olmadığının belirlenmesi amacıyla kullanılan Bai ve Perron (1998, 2003) testi Denklem (4)’te gösterilen m adet yapısal kırılmalı (dolayısıyla $m + 1$ adet rejime sahip) çoklu regresyon modeline dayanmaktadır:

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + \mu_t \quad (4)$$

Burada, T yapısal kırılma noktalarını, m ise yapısal kırılma sayılarını göstermek üzere $t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j$ ve $j = 1, \dots, m + 1$ olmaktadır. Ayrıca, y_t bağımlı değişkeni, x_t etkisi zamanla değişmeyen açıklayıcı değişkenler vektörünü, z_t etkisi zamanla değişen değişkenlerin vektörünü, β ve δ_j ilgili değişkenlere ait katsayıları, μ_t ise hata terimini ifade etmektedir.

Genel yapısı bu şekilde ifade edilen Bai ve Perron (1998, 2003) testi hisse senedi endekslerini ve petrol fiyatlarını içeren ve Denklem (5)’te gösterilen modele uygulanmıştır:

$$ly_{it} = \alpha + \beta lbrn_t + \vartheta_t \quad (5)$$

Burada ly_{it} , sırasıyla $i = \text{BIST100, BIST Mali, BIST Hizmet ve BIST Sınai}$ endeksleri olacak şekilde t zamanındaki logaritmik endeks kapanış değerlerini, $lbrn_t$ t zamanındaki petrol fiyatının kapanış değerini, α sabit terimi, β eğim parametresini, ϑ ise hata terimini göstermektedir. Modelde rejim değişimi olup olmadığı bir diğer ifade ile sabit terim α ve eğim parametresinin β birlikte değişip değişmediği Bai ve Perron (1998, 2003) testinin sunduğu $UDmax$ ve $WDmax$ test istatistikleri ile sınanmıştır. $UDmax$ ve $WDmax$ test istatistiklerinin H_0 hipotezi “rejim değişimi yoktur” şeklindedir. Alternatif hipotez ise en az bir tane rejim değişimi vardır” şeklindedir.

Modelde yapısal değişimler olduğu belirlendikten sonra çalışmada öncelikle tek rejim değişimine izin veren GH ardından da iki rejim değişimine izin veren HJ koentegrasyon testleri kullanılmıştır⁵. GH ve HJ testleri için Denklem (5)’te gösterilen model sırasıyla tek ve iki rejim değişimini içerecek şekilde Denklem (6) ve (7)’deki gibi genişletilmiştir:

$$ly_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \beta_0 lbrn_t + \beta_1 D_{1t} lbrn_t + \vartheta_t \quad (6)$$

$$ly_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0 lbrn_t + \beta_1 D_{1t} lbrn_t + \beta_2 D_{2t} lbrn_t + \vartheta_t \quad (7)$$

Burada, α_0 ve β_0 yapısal kırılmadan önceki sabit terim ve eğim parametresini, α_1 ve α_2 birinci ve ikinci yapısal kırılmaların sabit terimde yol açtığı değişimi, β_1 ve β_2 birinci ve ikinci yapısal kırılmaların eğim parametresinde yol açtığı değişimi, D_{1t} ve D_{2t} ise kukla değişkenleri ifade etmektedir.

Denklem (6) ve (7)’deki modeller tahmin edildikten sonra model kalıntılarına ADF^* , Z_α^* ve Z_t^* test istatistikleri uygulanarak “koentegre ilişki yoktur” H_0 hipotezi test edilmektedir. Bu test istatistikleri GH ve HJ koentegrasyon testleri için sırasıyla Denklem (8) ve (9)’da gösterildiği gibi tanımlanmaktadır:

$$ADF^* = inf_{\tau \in T} ADF(\tau)$$

$$Z_\alpha^* = inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau)$$

⁵ GH ve HJ testleri modelin sabit terim ve trendindeki olası yapısal değişimleri de dikkate alabilmektedir. Fakat, bu çalışmada önemli olan petrol fiyatları ile hisse senedi endeksleri arasındaki ilişkiyi gösteren eğim parametresindeki değişimdir. Ayrıca, HJ testinin henüz (C) ve (C/T) model spesifikasyonları için kritik tablo değerleri bulunmamaktadır. Bu nedenlerle çalışmada rejim değişimine izin veren model yapısı üzerinde durulmuştur.

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau)$$

(8)

$$ADF^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} ADF(\tau_1, \tau_2)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_\alpha(\tau_1, \tau_2)$$

$$Z_t^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_\alpha(\tau_1, \tau_2)$$

(9)

Petrol fiyatları ile hisse senedi endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisinin tespitinde ise Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bu testin iki önemli avantajı bulunmaktadır. Bunlardan birincisi Granger nedensellik testinin (1969) aksine bu test hem $I(1)$ hem de $I(0)$ olan serileri birlikte modelleyebilmektedir. İkincisi ise bu test değişkenler arasında hem koentegre ilişkinin bulunduğu hem de bulunmadığı durumlarda kullanılabilir. Böylece, bu test yanlış model spesifikasyonuna dayalı yanlış sonuçlar elde edilmesine en azından asimptotik olarak engel olabilmektedir (Toda ve Yamamoto, 1995: 226). Bu testin uygulanabilmesi için gerekli olan tek önsel bilgi ise serilerin maksimum entegrasyon derecesidir ($dmax$). Bu nedenle öncesinde çeşitli birim kök testleri uygulanarak serilerin en fazla kaç defa farkı alındığında durağan hale geldiklerinin belirlenmesi gerekmektedir. Ardından, AIC ve SIC gibi bilgi kriterleri dikkate alınarak nedensellik analizinde kullanılacak gecikme uzunluğu belirlenmekte ve bu gecikme uzunluğu $dmax$ kadar artırılmaktadır. Bu test uygulanırken dikkat edilmesi gereken nokta ise Granger nedensellik testinin (1969) aksine bu testte, serilerin düzey değerleri ile modele dahil edilmesi ve nedensellik olmadığını ifade eden Ho hipotezine $dmax$ uzunluğunun dahil edilmemesidir. Bu kapsamda Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi Denklem (10) ve (11)'deki gibi ifade edilebilir:

$$ly_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{1i} lbrn_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{2i} ly_{t-i} + \vartheta_t$$

(10)

$$lbrn_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{3i} lbrn_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{4i} ly_{t-i} + \varphi_t$$

(11)

Burada k , AIC / SIC gibi kriterlere bağlı olarak elde edilen optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. Bu analizde petrol fiyatlarından hisse senedi endekslerine doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunun ifade edilebilmesi için $H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} = 0$ hipotezinin, hisse senedi endekslerinden petrol fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunun ifade edilebilmesi içinse $H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{4i} = 0$ hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir.

3. Bulgular

Perron ve Yabu (2009) testi ile Bai ve Perron (1998, 2003) testi sonuçları Tablo 1'de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde Perron ve Yabu (2009) testinin çalışmada kullanılan serilerde yapısal bir değişim olduğuna, Bai ve Perron (1998, 2003) testinin de çalışmada kullanılan modelde bir rejim değişimi olduğuna işaret ettiği anlaşılmaktadır.

Tablo 1: Bai ve Perron (1998, 2003) ile Perron ve Yabu (2009) Test Sonuçları

	UDmax	WDmax
<i>Bai ve Perron (1998,2003) testi sonuçları</i>		
LS-LBRN	16.211*	25.291*
LH-LBRN	39.072*	76.607*
LM- LBRN	18.662*	28.258*
LSN-LBRN	25.904*	37.502*
<i>Perron ve Yabu (2009) testi sonuçları</i>		
	$Exp - W_{RQF}$	Kırılma tarihleri
LBRN	8.0600*	2w.10. 2008
LS	3.1545*	1w.03. 2008
LM	3.7549*	3w.12.2004
LH	3.8758*	1w.10.2004
LSN	2.9202**	1w.06.2008

*,** sırasıyla % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15 alınmıştır. Maksimum yapısal kırılma sayısı 5 olarak belirlenmiştir. Perron ve Yabu (2009) testi için gecikme uzunluğu AIC ile belirlenmiştir. Perron ve Yabu (2009) testi için %5 ve %10 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri sırasıyla 3.12 ve 4.47'dir. UDmax ve WDmax test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerleri ise sırasıyla 11.70 ve 12.81'dir. 1w, 2w gibi değerler kırılmanın hangi haftada gerçekleştiğini göstermektedir.

GH testi ile uyumlu olması amacıyla tek yapısal kırılmaya izin verilerek uygulanan Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testi sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur. Düzey değerlerine ait sonuçlar incelendiğinde test istatistiklerinin tamamının "birim kök vardır" Ho hipotezini %5 anlamlılık düzeyinde reddedemediği görülmektedir. Serilerin birinci farkı alınarak birim kök testi tekrar uygulandığında ise P_T^{GLS} , MP_T^{GLS} , MZ_α^{GLS} , MSB^{GLS} ve MZ_T^{GLS} test istatistiklerinin tamamının Ho hipotezini reddettiği anlaşılmaktadır. Bu nedenle, Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testi tüm serilerin birinci dereceden bütünleşik olduklarını göstermektedir.

Tablo 2 : Carrion-i Silvestre vd. (2009) Birim Kök Testi Sonuçları

	P_T^{GLS}	MP_T^{GLS}	MZ_α^{GLS}	MSB^{GLS}	MZ_T^{GLS}	Kırılma Tarihleri
Düzey-Tek yapısal kırılma						
LBRN	14.207 [6.978]	13.891 [6.978]	-10.881 [-21.859]	0.207 [0.147]	-2.255 [-3.299]	2w.09.2000
LS	15.185 [6.493]	15.090 [6.493]	-8.924 [-21.394]	0.234 [0.150]	-2.089 [-3.252]	1w.08.2000
LM	19.773 [7.482]	19.715 [7.482]	-8.127 [-22.035]	0.244 [0.145]	-1.981 [-3.325]	1w.08.2000
LH	22.310 [6.452]	21.956 [6.452]	-6.287 [-22.146]	0.279 [0.148]	-1.753 [-3.305]	4w.02.2001
LSN	13.451 [6.493]	13.426 [6.493]	-10.019 [-21.394]	0.223 [0.150]	-2.230 [-3.252]	1w.08.2000
Birinci fark-Tek yapısal kırılma						
LBRN	1.2426* [6.362]	1.1565* [6.362]	-127.71* [-22.906]	0.0625* [0.1474]	-7.9822* [-3.366]	-
LS	0.4363* [6.525]	0.4277* [6.525]	-326.44* [-21.886]	0.0391* [0.1488]	-12.774* [-3.288]	-
LM	0.4346* [6.525]	0.4299* [6.525]	-323.39* [-21.886]	0.0393* [0.1488]	-12.715* [-3.288]	-
LH	0.4366* [6.525]	0.4277* [6.525]	-328.56* [-21.886]	0.0390* [0.1480]	-12.815* [-3.288]	-
LSN	0.4478* [6.525]	0.4226* [6.525]	-331.80* [-21.886]	0.0388* [0.1488]	-12.878* [-3.288]	-

Optimal gecikme uzunluğu MAIC ile belirlenmiştir. Triminaj 0.15 alınmıştır. %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler köşeli parantez içerisinde italik olarak gösterilmiştir. 1w, 2w gibi değerler kırılmanın hangi haftada gerçekleştiğini göstermektedir.

GH testine ilişkin sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde ADF*, Zt* ve Za* test istatistiklerinin her üçünün de BIST100, BIST Mali ve BIST Sınai endeksleri ile petrol fiyatları arasında % 10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde uzun dönemli bir ilişki olduğuna işaret ettiği görülmektedir. BIST Hizmet endeksi içinse üç test istatistiğinden ikisi (ADF* ve Za*) benzer bir bulguya işaret etmektedir.

Tablo 3: Gregory ve Hansen (1996) Yapısal Kırılmalı Koentegrasyon Testi Sonuçları

	Gregory ve Hansen (1996)			Rejim değişim tarihleri
	ADF*	Zt*	Za*	
LS-LBRN	-5.593*	-4.963*	-47.32*	4w. 10.2009
LH-LBRN	-4.83**	-4.572	-42.06**	1w.01. 2009
LM- LBRN	-5.457*	-4.905**	-47.79**	4w.11.2007
LSN-LBRN	-4.76**	-4.943**	-50.410*	3w.08.2001

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. ADF*, Zt* ve Za* test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri sırasıyla -4.95, -4.95, -47.04'tür. %10 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri ise sırasıyla -4.68, -4.68 ve -41.85'tir. Triminaj 0.15 alınmıştır. 1w, 2w gibi değerler kırılmanın hangi haftada gerçekleştiğini göstermektedir.

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu tespit edildikten sonra uzun dönem parametre tahminine geçilmiş ve bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 4'te sunulmuştur⁶. Sonuçlar incelendiğinde, I.rejim döneminde hisse senedi endeksleri ile petrol fiyatı arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir. Bu dönemde uzun dönem katsayıları (β) BIST100, BIST Hizmet, BIST Mali ve BIST Sınai endeksleri için sırasıyla yaklaşık 1.17, 0.93, 1.26,1.18 olmaktadır. II. rejim döneminde ise I.rejim döneminin aksine, petrol fiyatlarındaki bir artış tüm hisse senedi endekslerinde bir azalışa yol açmıştır. Bu dönemde uzun dönem katsayıları BIST100, BIST Hizmet, BIST Mali ve BIST Sınai endekslerinde sırasıyla yaklaşık % -0.304, -0.183,-0.485 ve -0.021 olmaktadır. Ayrıca, bu katsayılar BIST Sınai endeksi dışında da istatistiki olarak anlamlı çıkmaktadır⁷. I. ve II. rejim dönemlerini kapsayan tüm dönem sonuçları incelendiğinde ise petrol fiyatlarındaki %1'lik bir artışın BIST100, BIST Hizmet, BIST Mali ve BIST Sınai endekslerinde sırasıyla yaklaşık % 0.866, % 0.747 ,%0.775 ve %1.159'luk bir artışa yol açtığı anlaşılmaktadır. Bu bulgular da II. rejimdeki negatif etkiye rağmen I. rejim dönemindeki pozitif etkinin büyüklüğünün tüm dönem sonuçları dikkate alındığında baskın çıktığı anlamına gelmektedir.

Tablo 4: Uzun Dönem Parametre Tahmin Sonuçları

Panel A: Rejim değişimi dikkate alınmadığında			AIC
	α	β	
LS-LBRN	5.357*(0.000)	1.2290*(0.000)	0.0222
LH-LBRN	5.357*(0.000)	1.1242*(0.000)	0.2127
LM-LBRN	5.465*(0.000)	1.288*(0.000)	0.2560
LSN-	5.041*(0.000)	1.2585*(0.000)	0.0284

⁶ Rejim değişimi dikkate alınmadan tüm dönem için uzun dönem parametresi tahmin edilirken OLS (ordinary least squares, OLS) yöntemi kullanılmıştır. Bunun nedeni, HJ'nin yapısal kırılmaları dikkate alarak uzun dönem parametrelerini tahmin ederken OLS yöntemini kullanmasıdır. Ayrıca, böyle bir yaklaşım tutarlılık sağlanması açısından da önemli olabilmektedir.

⁷ Yapısal kırılmaların etkisini yakalayan katsayılar tek başlarına istatistiki olarak anlamlı çıkmayabilir. Fakat, sabit terim ve eğim parametresi birlikte ele alındığında bir diğer ifade ile katsayıların toplu anlamlılığı sınındığında her durumda % 10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde katsayıların anlamlı olduğu görülmüştür. Ayrıca, Tablo 4'te yapısal değişim dikkate alınarak tahmin edilen modeller ile dikkate alınmadan tahmin edilen modellerin AIC değerlerine de yer verilmiştir. Görüldüğü gibi yapısal değişimleri içeren modellerin AIC değerleri her durumda daha küçük çıkmaktadır. Bunlara ilaveten, GH testinin yapısal değişimleri yakalamada da başarılı olduğu görülmektedir. Örneğin, değişim öncesinde değişkenler arasında pozitif bir ilişki bulunurken kırılma tarihinden sonra ilişkinin negatife döndüğü görülmektedir.

LBRN

Panel B:Rejim değişimi dikkate alındığında

	Rejim 1		Rejim 2		AIC
	a_0	β_0	a_1	β_1	
LS-LBRN	5.55*(0.00)	1.167*(0.00)	1.54*(0.00)	-0.30*(0.00)	-0.0612
LH-LBRN	5.99*(0.00)	0.926*(0.00)	2.24*(0.00)	-0.18*(0.00)	-0.1898
LM-LBRN	5.56*(0.00)	1.255*(0.00)	2.32*(0.00)	-0.48*(0.00)	0.1725
LSN-LBRN	5.30*(0.00)	1.178*(0.00)	0.25(0.39)	-0.021(0.75)	-0.0194

Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. *,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Çalışmanın bu kısmında iki rejim değişimine izin verilmesi durumunda petrol fiyatları ile hisse senedi endeksleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu amaçla öncelikle serilere iki yapısal kırılmayı dikkate alacak şekilde Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5 : Carrion-i Silvestre vd. (2009) Birim Kök Testi Sonuçları

	P_T^{GLS}	MP_T^{GLS}	MZ_α^{GLS}	MSB^{GLS}	MZ_T^{GLS}	Kırılma tarihleri
<i>Düzye-İki yapısal Kırılma</i>						
LBRN	18.317 [7.855]	16.634 [7.855]	-13.791 [-29.47]	0.1892 [0.129]	-2.6092 [-3.822]	2w.09.2000 2w.07.2008
LS	19.448 [6.552]	18.636 [6.552]	-9.498 [-27.48]	0.226 [0.135]	-2.147 [-3.678]	1w.08.2000 1w.08.2003
LM	21.319 [6.552]	20.305 [6.552]	-8.692 [-27.48]	0.235 [0.135]	--2.043 [-3.678]	1w.08.2000 1w.08.2003
LH	34.863 [7.605]	33.706 [7.605]	-6.617 [-29.69]	0.274 [0.129]	-1.816 [-3.832]	4w.02.2001 2w.12.2007
LSN	21.709 [7.888]	21.070 [7.888]	-10.597 [-28.90]	0.216 [0.128]	-2.293 [-3.783]	1w.08.2000 1w.08.2003
<i>Birinci Fark-İki Yapısal Kırılma</i>						
LBRN	2.1236* [7.689]	2.0280* [7.689]	-115.03* [-29.86]	0.0658* [0.1287*]	-7.575* [-3.844]	-
LS	0.7226* [7.674]	0.6895* [7.674]	-325.21* [-29.41]	0.0392* [0.1294]	-12.75* [-3.818]	-
LM	0.7112* [7.674]	0.6815* [7.674]	-329.50* [-29.41]	0.0389* [0.1294]	-12.83* [-3.818]	-
LH	1.1358* [7.679]	1.0878* [7.679]	-205.67* [-29.39]	0.0493* [0.1294]	-10.14* [-3.81]	-
LSN	1.0892* [7.200]	0.9908* [7.200]	-201.12* [-27.85]	0.0498* [0.1330]	-10.02* [-3.727]	-

Optimal gecikme uzunluğu MAIC ile belirlenmiştir. Triminaj 0.15 alınmıştır. %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler köşeli parantez içerisinde italik olarak gösterilmiştir. 1w, 2w gibi değerler kırılmanın hangi haftada gerçekleştiğini göstermektedir.

Düzye değerlerine ait sonuçlar incelendiğinde iki yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda da Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testinin “birim kök vardır” H_0 hipotezini %5 anlamlılık düzeyinde reddedemediği görülmektedir. Serilerin birinci farkı alınarak birim kök testi tekrar uygulandığında ise $P_T^{GLS}, MP_T^{GLS}, MZ_\alpha^{GLS}, MSB^{GLS}$ ve MZ_T^{GLS} test istatistiklerinin tamamı serilerin durağan olduğuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. Bu bulgu da, iki yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda da tüm serilerin birinci dereceden bütünleşik olduklarını göstermektedir.

Serilerin entegre derecelerinin belirlenmesinin ardından koentegrasyon analizine geçilmiştir. Uygulanan HJ koentegrasyon testi sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde ADF*, Zt* ve Za* test istatistiklerinin her üçünün de BIST100 ve BIST Mali endeksleri ile petrol fiyatları arasında %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde uzun dönemli bir ilişki olduğuna işaret ettiği görülmektedir. BIST Sınai endeksi içinse üç test istatistiklerinden ikisi (ADF* ve Za*) benzer bir bulguya işaret etmektedir. BIST Hizmet endeksine gelince test istatistiklerinin her üçünün de koentegre ilişki olmadığına işaret ettiği görülmektedir. Bu bulgular ışığında, BIST Hizmet endeksi dışındaki tüm endekslerle petrol fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ifade edilebilir.

Tablo 6: Hatemi-J (2008) Koentegrasyon Testi Sonuçları

	Hatemi -J (2008)			Rejim değişim tarihleri	
	ADF*	Zt*	Za*		
LS-LBRN	-6.340*	-5.704**	-63.63**	(1) 1w.12.2007	(2) 3w-12-2007
LH-LBRN	-5.320	-4.947	-48.899	(1) 1w.06.2001	(2) 1w.09.2006
LM-LBRN	-6.423*	-5.721**	-64.19**	(1) 1w.12.2007	(2) 3w.12.2007
LSN-LBRN	-6.078*	-5.544	-60.81**	(1) 3w.08.2001	(2) 4w.01.2010

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. ADF*, Zt* ve Za* test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri sırasıyla -6.015, -6.015 ve -76.003 iken, %10 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri sırasıyla -5.653, -5.653 ve -52.232'dir. Triminaj 0.15 alınmıştır.(1) birinci, (2) ikinci yapısal kırılma tarihini; 1w, 2w gibi değerler ise kırılmanın hangi haftada gerçekleştiğini göstermektedir.

İlgili değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu tespit edildikten sonra parametre tahminine geçilmiş ve bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 7'de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde, I. rejim döneminde hisse senedi endeksleri ile petrol fiyatı arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir. Bu dönemde uzun dönem katsayıları BIST100, BIST Mali ve BIST Sınai endeksleri için sırasıyla yaklaşık 1.352, 1.479 ve 1.559 olmaktadır. II. rejim dönemine bakıldığında ise, I. rejim döneminin aksine, petrol fiyatlarındaki bir artışın hisse senedi endekslerini negatif bir şekilde etkilediği anlaşılmaktadır.

Tablo 7: HJ Rejim Değişim Tarihleri Dikkate Alınarak Belirlenen Uzun Dönem Parametre Tahmin Sonuçları

	LS-LBRN	LM- LBRN	LSN-LBRN
<i>Rejim I</i>			
a_0	4.924* [62.191]	4.803* [55.705]	3.894* [23.103]
β_0	1.352* [61.264]	1.479* [61.523]	1.559* [29.147]
<i>Rejim II</i>			
a_1	32.242 [0.142]	38.389 [0.155]	2.395* [13.069]
β_1	-7.178 [-0.142]	-8.551 [-0.156]	-0.617* [-10.899]
<i>Rejim III</i>			
a_2	-29.943 [-0.132]	-35.433 [-0.143]	1.322* [3.312]
β_2	6.643 [0.132]	7.850 [0.143]	-0.225* [-2.592]
<i>Tüm dönem için toplam durum</i>			
a	7.222	7.759	7.611
β	0.817	0.778	0.717
<i>AIC değerleri</i>	-0.105083	0.065537	-0.486630

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler t istatistikleridir.

Bu durum özellikle BIST100 ve BIST Mali endeksleri için oldukça belirgindir. Örneğin, bu dönemde petrol fiyatlarındaki %1'lik bir artış BIST Sınai endeksinde yaklaşık % 0.62'lik, BIST100 endeksinde yaklaşık % 7.2'lik, BIST Mali endeksinde ise yaklaşık %8.56'lık bir azalışa yol açmıştır. III. rejim dönemine bakıldığında ise petrol fiyatlarının BIST 100 ve BIST Mali endeksleri üzerindeki etkisinin tekrar pozitif döndüğü görülmektedir. Ayrıca, bu dönem için elde edilen katsayılar BIST100 endeksi için 6.64, BIST Mali endeks içinse 7.85 gibi yine yüksek değerlere ulaşmaktadır.

Fakat, BIST Sınai endeksi için bu dönemde de petrol fiyatlarının etkisinin yine negatif ve diğer iki endekse göre 0.23 gibi daha küçük bir değer aldığı görülmektedir⁸. I., II.ve III. rejim dönemlerini kapsayan tüm dönem sonuçlarına bakıldığında ise petrol fiyatlarındaki bir artışın hisse senedi endekslerini pozitif yönde etkilediği ve uzun dönem katsayılarının BIST100, BIST Mali ve BIST Sınai endeksleri için sırasıyla yaklaşık 0.82, 0.78 ve 0.72 olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgular da II. rejimdeki negatif etkiye rağmen genel olarak pozitif etkinin büyüklüğünün tüm dönem sonuçları dikkate alındığında baskın çıktığı anlamına gelmektedir⁹. II. rejim döneminde ortaya çıkan negatif etki ise (ki hem GH hem de HJ testi sonuçlarına göre bu dönem BIST100 ve BIST Mali endeksleri için daha çok 2007-2009 dönemini kapsamaktadır) 2007-2008 başlayan küresel finans krizi ile birlikte petrol fiyatlarında sert fiyat hareketlerinin yaşandığı döneme tekabül etmektedir¹⁰. Bu bulgular ışığında, incelenen dönemde petrol fiyatlarındaki artıştan ziyade sert fiyat hareketlerinin özellikle de BIST100 ve BIST Mali endeksleri üzerinde negatif etkilere yol açtığı ifade edilebilir.

3.1. Nedensellik Testi Analiz Sonuçları

Çalışmada, petrol fiyatları ile hisse senedi endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisinin tespitinde Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Fakat, daha önce de belirtildiği gibi bu testin kullanılabilmesi için öncelikle serilerin maksimum entegre derecelerinin ($dmax$) belirlenmesi gerekmektedir. Bilindiği gibi, çalışmanın önceki kısımlarında hem tek hem de iki yapısal kırılmayı dikkate alacak şekilde Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testi uygulanmış ve serilerin ($dmax$) değerlerinin 1 olduğu tespit edilmişti. Fakat, literatürde Toda ve Yamamoto (1995) testini kullanan çalışmalara bakıldığında $dmax$ değerinin belirlenmesinde Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips Perron (PP) ve Kwiatkowski vd. (KPSS) gibi geleneksel birim kök testlerinin yaygın bir şekilde kullanıldığı görülmektedir. Bu nedenle $dmax$ değerinin tespitinde bu test sonuçlarına da yer verilmiş ve tüm dönem için elde edilen sonuçlar Tablo 8'de sunulmuştur.

⁸ Bu konuda GH testi için yapılan açıklama HJ testi için de geçerlidir. Bir diğer ifade ile yapısal kırılmaların etkisini yakalayan katsayılar tek başlarına istatistiki olarak anlamlı çıkmayabilir. Fakat, sabit terim ve eğim parametresi birlikte ele alındığında bir diğer ifade ile katsayıların toplu anlamlılığı sınıandığında her durumda % 10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde katsayıların anlamlı olduğu görülmüştür. Buna ilaveten, Tablo 7'de yapısal değişim dikkate alınarak tahmin edilen modeller ile dikkate alınmadan tahmin edilen modellerin AIC değerlerine de yer verilmiştir. Görüldüğü gibi yapısal değişimleri içeren modellerin AIC değerleri her durumda daha küçük çıkmaktadır. Ayrıca, istatistiki anlamlılık dışında HJ testinin yapısal değişimleri yakalamada da başarılı olduğu görülmektedir. Örneğin, değişim öncesinde değişkenler arasında pozitif bir ilişki bulunurken ilk kırılma tarihinden sonra ilişkinin negatife döndüğü görülmektedir. İkinci kırılma tarihinden sonra ise ilişki yine pozitif dönmektedir.

⁹ Literatürde ilgili testler tarafından sunulan yapısal kırılma tarihlerini yorumlayan çalışmalar olduğu gibi sadece kırılma tarihlerini ve / veya noktalarını rapor eden çalışmalar da bulunmaktadır. Sadece yapısal kırılma tarihlerini rapor eden çalışmalara bakıldığında bu çalışmaların, bu analizde olduğu gibi, birden fazla yapısal kırılma testini birlikte kullanan çalışmalar olduğu görülmektedir. Bunun temel nedeni ise ekonometrik testlerin kendi yapısal özelliklerine bağlı olarak birbirinden farklı kırılma tarihleri sunabilmeleridir. Ayrıca, özellikle finansal değişkenlerin kullanıldığı analizlerde "beklentilerin", olayların gerçekleşmesinden önce fiyatlanması söz konusu olabildiğinden her zaman kullanılan testler tarafından sunulan kırılma tarihleri pratik hayat gerçekleştirmeleri ile bire bir uyumlayabilmektedir (Maslyuk ve Smyth, 2008). Fakat, yine de kırılma tarihlerine bakıldığında bunların genel olarak 2007-2010 döneminde olduğu görülmektedir. Bu dönem, bilindiği gibi, hem 2007-2008 küresel finans krizinin etkilerinin görüldüğü hem de petrol fiyatlarında sert fiyat hareketleri yaşandığı bir dönemdir. Bu nedenle, testlerin serilerdeki değişimleri yakalamada genel olarak başarılı olduğu ifade edilebilir. Bunu daha spesifik olarak ifade etmek gerekirse, örneğin 2006 yılının sonlarına doğru petrol fiyatı 62 dolar civarında iken 2007 yılının başlarında hızlı bir artış sürecine girerek 2008 yılının ortalarında yaklaşık 134 dolara kadar çıkmıştır. Bu hızlı çıkışa paralel bir şekilde petrol fiyatları 2008 yılının Haziran ayı ile birlikte sert bir düşüş sürecine girmiş ve bu durum 2009 yılının başına kadar sürmüştür. Bu dönemde petrol fiyatları 134 dolardan 42 dolara inmiştir. 2009 yılı ile birlikte ise yine fiyatlarda hızlı bir artış süreci yaşanmış ve bu süreç 2011 yılının Nisan ayına kadar sürmüştür. Bu süreçte petrol fiyatı tekrar 123 dolara kadar çıkmıştır. Ardından 2014 yılının Haziran ayına kadar bu seviyelerde görece olarak istikrarlı bir seyir izlemesine rağmen sonrasında ise tekrar hızlı bir düşüş sürecine girmiştir. Bu kapsamda, bu gelişmeleri içeren tarihlerin de genel olarak yapısal kırılma tarihleri ile uyumlu olduğu görülmektedir.

¹⁰ Örneğin bkz: EK I

Tablo 8 : ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

	ADF		PP		KPSS	
	C	C+T	C	C+T	C	C+T
<i>Düzye</i>						
LBRN	0.1136	0.0542	0.1135	0.1006	3.1486*	0.2621*
LS	0.0656	0.005*	0.0536	0.0206*	3.1540*	0.2841*
LM	0.0478*	0.0135*	0.0586	0.0431*	3.0819*	0.3143*
LH	0.5579	0.1774	0.4519	0.2532	3.2621*	0.1882*
LSN	0.0445*	0.0012*	0.0368*	0.0092*	3.1690*	0.3107*
<i>Birinci fark</i>						
LBRN	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.1984	0.0516
LS	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.2457	0.0621
LM	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.2362	0.0552
LH	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0870	0.0488
LSN	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.2889	0.0783

ADF ve PP birim kök testleri için verilen değerler olasılık değerleridir. Parantez içindeki değerler ADF için gecikme PP ve KPSS içinse bandwidth değerleridir. Gecikme uzunluğu AIC kriterine göre belirlenmiştir. KPSS testi için verilen değerler LM test istatistikleridir. C trendsiz, C+T ise trendli modeli göstermektedir. *, %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. KPSS testi için trendli ve trendsiz modellerin kritik tablo değerleri sırasıyla 0.1460 ve 0.4630'dur.

Sonuçlar incelendiğinde geleneksel birim kök testlerinin serilerin düzey değerlerinde durağan olup olmadığı konusunda birbirinden farklı sonuçlara işaret ettiği, serilerin birinci farkı alındığında ise her üç birim kök testinin de serilerin durağan olduğuna işaret ettiği anlaşılmaktadır¹¹. Bu nedenle, geleneksel birim kök testlerine göre de maksimum entegre derecesinin 1 olduğu belirlenmiş ve Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik analizinde $dmax = 1$ alınmıştır.

Çalışmada öncelikle rejim değişimleri dikkate alınmadan tüm dönem için Toda ve Yamamoto (1995) testi uygulanmıştır. Sonuçlar incelendiğinde (Tablo 9) %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde BIST100 ve BIST Sınai endeksleri ile petrol fiyatları arasında çift yönlü, petrol fiyatından BIST Hizmet endeksine ve BIST Mali endeksinden de petrol fiyatlarına doğru da tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 9: Tüm Dönem için RejimDeğişimleri Dikkate Alınmadan Uygulanan Toda-Yamamoto (2005) Nedensellik Testi Sonuçları

	Gecikme	$dmax$	Wald istatistiği	Olasılık değeri
<i>Tüm dönem sonuçları</i>				
Ho:LS→LBRN	5	1	12.4376*	0.0293
Ho:LH →LBRN	5	1	6.9586	0.2237
Ho:LM→ LBRN	5	1	11.8757*	0.0365
Ho:LSN →LBRN	5	1	14.8104*	0.0112
Ho:LBRN→LS	5	1	9.3215**	0.0969
Ho:LBRN →LSN	5	1	14.7636*	0.0114
Ho:LBRN→LM	5	1	7.8061	0.1672
Ho:LBRN →LH	5	1	10.8537**	0.0544

"→" simgesi "nedeni değildir" anlamına gelmektedir. Bu kapsamda Ho hipotezleri ilk değişkenin ikinci değişkenin nedeni olmadığı savını ifade etmektedir. Gecikme uzunluğu AIC kriterine göre belirlenmiştir. **, * sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

¹¹ Bu durum da Toda ve Yamamoto (1995) testinin kullanılmasını desteklemektedir.

Rejim değişimlerine gelince¹², öncelikle GH testinin sunduğu yapısal kırılma tarihleri dikkate alınarak petrol fiyatları ile hisse senedi endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Sadelik sağlamak amacıyla bulgular EK II'de gösterilmiştir. Sonuçlar I.rejim dönemi için %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde BIST100 endeksi ile petrol fiyatları arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğuna işaret etmektedir. Ayrıca, petrol fiyatlarından BIST Hizmet ve Sınai endekslerine doğru ve BIST Mali endeksinden de petrol fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu anlaşılmaktadır. II. rejim dönemine bakıldığında ise sadece Mali endeksten petrol fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Bu bulgu da yapısal kırılmalar sonrasında petrol fiyatları ile Türk hisse senedi piyasaları arasındaki nedensellik ilişkisinin zayıfladığı ve sadece tek bir endeks için geçerli olduğu anlamına gelmektedir.

HJ testinin sunduğu yapısal kırılma tarihleri dikkate alınarak petrol fiyatları ile hisse senedi endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisi de incelenmiştir. Sonuçlar EK III'te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde I. rejim döneminde %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde BIST100 ve BIST Mali endekslerinden petrol fiyatlarına doğru; petrol fiyatlarından da BIST Hizmet ve Sınai endekslerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu anlaşılmaktadır. II. rejim döneminde ise sadece BIST100 ve BIST Mali endekslerinden petrol fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir¹³. III. rejim dönemde ise değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı anlaşılmaktadır. Bu kapsamda, HJ testinin sunduğu rejim değişim dönemleri dikkate alındığında da Türk hisse senedi piyasaları ile petrol fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisinin giderek zayıfladığı anlaşılmaktadır.

Sonuç

Küresel üretim düzeyinin ihtiyaç duyduğu enerji kaynakları içerisinde petrol önemli bir yer tutmaktadır. Bu nedenle de petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar iktisadi ve finansal değişkenler üzerinde çeşitli etkilere yol açabilmektedir. Son yıllarda yükselen piyasa ekonomilerinin enerji talebindeki artış, küresel likidite düzeyinde yaşanan değişimler, dolar endeksinde gözlemlenen volatilité ve enerji piyasalarındaki yapısal değişimler petrol fiyatlarında oldukça belirgin fiyat değişim trendlerinin yaşanmasına yol açmıştır. Bu nedenle, petrol fiyatlarındaki değişimlerin ekonomik yapı üzerindeki olası etkilerinin incelenmesi önemli bir konu haline gelmiştir. Bu çalışmada petrol fiyatları ile Türk hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki Ocak 1999 ile Eylül 2014 dönemi için yapısal kırılmalar dikkate alınarak incelenmiştir. Hisse senedi endeksleri olarak BIST100, BIST Mali, BIST Sınai ve BIST Hizmet endeksleri kullanılmıştır. Petrol fiyatlarını temsilen ise Brent petrol fiyatlarından yararlanılmıştır. Hisse senedi endeksleri ve petrol fiyatlarında yapısal kırılmalar olup olmadığı Perron ve Yabu (2009) testi ile incelenmiştir. Bai ve Perron (1998, 2003) testi ile de çalışma kapsamında kullanılan modelin bir rejim değişimi içerip içermediği araştırılmıştır. Serilerin entegre derecelerinin belirlenmesinde Carrion-i Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testinden yararlanılmıştır. Modeldeki yapısal değişimleri dikkate alarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemek amacıyla da Gregory ve Hansen (1996) ile Hatemi-J (2008) koentegrasyon testleri kullanılmıştır. Nedensellik ilişkisinin tespitinde ise Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinden yararlanılmıştır.

Bulgular, incelenen dönemde hem hisse senedi endekslerinde hem de petrol fiyatlarında yapısal değişimlerin olduğuna işaret etmektedir. Ayrıca, bu değişkenlerin bir araya getirilmesi ile oluşturulan modelde de bir rejim değişiminin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Bu nedenlerle ilgili değişkenleri içeren analizlerde bu karakteristik özelliklerin dikkate alınmasının önemli olduğu

¹² Rejim değişim tarihlerine bağlı olarak elde edilen çeşitli alt dönemler için de serilere standart birim kök testleri uygulanmış ve benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Sadelik sağlamak amacıyla sonuçlar burada gösterilmemiştir. Fakat, talep edilmesi halinde yazardan temin edilebilir.

¹³ Tablo 6'da gösterildiği gibi BIST100 endeksi ile BIST Mali endeks için birinci rejim değişim tarihi 7 Aralık 2007, ikinci rejim değişim tarihi ise 21 Aralık 2007 tarihine tekabül ettiğinden, bu iki tarih arasındaki gözlem sayısı ekonometrik bir analiz yapılamayacak kadar az olmaktadır. Bundan dolayı da bu endeksler için III. rejim dönemi bulunmamaktadır. Bunun yerine bu endeksler için nedensellik analizinde 7 Aralık 2007 tarihine kadarki dönem I.rejim dönemi, sonraki dönem ise II.rejim dönemi olarak tanımlanmıştır.

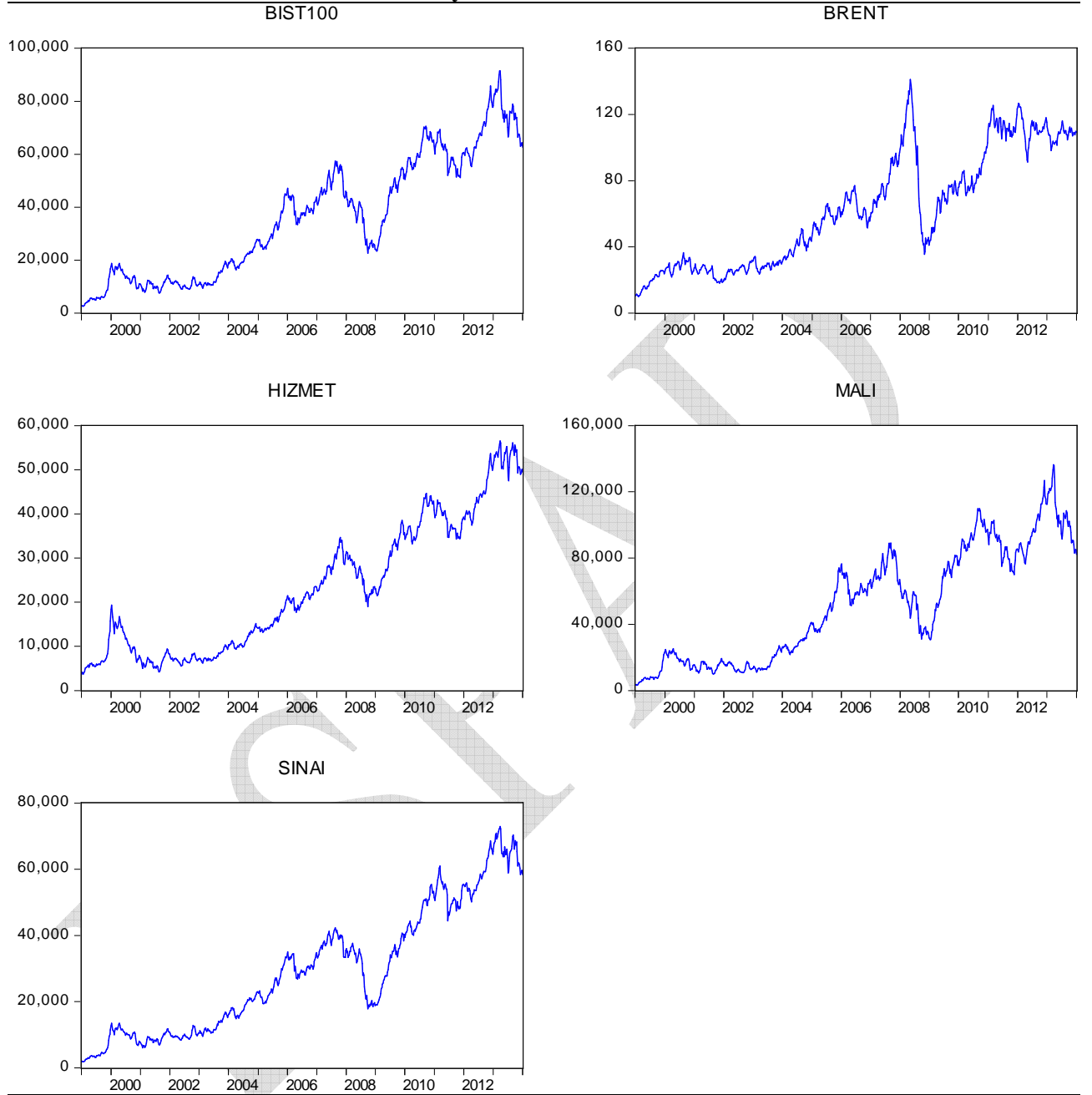
düşünülmektedir. Bu kapsamda uygulanan Gregory ve Hansen (1996) ile Hatemi-J (2008) yapısal kırılmalı koentegrasyon testleri birbirini destekler şekilde petrol fiyatları ile Türk hisse senedi endeksleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğuna işaret etmektedir. İki test arasındaki tek farklılık ise BIST Hizmet endeksi için söz konusu olmaktadır. Tüm dönem için rejim değişimleri dikkate alınmadan elde edilen uzun dönem parametre tahmin sonuçları ilgili dönemde petrol fiyatlarındaki artışın hem gösterge hisse senedi endeksini hem de çeşitli sektörel endeksleri pozitif yönde etkilediğini göstermektedir. Rejim değişimleri dikkate alındığında da tüm dönem için etkinin pozitif olduğu sadece II.rejim döneminde petrol fiyatları ile hisse senedi endeksleri arasında negatif bir ilişkinin ortaya çıktığı anlaşılmaktadır. Bu bulgu da incelenen dönemde petrol fiyatlarındaki artıştan ziyade sert fiyat hareketlerinin ilgili endeksler üzerinde negatif etkiler doğurduğu anlamına gelmektedir. Tüm dönem için elde edilen pozitif ilişkinin ise Türkiye ekonomisinin genel yapısı ve enerjiye olan bağımlılığı dikkate alındığında teorik beklentileri karşılamaktan uzak olduğu ifade edilebilir. Bu durum petrol fiyatlarındaki artışın olası negatif etkilerine rağmen ilgili dönemde hisse senedi endekslerini pozitif yönde etkileyen diğer gelişmelerin daha baskın çıkmasından kaynaklanmış olabilir. Örneğin, incelenen dönemin önemli bir kısmında ABD, Avrupa ve Japonya merkez bankaları küresel krizin de etkisiyle oldukça gevşek para politikaları uygulamışlardır. Hatta, bir noktadan sonra faiz oranlarının sıfıra yaklaşması nedeniyle de geleneksel olmayan para politikaları uygulamaları ile likiditeyi daha da artırma yoluna gitmişlerdir. Artan bu likiditenin bir kısmının da Türkiye gibi yükselen piyasa ekonomilerine yönelmesi petrol fiyatlarındaki artışa rağmen hisse senedi piyasalarının yükselmesine yol açmış olabilir.

Tüm dönem için rejim değişim tarihleri dikkate alınmadan uygulanan nedensellik testi sonuçları ise BIST100 ve BIST Sınai endeksleri ile petrol fiyatları arasında çift yönlü, petrol fiyatından BIST Hizmet endeksine ve BIST Mali endeksten de petrol fiyatlarına doğru da tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu işaret etmektedir. Fakat, Gregory ve Hansen (1996) ve Hatemi-J (2008) koentegrasyon testlerinin sunduğu rejim değişim tarihleri dikkate alınarak elde edilen nedensellik testi sonuçları daha dinamik bir nedensellik ilişkisinden bahsetmektedir. Örneğin, her iki teste göre de ilk rejim döneminde BIST Mali endeksten petrol fiyatlarına doğru ve petrol fiyatlarından da BIST Hizmet ile BIST Sınai endekslerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. II.rejim döneminde de ise Mali endeksten petrol fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi söz konusu olmaktadır. Ortak olarak öne çıkan asıl önemli bulgu ise günümüze yaklaştıkça değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin giderek zayıfladığıdır.

Nedensellik ilişkisi ile ilgili olarak değinilmesi gereken bir diğer önemli nokta ise genel olarak petrol fiyatlarındaki bir değişimin Türk hisse senedi piyasalarında bir değişime yol açması beklenen bir durum iken Türk hisse senedi piyasalarındaki bir değişimin petrol fiyatlarında bir değişime nasıl yol açabildiğidir. Öncelikle, bilindiği gibi, Türkiye ekonomisi küresel bazda henüz yeterince büyük bir ekonomi değildir. Bu nedenle de Türkiye ekonomisindeki gelişmelerin genel olarak petrol arz veya talebi üzerinde önemli bir etkisi olduğunu söylemek güçtür. Bu nedenle, Türk hisse senedi piyasalarının petrol fiyatları üzerindeki etkisi muhtemelen uluslararası yatırımcıların fiyatlama davranışlarından ve kısa vadeli sermaye hareketlerinden kaynaklanmaktadır. Örneğin, belli dönemlerde piyasalara dönük bilgi akışına ve risk-getiri dengesine bağlı olarak uluslararası yatırımcılar Türk hisse senedi piyasalarındaki pozisyonlarını azaltıp petrol gibi diğer varlıklara yönelmiş olabilirler.

Mevcut bulguların öncelikle petrol fiyatları ile Türk hisse senedi piyasaları arasındaki hem kısa hem uzun dönemli ilişkinin yapısının daha iyi anlaşılması açısından önemli olduğu düşünülmektedir. Ayrıca, portföy çeşitlendirmesi açısından bakıldığında tüm dönem için (Hatemi-J, 2008 testine göre BIST Hizmet endeksi dışındaki) değişkenler arasında uzun dönemli ve pozitif bir ilişkinin olması nedeniyle bu değişkenlerden oluşacak bir portföyün beklenen çeşitlendirme etkisini yaratamayabileceği ifade edilebilir. Ayrıca, hisse senedi endekslerinin ekonominin barometresi olduğu literatürde genel olarak ifade edilmektedir. Bu nedenle de, petrol fiyatları ile özellikle gösterge hisse senedi endeksi arasında pozitif bir ilişkinin bulunması, incelenen dönemde petrol fiyatlarındaki artışın Türkiye ekonomisinin geneli üzerinde önemli bir negatif etkisinin olmadığını da bir göstergesi sayılabilmektedir.

EK I:
Hisse Senedi Endeksleri ve Brent Petrol Fiyat Serileri



EK II: Gregory ve Hansen (1996) Testinin Sunduğu Rejim Değişim Tarihlerine Dikkate Alınarak Uygulanan Toda –Yamamoto (1995) Nedensellik Testi Sonuçları

	Gecikme	dmax	Wald istatistiği	Olasılık değeri
<i>Panel A: Rejim 1</i>				
Ho:LS→LBRN	5	1	9.7105**	(0.0839)
Ho:LH →LBRN	3	1	3.5773	0.3109
Ho:LM→ LBRN	5	1	10.7948**	(0.0556)
Ho:LSN →LBRN	5	1	6.1040	0.2962
Ho:LBRN→LS	5	1	10.1356**	(0.0715)
Ho:LBRN →LSN	5	1	10.0629**	(0.0735)
Ho:LBRN→LM	5	1	6.4542	0.2645
Ho:LBRN →LH	3	1	10.2341*	(0.0167)
<i>Panel B: Rejim 2</i>				
Ho:LS→LBRN	3	1	5.7706	0.1233
Ho:LH →LBRN	2	1	3.8041	0.1493
Ho:LM→ LBRN	4	1	12.9029*	(0.0118)
Ho:LSN →LBRN	5	1	6.9537	0.2241
Ho:LBRN→LS	3	1	1.2881	0.7320
Ho:LBRN →LSN	5	1	3.3334	0.6487
Ho:LBRN→LM	4	1	1.7063	0.7896
Ho:LBRN →LH	2	1	2.7531	0.2524

“→” simgesi “nedeni değildir” anlamına gelmektedir. Bu kapsamda Ho hipotezleri ilk değişkenin ikinci değişkenin nedeni olmadığı savını ifade etmektedir. Gecikme uzunluğu AIC kriterine göre belirlenmiştir. *,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

EK III: Hatemi-J (2008) Testinin Sunduğu Rejim Değişim Tarihleri Dikkate Alınarak Uygulanan Toda –Yamamoto (1995) Nedensellik Testi Sonuçları

	Gecikme	dmax	Wald istatistiği	Olasılık değeri
<i>Rejim 1</i>				
Ho:LS→LBRN	5	1	10.6474**	0.0588
Ho:LH →LBRN	2	1	0.9416	0.6245
Ho:LM→ LBRN	5	1	10.8257**	0.0549
Ho:LSN →LBRN	5	1	6.1040	0.2962
Ho:LBRN→LS	5	1	7.7821	0.1687
Ho:LBRN →LSN	5	1	10.0629**	0.0735
Ho:LBRN→LM	5	1	6.3819	0.2708
Ho:LBRN →LH	2	1	6.8457*	0.0326
<i>Rejim 2</i>				
Ho:LS→LBRN	4	1	13.6937*	0.0083
Ho:LH →LBRN	5	1	3.1816	0.6720
Ho:LM→ LBRN	4	1	12.5838*	0.0135
Ho:LSN →LBRN	4	1	4.0818	0.3950
Ho:LBRN→LS	4	1	0.6251	0.9602
Ho:LBRN →LSN	4	1	3.1112	0.5394
Ho:LBRN→LM	4	1	1.5787	0.8126
Ho:LBRN →LH	5	1	5.5496	0.3525
<i>Rejim 3</i>				
Ho:LH →LBRN	4	1	5.5107	0.2388
Ho:LSN →LBRN	2	1	3.6042	0.1650
Ho:LBRN →LSN	2	1	0.8169	0.6647
Ho:LBRN →LH	4	1	1.8527	0.7628

“→” simgesi “nedeni değildir” anlamına gelmektedir. Bu kapsamda Ho hipotezleri ilk değişkenin ikinci değişkenin nedeni olmadığı savını ifade etmektedir. Gecikme uzunluğu AIC kriterine göre belirlenmiştir. *,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Kaynakça

- Aloui, C., Nguyen, D.K. & Njeh, H. (2012). Assessing the Impact of Oil Price Fluctuations on Stock Returns in Emerging Markets. *Economic Modeling*, 29, 2686-2695.
- Bai, J. & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J. & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- Basher, S. & Sadorsky, P. (2006). Oil Price Risk and Emerging Stock Markets. *Global Finance Journal*, 17, 224-251.
- Basher, S.A., Haug, A.A. & Sadorsky, P. (2012). Oil Prices, Exchange Rates and Emerging Markets Stock. *Energy Economics*, 34, 227-240.
- Beckmann, J. & Czudaj, R. (2013). Oil Prices and Effective Dollar Exchange Rates. *International Review of Economics and Finance*, 27, 621-636.
- Carioni-i Silvestre, J.L, Kim, D. & Perron, P. (2009). GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks under the both the null and the Alternative Hypothesis. *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.
- Cong, R.G, Wei, Y.M., Jiao, J.L. & Fan, Y. (2008). Relationships between Oil Price Shocks and Stock Market: An Empirical Analysis from China. *Energy Policy*, 36, 3544-3553.
- Cunado, J. & Perez de Gracia, F. (2003). Do Oil Price Shocks Matter? Evidence for Some European Countries. *Energy Economics*, 25, 137-154.
- Dagher, L. & El Hariri, S. (2013). The Impact of Global Oil Price Shocks on the Lebanese Stock Market. *Energy*, 63, 366-374.
- Fan, Y. & Xu, J-H. (2011). What has Driven Oil Prices since 2000?. A Structural Change Perspective. *Energy Economics*, 33, 1082-1094.
- Fang, C.R. & You, S.Y. (2014). The Impact of Oil Price Shocks on the Large Emerging Countries' Stock Prices: Evidence from China, India and Russia. *International Review of Economics and Finance*, 29, 330-338.
- Ghosh, S. & Kanjilal, K. (2014). Co-Movement of International Crude Oil Price and Indian Stock Market: Evidence from Non-Linear Cointegration Tests. *Energy Economics*, 53, 11-117.
- Granger, C.W.J (1969). Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods. *Econometrica*, 37, 424-438.
- Gregory A.W. & Hansen, B.E. (1996). Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Hamilton, J.D. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91, 228-248.
- Hamilton, J.D. (2003). What is an Oil Shock? ". *Journal of Econometrics*, 113, 363-398.
- Hammoudeh, S., Bhar, R. & Thompson, M.A. (2010). Re-Examining the Dynamic Causal Oil-Macroeconomy Relationship. *International Review of Financial Analysis*, 19, 298-305.
- Hatemi-J A. (2008). Tests for Cointegration with two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration. *Empirical Economics*, 35, 497-505.

- Kapusuzođlu, A. (2011). Relationship between Oil Price and Stock Market: An Empirical Analysis from Istanbul Stock Exchange (ISE). *International Journal of Economics and Finance*, 3, 99-106.
- Li, S.F., Zhu, H.M. & Yu, K. (2012). Oil Prices and Stock Market in China: A Sector Analysis Using Panel Cointegration with Multiple Breaks. *Energy Economics*, 34, 1951-1958.
- Masih, R., Peters, S. & De Mello, L. (2011). Oil Price Volatility and Stock Price Fluctuations in an Emerging Market : Evidence From South Korea. *Energy Economics*, 33, 975-986.
- Narayan, K.P. & Narayan, S. (2010). Modeling the Impact of Oil Prices on Vietnam's Stock Prices. *Applied Energy*, 87, 356-361.
- Pan, Z. (2014). Modelling Tail Dependence between Energy Market and Stock Markets in the BRIC Countries. *Applied Economics Letter*, 21, 789-794.
- Park, J. & Ratti, R.A. (2008). Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries. *Energy Economics*, 30, 2587-2608.
- Perron, P. & Yabu, T. (2009). Testing for Shifts in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component. *Journal of Business and Economic Statistics*, 27, 369-396.
- Reboredo, J.C., Rivera-Castro, M.A. & Zebende, G.F. (2014). Oil and US dollar exchange rate dependence: A detrended cross-correlation approach. *Energy Economics*, 42, 132-139.
- Sadorsky, P. (2006). Modeling and forecasting petroleum futures volatility. *Energy Economics*, 28, 467- 488.
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21, 449-469.
- Sukcharoen, K., Zohrabyan, T., Leatham & D., Wu, X. (2014). Interdependence of Oil Prices and Stock Market Indices: A Copula Approach. *Energy Economics*, 44, 331-339.
- Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Ünlü, U. & Topçu, M. (2012). Petrol Fiyatları Hisse Senedi Piyasalarını Doğrudan Etkiler mi ? İMKB Örneđi. *İktisat, İşletme ve Finans*, 27, 75-88.
- Zhu, H.M., Li, R. & Li, S. (2014). Modelling Dynamic Dependence Between Crude Oil Prices and Asia-Pacific Stock Market Returns. *International Review of Economics and Finance*, 29, 208-223.