

Ham Petrol Fiyat Şokları - Hisse Senedi Piyasası İlişkisi: ADL Eşik Değerli Koentegrasyon Testi

Mahmut ZORTUK

Prof. Dr., Dumlupınar Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü
mahmut.zortuk@dpu.edu.tr

Seyhat BAYRAK

Arş. Grv., Dumlupınar Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü
seyhat.bayrak@dpu.edu.tr

Ham Petrol Fiyat Şokları - Hisse Senedi Piyasası İlişkisi: ADL Eşik Değerli Koentegrasyon Testi

Öz

Enerji kaynaklarından biri olan petrol, insanoğlunun yaşamında çok önemli bir yere sahip olmasının yanında ekonomide de önemli rol oynamaktadır. Ham petrol fiyat şokları sadece petrol piyasasının arz yönünden kaynaklı değil aynı zamanda talep odaklı da olabilir. Petrol fiyatındaki şoklar hem makroekonomiyi hem de hisse senedi piyasasını etkileyebilmektedir. Bu çalışma otoregresif gecikmesi dağıtılmış eşik değerli koentegrasyon testi kullanılarak 2002:04 - 2014:08 arası dönemde G-7 ülkeleri için ham petrol fiyat şokları ve hisse senedi piyasa fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırmaktadır. Ampirik bulgular ham petrol fiyatları ile hisse senedi piyasa fiyatlarının koentegre olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda bulgular, uzun döneme dengeye yönelik ayarlanma sürecinin asimetrik olduğunu göstermektedir.

Anahtar kelimeler: Petrol fiyat şokları, Hisse senedi fiyatı, Eşik değerli koentegrasyon testi

The Relationship Between Crude Oil Price Shocks And Stock Prices: ADL Threshold Cointegration Test

Abstract

Oil is one of the energy sources which has great importance in human lives as well as plays crucial role in economy. Crude oil shocks do not only originate from the supply-side of the crude oil market but may also be demand driven. Oil price shocks can affect both macroeconomy and stock markets. This study is to investigate the relationship between crude oil price shocks and stock market prices for G7 countries from 2002:04 - 2014:08 by using autoregressive distribution lag test for threshold cointegration. The empirical results show that crude oil prices and stock market prices are cointegrated. The findings also indicate that the adjustment process towards its long-run equilibrium is asymmetric.

Key words: Oil price shocks, Stock prices, Threshold cointegration test

Geliş Tarihi / Received: 01.06.2015 Kabul Tarihi / Accepted: 17.08.2015

1. Giriş

Temel enerji kaynaklarından birisi olan petrol, modern ekonominin en önemli hammaddeleri arasında yer almaktadır. Dolayısıyla ekonomideki hemen her sektör, doğrudan ya da dolaylı olarak petrole bağımlı hale gelmektedir. 1973 yılına kadar istikrarlı bir şekilde hareket eden petrol fiyatları o tarihten itibaren ortaya

çıkan deęişikliklerle hem ÷lke, hem de dñnya ekonomisi üzerinde çeşitli etkiler yaratmaktadır (Hamilton, 2003: s.387).

Petrol fiyatlarındaki artış, petrol satın alan ÷lkelerden petrol üretenele doğru gelir transferi, mal ve hizmet maliyetlerinin yükselmesi, enflasyonun artması ve finansal piyasalar üzerindeki etkisi gibi çeşitli kanallardan küresel ekonomiyi etkileyebilmektedir. Hamilton (1983) çalışmasının ardından, literatürün büyük bir kısmında hem petrol ihraç eden hem de ithal eden ÷lkeler için petrol fiyat şoklarının makroekonomik deęişkenler üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. Ekonomilerdeki genel düşünce ham petrol fiyatlarındaki artışın ÷lkelerin milli gelirlerini negatif yönde etkileyeceęi bunun beraberinde de enflasyon oranını arttıracakı yönündedir. Ayrıca fiyatlarda yaşanan şokların üretim ve emek piyasalarına olan etkileri de oldukça büyük önem arz etmektedir. Yapılan çalışmalar, petrol fiyatlarındaki deęişimlerin makroekonomiler ve ekonomik faaliyetler arasında yakın bir ilişkinin olduęu sonucunu ortaya çıkarmaktadır. Petrol fiyatı şoklarının, hem petrol ihraç eden hem de ithal eden ÷lkelerin ekonomik aktiviteleri üzerinde önemli bir etkiye sahip olduęu gör÷lmektedir.

Petrol fiyatlarında yaşanan şokların ekonomik aktiviteleri etkilemesinin yanında, iktisadi büyüme ve finansal piyasalar arasındaki ilişki nedeniyle hisse senedi piyasa fiyatları üzerinde de etkisi olması beklenmektedir. Petrol, sermaye ve işgücü gibi birçok mal ve hizmetin üretilmesinde kullanılan önemli bir girdidir. Bu nedenle, petrol fiyatlarındaki deęişimler nakit akışı üzerinde etkili olacaktır. Artan petrol fiyatları üretim maliyetlerini arttırmamasından dolayı nakit akışını etkileyecek ve hisse senedi piyasa fiyatlarını düşürecektir. Aynı zamanda petrol fiyatlarındaki artışın varlık fiyatlama modeli içerisindeki indirgeme oranı üzerinde de etkili olduęu gör÷lmektedir. Artan petrol fiyatlarının yarattığı enflasyonist baskı nedeniyle merkez bankası enflasyonu kontrol altına almak için faiz oranlarını yükseltebilecektir. Yüksek faiz oranları, hazine bonusu ve tahvilin hisse senetleri karşısında tercih edilmesinden dolayı hisse senedi piyasa fiyatlarında düşüşe neden olacaktır. Petrol fiyatlarındaki artışın hisse senedi piyasa fiyatları üzerindeki toplam etkisini inceleyen çalışmalar sonucunda etkinin yönü ve büyüklüęü hakkında ortak bir görüş bulunmamakla birlikte, fiyatlardaki artışın ÷lkelerin petrol tüketicisi ya da üreticisi olup olmadığına baęlı olarak deęişmektedir.

Bu çalışmanın temel amacı, ham petrol fiyatlarındaki şoklar ile hisse senedi piyasa fiyatları arasındaki ilişkiyi, literatüre Li & Lee (2010) tarafından kazandırılan, otoregresif gecikmesi dağıtılmış eşik değerli koentegrasyon testi ile incelemektir. Çalışmanın izleyen kısmında, incelenen konu ile ilgili yerli ve yabancı araştırmacılar tarafından yapılan çalışmalar özetlenmiştir. Üçüncü bölümde veri seti ve kullanılan ekonometrik yöntemden bahsedilmekte, dördüncü bölümde ampirik bulgular sunulmaktadır. Son bölümde ise elde edilen sonuçlara yer verilmektedir.

2. Literatür İncelemesi

Literatürde petrol fiyatlarındaki değişimler ile makroekonomik aktiviteler arasındaki negatif ilişkiyi ortaya koyan birçok çalışma mevcuttur. Bununla birlikte özellikle son yıllarda fiyatlardaki değişimlerin hisse senedi piyasa fiyat ve getirileri üzerinde yarattığı etkileri inceleyen çalışma sayısında da artış görülmektedir. Bu açıdan hem ulusal hem de uluslararası alanda petrol fiyatları ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalara kısaca değinilecektir.

Malliaris ve Urrutia (1995), Körfez Krizi esnasındaki petrol fiyatlarındaki artışın, ekonomik aktiviteyi etkilemesinin yanı sıra hisse senedi fiyatlarında da önemli düşümlere neden olduğu bulgusuna varmışlardır.

Petrol fiyatları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk iktisatçılar arasında yer alan Jones & Kaul (1996) ABD, İngiltere, Kanada ve Japonya gibi dört gelişmiş ülke için, Campbell (1991)¹ tarafından ortaya konan, standart nakit akışı / temettü değerlendirme modelini kullanarak petrol fiyatlarındaki değişimin çıktı ve reel hisse senedi getirileri üzerinde olumsuz etkilerinin varolduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Sadorsky (1999), ham petrol fiyatlarındaki değişimin hisse senedi piyasa getirilerinin en önemli belirleyicisi olduğu sonucunu bulmuş ve ham petrol fiyatlarındaki artışa karşı hisse senedi piyasasının olumsuz davranış sergilediğini ortaya koymuştur.

Bittingmayer (2006), 1973 ve 1979 yıllarında yaşanan petrol krizinin ardından savaş riski nedeniyle petrol fiyatlarındaki yükselişin hisse senedi piyasalarında ciddi düşümlere ve hazine bonusu getirilerinde de yüksek artışlara neden olduğunu belirtmiştir.

Narayan ve Narayan (2010), 2000-2008 dönemi petrol fiyatlarının Vietnam'daki günlük hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Elde edilen bulgular doğrultusunda petrol fiyatları, hisse senedi fiyatları ve nominal döviz kurlarının uzun dönem ilişkiye sahip olduğu ortaya çıkmıştır.

Güler vd. (2010), 10.07.2000-10.08.2009 dönemi günlük verileri yardımıyla eş-bütünleşme 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 hisse

¹ Campbell (1991) çerçevesinde kullanılan geleneksel değerlendirme modeli, hisse senedi fiyatlarının indirgenmiş beklenen nakit akışının sonsuz dizisini yansıttığını ortaya koymaktadır. Belli bir firmanın beklenmeyen hisse senedi getirileri tüm gelecek dönemler için iskonto oranları ve nakit akışının beklentilerindeki değişimleri tarafından hareket etmektedir (Eisdorfer, 2007: 33).

senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki olmasının yanında, petrol fiyatlarından BİST elektrik endeksinin fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Le ve Chang (2011), Ocak 1986-Şubat 2011 dönemine ait aylık veriler ile Japonya, Singapur, Güney Kore ve Malezya'da petrol fiyatlarındaki dalgalanmalara yönelik hisse senedi piyasa fiyatlarının verdikleri tepkileri incelemişlerdir. Petrol fiyatlarındaki değişimlere karşı hisse senedi piyasasının Japonya'da pozitif, Malezya'da ise negatif tepki verdiğini, Singapur ve Güney Kore'de ise verilen tepkinin belirsiz olduğu sonucuna varılmıştır.

Chittedi (2012), Nisan 2000-Haziran 2011 dönemlerinde petrol fiyatları ile Hindistan menkul kıymet borsasına ilişkin hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönem ilişkisiyi ARDL sınır testi ile incelemiş ve hisse senedi fiyatlarındaki değişimlerin petrol fiyatlarındaki değişimler üzerinde önemli bir etkisinin olduğunu ortaya koymuştur.

Acaravcı vd. (2012), Ocak 1990-Ocak 2008 arası dönemi aylık veriler aracılığıyla Johansen-Juselius eş-bütünleşme testi ve Granger nedensellik modellerine dayalı hata düzeltme modelini kullanarak AB-15 ülkelerinde doğalgaz fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada Avusturya, Danimarka, Finlandiya, Almanya ve Lüksemburg' ta doğalgaz fiyatları, sanayi üretimi ve hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki ve bu iki değişken arasında dolaylı bir Granger nedenselliği olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Abdioğlu ve Değirmenci (2014), petrol fiyatlarındaki değişimler ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında, BİST kapsamındaki toplam sinai sektör, kimya ve tekstil gibi alt sektörlerin yanında hizmet sektörü kapsamındaki iletişim sektörüne ilişkin hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ortaya çıkmıştır.

Yukarıdaki çalışmaların yanı sıra Park ve Ratti (2008), Miller ve Ratti (2009), Miller ve Apergis (2009), Filis (2010), İşcan (2010), Arouri vd. (2011), Ono (2011), Chen ve Hsu (2012), Şener vd. (2013), Abhyankar vd. (2013) ve Kılıç vd. (2014) çalışmalarında ham petrol fiyatlarında yaşanan şokların hisse senedi piyasası ve hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini araştırmaktadırlar. Literatürde yapılan çalışmalar aşağıdaki tabloda özetlenmiştir.

Tablo 1. Ham Petrol Fiyatlarındaki Değişim ve Şoklarının Makroekonomi ve Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkisine Yönelik Yapılan Çalışmalar

Yazarlar	Dönem ve Yöntem	Ülke	Bulgular
Sadorsky (1999)	1947:m1-1996:m4 VAR analizi	ABD	Ham petrol fiyatları ekonomik faaliyetler üzerinde önemli rol oynamaktadır. Etki-tepki analizine göre ham petrol fiyatlarındaki hareketler hisse senedi piyasasında olumsuz davranış sergilemektedir. Hisse senedi getirileri üzerindeki petrol şoklarının faiz oranları ve sanayi üretimi üzerinde pozitif etkisi vardır.
Park&Ratti (2008)	1986:1-2005:12 Çok değişkenli VAR Analizi	ABD ve 13 Avrupa Ülkesi	Ham petrol fiyatlarındaki şokların reel hisse senedi getirileri üzerinde olumsuz etkileri söz konusudur. Bunun yanı sıra ülkeler arasında hisse senedi piyasası üzerinde ham petrol şoklarının etkisi farklılık göstermektedir.
Miller & Ratti (2009)	1971:m1-2008:m3 VEC Model	6 OECD Ülkesi	Uzun dönemde reel hisse senedi fiyatları ile dünya ham petrol fiyatları arasında ilişki söz konusudur. Modele 1980:5, 1988:1 ve 1999:9 dönemlerinde yapısal kırılmalar dahil edilerek tahmin edilmiştir. Ham petrol fiyatlarındaki artışa hisse senedi piyasası olumsuz tepki vermektedir.
Miller & Apergis (2009)	1981:m1-2007:m2 VEC Model	Avusturya, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, İngiltere, ABD	Ham petrol piyasasında yer alan arz şokları, küresel toplam talep şokları ve kendine özgü talep şokları olmak üzere 3 farklı yapısal şoku kullanarak hisse senedi piyasasında bu yapısal şokların etkisini araştırmıştır. Uluslararası hisse senedi piyasasında bu şokların önemli bir etkisi olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır.
Filis (2010)	1996:m1-2008:m6 VAR analizi	Yunanistan	Ham petrol fiyatlarındaki artış uzun dönemde Yunanistan hisse senedi piyasasını olumsuz yönde etkilemektedir. Bunun yanı sıra petrol fiyatlarındaki değişim TÜFE'yi olumsuz etkilerken sanayi üretimi üzerinde hiçbir etkisi yoktur.
İşcan (2010)	03/12/2001- 31/12/2009 Eşbütünleşme Testleri ve Granger Nedensellik Analizi	Türkiye	İMKB 100 endeksi ile Brent petrol fiyatı arasındaki ilişki araştırılmıştır. Yapılan eşbütünleşme testleri sonucunda uzun dönemde ilişki bulunamamıştır.
Arouri et al. (2011)	2005:m6- 2008:m10	Körfez Ülkeleri	Körfez ülkelerinde ham petrol fiyatları ile hisse senedi piyasalarında kısa ve uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığı araştırılmıştır. Katar, BAE, Suudi Arabistan'da

	VAR analizi, Eşbütünleşme analizi		kısa dönemde pozitif yönde bir etki bulunmuştur. Bahreyn hariç hiçbir Körfez Ülkesinde uzun dönemde petrol fiyatları ile hisse senedi getirileri arasında bir ilişki bulunamamıştır.
Ono (2011)	1999:m1-2009:m9 VAR analizi	BRIC Ülkeleri	Petrol fiyatlarındaki değişime yönelik Çin, Hindistan ve Rusya'nın hisse senedi piyasalarında bir tepki olurken Brezilya'da herhangi bir tepki söz konusu değildir. Petrol fiyatlarındaki artış ve düşüşler Hindistan için asimetrik etkiler yaratmaktadır. Varyans ayrıştırması sonucunda ham petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların en büyük etkileri Çin ve Rusya üzerinde görülmektedir.
Le & Chang (2011)	1986m1: 2011:m2 VAR analizi, Johansen çok değişkenli eşbütünleşme analizi	Japonya, Singapur, Güney Kore, Malezya	Petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların ülkelerin hisse senedi piyasaları üzerinde farklı etkileri söz konusudur. Japonya'da petrol fiyatlarındaki şoklar hisse senedi piyasasına hemen yansırken; Singapur, Güney Kore ve Malezya'da bütün sistemde çalışması ve sisteme etki etmesi zaman almaktadır. Ayrıca petrol fiyatlarındaki şokların hisse senedi piyasası üzerinde doğrusal olmayan etkilerinin de olduğu söz konusudur.
Chen & Hsu (2012)	1984-2008 VAR analizi	84 Ülke	Ham petrol arzı nedeniyle meydana gelen ham petrol fiyat artışları uluslararası ticaret (ithalat ve ihracat) üzerinde negatif etkisi vardır.
Şener vd.(2013)	2002-2012 Saklı Eşbütünleşme testi	Türkiye	Borsa İstanbul'un kapanış fiyatları ile petrol fiyatları arasında Hatemi-J ve Irandoust (2012) tarafından geliştirilen saklı eşbütünleşme testi aracılığıyla uzun dönemde bir ilişki söz konusudur.
Abhyankar et al. (2013)	1988: m1- 2009: m12 Yapısal VAR analizi	Japonya	Global toplam talep değişiminden kaynaklı ham petrol fiyat şokları Japon hisse senedi getirileriyle pozitif korelasyonludur. Ham petrol piyasasındaki özel talep şoklarıyla ilişkili olan petrol fiyatlarındaki artışa ise olumsuz tepkiler vermektedir.
Kılıç vd. (2014)	1994:m1- 2013:m11 Gregory Hansen Eşbütünleşme testi, Dinamik EKK yaklaşımı	Türkiye	Yapısal kırımların dahil edildiği modelde BİST sanayi fiyat endeksi ile ham petrol fiyatları arasında uzun dönemde ilişki söz konusudur.

Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde ham petrol fiyatlarındaki değişimin sadece makroekonomik değişkenler üzerinde etkili olmadığı bunun yanı sıra hisse senedi piyasalarında da önemli değişikliklere neden olduğu görülmektedir. Söz konusu çalışmalarda petrol fiyatlarının doğrusal ve simetrik bir yapı sergilediği varsayımı altında Granger nedensellik, Johansen koentegrasyon testi, ARDL sınır testleri, VAR analizi, VEC modelleri kullanılarak farklı sonuçlar elde edilmiştir.

3. Veri Seti ve Ekonometrik Metodoloji

3.1. Veri Seti

Bu çalışmada, G-7 ülkelerine ait 2002:04 – 2014:08 aylık verileriyle ham petrol fiyatlarında yaşanan şoklar ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki eşik değerli koentegrasyon analizi kullanılarak incelenecektir. G-7 ülkelerinin reel hisse senedi fiyatları, Batı Teksas türü ham petrol fiyatlarının (West Texas Intermediate-WTI) kapanış fiyatlarıyla birlikte incelenmiştir. Çalışmada yer alan reel hisse senedi fiyatları, her bir ülkeye ait TÜFE ile indirgenen hisse senedi fiyatları iken; dünya reel ham petrol fiyatları ise ABD ÜFE ile indirgenen nominal petrol fiyatları olarak belirlenmiştir. Ham petrol fiyatlarına ait veriler EIA, TÜFE' ye ait veriler IFS ve hisse senedi fiyatlarına ait veriler de OECD veri tabanından alınmıştır.

Fama' nın (1981) hipotezine göre hisse senedi faaliyetlerine yönelik analizlerde ekonomik aktivitelerin ve enflasyonun rolü büyüktür. Bu nedenle uluslararası ekonomiler bağlamında faiz oranları ve sanayi üretimini dikkate almak oldukça önemlidir. Bu çerçevede ham petrol fiyatları ve hisse senedi piyasası değişkenlerine faiz oranları ve sanayi (endüstriyel) üretimi değişkenleri de dahil edilerek hisse senedi piyasalarında ham petrol fiyatının etkisi daha farklı bir boyutla araştırılması amaçlanmıştır. Her bir ülkeye ait sanayi üretimi ve kısa dönem faiz oranları² gibi modele ek olarak katılan makroekonomik bağımsız değişkenler de OECD veri tabanından elde edilmiştir. Ekonometrik analizden önce her bir değişkenin doğal logaritması alınmıştır.

Bu çalışmada, ham petrol fiyatlarındaki şoklar ve hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönem ilişkide eşik değer etkilerini içerebileceği ihtimali de dikkate alınmaktadır. Bu durum, ham petrol fiyatları ve hisse senedi piyasası ilişkisindeki asimetrik ilişkiyi belirlemede oldukça önemli bir rol oynamaktadır.

3.2. Li & Lee (2010) ADL Eşik Değerli Koentegrasyon Testi

Literatürde uzun dönemde dengeye yönelik ayarlanma sürecinin daima simetrik olduğuna dair herhangi bir zorunluluk yoktur. Balke ve Fomby³ (1997) doğrusal koentegrasyon testlerinin gücünün asimetrik ayarlanma sürecinde düşük olduğunu belirtmişlerdir. Geleneksel koentegrasyon testlerinde asimetrik ayarlamalar dikkate alınmamaktadır ki bu durumda uzun dönemde ilişkiler

² Faiz oranlarının logaritması $\log(1 + \frac{r}{100})$ olarak alınmaktadır çünkü faiz oranları yüzde olarak ifade edilmektedir.

³ Doğrusal olmama ve koentegrasyon kavramlarını bir arada test etmeye olanak sağlayan ve uzun dönem dengesine yönelik doğrusal olmayan düzeltmeye izin veren eşik değerli koentegrasyon yaklaşımı, Balke ve Fomby (1997) tarafından literatüre kazandırılmıştır.

dengeye ulaştığında simetrik ayarlama varsayımının yetersiz sonuçlar vereceği muhtemeldir (Chang & Xu, 2012: 2). Enders ve Granger (1998) yanlış belirlenmiş dinamiklerin varlığında birim kök ve koentegrasyon için standart testlerin tümünde gücün düşük olduğunu göstermektedir (Pan vd., 2012: 858).

Genelde ekonometrik analizlerde sıklıkla tercih edilen standart koentegrasyon testlerinde serilerin aynı dereceden bütünleşik olması gerekmektedir. Bunun yanısıra bu testler yapısal kırılmalardan ve doğrusal olmama durumundan etkilenmektedir. Li & Lee (2010) tarafından literatüre katılan ADL eşik değerli koentegrasyon testi yaklaşımı, Engle-Granger (1987) ve Johansen-Juselius (1990) tarafından örnek olarak gösterilen genel koentegrasyon analizi ve birim kök analizi uygulamalarına göre birçok üstünlüğü söz konusudur.

Koentegrasyon ve birim kök için kullanılan standart testlerdeki güç ve zayıf boyut problemlerinden uzaktır ve eşik değer etkisi gibi doğrusal olmama durumunu da yansıtmaktadır (Ono, 2014: 3524). Standart koentegrasyon testlerinin aksine serilerin durağanlık seviyeleri bilinmeden uygulanabilmektedir. Koentegrasyon ve doğrusal olmama durumunu aynı zamanda araştırmaya izin vermesinin yanında küçük örnekleme sahip çalışmalarda da kullanılabilir (Chang & Xu, 2012: 3). Bu testin en büyük avantajı ise koentegre vektörünün önceden tanımlanmamış olmasıdır (Liu vd., 2012: 570). Geliştirilen bu yeni testin iki aşaması mevcuttur: İlk aşamasında koentegre vektörü belirlenmektedir. İkinci aşamasında ise tahmin edilen koentegre vektörü kullanılarak eşik değerli ADL regresyon modeli tahmin edilmektedir.

Bu çalışmada Li & Lee (2010) tarafından geliştirilen ADL eşik değerli koentegrasyon tekniği aracılığıyla asimetrik ayarlanma ile birlikte uzun dönemde ham petrol şokları ve hisse senedi piyasası fiyatları arasındaki ilişki test edilmektedir.

$$SP_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 IP_t + \beta_3 OIL_t + u_t \quad t = 1, 2, 3, \dots T \quad (1)$$

SP_t , R_t , IP_t ve OIL_t kısaltmaları sırasıyla reel hisse senedi fiyatları, kısa dönem faiz oranları, sanayi üretimi ve reel ham petrol fiyatlarına ait serileri göstermektedir. u_t ise stokastik hata terimidir.

ADL eşik değerli koentegrasyon testinin iki aşamadan oluştuğu daha önceden belirtilmiştir. Öncelikle Denklem (1) aracılığıyla koentegre vektörü tahmin edilmektedir. İkinci aşamasında ise tahmin edilen koentegre vektörü kullanılarak aşağıda verilen ADL eşik değerli koentegrasyon testi için regresyon modeli tahmin edilmektedir:

$$\Delta SP_t = \beta_0 + \beta_1 SP_{t-1} I_t + \beta_2 SP_{t-1} (1 - I_t) + \beta_3 R_{t-1} I_t + \beta_4 R_{t-1} (1 - I_t) + \beta_5 IP_{t-1} I_t + \beta_6 IP_{t-1} (1 - I_t) + \beta_7 OIL_{t-1} I_t + \beta_8 OIL_{t-1} (1 - I_t) + \beta_9 \Delta R_t + \beta_{10} \Delta IP_t + \beta_{11} \Delta OIL_t + \beta_{12} \Delta SP_{t-1} + \beta_{13} \Delta R_{t-1} + \beta_{14} \Delta IP_{t-1} + \beta_{15} \Delta OIL_{t-1} + \varepsilon_t$$

(2)

Burada I_t gösterge fonksiyonunu, Δ fark operatörünü göstermektedir. Li & Lee (2010) çalışmasında iki tane gösterge fonksiyonunu ileri sürmüştür. Bunlar Gösterge A $I_t^a = I(u_{t-1} < u_{t-1}^*(\tau))$ ve Gösterge B $I_t^b = I(\Delta u_{t-1} < \Delta u_{t-1}^*(\tau))$ şeklindedir. $u_{t-1}^*(\tau)$ eşik değerini göstermektedir. τ ise u_{t-1} ve Δu_{t-1} 'in ampirik dağılımının τ 'uncu yüzdesi olarak ifade edilir. τ değeri, u_{t-1} veya Δu_{t-1} ardışık serilerinin %15 yukarısı ve aşağısı yüzdelerinin arasındaki sıfır hipotezi için test istatistiğini maksimize ederek elde edilir.

Model tahmininde Gösterge A veya Gösterge B'nin seçimi için önceden belirlenmiş bir kural yoktur. Schwartz Bilgi Kriteri (SIC) veya Akaike Bilgi Kriteri (AIC) gibi model seçim kriterleri kullanılarak gösterge seçimi yapılmaktadır. Ekonometrideki cimrilik yasası gereği ΔSP_t , ΔR_t , ΔIP_t ve ΔOIL_t 'nin sadece bir gecikmesi modele katılmıştır. Gecikmenin seçimi ΔSP_t 'nin kısmi otokorelasyon fonksiyonuna bağlıdır. En önemlisi, eşik değerli modelde β_i ($i = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8$) ile ölçülen uzun dönem dengeye doğru ayarlanma hızının değişmesine izin verilmektedir.

Li & Lee (2010) çalışmalarında koentegrasyon ilişkisinin tespitinde kullanılmak üzere iki test öne sürmüşlerdir: *BO* ve *BDM* testleri. Boswijk (1994) tarafından önerilen *BO* testi ADL regresyon modelinde yer alan SP_{t-1} , R_{t-1} , IP_{t-1} ve OIL_{t-1} 'in katsayılarını test etmek için kullanılmaktadır. Banerjee vd. (1998) tarafından önerilen *BDM* testi ise SP_{t-1} , R_{t-1} , IP_{t-1} ve OIL_{t-1} 'in hepsinin birlikte regresyon modeline eklendiği durumunun geçersiz olduğu durumda kullanılmaktadır; böylece asimetrik sonuçlar katı dışsallık olmadığında geçerlidir. Eşik değerli ADL testinde kullanılan *BO* ve *BDM* testlerine ait temel hipotezler şöyledir:

$$BO \text{ testi için ; } H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$$

$$BDM \text{ testi için ; } H_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

Li & Lee (2010) çalışmalarında Monte Carlo denemeleri sonucunda güç ve boyut bakımından *BO* testinin *BDM* testine göre daha iyi sonuç verdiğini göstermiştir. Bu sebeple, çalışmamızda *BO* testine ait sonuçlar kullanılacaktır.

4. Ampirik Bulgular

Ham petrol fiyatlarındaki şoklar ve hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönem ilişkinin olup olmadığının sınındığı bu çalışmada, Li & Lee (2010) tarafından geliştirilen ve serilerin durağanlık seviyelerinin bilinmesine gerek duyulmayan ADL eşik değerli koentegrasyon testi kullanılmış ve elde edilen bulgular ekler bölümündeki tablolarda sunulmuştur.

Daha önce de belirtildiği üzere tahmin edilecek regresyon modelimizde Gösterge A veya Gösterge B fonksiyonlarının seçimine ilişkin genel bir kural söz konusu değildir. AIC veya SC gibi model seçim kriterleri aracılığıyla ayarlanma mekanizması seçimi önerilmektedir ve minimum değeri alan seçim kriteri sonucuna göre gösterge fonksiyonu belirlenmektedir. Model seçim kriteri olarak AIC kriterinin kullanıldığı çalışmamızda tahmin edilecek regresyon modeli seçiminde Kanada, ABD, İngiltere, Almanya ve Fransa için Gösterge A fonksiyonu; İtalya ve Japonya için Gösterge B fonksiyonu kullanılarak ADL regresyon modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 2 ve Tablo 3' te Gösterge A ve Gösterge B fonksiyonları kullanılarak tahmin edilen ADL eşik değerli koentegrasyon testine ait sonuçlar yer almaktadır. Her bir ülke için model seçim kriterlerine göre belirlenen gösterge fonksiyonunun kullanıldığı regresyon modelleri için elde edilen *BO* test istatistiği, Li & Lee (2010) çalışmasında üretilen kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. *BO* testi, ADL regresyon modelinde yer alan SP_{t-1} , R_{t-1} , IP_{t-1} ve OIL_{t-1} 'in uzun dönem katsayılarını test etmek için kullanılmaktadır. Tablolardaki sonuçlara dayanarak, G-7 ülkelerinin her biri için ayrı ayrı tahmin edilen ADL eşik değerli regresyon modelindeki değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı temel hipotez reddedilmektedir. Hisse senedi piyasa fiyatları ile ham petrol fiyat şokları, sanayi üretimi ve faiz oranları değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu durumu ortaya çıkmıştır.

Bununla birlikte, her bir ülke için ayrı ayrı test edilen uzun dönemde dengeye doğru yönelimde kullanılan ayarlanma sürecine ait katsayılar [β_i ($i = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8$)] istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durumda uzun dönem dengeye yönelme eğiliminin asimetric olduğu ortaya çıkmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda her bir ülke için ayrı ayrı test edilen ham petrol fiyatlarında yaşanan şoklar ve hisse senedi piyasa fiyatları arasındaki ilişkinin uzun dönemde dengeye yönelik ayarlanma sürecinin asimetric olduğu sonucuna varılmış ve simetric ayarlama varsayımlarının dikkate alınarak uygulanan testlere göre daha yeterli sonuçlar verdiği ortaya çıkmıştır.

5. Sonuç

1973 petrol krizinin ardından ham petrol piyasasında yaşanan şokların makroekonomi ve hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi gün geçtikçe artmaktadır. Fiyatlardaki değişimlere sadece petrol ithal eden ülkeler değil aynı zamanda ihrac eden ülkelerin ekonomileri de dikkat çekici tepkiler vermektedir. Bunun yanı sıra, petrol fiyatlarında yaşanan şoklar hisse senedi piyasası fiyatlarını olumlu ya da olumsuz yönde etkileyebilmektedir.

Çalışmada G-7 ülkelerine ait 2002:04 – 2014:08 aylık verileriyle ham petrol fiyatlarında yaşanan şoklar ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki Li & Lee (2010) tarafından geliştirilen asimetrik ayarlanmanın dikkate alındığı eşik değerli koentegrasyon analizi kullanılarak araştırılmıştır. Ham petrol fiyatlarında yaşanan şokların hisse senedi piyasasını etkileyebilmesinin yanında makroekonomik aktivitelerin de hisse senedi piyasası üzerinde etkili olduğu bilinmektedir. Tahmin edilecek ADL regresyon modeline ham petrol fiyatları ve hisse senedi piyasa fiyatları değişkenlerinin yanında faiz oranları ve sanayi (endüstriyel) üretim değişkenleri de dahil edilerek dolaylı yünden hisse senedi piyasalarında ham petrol fiyatının etkisi araştırılmak istenmiştir.

Asimetrik yapı sergileyen ham petrol fiyat şokları ve hisse senedi piyasa fiyatları serilerinde klasik koentegrasyon testlerinin uygulanmasıyla ortaya çıkan testin gücü ve zayıf boyut problemlerine çözüm üretilmektedir. Serilerde var olan asimetrik yapının dikkate alınmasıyla daha doğru ve yeterli sonuçlar elde edilmektedir.

İnsanoğlunun yaşamında önemli bir rol oynayan, modern ekonominin temel taşlarından biri olan petrol fiyatlarında yaşanan şokların gelişmiş kabul edilen ülke gruplarının ekonomileri ve hisse senedi piyasaları üzerinde de etkili olduğu görülmektedir. Petrol fiyatlarındaki artışın doğrudan hisse senedi piyasa fiyatları üzerinde etkisi olmasının yanı sıra, fiyatlarındaki değişimlerin makroekonomik değişkenler olarak belirlenen faiz oranları ve sanayi üretim değişkenleri üzerindeki etkisiyle dolaylı olarak hisse senedi fiyatları üzerinde etkisi olduğu görülmektedir.

Elde edilen sonuçlar, gelişmiş kabul edilen G-7 ülkelerinin her biri için ham petrol fiyatlarında yaşanan şokların hisse senedi piyasa fiyatları üzerinde etkili olduğu sonucunu ortaya çıkarmaktadır. Ham petrol fiyatları ile hisse senedi piyasa fiyatları arasındaki ilişkinin uzun dönemde dengeye yönelik ayarlanma sürecinin asimetrik olduğu belirtilmektedir.

Kaynaklar

Abdiođlu, Z., Deđirmenci, N. (2014), "Petrol Fiyatları- Hisse Senedi Fiyatları İlişkisi: BİST Sektörel Analiz", Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 5(8), 1-24.

Abhyankar, A., Xu, B., Wang, J. (2013), "Oil Price Shockc And The Stock Market: Evidence From Japan", The Energy Journal, 3(2), 199-222.

Acaravcı, A., Öztürk, I., Kandir, S. Y., (2012), "Natural Gas Prices and Stock Prices: Evidence From EU-15 Countries", Economic Modelling, 29, 1646-1654.

Arouri, M. E. H., Bellalah, M., Nguyen, D. K. (2011), "Further Evidence On The Responses Of Stock Prices In GCC Countries To Oil Price Shocks", International Journal Of Business, 16(1), 89-102.

Balke, N. S., Fomby, T. B. (1997), "Threshold Cointegration, International Economic Review", 38(3), 627-645.

Bittlingmayer, G. (2005), "Oil and Stocks: Is It War Risk?", University Of Kansas Working Paper Series, 1-30. (29 Eylül 2014 tarihinde ulaşılmıştır.)

https://www.aeaweb.org/assa/2006/0108_1300_1204.pdf

Chang, T., Xu, Y. Y. (2012), "Rational Bubbles In G-7 Countries: An Empirical Note Based On The ADL Test For Threshold Cointegration", 1-15. (11 Kasım 2014 Tarihinde Ulaşıldı) <http://asianfa2012.mcu.edu.tw/fullpaper/10356.pdf>

Chen, S. S., Hsu, K. W. 2012, "Reverse Globalization: Does High Oil Price Volatility Discourage International Trade?", Energy Economics, 34(5), 1634–1643.

Chittedi, K. R. (2012), "Do Oil Prices Matters For Indian Stock Markets? An Empirical Analysis", Journal Of Applied Economics and Business Research, 2(1), 2-10.

Eisdorfer, A. (2007), "The Importance Of Cash-Flow News For Financially Distressed Firms", Financial Management, 36(3), 33-48.

Fama, E. F. (1981), "Stock Returns Real Activity, Inflation, And Money", American Economic Review, 71, 545-565.

Fillis, G. (2010), "Macro Economy, Stock Market And Oil Prices: Do Meaningful Relations Exist Among Their Cyclical Fluctuations?", Energy Economics, 32(4), 877-886.

Güler, S., Tunç, R., 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 Fakültesi Dergisi, 24(4), 297-315.

Hamilton, J. D. (1983), "Oil and Macroeconomy Since World War II", *The Journal Of Political Economy*, 91(2), 228-248.

Hamilton, J. D. (2003), "What Is An Oil Shock?", *Journal Of Econometrics*, 113, 363-398.

İşcan, E. (2010), "Petrol Fiyatının Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkisi", *Maliye Dergisi*, 158, 607-617.

Jones, C. M., Kaul, G. (1996), "Oil And Stock Markets, *The Journal Of Finance*", 51(2), 463-491.

Kılıç, C., Bayar, Y., Özcan, B. (2014), "Petrol Fiyatlarının Borsa İstanbul Sanayi Fiyat Endeksi Üzerindeki Etkisi", *Kamu-İş*, 13(3), 125-141.

Le, T. H., Chang, Y. (2011), "The Impact Of Oil Price Fluctuations On Stock Markets In Developed And Emerging Countries", *Munich Personal RepEC Archive*, No: 31753, 1-36. (1 Ekim 2014 tarihinde ulaşıldı).

<http://mpa.ub.uni-muenchen.de/31753/>

Li, J., Lee, J. (2010), "ADL Tests For Threshold Cointegration", *Journal Of Time Series Analysis*, 31, 241-254.

Liu, S., Chang, T., Lee, C. H., Chou, P. I. (2012), "Nonlinear Adjustment To Purchasing Power Parity: The ADL Test For Threshold Cointegration", *Applied Economics Letters*, 19, 569-573.

Malliaris, A.G., Urritia, J.L. (1992), "The International Crash Of October 1987: Causality Tests", *The Journal Of Financial And Quantitative Analysis*, 27(3), 353-364.

Miller, I. J., Apergis, N. (2009), "Do Structural Oil-Market Shocks Affect Stock Prices?", *Energy Economics*, 31(4), 569-575.

Miller, I. J., Ratti, R. A. (2009), "Crude Oil And Stock Markets: Stability, Instability And Bubbles", *Energy Economics*, 31(4), 559-568.

Narayan, P.K., Narayan, S. (2010), "Modelling The Impact Of Oil Prices On Vietnam's Stock Prices", *Applied Energy*, 87, 356-361.

Ono, S. (2011), "Oil Price Shocks And Stock Markets In Brics", *The European Journal Of Comparative Economics*, 8(1), 29-45.

Ono, H. (2014), "The Government Expenditure-Economic Growth Relation In Japan: An Analysis By Using The ADL Test For Threshold Cointegration", *Applied Economics*, 46(28), 3523-3531.

Pan, G., Chang, T., Tang, D.P., Lee, C. H. (2012), "Nonlinear Adjustment To Purchasing Power Parity In Latin American Countries: The ADL Test For Threshold Cointegration", *Applied Economics Letters*, 19, 857-862.

Park, J. W., Ratti, R. A. (2008), "Oil Price Shocks And Stock Markets In The U.S. And 13 European Countries", *Energy Economics*, 30(5), 2587-2608.

Sadorsky, P. (1999), "Oil Price Shocks And Stock Market Activity", *Energy Economics*, 2, 449-469.

Şener, S., Yılcı, V., Tıraşođlu, M. (2013), "Petrol Fiyatları İle Borsa İstanbul'un Kapanış Fiyatları Arasındaki Saklı İlişkinin Analizi", *Selçuk Üniversitesi İİBF Sosyal Ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 26, 231-248.

Ekler

Tablo 2. Gösterge A ile ADL Eşik Değerli Koentegrasyon Test Sonuçları

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9	β_{10}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}	β_{15}
Kanada	2.009 (1.12)	1.239 (4.09)	6.042 (3.70)	-4.015 (-8.59)	-8.968 (-2.62)	7.005 (5.86)	-4.708 (-5.69)	-8.429 (-7.37)	-0.741 (-3.35)	-3.573 (-0.18)	1.377 (5.17)	-0.470 (-2.65)	0.074 (0.29)	4.514 (1.24)	3.615 (1.54)	1.630 (3.41)
	$w_{t-1}^*(\tau) = -0.024$			$\tau = 0.406$			$BO \text{ testi} = 29.8564^{**}$			$AIC = -0.05818$						
Fransa	3.294 (1.01)	11.189 (9.74)	9.498 (4.85)	-11.460 (-8.87)	-4.739 (-3.58)	10.272 (9.22)	-4.820 (-6.44)	-2.445 (-5.18)	-4.178 (-1.24)	8.852 (6.44)	1.344 (0.83)	-0.582 (-2.09)	0.047 (1.18)	2.829 (0.72)	0.338 (2.22)	1.237 (2.40)
	$w_{t-1}^*(\tau) = -0.055$			$\tau = 0.381$			$BO \text{ testi} = 30.6984^{**}$			$AIC = -0.08615$						
Almanya	4.325 (3.08)	7.311 (5.13)	15.462 (4.247)	-5.737 (-8.15)	-7.797 (-6.74)	2.661 (3.94)	-7.389 (-5.90)	-2.382 (-5.91)	-7.569 (-2.35)	3.105 (0.16)	-1.048 (-0.82)	-0.434 (-1.54)	-0.184 (-0.70)	8.880 (0.57)	1.635 (-0.66)	0.601 (2.41)
	$w_{t-1}^*(\tau) = 0.105$			$\tau = 0.755$			$BO \text{ testi} = 30.3454^{**}$			$AIC = -0.07868$						
İtalya	2.281 (1.94)	9.219 (2.55)	7.744 (2.17)	-12.855 (-3.25)	-7.434 (-5.94)	9.548 (2.15)	-4.909 (-6.53)	-8.686 (-3.06)	-2.282 (-0.64)	3.435 (0.68)	-0.315 (-0.20)	-0.489 (-1.80)	0.084 (0.32)	1.385 (0.57)	-0.958 (-0.66)	1.165 (2.41)
	$w_{t-1}^*(\tau) = 0.018$			$\tau = 0.578$			$BO \text{ testi} = 19.4889$			$AIC = -0.10197$						
Japonya	1.226 (5.27)	-4.233 (-2.71)	8.244 (4.83)	-6.862 (-3.32)	-4.197 (-4.76)	9.203 (6.58)	-5.835 (-7.24)	-5.697 (-2.83)	-1.748 (-2.40)	-83.603 (-0.87)	0.061 (0.06)	-0.455 (-1.48)	-0.095 (-0.32)	4.219 (3.51)	0.005 (0.01)	1.217 (1.98)
	$w_{t-1}^*(\tau) = 0.022$			$\tau = 0.560$			$BO \text{ testi} = 21.8745$			$AIC = -0.18185$						
ABD	4.258 (3.04)	6.304 (4.92)	6.551 (2.30)	-3.138 (-1.58)	-2.620 (-0.54)	10.478 (2.80)	-6.456 (-6.89)	-7.309 (-8.62)	1.660 (9.26)	-7.090 (-0.83)	0.522 (0.19)	-0.499 (-1.82)	0.046 (0.18)	-2.565 (-2.22)	10.494 (3.72)	1.501 (3.01)
	$w_{t-1}^*(\tau) = 0.279$			$\tau = 0.317$			$BO \text{ testi} = 29.8879^{**}$			$AIC = -0.14511$						
İngiltere	4.244 (1.20)	9.405 (3.44)	5.104 (3.59)	-7.236 (-2.44)	-3.894 (-2.66)	10.148 (7.05)	-5.113 (-6.16)	-2.720 (-4.75)	1.788 (6.25)	-12.090 (-1.12)	4.169 (2.10)	-0.454 (-1.73)	0.196 (0.80)	6.262 (0.62)	-1.217 (-0.63)	1.557 (3.12)
	$w_{t-1}^*(\tau) = -0.038$			$\tau = 0.418$			$BO \text{ testi} = 31.1624^{**}$			$AIC = -0.17123$						

Not:

- BO istatistiği için kritik değerler Li & Lee (2010) çalışmasında tablolaştırılmıştır. Gösterge A için %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerine göre kritik değerler sırasıyla 31.75, 29.35 ve 26.50'dir. Parantez içindeki değerler robust t istatistik değerleridir.

*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

Tablo 3. Gösterge B ile ADL Eşik Değerli Koentegrasyon Test Sonuçları

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9	β_{10}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}	β_{15}
Kanada	4.247 (1.83)	-7.726 [-2.26]	3.244 (1.06)	-5.972 [-2.48]	-7.091 [-0.81]	9.070 (3.22)	4.501 (2.78)	0.983 (2.03)	6.292 (2.76)	1.078 (0.85)	1.736 [0.75]	-0.505 [-1.88]	-5.256 [-2.26]	7.068 (3.73)	2.227 (2.17)	1.571 (2.27)
	$u_{t-1}^*(\tau) = 0.888$			$\tau = 0.564$			BO testi = 19.0457			AIC = -0.02997						
Fransa	1.266 (1.08)	-8.059 [-2.95]	5.577 (3.64)	-6.355 [-2.90]	-8.477 [-7.84]	9.135 (5.59)	5.309 (2.31)	2.020 (2.95)	3.926 (3.01)	8.481 (6.95)	-1.547 [-0.97]	-0.421 [-1.63]	-5.057 [-2.24]	7.687 [-3.26]	4.741 [-3.27]	6.120 (3.25)
	$u_{t-1}^*(\tau) = 0.035$			$\tau = 0.499$			BO testi = 20.5235			AIC = -0.01089						
Almanya	2.269 (2.30)	-9.841 [-2.53]	7.555 (0.99)	-4.647 [-1.11]	-3.348 [-2.31]	8.992 (7.70)	-9.614 [-0.80]	1.345 (0.35)	4.311 (1.18)	4.047 (1.16)	-2.304 [-3.54]	-0.348 [-1.32]	-5.232 [-0.26]	5.519 (0.25)	4.038 (1.23)	4.468 (5.028)
	$u_{t-1}^*(\tau) = 0.003$			$\tau = 0.395$			BO testi = 22.3918			AIC = -0.01338						
İtalya	4.257 (8.01)	-7.422 [-2.32]	5.363 (3.62)	-8.552 [-2.60]	-6.789 [-3.21]	1.884 (5.10)	2.150 (2.71)	1.354 (4.45)	3.903 (2.16)	4.151 (1.28)	-1.881 [-1.27]	-0.371 [-3.51]	-4.714 [-3.23]	11.107 (5.86)	-5.761 [-3.43]	4.396 (3.25)
	$u_{t-1}^*(\tau) = 0.019$			$\tau = 0.604$			BO testi = 29.9896**			AIC = -0.15487						
Japonya	3.242 (2.05)	-0.091 [-3.02]	7.909 (2.17)	1.663 (5.09)	-3.036 [-2.24]	8.252 (5.01)	-6.877 [-3.85]	3.395 (4.98)	2.519 (0.62)	4.706 (0.98)	0.436 (0.45)	-0.383 [-1.30]	-1.158 [-0.90]	4.761 (0.58)	-0.061 [-0.05]	1.783 (0.91)
	$u_{t-1}^*(\tau) = 0.011$			$\tau = 0.452$			BO testi = 30.7623**			AIC = -0.12026						
ABD	4.243 (3.95)	-1.549 [-3.0]	7.085 (1.93)	-1.689 [-1.66]	-2.804 [-2.93]	1.995 (2.73)	0.580 (2.81)	2.357 (0.71)	3.084 (2.87)	-2.943 [-7.34]	-4.308 [-1.44]	-0.420 [-1.56]	-4.976 [-2.67]	3.424 (2.47)	2.544 (3.92)	1.812 (11.70)
	$u_{t-1}^*(\tau) = 0.001$			$\tau = 0.487$			BO testi = 16.7658			AIC = -0.07524						
İngiltere	3.271 (1.81)	-7.033 [-0.15]	5.748 (2.55)	-4.517 [-5.34]	-2.569 [-1.85]	2.686 (2.52)	8.273 (4.95)	1.138 (1.34)	4.223 (1.09)	2.700 (0.25)	-0.053 [-0.03]	-0.393 [-1.61]	-7.854 [-1.90]	7.993 (1.95)	1.846 (2.10)	1.005 (3.04)
	$u_{t-1}^*(\tau) = 0.004$			$\tau = 0.585$			BO testi = 18.9193			AIC = -0.14610						

Not:

- BO istatistiği için kritik değerler Li & Lee (2010) çalışmasında tabloleştirilmiştir. Gösterge B için %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerine göre kritik değerler sırasıyla 33.16, 27.91 ve 25.15' tir. Parantez içindeki değerler robust t istatistik değerleridir.
- *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerini göstermektedir