Rusya Borsası'nın Petrol Fiyatlarına Bağımlılığı

Dependence on Oil Prices of Russian Stock Market

Asst. Prof. Dr. Dilek Özdemir (Atatürk University, Turkey)
 Asst. Prof. Dr. Özge Buzdağlı (Atatürk University, Turkey)
 Ph.D. Candidate Murat Akdağ (Atatürk University, Turkey)
 Prof. Dr. Ömer Selçuk Emsen (Atatürk University, Turkey)

Abstract

In the period after transition, economically full-liberal policy implementations applied by Russia Federation has been taken attention as cyclical movement. No variations of goods is said to be effective about the main reasons about cyclical movement in liberalisation. As a kind of indicator of the Russian economy, stock market's sensitivity to oil prices analyzed. In this context, especially change of oil prices, exchange rate and money supply effects on Russia are analyzed for the period of 1996M1-2015M12. Stationarity of the series is investigated by Lee ve Strazicich (2003) unit root test with multiple structural breaks, existence of cointegration relation between series is tested by Maki (2012) method of cointegration with multiple structural break, and cointegration coefficients are predicted with Dynamic Ordinary Least Square-DOLS method. Furthermore, causality relations between series are investigated by Hacker and Hatemi-J (2012) symmetric causality test. As a result, Russian stock market is positively effected by oil prices, real effective exchange rate and real money supply. Also causality tests showed that bidirectional causality relation found on stock market with oil prices and real effective exchange rate, and unidirectional causality from real money supply to stock market.

1 Giriş

Petrolün arz ve talebinin esnekliği düşük bir mal olması nedeniyle fiyatlarında meydana gelen değişimler hem petrol ihracatçısı hem de petrol ithalatçısı ülkeler açısından önemli bir etkiye sahiptir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerin kalkınabilmek ve kalkınmak için de sanayileşmeleri gereği dikkate alındığında, sanayi çarklarının döndürülebilirliği büyük ölçüde petrole bağımlı olmalarını kaçınılmaz kılmaktadır. Bu durum da ekonomilerinin kırılganlığını artıran unsurlar arasında görülebilir. Dolayısıyla petrol fiyatlarındaki artışlar petrol ithalatçısı ülkeleri olumsuz yönde etkilerken, ekonomisinde mal çeşitliliği düşük olan petrol ihracatçısı ülkeleri ise kazançlı hale getirmektedir.

Petrol ihraç eden ülkeler arasında bulunan Rusya ise günümüzde Suudi Arabistan ve ABD'den sonra üçüncü büyük petrol üreticisi konumundadır (Dünya Bankası 2015). Diğer taraftan ekonomide yeterli çeşitleme yapamayan ülkelerden olan Rusya'nın ekonomisi petrol fiyatlarına karşı oldukça duyarlıdır. Rusya'nın petrol ihracatına bağımlılığının göstergeleri arasında, petrol fiyatlarında yaşanan şok niteliğindeki düşüşlere paralel olarak 2015'te ortaya çıkan ekonomik daralma ve uygulanan ambargo paralelinde yaşadığı borç krizi gösterilebilir. Diğer taraftan küresel büyümenin beklentilerin altında gerçekleşmesi (2014'te %2,6'dan, 2015'te %2,4'e düşmesi) ve petrol fiyatlarındaki düşüşün beklentilerin ötesinde devam etmesi Rus ekonomisinde %3,7'lik bir GSYİH daralmasıyla sonuçlanmıştır. Rusya'nın halihazırdaki resesyonu ticaretin, para transferinin ve sermaye akımlarının azalması kanalıyla bölgedeki diğer ülkeleri de olumsuz etkilemektedir (Dünya Bankası Rusya Ekonomik Raporu, 2016). Diğer bir ifadeyle yayılma-bulaşma-domino etkileri diye ifade edilen husus, Rusya ile önemli ticareti olan ülkelere de sıçramaktadır. Bu çerçevede Türkiye'nin petrol ve enerji ithalatında en önemli ticari partnerlerinden biri olması nedeniyle Rus ekonomisindeki olumsuz gelişmelerin Türkiye ekonomisi üzerine yansımaları olması kaçınılmazdır.

Petrol fiyatlarındaki düşüşün Rus ekonomisinde yarattığı olumsuz etkiler yalnızca GSYİH daralmasıyla sınırlı kalmamış, diğer makroekonomik göstergelere de negatif yansımıştır. Temel göstergelerden bazılarındaki değişimler Tablo 1'de verilmektedir.

Temel Makroekonomik Göstergeler	2012	2013	2014	2015
M2, % değişim	17,9	15,4	7,3	7,2
Nominal döviz kuru Rb/USD (ortalama)	31,1	31,8	38,4	60,6
Rezervler (altın dahil), milyar \$	537,6	509,6	385,5	368,4
Cari açık (milyar \$)	71,3	33,4	58,3	69,6
Borsa endeksi (RTS)	1,527	1,443	791	757

Tablo 1. Rusya'nın 2012-2015 Döneminde Temel Makroekonomik Göstergelerindeki Değişimler **Kaynak:** Dünya Bankası Rusya Ekonomik Raporu 2016.

Tablo 1'de görüldüğü gibi 2015 yılındaki olumsuz gelişmeler Rusya'da M2'nin azalmasına, rezervlerde erimeye, cari açığın artmasına ve Rb/USD kurunun yükselmesine neden olmuştur. Ayrıca borsa endeksi RTS'de de büyük

oranda düşüş yaşandığı, dolayısıyla Rus borsasının petrol fiyatlarındaki değişimlerden etkilendiği düşünülebilir. Şirketlerin üretim sürecinde petrolün önemli bir girdi olması nedeniyle, petrol fiyatlarındaki yükseliş üretim maliyetlerini artırarak, şirketlerin kârlılığını azaltan bir unsur olarak görülebilir. Şirketlere ait hisse senedi fiyatları şirketlerin beklenen kârına göre belirlendiğinden, petrol fiyatlarındaki riskler borsada ayrıca fiyatlandırılmaktadır. Bu nedenle petrol şoklarının borsa üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğu; petrolün üretim sürecinde girdi veya çıktı olarak kullanılmasına göre fiyatlarındaki artış ya da azalışların hisse senedi fiyatlarını değiştirebildiği ileri sürülebilir (Asteriou vd, 2013). Bu bağlamda Şekil 1’de 1996-2015 dönemi için petrol fiyatları ile borsanın izlediği seyir görülmektedir.

Şekil 1. Borsa ve Petrolün Seyri

Şekil 1’de üst kısımda görülen RTSI ile alt kısımda görülen petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların paralellik gösterdiği ileri sürülebilir. Bu kapsamda çalışma, yukarıdaki şekilde gözlenen paralelliğin ekonometrik anlamda tutarlılık arz edip etmediğini amaçlamakta; yani dünyanın en büyük petrol ihracatçısı ülkeleri arasında yer alan Rusya için borsanın petrol fiyatlarına duyarlılığını incelemeyi amaçlamaktadır.

2 Literatür

Petrol fiyatlarının borsa üzerindeki etkileri arz ve talep şoklarına, ülkelerin gelişmişlik derecelerine ve petrol ihracatçısı ve ithalatçısı olmasına göre farklılık gösterdiğinden, literatürde petrol fiyatlarındaki değişimlerin borsa üzerine etkileri hususunda tam bir görüş birliğinin bulunduğu söylenemez.

Borsa ve petrol fiyatları arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmaların temelinde ise borsa ile para arzı arasındaki ilişkileri ele alan çalışmalar yatmaktadır. Bu çalışmalar arasında Hamburger ve Kochin (1972), Modigliani (1972), Keran (1971) ile Homa ve Jaffe (1971) örnek gösterilebilir (Gupta, 1974). Çalışmada literatür araştırması, genelde borsa ve başta para arzı olmak üzere bir kısım makroekonomik değişkenler boyutuyla ele alan çalışmalar ile özelde petrol fiyatları boyutuyla ele alan çalışmalar ve daha özelden Rusya üzerine yapılan çalışmalardan oluşurulmuştur. Böylece literatürdeki bakış açılarından hareketle Rusya özelinde yapılacak analizler için hem model hem de yöntem arayışına teorik dayanak teşkil ettirtilmeye çalışılmıştır.

Gupta (1974), para arzında gözlenen herhangi bir noktadaki dönüşümün borsa üzerinde ileride yaratacağı etkileri ölçmeyi amaçlamıştır. Bu çerçevede olasılık yaklaşımı kullanılarak para arzındaki t döneminde ortaya çıkacak değişikliklerin borsa değeri üzerine etkilerini araştırmıştır. Aylık veriler ile M2 ve Standard and Poor's'un 425 Endüstriyel indeks değerleri 1948:1-1970:12 veri dönemi için inceleme konusu yapılmıştır. Analiz sonuçlarında M1'e göre M2'nin daha iyi bir sinyalcisi olduğu tespit edilmiştir.

Goodhart vd. (2003) tarafından yapılan çalışmada Brezilya ve G. Kore'de döviz kuru ve hisse senedinde varlık fiyatları üzerine para politikasının etkileri ele alınmıştır. G. Kore ve Brezilya için 1995-1999 arası dönem, günlük veriler kullanılarak analiz edilmiştir. Serilerdeki oynaklık değerleri GARCH yaklaşımı ile belirlenmiş ve oynaklık serileri VAR modeli ile analize tabi tutulmuştur. Elde edilen bulgularda sıkı para politika uygulamalarının hisse getirileri üzerine avantajlı yansımalarının olduğu ortaya konulmuştur.

Phylaktis ve Ravazzolo (2005) borsa ve döviz kuru arasındaki kısa ve uzun dönemli dinamikleri eş-bütünleşme ve çok değişkenli Granger nedensellik analizleri ile inceleme konusu yapmışlardır. 1980-1998 arası dönem için

Pasifik Havzası ülkelerde (Hong Kong, Malezya, Singapur, Tayland ve Filipinler) aylık verilerle yapılan analizlerde kontrol değişkeni olarak da TÜFE alınmıştır. Analiz sonuçlarına göre borsa ile kur arasında pozitif yönlü ilişkilerin olduğu tespit edilmiştir.

Pethe ve Karnik (2000), Hindistan üzerine yaptıkları çalışmada borsa ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri incelemişlerdir. Makroekonomik değişkenler olarak döviz kuru, gecelik faiz oranları, dar anlamda para arzı, geniş anlamda para arzı ve sanayi üretim indeksi alınmıştır. Eş-bütünleşme ve hata düzeltme modelinin kullanıldığı çalışmada aylık veriler ile 1992-1997 arası dönem incelenmiştir. Analiz sonuçlarına göre makroekonomik değişkenler ile borsa arasında kısa dönemde zayıf da olsa ilişkiler ortaya konulurken, uzun dönemde ilişkinin olmadığı gözlenmiştir.

Rahmanov (2007), petrol şoklarının Kazakistan, Rusya ve Ukrayna'da GSYİH, enflasyon, faiz oranı, ücretler ve reel efektif döviz kuru üzerindeki etkisini incelemek amacıyla 1995:Q1-2008:Q2 dönemine ait verilerden yararlanarak VAR analizi yapmıştır. Kazakistan için petrol fiyatlarındaki artışın, enflasyonda artışa neden olduğu, döviz kurunu ve faiz oranını etkilemediği bulgusuna ulaşılmıştır. Ukrayna'da petrol fiyatlarındaki artışın, enflasyonda ve ücretlerde artışa neden olduğu, reel döviz kuru ve faiz oranı üzerinde ise anlamlı etkisinin olmadığı görülmüştür. Rusya özelinde ise petrol fiyatlarındaki artışın yalnızca GSYİH'yi pozitif etkilediği, petrol fiyatlarındaki azalışın ücretleri, reel döviz kuru ve enflasyonu azalttığı ortaya konmuştur.

Basher ve Sadorsky (2006) yılındaki çalışmalarında, petrol fiyatları değişiminin 21 gelişmekte olan ülkenin borsalarındaki etkisini incelemişlerdir. 1992:12-2005:10 dönemine ait verilerin kullanıldığı çalışmanın sonuçlarına göre, petrol fiyatlarının gelişmekte olan ülke borsaları üzerinde pozitif ve anlamlı etkiye sahip olduğu görülmüştür.

Asteriou vd. (2013), petrol fiyatlarındaki değişimlerin borsa ve faiz oranları üzerindeki etkilerini petrol ihracatçısı 13 ülke ve petrol ithalatçısı 18 ülkenin 1988:01-2008:12 dönemi için incelemişlerdir. Granger nedensellik ile Johansen eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modelinden yararlanarak yaptıkları analiz sonuçlarında petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların petrol ithalatçısı ülkelerin borsaları üzerindeki etkilerinin, petrol ihracatçısı ülkelerdekinden daha anlamlı olduğu, ayrıca hem kısa dönemde hem de uzun dönemde petrol fiyatlarının borsa ile etkileşiminin faiz oranlarıyla etkileşiminden daha güçlü olduğu ortaya konmuştur. Son olarak petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler açısından farklılık gösterdiği bulgusuna ulaşılmıştır.

Fang ve You (2014), Çin, Hindistan ve Rusya gibi gelişmekte olan ekonomilerde petrol fiyatları ve hisse senedi getirileri arasındaki dinamik etkileşimi araştırmak amacıyla 2001:01-2012:05 dönemine ait aylık verilerle yaptıkları çalışmalarında yapısal VAR (SVAR) yöntemini kullanmışlardır. Analiz sonuçlarında Hindistan'da petrol tüketimindeki artış tarafından tetiklenmediği sürece yükselen petrol fiyatlarının Hindistan ekonomisi üzerinde her zaman negatif etkisinin olduğu bulunmuştur. Ayrıca küresel talepteki artıştan kaynaklanan petrol fiyatları şokunun Çin ekonomisi üzerinde anlamsız bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. Küresel talepten kaynaklanan petrol şokunun Rus hisse senedi getirilerinde ise anlamlı bir düşüşe yol açtığı bulgusuna ulaşılmıştır.

Yalçın (2015), çalışmasında petrol piyasasındaki arz ve talep şokları nedeniyle artan petrol fiyatlarının Kazakistan, Rusya ve Ukrayna borsaları üzerindeki etkisini 2000:01-2013:07 dönemi için incelemiştir. 2008 küresel krizi değişkeninin de yer aldığı modelini SVAR yöntemiyle analiz ederek, üç ülkenin borsalarının petrol fiyatları şoklarına verdiği tepkilerin farklılaştığını ortaya koymuştur. Kazakistan'ın tüketimi tarafından belirlenmediği sürece petrol fiyatlarının Kazakistan borsasını etkilemediği; Ukrayna'daki petrole özgü talep şokunun Ukrayna Borsası'nı hem örneklem döneminde hem de kriz sonrası dönemde pozitif etkilediği; Rusya'nın petrole özgü talep şokunun Rus Borsası'nı yalnızca kriz sonrası dönemin ilk aylarında anlamlı ve pozitif etkilediği, küresel petrol talebinin ve petrol arzının ise borsa üzerinde anlamlı etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Gay (2008), Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin borsalarının 1999:03-2006:06 yılları arasındaki aylık verileri kullanarak döviz kuru ve petrol fiyatlarıyla olan ilişkisini ARIMA modeli ile incelediği çalışmasında BRIC ülkelerinin borsaları üzerinde döviz kuru ve petrol fiyatlarının önemli etkisi olmadığını ortaya koymuştur.

Hayo ve Kutan (2005), Rus Borsası'nın günlük getirilerini asimetric GARCH modeli ile inceledikleri çalışmalarında, Rusya borsasının getirilerinin tahmininde S&P500 getirileri ve petrol endeksi getirilerinin önemli olduğunu göstermişlerdir.

Jalolov ve Miyakoshi (2005), EGARCH modeli ile 1995-2003 arasındaki aylık verilerle yaptıkları çalışmada, Almanya Borsası'nın aylık Rusya borsasını tahminlemede aralarındaki ticaret ve yatırım nedeniyle daha başarılı olduğunu bulmuşlardır. Bununla birlikte doğalgaz veya petrolün önemsiz olduğunu belirtmişlerdir. Bununla birlikte doğalgaz veya petrolün önemsiz olduğunu belirtmişlerdir.

Saleem ve Vaihekoski (2008), küresel, yerel ve ulusal para risklerinin Rusya borsasında fiyatlandırılıp fiyatlandırılmadığını analiz etmişlerdir. 1995-2006 arası dönem için çoklu GARCH-M yaklaşımının kullanıldığı çalışmada ulusal para riskine yerel, ulusal ve küresel borsaların etkileri incelenmiş; Rusya borsası ile Rus rublesi arasında anlamlı ilişkiler yakalanmıştır.

Anatolyev (2008) tarafından 1995:01-2004:12 döneminde Rusya Borsasını etkileyen faktörlerin incelendiği çalışmada, temel faktörlerden petrol fiyatları ve yabancı döviz kurlarının etkisinin zayıfladığı, diğer faktörlerden Amerikan hisse senetleri fiyatları ve yerel faiz oranlarının etkisinin arttığı bulgusuna ulaşılmıştır.

Peresetsky (2011), 2000:01-2010:10 dönemi için Rusya borsa endeksi ve petrol fiyatlarını GARCH, TGARCH ve Sıradan En Küçük Kareler modelleri ile incelediği çalışmasında S&P500 endeksinin tüm örneklem dönemi için, NIKKEI endeksinin ise 2008:08-2009:09 döneminde etkili olduğu bulunmuştur. Ayrıca petrol fiyatlarının 2006 yılına kadar borsa üzerinde etkili olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Göçer ve Bulut (2015), petrol fiyatlarındaki değişimlerin Rusya ekonomisi üzerindeki etkilerini 1992:Q1-2014:Q4 dönemi için incelemiştir. Hacker ve Hatemi-J (2012) simetrik nedensellik testi ve Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerinden yararlanarak gerçekleştirdikleri analizlerinde petrol fiyatlarından ihracata, dış ticaret dengesine ve milli gelire doğru nedensellik ilişkilerinin olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca eşbütünleşme testi sonuçlarında petrol fiyatlarındaki artışın, Rusya'nın ihracatını, dış ticaret dengesini ve milli gelirini arttırdığı ortaya konmuştur.

Literatür özetleri genel olarak borsa endeksi ile para arzı başta olmak üzere reel kur, enflasyon oranı gibi bir kısım makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri araştırırken, özellikle petrol gelirlerine bağımlılığın yüksek olduğu ülkelerde ise petrol gelirleri ya da petrol fiyatlarının da etkilerini araştırdığı gözükmemektedir.

3 Ampirik Analiz

Bu çalışmada petrol ihracatçısı olan Rusya borsası ile petrol fiyatları arasındaki ilişkiler analiz konusu yapılacaktır. Temelde bu iki değişkenler arasındaki ilişkiler incelenirken, aynı zamanda kontrol değişkenler olarak yukarıdaki literatürden hareketle kurdaki ve para arzındaki değişimin etkileri de araştırılmıştır. Öncelikle serilerin durağanlıkları Lee ve Strazicich (2003) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle incelenmiştir. Daha sonra seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığının tespiti için Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi yapılmış ve seriler arasındaki uzun dönem ilişkileri Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Ordinary Least Square-DOLS) yöntemiyle tahmin edilmiştir. Ayrıca seriler arasındaki Hacker ve Hatemi J (2012) simetrik nedensellik testleri uygulanmıştır.

3.1 Veri Seti ve Model

Rusya borsası ile petrol fiyatları, reel efektif döviz kuru ve reel para arzı arasındaki ilişkinin analiz edilmesinde 1996M1:2015M12 dönemine ait veriler kullanılmıştır. Rusya borsasını temsilen RTSI (Russian Trading System Index) brent petrol fiyatları, reel efektif döviz kuru (ABD Doları/Ruble) ve M2 para arzı değişkenleri kullanılmıştır. Değişkenler için Federal Reserve Bank of St. Louis, Rusya Merkez Bankası ve Bloomberg internet sitelerinden faydalanılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler mevsimsel dalgalanmalar gösterdiği için hareketli ortalamalar yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmış ve serilerin doğal logaritması alınmıştır. Çalışmada kullanılan temel model aşağıda belirtilmiştir.

$$\ln RTSI_t = \beta_0 + \beta_1 \ln BRENT_t + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln M2_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

3.2 Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Zaman serisi analizlerinde veri döneminde yapısal kırılma varken bu yapısal kırılmaları dikkate almadan birim kök testi yapmak hatalı sonuçlar verebilmektedir (Perron 1989). Yapısal kırılmayı göz önüne alan testler, kırılmanın tek ya da çok olmasına veya kırılma döneminin dışsal ya da içsel olarak belirlenmesine göre sınıflandırılabilir. Çalışmada kullanılan Lee-Strazicich (2003), yapısal kırılmanın içsel ve iki tane olduğu duruma örnektir. Lee-Strazicich test süreci şu şekildedir:

$$y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_{443} t \sim iid N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

Burada Z_t dışsal değişkenler vektörüdür (Lee ve Strazicich, 2003). Lee- Strazicich, B modeli trendde bir kerelik kırılmaya izin vermesi nedeniyle çok fazla anlamlı kabul edilmemekte ve bu nedenle Perron'un ve Zivot-Andrews'in aksine Lee-Strazicich (2003) A ve C modelleriyle çalışmaktadır.

Model A düzeyde iki kırılmaya izin verir ve $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ şeklinde ifade edilebilir. Burada $t \geq T_{Bj} + 1, j = 1, 2$ için $D_{jt} = 1$ ve diğer durumlarda ise $D_{jt} = 0$ değerini alır. T_{Bj} kırılma tarihini gösterir. Model C düzeyde ve trendde iki kırılma içermektedir ve $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ şeklinde ifade edilir. Burada $t \geq T_{Bj} + 1, j = 1, 2$ için $DT_{jt} = t - T_{bj}$ ve diğer durumlarda ise 0 değerini alır. Model A ve Model C 'de β 'nin değerine bağlı olarak sıfır ve alternatif hipotezler şu şekildedir:

$$H_0 = y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 \beta_{2t} + y_{t-1} + \vartheta_{1t} \quad (3)$$

$$H_a = y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + \vartheta_{2t} \quad (4)$$

Burada ϑ_{1t} ve ϑ_{2t} terimleri durağan hata terimlerini; $t = T_{Bj} + 1, j = 1, 2$ için $B_{jt} = 1$ ve diğer durumlarda $B_{jt} = 0$ ve $d = (d_1, d_2)$ değerini alır. Model C içinse (3) ve (4) nolu eşitliğe sırasıyla DT_{jt} değerleri eklenmelidir. Burada hem H_0 altında hem de H_a altında kırılmaya izin verdiğinden testin yorumu nettir.

Lee-Strazicich (2003) sürecinde, iki kırılmalı LM birim kök test istatistiği şu şekilde hesaplanabilir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Burada $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\Psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ ve $t=2, \dots, T$; $\tilde{\delta}$, Δy_t 'nin ΔZ_t üzerine regresyonundan elde edilen katsayıları; y_1 ve Z_1 , y_t ve Z_t 'nin ilk gözlemleridir. Bu testte birim kök hipotezi şu şekilde test edilmektedir:

$$H_0: \phi = 0 \text{ birim kök} \quad H_a: \phi < 0 \text{ yapısal kırılmalı durağanlık} \quad (7)$$

LM_t test istatistiği bu hipotezi test etmek için hesaplanan LM_τ istatistiğidir. Lee-Strazicich (2003) kırılma tarihlerini grid-search süreci kullanarak içsel biçimde tespit etmektedir. Ayrıca kırılmanın ilk gözlemlerde ya da son gözlemlerde olması çok anlamlı olmaması nedeniyle, ilk ve son gözlemlerde belirli bir sınıra kadar dışlamaya gidilir. Örneğin ilk ve son %5 gözlem çıkarılarak kırılma noktalarını test istatistiğinin minimum olduğu noktalar belirlenir. Bu teste ilişkin kritik değerler Lee-Strazicich (2003) tarafından üretilmiştir. Hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçük olduğunda, H_0 hipotezi reddedilmekte, diğer bir ifadeyle incelenen serinin durağan olduğu kabul edilmektedir.

Serilerin durağanlığı Lee-Strazicich(2003) birim kök testi ile incelenmiş ve test sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

Değişkenler	Model A			Model C		
	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi	Kritik Değerler	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi ve λ Değerleri	Kritik Değerler
LNRTS	-2,5714	11.1998 07.2003	%1: -4,545 %5: -3,842 %10: -3,504	-5,0267	06.1998 ($\lambda 1: 0,1250$) 04.2006 ($\lambda 2: 0,5083$)	%1: -6,41 %5: -5,74 %10: -5,32
LNBRENT	-1,8294	11.2002 12.2008		-4,4038	11.2004 ($\lambda 1: 0,4458$) 06.2013 ($\lambda 2: 0,8750$)	
LNREER	-1,7736	07.1998 05.2000		-4,8405	11.1998 ($\lambda 1: 0,1458$) 11.2011 ($\lambda 2: 0,7958$)	
LM2	-1,5850	10.1999 03.2000		-5,1393	08.1998 ($\lambda 1: 0,1333$) 06.2006 ($\lambda 2: 0,5260$)	
ALNRTS	-13,0222	04.2008 12.2008		-13,829	07.1998 ($\lambda 1: 0,1292$) 11.1998 ($\lambda 2: 0,1458$)	%1: -6,32 %5: -5,73 %10: -5,32
ALNBRENT	-13,4803	05.2008 10.2008		-14,6655	03.2008 ($\lambda 1: 0,6125$) 11.2008 ($\lambda 2: 0,6458$)	
AREER	-10,7154	06.1998 12.1999		-13,9112	07.1998 ($\lambda 1: 0,1292$) 12.1998 ($\lambda 2: 0,1500$)	
ALM2	-13,0391	01.1998 03.1999		-15,0172	06.1998 ($\lambda 1: 0,1250$) 04.1999 ($\lambda 2: 0,1667$)	

Not: Tabloda yer alan kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'den alınmıştır.

Tablo 2. Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi Sonuçları

Serilerin düzey değerleri için yapılan testte hesaplanan test istatistikleri %1 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan, H_0 hipotezi kabul edilmiş ve yapısal kırılmalar altında serilerin birim kök içerdiği sonucuna varılmıştır. Serilerin birinci farkları alındığında ise hesaplanan test istatistikleri %1 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden küçük olduğundan, H_0 hipotezi reddedilmiş ve serilerin durağan hale geldiği görülmüştür.

3.3 Maki (2012) Eşbütünleşme Testi

Birim kök testi sonuçlarına göre, serilerin tümünün aynı dereceden durağan olması, eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmak için sağlanması gereken ilk aşamadır. Birim kök testlerinde olduğu gibi eşbütünleşme ilişkisinde de yapısal kırılmalar eşbütünleşme testinin performansını etkilemektedir. Bu amaçla eşbütünleşme ilişkisi Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır. Maki (2012) beş yapısal kırılmayı içsel olarak belirleyen bir eşbütünleşme yöntemidir. Maki (2012), yapısal kırılmaların varlığı durumunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisini test etmek için dört farklı model kullanır:

$$Model\ 0 = y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t, \quad (7)$$

$$Model\ 1 = y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \gamma trend + u_t, \quad (8)$$

$$Model\ 2 = y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (9)$$

$$Model\ 3 = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + \gamma trend + \sum_{i=1}^k \gamma_i trend D_{i,t} + u_t \quad (10)$$

Model 0, sabit terimde kırılmanın olduğu trendsiz modeli (7 nolu model); Model 1, sabit terimde kırılmanın olduğu trendli modeli (8 nolu model); Model 2, sabit terimde ve eğimde kırılmanın olduğu modeli (9 nolu model) ve Model 3, sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmanın olduğu modeli (10 nolu model) göstermektedir. Şöyle ki, Maki (2012) çalışmasında belirtilen modellerle gauss kodları arasındaki farklılıkları daha sonrasında kendisi ile yapılan yazışmalar sonucunda uyumlu hale getirmiştir. Burada $t=1,2,\dots,T$ 'dir. y_t ve $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{mt})$ gözlemlenebilen $I(1)$ değişkenlerini ve u_t hata terimini göstermektedir. $D_{i,t}$ kukla değişkenler olup $t > T_{Bi}$ iken, 1 değerini, diğer durumlarda 0 değerini almaktadır. Ayrıca k maksimum kırılma sayısını ve T_{Bi} kırılma zamanını gösterir. Maki (2012) eşbütünleşme testi, önsel şart olarak belirlenmemiş kırılma sayısının maksimum kırılma sayısına eşit ya da daha küçük olduğunun varsayıldığı Bai ve Perron (1998) tarafından önerilen yapısal kırılma testine ve Kapetanios (2005) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı birim kök testine dayanır (Maki, 2012). Maki (2012) eşbütünleşme testinin hipotezleri şöyledir:

$$H_0 = \text{Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme yoktur}$$

$$H_\alpha = \text{Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme vardır} \quad (11)$$

Hipotezleri test etmek için gerekli olan kritik değerler, Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmış ve Maki (2012)'de verilmiştir. Hesaplanan test istatistikleri kritik değerden küçük olduğunda H_0 reddedilmekte ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilmektedir. Bu çalışmada eşbütünleşme ilişkisi Maki (2012) testi ile incelenmiş ve sonuçlar Tablo 3'de verilmiştir.

	Test İstatistiği	Kritik Değer			Yapısal Kırılma Tarihleri
		%1	%5	%10	
Model 0	-5,148	-6,555	-6,038	-5,773	1997:05,1998:07,2008:03,2008:09,2011:07
Model 1	-5,155	-6,784	-6,250	-5,976	1997:05,1998:07,2008:03,2008:09,2011:07
Model 2	-6,744**	-7,232	-6,702	-6,411	2006:10, 2008:06
Model 3	-9,667***	-9,428	-8,800	-8,508	1997:01, 1997:08,1999:01,2007:04,2009:04

Tablo 3. Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Tablo 3'de yer alan Maki Eşbütünleşme testi sonuçlarına göre Model 0 ve Model 1'de eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı, Model 2 ve Model 3'de test istatistiği kritik değerlerden küçük olduğundan H_0 hipotezi reddedilmiş ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Model 2'de iki kırılmada, Model 3'de ise beş kırılmada eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmanın olduğu Model 3 temel alınarak eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmiş ve kırılma tarihleri uzun dönemli katsayıların tahmininde kukla değişkenler olarak modele dahil edilmiştir.

3.4 Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Eşbütünleşme katsayıları, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını gözönünde bulunduran DOLS yöntemiyle tahmin edilmiştir. Bu yöntemde, StockWatson (1993), OLS (Ordinary Least Square: En Küçük Kareler) tahmincisindeki sapma ve içsellik sorunlarını giderebilmek için, modele açıklayıcı değişkenlerin düzey değerleriyle birlikte, farklarının gecikmelerinin (lag) ve öncüllerinin de (lead) eklenmesini önermiştir. DOLS tahmincisinin kullanılabilmesi için, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olması gerekmektedir. Bu yöntemin en önemli üstün yanlarından birisi; bağımlı değişken $I(1)$ olmak şartıyla, bağımsız değişkenlerden bazılarının $I(1)$, bazılarının $I(0)$ olmasına izin vermesidir.

Tablo 4'deki sonuçlar incelendiğinde Rusya Borsası'nı; petrol fiyatlarındaki %1'lik artışın %0.288 oranında, reel efektif döviz kurundaki %1'lik artışın %1.299 oranında ve reel para arzındaki %1'lik artışın ise %0.56 oranında artırdığı görülmektedir. K1 ve K2 kuklaları istatistiki açıdan anlamlı değilken, K3 kuklasını ifade eden 1999:01 dönemi Rusya'nın 1998'deki borç krizinin borsaya negatif yansımaları olarak kabul edilebilir. K4 kuklasını

ifade eden 2007:04 ise borsayı pozitif etkilediği görülmektedir. 2007 yılında Rusya ekonomisinin %8,5 oranında büyümesi, %3,9 oranında sabit sermaye yatırımlarının artması ve ihracat artışının borsaya olumlu etkisini temsil ettiği söylenebilir. K5 kuklasını ifade eden 2009:04 dönemi ise 2008 küresel finansal krizin yansıması olarak kabul edilebilir.

Bağımlı değişken: LNRTS				
Değişkenler	Katsayı	St Hata	t istatistiği	Olasılık değeri
<i>c</i>	-2.951	1.059	-2.786	0.0058
<i>LNBRENT</i>	0.288	0.133	2.156	0.0321
<i>LNREER</i>	1.299	0.325	3.988	0.0001
<i>LNRM2</i>	0.565	0.114	4.924	0.0000
<i>K1</i>	0.157	0.114	1.376	0.1701
<i>K2</i>	0.226	0.158	1.427	0.1549
<i>K3</i>	-0.348	0.136	-2.560	0.0111
<i>K4</i>	0.425	0.151	2.818	0.0053
<i>K5</i>	-0.139	0.059	-2.322	0.0211
<i>R</i> ²	0.914	<i>R</i> ²	0.90	

Not: Newey-West standart hataları kullanılmıştır. Kukla değişkenler; K1: 1997:01; K2:1997:08, K3:1999:01, K4:2007:04, K5:2009:04

Tablo 4. Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayıları

3.5 Simetrik Nedensellik Testi

Simetrik nedensellik testi öncelikle Hacker ve Hatemi-J (2006) testi ile öne çıkmıştır. Ancak bu testte gecikme uzunluğunun dışsal olarak belirlenmesi bir eksiklik olarak görüldüğünden Hacker ve Hatemi-J (2012) tarafından yapılan çalışmayla bu eksiklik giderilerek gecikme uzunluğunun içsel olarak belirlenmesi mümkün hale getirilmiştir. Optimal gecikme uzunluğu VAR modelinde bootstrap simülasyonu ile tahmin edilmiştir. VAR modelinde Schwarz Bayesian Kriterinin (SBC) minimum olduğu gecikme uzunluğu bulunmaktadır. Schwarz Bayesian Kriteri aşağıda 12 nolu eşitlikte belirtilmiştir.

$$SBC = \ln(\det \hat{\Omega}_j) + k \left(\frac{n^2 \ln T}{T} \right), k = 0, 1, 2, \dots, K \quad (12)$$

Burada k gecikme uzunluğu, $\hat{\Omega}_j$; varyans kovaryans matrisinin determinantı, n, denklem sayısı ve T ise toplam gözlem sayısıdır. Hacker ve Hatemi-J (2012) simetrik nedensellik testinin boş hipotezi granger nedensellik testlerinde olduğu gibi “birinci değişkenden ikincisine doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur” şeklindedir. Hesaplanan Wald istatistik değeri bootstrap kritik değerlerden büyükse, nedenselliğin olmadığı boş hipotez reddedilir. Bootstrap kritik değerlerini hesaplamak için bootstrap simülasyonunu 10.000 defa tekrarlamak ve her bir simülasyonda Wald istatistiğini hesaplamaktadır. Bu çalışmada da simetrik nedensellik testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 5’te sunulmuştur.

Hipotez	Wald Test İstatistiği	Kritik Değerler			Karar
		%1	%5	%10	
LNRTS=> LNBRENT	9.871***	9.417	6.026	4.691	Borsadan Petrol Fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.
LBRENT=> LRTS	14.793***	9.248	6.082	4.691	Petrol Fiyatlarından Borsaya doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.
LNRTS=> LNREER	10.667**	14.937	9.967	7.30	Borsadan Reel Efektif Döviz Kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.
LNREER=> LNRTS	33.872***	10.989	6.229	4.622	Reel Efektif Döviz Kurundan Borsaya doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.
RTS => M2	9.899*	17.875	11.753	9.593	Borsadan Para Arzına doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.
M2 => RTS	45.868***	11.137	6.111	4.635	Reel Para Arzından Borsaya doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

Not: *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde birinci değişkenden, ikincisine doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığını göstermektedir.

Tablo 5. Simetrik Nedensellik Testi Sonuçları

Tablo 5’te yer alan simetrik nedensellik testi sonuçlarına göre RTS ile petrol fiyatları, reel efektif döviz kuru ve para arzı ile çift yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. Simetrik nedensellik testinin boş hipotezinin reddedildiği anlamlılık düzeylerine ve katsayıların büyüklüğüne bakıldığında, reel para arzının, reel efektif döviz kurunun ve

petrolün borsaya olan etkisinin daha güçlü olduğu söylenebilir. Bu bulgular Rusya Borsası'nın petrol fiyatlarına kura ve para arzına güçlü bir şekilde duyarlı olduğunu göstermektedir.

4 Sonuç

Ülke borsalarının başta para arzı olmak üzere bir takım makroekonomik değişkenlerle ilişkisini ele alan yaygın bir literatürün varlığı dikkat çekmektedir. Bu çalışmada önemli bir petrol ihracatçısı olan Rusya'nın borsası ile petrol fiyatları arasındaki ilişkiler analiz konusu yapılmıştır. Rusya borsası ile petrol fiyatları arasındaki ilişkiler incelenirken, çalışmada literatürden hareketle kontrol değişkenler olarak kurdaki ve para arzındaki değişimin etkileri de modele dahil edilmiştir. Kur ve para arzının modele dahilinde, kurun bir tür asimetrik yansımalar sergilemesi ve para arzının da finansal derinleşme göstergesi olarak kabul edilmesi bu düşüncenin temelini oluşturmuştur.

Çalışmadan elde edilen bulgulara göre Rusya Borsası'nı etkileyen değişkenler en güçlüden en zayıfa göre sıralandığında; reel döviz kurunun (%1.299), reel para arzının (%0.56) ve petrol fiyatlarının (%0.288) artırdığı görülmektedir. Dolayısıyla Rusya Borsası ile reel döviz kuru, reel para arzı ve petrol fiyatları arasında pozitif yönlü ilişkilerin olduğu belirlenmiştir. Diğer taraftan Rusya Borsası üzerine bu ülkenin kendine özgü krizi (1998 krizinin 1999:01 döneminde) negatif etkileri ile yüksek büyümesinin (2007:04) pozitif etkileri yakalanmış iken; küresel ekonomik krizin (2008 krizinin 2009:04 döneminde) negatif etkili olduğu gözlenmiştir. Ayrıca yapılan simetrik nedensellik testi sonuçlarına göre RTSI ile petrol fiyatları, reel efektif döviz kuru ve para arzı ile çift yönlü nedensellik ilişkiler yakalanmıştır.

Elde edilen bulgular bir bütün olarak değerlendirildiğinde, Rusya Borsası'nın petrol fiyatlarına, kura ve para arzına güçlü bir şekilde duyarlı olduğu gözlenirken, aynı zamanda dışsal şoklardan da yadsınmadığı dikkat çekmektedir. Petrol gelirlerine yüksek derecede bağımlı bir ekonomi olan Rusya ekonomisinin dışsal unsurlarla belirlenen petrol fiyatlarındaki dalgalanmalara duyarlı bir ekonomik yapısının varlığı, aynı zamanda bu ülkede zımnen “doğal kaynakların laneti argümanı”nın kuvvetli bir şekilde varlığına işaret etmektedir. Rusya'nın halihazırda dünya siyasi yapısında eski Sovyetlerden gelen güçlü askeri yapısını bireysel tüketim ihtiyaçları karşılayacak ölçüde ekonomik yapı ile çeşitlendirememesinin petrole dayalı kırılgan bir ekonomik yapı içerisinde kalmasına yol açtığı söylenebilir.

Kaynakça

- Anatolyev, S. (2008). A 10-Year Retrospective on the Determinants of Russian Stock Returns. *Research in International Business and Finance*, **22**(1): 56-67.
- Asteriou, D., Dimitras, A., Lendewig, A. (2013). The Influence of Oil Prices on Stock Market Returns: Empirical Evidence from Oil Exporting and Oil Importing Countries, *International Journal of Business and Management*, **8** (18): 101-120
- Basher, S. A., Sadorsky, P. (2006). Oil Price Risk and Emerging Stock Markets, *Global Finance Journal*, **17**(2), 224-251.
- Fang, Chung-Rou, You, Shih-Yi (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.
- Gay Jr, R. D. (2008). Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns for Four Emerging Economies: A Vector Regression Model for Brazil, Russia, India, and China. *ProQuest*.
- Goodhart, C., Mahadeva, L., Spicer, J. (2003). Monetary Policy's Effects During The Financial Crises in Brazil and Korea, *International Journal of Finance and Economics*, **8**: 55-79.
- Göçer, İ., Bulut, Ş. (2015). Petrol Fiyatlarındaki Değişimlerin Rusya Ekonomisine Etkileri: Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme ve Simetrik Nedensellik Analizi, *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, <http://dx.doi.org/10.18074/cnuibf.229>, ss.1-28.
- Gupta, M. C. (1974). Money Supply and Stock Prices: A Probabilistic Approach, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **9**(1): 57-68.
- Hacker, R.S. ve Hatemi-J, A. (2006). Tests for Causality between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application, *Applied Economics*, **38**(13): 1489-1500.
- Hacker, R.S. ve Hatemi-J, A. (2012). A Bootstrap Test for Causality with Endogenous Lag Length Choice: Theory and Application in Finance, *Journal of Economic Studies*, **39**(2): 144-160.
- Hayo, B., & Kutun, A. M. (2005). The Impact of News, Oil Prices, and Global Market Developments on Russian Financial Markets. *Economics of Transition*, **13**(2): 373-393.
- Jalilov, M., Miyakoshi, T. (2005). Who Drives the Russian Financial Markets?, *Developing Economies*, **43**(3): 374-395.

- Kapetanios, G. (2005). Unit-Root Testing Against The Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks, *Journal of Time Series Analysis*, **26**(1): 123–133.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks, *The Review of Economics and Statistics*, **85**(4): 1082-1089.
- Maki, D. (2012). Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks, *Economic Modelling*, **29**(5): 2011-2015.
- Peresetsky, A. A. (2011). What determines the Behavior of the Russian Stock Market, *MPRA paper*, 41508.
- Pethe, A., Karnik, A. (2000). Do Indian Stock Markets Matter? Stock Market Indices and Macro-Economic Variables, *Economic and Political Weekly*, **35**(5): 349-356.
- Phylaktis, K., Ravazzolo, F. (2005). Stock Prices and Exchange Rate Dynamics, *Journal of International Money and Finance*, **24**: 10301-1053.
- Rahmanov, Ramiz (2007). Do Oil Price Shocks Matter for Transition Economies? Evidence from Kazakhstan, Russia and Ukraine, *Central European University Department of Economics*, pp.1-84.
- Saleem, K., Vaihekski, M. (2008). Pricing of Global and Local Sources of Risk in Russian Stock Market, *Emerging Markets Review*, **9**: 40-56.
- Stock, J. ve Watson, M. W. (1993) “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems” *Econometrica*, **61**(4): 783-820.
- Yalçın, Y. (2015). “Petrol Fiyatı Şoklarının BDT Borsaları Üzerine Etkisi: Rusya, Kazakistan ve Ukrayna”, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, **17**(1): 64-81.