

HİSSE SENETLERİ İLE ALTIN ONS FİYATLARI VE HAM PETROL FİYATLARI ARASINDAKİ EŞBÜTÜNLEŞME İLİŞKİSİ: BİST 100

Emrah ÖGET¹, Süleyman ŞAHİN²

ÖZ

Bu çalışmanın amacı altın ons fiyatları ve ham petrol fiyatları ile Borsa İstanbul Ulusal 100 endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkilerin incelenmesidir. Bu bağlamda 1997-2014 yılları arasına ait toplam 3703 günlük verilerle çalışılmıştır. “Genişletilmiş Dickey Fuller ve Philips Perron Birim Kök Testleri” sonucunda veriler birinci farklarında durağan çıkmış daha sonra “Johansen Eşbütünleşme” analizi ile değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiyi gösteren bir adet vektörün var olduğu ortaya çıkmıştır. Ancak, araştırma modelimiz olan altın ons fiyatları ve ham petrol fiyatlarıyla hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi gösteren vektör hata düzeltme teriminin katsayısı anlamsız çıkmış ve değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi kurulamamıştır. Bu sonuçlar altının günümüzde hisse senetlerine alternatif bir yatırım aracı olarak kullanıldığının göstergesidir.

Anahtar Kelimeler: Tahmin, Talep tahmini, Dickey-Fuller, Philips Perron Unit Root, Johansen eşbütünleşme

¹ Doktora Öğrencisi, Abant İzzet Baysal Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Programı, İşletme Anabilim Dalı, emrahoget(at)hotmail.com

² Yrd. Doç. Dr., Abant İzzet Baysal Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Sayısal Yöntemler Anabilim Dalı, suleymansahin(at)ibu.edu.tr

COINTEGRATION RELATIONSHIP BETWEEN SHARES AND GOLDEN ONS PRICES AND CRUDE OIL PRICES: BİST 100

ABSTRACT

This study aims to investigate the long-term relationship between gold prices per ounce and crude oil prices and Borsa İstanbul 100 Index. To this end, data of 3703 days between the years of 1997 and 2014 has been studied. “Augmented Dickey-Fuller and Philips Perron Unit Root Tests” revealed that the variables were stationary at first difference, yet it was found through “Johansen Cointegration” analysis that there exists an vector showing a long term relationship between the variables. However, the coefficient of the vector error correction term reflecting on the long-term relationship between the variables provided above was statistically insignificant and the variables did not have the long-term balance relationship. These findings support the fact that, as a means of investment, gold is used as an alternative to shares.

Key words: Forecasting, Demand forecasting, Dickey-Fuller, Philips Perron Unit Root, Johansen Cointegration

Öget, Emrah, Şahin, Süleyman. “Hisse Senetleri İle Altın Ons Fiyatları Ve Ham Petrol Fiyatları Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi: Bist 100”. *ulakbilge* 5. 11 (2017): 637-653

Öget, E. ve Şahin, S. (2017). Hisse Senetleri İle Altın Ons Fiyatları Ve Ham Petrol Fiyatları Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi: Bist 100. *ulakbilge*, 5 (11), s.637-653.

Giriş

Finansal piyasalar sürekli gelişmekte ve finansal araçlar arasındaki çeşitlilik ve karmaşıklık da buna orantılı olarak artmaktadır. Türkiye’de önceki yıllarda altın bir yatırım aracı olarak görülmeyip sadece insanların gelenek ve kültürlerine göre alınırken son zamanlarda yaşanan krizlerden dolayı altın da önemli yatırım araçlarından biri haline gelmiştir. Çünkü yatırımcılar güvenli yatırım araçları arayışı içerisinde olmuş ve altını da güvenilir yatırım araçlarından birisi olarak görmüşlerdir. Günümüzde tasarruf aracı olarak kullanılan altın öneminden pek de bir şey kaybetmemiştir. Yatırımcılar açısından para piyasasında faiz oranları, sermaye piyasasında hisse senetleri ve diğer alternatifler olarak da altın gibi yatırım araçları gelmektedir. Her ne kadar Türkiye için literatürde altın yatırım aracı olarak görülmesi de ülkelerin politik durumları, beklenen krizler ve sonucu olarak yatırımcıların güvenilir ve istikrarlı yatırım araçları arayışından dolayı altın, hisse senetlerine alternatif bir yatırım aracı olarak görülecektir. Diğer yandan petrol fiyatları, dünya ve ülke ekonomik performansı açısından önemli göstergelerden birisidir ve son yıllarda petrol fiyatlarında çok büyük dalgalanmaların olduğu ve bu dalgalanmaların makroekonomik faktörler üzerindeki etkilerini araştırmaya yönelik çalışmaların yapıldığı görülmektedir. Bugüne kadar petrol fiyatlarında değişimin makroekonomik faaliyetler üzerindeki etkilerine çalışılırken hisse senetleri ile arasındaki ilişkiler ile ilgili yapılan çalışmaların daha az sayıda olduğu söylenebilir. Özellikle bu çalışmaların gelişmiş ve körfez ülkeleri üzerine odaklanması gelişmekte olan bir ülke olan Türkiye için bu çalışmanın yapılması gerekli görülmüştür. Eşbütünleşme analizi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını gösterir. Zaman serileri ile çalışıldığı için değişkenlerin birim köke sahip olup olmadığını bilmesi gerekir. Çünkü birim kök sahte regresyon oluşumuna yol açar ve analiz sonuçları gerçek bilgiler vermez. Eğer birim kök sorunu varsa, sorunu gidermenin yollarından biri de bu sorun giderilinceye kadar değişkenlerin farkları alınması ve daha sonra eşbütünleşme analizi yapılmasıdır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi kurulması durumunda bu değişkenlerin uzun dönemde denge ilişkisi içerisinde olup olmadığını anlamak için vektör hata düzeltme modeli kullanılır. Bu doğrultuda çalışmanın amacı; altın ons fiyatları ve ham petrol fiyatlarının hisse senedi üzerinde uzun dönemli bir etkiye sahip olup olmadığını araştırılmasıdır. Uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi kurulması durumunda altın fiyatlarının hisse senedi fiyatlarına alternatif bir yatırım aracı olarak gösterilmeyeceği anlaşılmaktadır. Bu doğrultuda çalışmanın amacı küresel faktörler olarak ham petrol fiyatlarını da çalışmaya dahil ederek, 1997-2014 yılları arasına ait 3703 günlük verilerle altın fiyatları ile hisse senetleri fiyatları arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olup olmadığını “Johansen eşbütünleşme ve vektör hata düzeltme” modellerini kullanarak araştırmaktır.

1. Literatür

Literatür hisse senetleriyle altın ons fiyatları arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalar ve hisse senetleriyle ham petrol fiyatları arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalar olarak iki kısımda ele alınmıştır. Bunun nedeni petrol fiyatlarıyla hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmaların bir çok ülke üzerinde yapıldığını göstermek ve altın fiyatlarıyla hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmaların da çelişkili sonuçlarını göz önüne koymaktır.

Hisse Senetleri ile Altın Ons Fiyatları Arasındaki İlişki

Hisse senedi fiyatlarıyla, altın fiyatları arasındaki ilişkileri inceleyen bir çok çalışma bulunmaktadır (Sharma ve Mahendru, 2010; Adjasi, 2009; Dizdarlar ve Derindere, 2008). Türkiye’de altın fiyatları ve hisse senedi fiyatları arasında yapılan çalışmaların bir çoğunda altın fiyatları ve hisse senedi fiyatları arasında pozitif yönlü ilişkiler tespit edilmiştir(Akkum ve Vuran, 2005; Albeni ve Demir, 2005; Özer, Kaya ve Özer, 2011; Albayrak, Öztürk ve Tüylüoğlu, 2012).

Akkum ve Vuran (2005), çalışmasında 20 firmayı incelemiş, IMKB30 endeksi, mali, sınai ve hizmet alt sektör endeksleri, GSMH, sanayi üretim endeksi, döviz kuru, enflasyon, para arzı, reel bütçe dengesi, ihracat/ithalat oranı, cari işlemler dengesi, piyasa faiz oranı, vade riski ve altın fiyatlarını kullanmıştır. Makroekonomik faktörlerin hisse senedi getirilerine etkisini inceleyen çalışmasında arbitraj fiyatlama modelini (AFM) ve çoklu regresyon modelini kullanmıştır. Analiz sonuçları hisse senedi getirileri üzerinde ağırlıklı olarak IMKB30 endeksinin ve firmaların ait oldukları sektörlerle göre alt sektör endekslerinin etkiliği olduğunu göstermektedir. Tüm denklemlerde getiriler ile IMKB30 ve alt sektör endeksleri (Mali, Sınai ve Hizmet endeksleri) arasında beklendiği yönde pozitif ilişkiler elde edilmiştir.

Albeni ve Demir (2005) çok değişkenli regresyon modeliyle, IMKB fiyat endekslerinden mali endeks, TÜFE, kamu harcamaları, GSMH, özel ve kamu yatırım harcamaları, dolar ve mark kurları, hazine bonosu faiz oranı, tasarruf mevduatı faiz oranları, uluslararası portföy yatırımları, M2 para arzı, cumhuriyet altını, iç borçlar gibi makroekonomik değişkenler kullanmışlardır. Çalışmanın sonucunda hisse senedi fiyatlarını etkileyen makroekonomik faktörler olarak; mevduat faiz oranları, Cumhuriyet altını, uluslararası portföy yatırımları ve Alman Markı faktörlerini bulmuşlardır.

Dizdarlar ve Derindere (2008), IMKB100 Endeksi, cari işlemler hesabı, dış ticaret dengesi, doğrudan yurtiçi yatırımlar, portföy yatırımları, emisyon hacmi, para arzı (M3), sanayi üretim endeksi, dış borç (brüt), 1994 temel yılı tüketici fiyatları

endeks serisi, altın fiyatları (Londra piyasası, açık piyasa işlemleri ağırlıklı ort. faiz (ters repo) (1gün, açık piyasa repo ve ters repo işlemleri (1gün) YTL tutarı, bankalararası para piyasası ON TCMB Kotasyon (1gecelik) gibi bir çok değişkeni modeline dahil etmiş. Araştırmada Dickey-Fuller testi, Breusch Godfrey-serisel korelasyon Lagrange Multiple testi kullanılmış, yapılan araştırmanın sonucunda sadece döviz kurunun İMKB 100 endeksini etkileyen anlamlı değişken olduğu tespit edilmiştir.

Adjasi (2009), Gana hisse senedi fiyat değişkenliği üzerindeki makroekonomik belirsizliklerin etkisini analiz etmek için tüketici fiyat endeksi (enflasyon için vekil), döviz kuru, para arzı, faiz oranları, petrol fiyatı, altın fiyatı ve kakao fiyatları değişkenlerini kullanmış ve üstel genelleştirilmiş otoregresif koşullu heteroskedastik (EGARCH) modeliyle analizini gerçekleştirmiştir. Sonuçlar göstermiştir ki kakao fiyatlarındaki ve faiz oranlarındaki yüksek dalgalanmalar hisse senedi fiyatlarındaki oynaklığı artırmaktadır. Altın fiyatları, petrol fiyatları ve para arzındaki yüksek dalgalanmalar ise hisse senedi fiyatındaki oynaklığı azaltmaktadır.

Sharma ve Mahendru (2010), Hindistan hisse senedi fiyat endeksleri ile seçilmiş makroekonomik değişkenler (döviz kuru, döviz rezervleri, altın fiyatı, enflasyon) arasındaki ilişkiyi Galton (1877) modelini kullanarak incelemiştir. Hisse senedi fiyatları ile döviz kuru ve altın fiyatları arasında güçlü bir etkileşimin olduğu bulunurken, döviz kuru ve enflasyonun etkisi sınırlı düzeyde bulunmuştur.

Özer, Kaya ve Özer (2011), çalışmalarında hisse senedi fiyatı ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi bir yandan en küçük kareler (EKK) yöntemiyle sınamakta, diğer yandan da bu değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkilerin irdelendiği bir Vector Error Correction (VEC) modelini kullanmışlardır. Bunların dışında değişkenler arasındaki bu ilişkileri araştırmak amacıyla, Johansen- Juselius Eş-bütünleşme Testi, Granger Nedensellik Testi kullanılmıştır. Çalışmada hisse senedi fiyatı ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü araştırmak amacıyla 'Granger Nedensellik Sınaması' yapılmıştır. Çalışmada İMKB100 endeksi, TÜFE, üretim endeksi, M1, faiz oranı, döviz kuru, dış ticaret dengesi ve altın fiyatları değişkenler olarak kullanılmıştır. Sonuç olarak, en küçük kareler yöntemi tahminleri, Johansen-Juselius eş-bütünleşme test sonuçları, Granger Nedensellik testi ve VEC modelden elde edilen varyans ayırma sonuçları, örnek dönemde Türkiye ekonomisi için hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasında, farklı derecelerde de olsa, bir ilişkinin varlığını göstermiştir.

Albayrak, Öztürk ve Tüylüoğlu (2012), hisse senetleri ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek için İMKB100 endeksi, faiz oranları, dolar kuru, altın fiyatları, yabancı portföy yatırımları ve doğrudan yabancı yatırımlarını

değişkenler olarak kullanmışlardır. En Küçük Kareler (EKK) tekniği, Prais-Winsten yöntemi, Durbin-Watson testleri uygulanmış ve araştırma sonuçlarına göre faiz oranı ve doğrudan yabancı yatırımlar ile İMKB-100 endeksi arasında anlamlı bir ilişkinin tespit edilememesi ilgili dönem aralığında ülkemizde doğrudan yabancı yatırımların istikrarlı ve düzenli bir eğilim göstermemesi nedeniyle açıklanabilir denilmiştir.

Hisse Senetleri ile Ham Petrol Fiyatları Arasındaki İlişki

Petrol fiyatlarındaki değişim ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişki literatürde pek çok araştırmanın konusunu oluşturmuştur (Kasman, 2005; Yılmaz, Güngör ve Kaya, 2005; Cong, Wei, Jiao ve Fan, 2008; Apergis ve Miller, 2008; Filis, 2009; Adjasi, 2009; İşcan, 2010; Sayılğan ve Süslü, 2011). Petrol fiyatları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin negatif yönlü olması beklenmektedir (Sayılğan ve Süslü, 2011).

Kasman (2005), Türkiye hisse senedi piyasasının zaman içerisindeki oynaklığının, makroekonomik değişkenlerin oynaklığına atfedilip, atfedilmeyeceğini GARCH tahminleri yoluyla araştırmıştır. Kullanılan makroekonomik değişkenler sınai üretim, para arzı (M1), enflasyon oranı, bir USA doları karşılığı Türk Lirası olarak tanımlanan döviz kuru değişkeni ve petrol fiyatlarıdır. Bulgular; para arzındaki oynaklığın hisse senedi piyasasındaki oynaklığı açıkladığını gösterirken; hisse senedi piyasasındaki oynaklığın ise, döviz kuru ve enflasyondaki oynaklığı açıkladığını göstermektedir. Makroekonomik oynaklıkların birleşik ve eşanlı açıklayıcı gücünün sınanması, hisse senedi piyasası oynaklığı üzerinde yalnızca sınai üretim ve döviz kuru oynaklığının önemli etkisi olduğuna işaret etmektedir ve toplam hisse senedi oynaklığındaki değişimlerin % 6'sı makroekonomik oynaklıkla açıklanabilmektedir sonucuna ulaşmıştır.

Basher ve Sadorsky (2006), petrol fiyatları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi uluslararası çok faktörlü bir model kullanarak araştırmışlardır. Gelişmekte olan hisse senedi piyasalarında, petrol fiyat risklerinin etkileri kapsamlı bir şekilde araştırılmıştır. Gelişmekte olan piyasalardaki hisse senedi getirilerinin petrol fiyat risklerinden etkilendiğine dair güçlü kanıtlar bulunmuştur.

Brahmasrene ve Jiranyakul (2007), Tayland'da finansal kriz ve finansal liberalizasyon sonrasında seçilmiş makroekonomik değişkenlerle hisse senedi getirileri arasındaki ilişkileri birim kök testi, eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Hisse senedi endeksleri ile makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Hisse senedi endeksleri ile para arzı arasında pozitif bir etki bulunurken sanayi üretim endeksi,

döviz kuru ve petrol fiyatlarının hisse senedi endeksleri üzerinde olumsuz etkisinin olduğunu tespit etmişlerdir.

Jong, Wai , Jiao ve Fan (2008), değişkenli vektör oto-regresyon modelini kullanarak, petrol fiyatlarındaki şoklar ve Çin borsasındaki interaktif ilişkileri araştırmışlardır. Petrol fiyat şoklarının, imalat endeksi ve bazı petrol şirketleri haricinde reel hisse senedi getirileri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığını bulmuşlar, bunun yanında bazı önemli petrol fiyat şoklarının petrol şirketi hisse senedi fiyatlarını düşürdüğünü ileri sürmüşlerdir.

Filis (2009), tüketici fiyat endeksi, sanayi üretimi, hisse senedi piyasası ve Yunanistan'daki petrol fiyatları arasındaki ilişkileri incelemişlerdir. Çalışmalarında eşbütünleşme, VEC ve VAR modelini kullanmışlardır. Hisse senedi ve petrol fiyatlarının uzun vadede, Yunan Tüketici Fiyat Endeksinde olumlu bir etkisinin olduğunu, petrol fiyatları ile hisse senedi piyasası arasında anlamlı negatif ilişkilerin varlığını ve petrol fiyatının TÜFE'yi anlamlı ve negatif yönde etkilediği sonuçlarına ulaşmışlardır.

İşcan (2010), çalışmasında İMKB100 endeksi ile Brent petrol fiyatı arasındaki etkileşimi araştırmıştır. Bu çerçevede yapılan eşbütünleşme testlerinden elde edilen sonuçlara göre bu iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamaktadır. Uzun dönemli ilişkinin bulunmaması sonucunda VAR temelli Granger nedensellik testi uygulandığında her iki yönde de nedenselliğin bulunmadığını görülmüştür.

Sayılğan ve Süslü (2011), gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi getirileri ile enflasyon, faiz oranı, para arzı, reel ekonomik faaliyet, döviz kuru, petrol fiyatları ile S&P 500 endeksinin getirisi gibi değişkenler arasındaki ilişkiyi Panel veri analizi yöntemiyle incelemiş, 11 gelişmekte olan ülke araştırmaya dahil edilmiştir. Bu ülkeler sırasıyla, Ürdün, Arjantin, Brezilya, Macaristan, Şili, Endonezya, Meksika, Rusya, Malezya, Polonya ve Türkiye' dir. Hisse senedi getirileri ile faiz oranı, reel ekonomik faaliyetin göstergesi GSYİH, para arzındaki yüzde değişimin göstergesi M1 ve petrol fiyatlarındaki yüzde değişim arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki saptanmamıştır. Buna karşın, hisse senedi getirileri ile döviz kuru, enflasyon oranı ve standard and poor 500 endeksi getirileri arasında anlamlı bir ilişkinin varlığı saptanmıştır.

2. Veriler Ve Yöntem

2.1. Veriler

Çalışmada, Türkiye hisse senedi piyasası fiyat göstergelerinden olan BİST 100 endeksi ile ham petrol fiyatları ve altın ons fiyatları arasındaki ilişki 06.01.1997-28.04.2014 dönemine ait günlük veriler kullanılarak incelenecektir. Dünya ekonomisinde önemli bir süreç olduğu düşünülerek bu dönemler seçilmiştir. 6 Ocak 1997 ve 28 Nisan 2014 tarihleri arasında toplam 3703 günlük kullanılabilir veri elde edilmiştir.

Çalışmada veriler aşağıdaki şekilde kodlanmıştır;

LNBİST: Borsa İstanbul 100 endeksi

LNGOLD: Altın Fiyatları

LNOIL: Ham Petrol Fiyatları

BİST 100 fiyat endeksi Borsa İstanbul (www.borsaistanbul.com) veri tabanından, ham petrol fiyatları www.quandl.com veri tabanından ve altın ons fiyatları Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (www.tcmb.gov.tr) veri tabanından elde edilmiştir.

2.2. Yöntem

Burada kısaca “Birim Kök Testleri, Johansen Eşbütünleşme Testi ve Vector Error Correction Modeli (VECM)” konularından bahsedilecektir.

2.2.1. Birim Kök Testleri

Bir değişkenin zaman içinde devam eden uzun süreli hareketine trend denir ve bir zaman serisi trendi, etrafında dalgalanır. Zaman serisi verilerinde iki çeşit trend görülür (deterministik ve stokastik). Deterministik trend zamanın tesadüfi olmayan bir fonksiyonudur. Ancak bizim çalışacağımız veriler zaman içerisinde değişimi önceden tahmin edilemeyen tesadüfi veriler olduğu için stokastiktir.

Stokastik trend, iki zaman serisi ilişkili değilken onların ilişkili gibi görünmesine neden olabilir ve bu duruma sahte regresyon sorunu denir (Stock ve Watson, 2011). Zaman serisi verileri ile çalışırken verilerin stokastik trende sahip olması (birim köke sahip olması) yani durağan olmaması durumu kuvvetle muhtemeldir. İlk olarak doğal logaritmaları alınan verilerin stokastik trendini sınamak için Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Philips Peron (PP) birim kök testlerini uygulayacağız.

ADF için;

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

Denklemin her iki tarafından Y_{t-1} çıkarıldığında, denklem şu şekilde ifade edilebilir;

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (1.2)$$

Burada; $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, β_0 : sabit, δ : $\beta_1 - 1$, u_t : stokastik hata terimini ifade etmektedir. Genişletilmiş Dickey Fuller birim kök sınaması için formül aşağıdaki şekli almaktadır.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (1.3)$$

H_0 : $\delta = 0$ ise Y_t stokastik trende sahip,

H_1 : $\delta < 0$ ise Y_t durağandır.

Trendli model için (eğer alması hipotez yerine Y_t 'nin doğrusal zaman trendi etrafında durağan olduğu iddia edilirse, o zaman bu trend "T" (gözlem sayısı) ek bir açıklayıcı değişken olarak modele dahil edilir):

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (1.4)$$

burada β_1 bilinmeyen bir katsayıdır.

Modele eklenmesi gereken uygun gecikme sayısı p , Schwarz ve Akaike bilgi kriterleri kullanılarak tahmin edilebilir. ADF sınaması için kritik değerler, sınamanın denklem (1.3)'ü veya denklem (1.4)'ü temel almasına bağlıdır ve bunlar Tablo 1'de verilmektedir.

Tablo 1: ADF istatistiği için kritik değerler.

Deterministik açıklayıcı değişkenler	%10	%5	%1
Trendsiz	-2.57	-2.86	-3.43
Trendli	-3.12	-3.41	-3.96

Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testinde tesadüfi hataların dağılımının istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayılmaktadır. Yani tesadüfi hatalar arasında otokorelasyon olmadığı varsayılmaktadır. Philips ve Perron (1988) birim kök için parametrik olmayan yeni bir test geliştirmişler ve Dickey ve Fuller tarafından geliştirilen (gecikme terimlerinin eklenmesi yerine, parametrik olmayan bir düzeltme) varsayımı geliştirerek tesadüfi hataların dağılımı ile ilgili yeni bir varsayımda bulunmuşlardır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007).

PP için formül;

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \left(t - \frac{T}{2}\right) + \beta_2 Y_{t-1} \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + u_t \text{ şeklini almıştır.} \quad (1.5)$$

Burada T gözlem sayısını, u_t hata terimlerinin dağılımını göstermekte olup, p ise modele eklenmesi gereken uygun gecikme sayısıdır.

2.2.2. Johansen Eşbütünlüşme Testi

Birim kök testleri yapıldıktan ve veriler durağan hale getirildikten sonra eşbütünlüşme analizi için gerekli ön şartlar sağlanmış olur. Maksimum olabilirlik tahmin yöntemi kullanılarak kullanılan değişkenler arasında eşbütünlüşük ilişkilerin varlığını test eden, diğer bir ifadeyle uzun dönemli ilişkileri inceleyen Johansen yaklaşımı, durağan olmayan değişkenlerle oluşturulan Vector Autoregression (VAR) modeline dayanmaktadır (Korkmaz, Zaman ve Çevik, 2008).

p. dereceden VAR modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + u_t \quad (2)$$

burada Y_t durağan olmayan değişkenler vektörü, x_t deterministik değişkenler vektörü ve u_t hata terimlerini göstermektedir. VAR modeli matris gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + Bx_t + u_t, \quad (2.1)$$

burada $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ve $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ şeklinde tanımlanmaktadır.

H_0 : $\Pi = 0$ ise eşbütünleşme ilişkisi mevcut değil,

H_1 : $\Pi = 1$ ise seriler arasında tek bir uzun dönemli ilişki mevcut,

H_2 : $\Pi > 1$ ise seriler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur.

Y_t ' yi oluşturan seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkileri, iki adet test istatistiğinden herhangi birisi kullanılarak değerlendirilebilir. Bunlardan ilki "iz testi" diğeri "maksimum özdeğer testi" dir. İz Testi, Π matrisinin rankını inceler ve matris rankının r 'ye eşit ya da r 'den küçük olduğunu ifade eden sıfır hipotezini test eder. Burada r , eşbütünleşme vektör sayısını göstermektedir. Maksimum özdeğer test istatistiği ise, eşbütünleşme vektörün r olduğunu ifade eden sıfır hipotezini, $r+1$ olduğunu ifade eden alternatifine karşı test eder (Halaç ve Kuştepe, 2003).

2.2.3. Vector Error Correction Modeli (VECM)

Bir Vector Autoregression (VAR) modeli oluşturmak için değişkenler arasında eşbütünleşme olmasına gerek yoktur. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini dikkate alan bir model kurulmak istendiğinde (aralarında eşbütünleşme olduğu bilinen seriler için) bir Vector Error Correction (VECM) modeli kurmak gerekmektedir. VECM modeli Engle ve Granger (1987) tarafından Vector Autoregression (VAR) modelinde kullanılan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkileri incelemek için geliştirilmiş sınırlı bir VAR'dır. Bir VECM modeli aşağıdaki gibidir;

$$\Delta x_t = a + B(L)\Delta x_{t-1} + d'(e_{t-1}) + \eta_t$$

Burada; $\Delta x_t = n \times t$ boyutundaki değişkenler vektörü, $a = n \times t$ boyutundaki sabit vektörü, $B(L) = n \times n$ boyutundaki polinom gecikme işlemcisinin matrisi, $d' = n \times 1$ boyutundaki sabit vektörü, $e_{t-1} = n \times t$ hata düzeltme terimi vektörü, $\eta_t = n \times t$ boyutundaki artıklar vektörüdür. (Yılmaz, Güngör ve Kaya, 2005). Araştırma konumuz olan modellerimiz arasındaki uzun dönemli ilişkiler aşağıdaki gibi formüle edilebilir;

$$LN\dot{B}IST = c + \sum_{i=1}^p LN\dot{B}IST_{t-i} + \sum_{i=1}^p LNO\dot{I}L_{t-i} + \sum_{i=1}^p LNGOLD_{t-i} + \eta_t$$

3. Bulgular

3.1. Birim Kök Testleri

Tablo 2 :Augmented Dickey Fuller Birim Kök Testi Sonuçları

ADF	<i>Seviye Değerleri - I0</i>		<i>Birinci Farklar - II</i>	
	Trendsiz Model t-istatistiği	Trendli Model t-istatistiği	Trendsiz Model t-istatistiği	Trendli Model t-istatistiği
LNBIST(1)	-2,818	-3,002	-42,675	-42,723
LNOIL(3)	-0,911	-3,150	-31,341	-31,338
LNGOLD(1)	-0,200	-2,712	-43,083	-43,084

Tablo 1 ile karşılaştırılır. Parantez içerisindeki sayılar gecikme uzunluklarını göstermektedir.

Tablo 3 :Phillips Perron Birim Kök Testi Sonuçları

PP	<i>Seviye Değerleri - I0</i>		<i>Birinci Farklar - II</i>	
	Trendsiz Model t-istatistiği	Trendli Model t-istatistiği	Trendsiz Model t-istatistiği	Trendli Model t-istatistiği
LNBIST(1)	-2,866	-3,071	-61.560	-61.606
LNOIL(3)	-0,941	-3,210	-59.394	-59.386
LNGOLD(1)	-0,199	-2,731	-61.208	-61.206

Tablo 1 ile karşılaştırılır. Parantez içerisindeki sayılar gecikme uzunluklarını göstermektedir.

Her iki tabloda incelendiğinde (Tablo 2 ve Tablo 3) serilerin seviyede birim köke sahip olduğu ancak birinci farklarının %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları görülmektedir. Bir başka ifade ile serilerin entegrasyon seviyesi

birinci farklarıdır. Bu sonuçlar eşbütünlüşme analizi için gerekli olan ön koşulları sağlamaktadır. Serilerin farklı birim kök testleri için birinci farklarının durağan olduğu ve bu serilerle oluşturulacak olan modellerde sahte regresyon sorununa rastlanmayacağı anlaşılmaktadır.

3.2. Johansen Eşbütünlüşme Test Sonuçları

Bir seriyi durağanlaştırmak için farkını almak yeterli olarak görülmüştür, ancak serilerin farkını almak bu serilerde veri kayıplarına neden olmaktadır. Bu farklar alınırken serilerin geçmiş dönemde maruz kaldığı şoklar giderildiği gibi uzun dönemli ilişkiler de yok olmaktadır. Bu yüzden de eşbütünlüşme analizleri serilerdeki veri kaybını önlemek ve uzun dönemli ilişkiyi tespit etmek için kullanılmaktadır. Analize konu olan serilerin grafikleri incelendiğinde trend içerdiği görülmektedir. Bu yüzden Johansen eşbütünlüşme testinde trendli model üzerinden çalışmak tercih edilmiştir.

Tablo 4: BİST 100, altın ons fiyatları ve ham petrol fiyatları arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi

Hipotez Eşb. Vek. Sayısı	Eigen Değeri	İz İstatistiği	Kritik Değer (0.05)	Olasılık Değeri	Maks. Eigen İstatistiği	Kritik Değer (0.05)
0*	0.009117	48.02157	35.01090	0.0012	33.80698	24.25202
1	0.002747	14.21459	18.39771	0.1746	10.15208	17.14769
2*	0.001100	4.062510	3.841466	0.0438	4.062510	3.841466

*, %5 düzeyindeki anlamlılığı ifade etmektedir. p-değerleri (olasılık değerleri) MacKinnon Haug-Michelis (1999)'dan alınmıştır.

Tablo 4'te de görüldüğü gibi ilk satır için iz istatistiği ve maksimum eigen değeri, 0.05 kritik değerinden daha büyüktür ve olasılık değeri p, 0.05'ten küçüktür. Yani H_0 red edilir; yani bir tane eşbütünlüşme ilişkisi mevcuttur. İkinci satıra geçildiğinde H_0 kabul edilir; yani eşbütünlüşme ilişkisi mevcut değildir ve süreç sona ermiştir.. Dolayısıyla BİST 100, altın ons fiyatları ve hampetrol fiyatları arasında 0.05 seviyesinde 1 adet eşbütünlüşme vektörü mevcuttur.

3.3. Vector Error Correction (VECM) Sonuçları

Hata düzeltme terimi model dinamiğini dengede tutmaya yarar ve değişkenleri uzun dönem denge değerine doğru yakınlaşmaya zorlar. Hata düzeltme teriminin katsayısının istatistiksel açıdan anlamlı çıkması, sapmanın varlığını gösterirken katsayının büyüklüğü ise uzun dönem denge değerine doğru yakınlaşma hızının bir göstergesidir. Hata düzeltme teriminin negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı olması, değişkenlerin uzun dönem denge değerine doğru hareketinin olacağını ifade etmektedir. Denge durumundan kısa dönemli sapmalar hata düzeltme teriminin katsayısının büyüklüğüne bağlı olarak düzeltilecektir (Enders, 1995).

Tablo 5: Vektör hata düzeltme modeli

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LNBIST(-1)	1.000000		
LNGOLD(-1)	0.664018	(0.28356)	
		[2.34171]	
LNOIL(-1)	-1.370718	(0.21512)	
		[-6.37175]	
@TREND(1/06/97)	-0.000471		
C	-6.548669		
Error Correction:	D(LNBIST)	D(LNGOLD)	D(LNOIL)
CointEq1	-0.002082	0.000728	0.007209
	(0.00147)	(0.00063)	(0.00131)
	[-1.41694]	[1.14996]	[5.50499]

Tablo 5 incelendiğinde LNBİST için hata düzeltme teriminin katsayısı negatif (-0.002082) ama anlamsız çıkmıştır. Bu durumda değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığından söz etmek mümkün değildir. Yani petrol fiyatlarındaki dalgalanmalarla birlikte düşünüldüğünde altın fiyatlarının hisse senetlerine alternatif bir yatırım aracı olarak görüldüğü ifade edilebilir. Bu sonuca göre, altının günümüzde alternatif yatırım araçları arasında yerini alabileceği ifade edilebilir. Diğer taraftan Tablo 5'te görüldüğü üzere anlamlı çıkan tek katsayının

petrol fiyatları için olduğu görülmektedir. Ancak onun da katsayısı pozitiftir (0.007209). Buna göre petrol fiyatlarıyla hisse senedi fiyatları ve altın ons fiyatları arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi yoktur. Diğer bir ifadeyle petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların hisse senedi ve altın ons fiyatları üzerinde bıraktığı etkiler kalıcı olduğu söylenebilir.

4. Sonuç Ve Öneriler

1997-2014 arasına ait 3703 günlük verilerle hisse senetleriyle altın ons fiyatları ve ham petrol fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkilerin Johansen Eşbütünleşme analizi ile incelendiği bu çalışmadaki sonuca göre, altın günümüzde hisse senetlerine alternatif bir yatırım aracı olabilecektir. Bu sonuçlara bakarak Türkiye’de insanların altını sadece sosyo-kültürel değerlerine göre tasarruf aracı olarak kullanmadıklarını, aynı zamanda yatırım araçlarından birisi olarak ta kullandıkları söylenebilir.

Johansen eşbütünleşme analizine göre ham petrol fiyatları ve altın ons fiyatları arasında uzun dönemli bir denklemin kurulabileceği ancak vektör hata düzeltme modeli sonuçlarına göre bu değişkenler arasında uzun dönemli bir dengenin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Yani altın fiyatları ve ham petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların hisse senetleri üzerinde bıraktıkları etkiler kalıcı olmaktadır. Bu da petrol ve altının hisse senetlerine alternatif bir yatırım aracı olarak gösterilebileceğinin kanıtıdır denilebilir.

Bu çalışmayı diğer çalışmalardan ayıran en büyük fark altın fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkileri incelerken, ham petrol fiyatlarının da bu çalışmaya dahil edilmesidir. Spekülatif müdahaleler döviz kurlarında daha yoğun olabildiği düşünülerek, döviz kurları bu çalışmaya dahil edilmemiştir. Son yıllarda petrol fiyatlarında çok büyük dalgalanmalar gerçekleşmekte ve bu dalgalanmalarında makroekonomik faktörler üzerindeki etkisi tartışılmaktadır. Yaptığımız bu çalışma ile Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülke için de araştırılmasının literatüre kazandırılması ümit edilmektedir.

Bu çalışmanın en büyük eksikliği de yapısal kırılmaların göz ardı edilmesidir. Yani bu konuyla ilgili ileride yapılacak olan çalışmalara önerimiz; 2001 ve 2008 krizlerinde verilerde bir yapısal kırılma olup olmadığının araştırılıp, yapısal kırılma olan dönemleri ayrı bir şekilde analize tabi tutmak yapısal kırılmaların etkisinin de görülmesi açısından daha faydalı ve daha anlaşılır olacaktır.

KAYNAKLAR

Adjasi, C. K. D. (2009). Macroeconomic uncertainty and conditional stock-price volatility in frontier African markets: Evidence from Ghana. *The Journal of Risk Finance* 10 (4), 333-349.

Albayrak A. S., Öztürk N. ve Tüylüoğlu Ş. (2012). Makroekonomik değişkenler ile sermaye hareketlerinin İMKB 100 endeksi üzerindeki etkisinin incelenmesi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 2 (8), 1-22.

Albeni M. ve Demir Y. (2005). Makroekonomik göstergelerin mali sektör hisse senedi fiyatlarına etkisi (İMKB uygulaması). *Muğla Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14, 1-18.

Akkum T. ve Vuran B. (2005). Türk sermaye piyasasındaki hisse senedi getirilerini etkileyen makroekonomik faktörlerin arbitraj fiyatlama modeli ile analizi. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 20, 28-45.

Apergis N. ve Miller M. M. (2008). Do structural oil market shocks affect stock prices?. *Energy Economics*, 31, 569-575.

Basher S. A. ve Sadorsky P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance Journal*, 17, 224-251.

Brahmasrene T. ve Jiranyakul K. (2007). Cointegration and causality between stock index and macroeconomic variables in an emerging market. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 3 (11), 17-30.

Dizdarlar H. I. ve Derindere S. (2008). Hisse senedi endeksini etkileyen faktörler: İMKB 100 endeksini etkileyen makroekonomik göstergeler üzerine bir araştırma. *Yönetim Dergisi*, 61, 113-124.

Enders, Walter (1995). *Applied Econometric Time Series*. United State of America: John Wiley and Sons Press.

Filis G. (2009). Macro economy, stock market and oil prices: Do meaningful relationships exist among their cyclical fluctuations?. *Energy Economics*, 32, 877-886.

Halaç, Umur ve Kuştepelı, Yeşim (2003). "Türkiye'de Para Dolanım Hızının İstikrarı: 1987-2001". *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 1, 85-102.

İşcan E. (2010). Petrol fiyatının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi. *Maliye Dergisi*, 158, 607-617.

Cong R. G., Wei Y.M., Jiao J. L. ve Fan Y. (2008). Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China. *Energy Policy*, 36, 3544-3553.

Kasman S. K. (2005). Hisse senedi getirilerinin oynaklığı ile makroekonomik değişkenlerin oynaklığı arasındaki ilişki. *İMKB Dergisi*, 32 (8), 2-10.

Korkmaz T., Zaman S. ve Çevik E. İ. (2008). Türkiye'nin Avrupa Birliği ve yüksek dış ticaret hacmine sahip ülke borsaları ile entegrasyon ilişkisi. *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8 (4), 19-44.

Özer A., Kaya A. ve Özer N. (2011). Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenlerin etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 1 (26), 163-182.

Sayılgan G. ve Süslü C. (2011). Makroekonomik faktörlerin hisse senedi getirilerine etkisi: Türkiye ve gelişmekte olan piyasalar üzerine bir inceleme. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 1 (5), 73-96.

Sevüktekin, Mustafa ve Nargeleçekenler, Mehmet (2007). "Türkiye'de İMKB ve Döviz Kuru Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi". 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi bildirimleri içinde (24-25 Mayıs, Malatya).

Sharma G. D. ve Mahendru M. (2010). Impact of macroeconomic variables on stock prices in India. *Global Journal of Management and Business Research*, 10 (7), 19-26.

Stock, H. James ve Watson, W. Mark (2011). *Ekonometriye Giriş*. Çev. B. Saraçoğlu. Ankara: Efil Yayınevi.

Yılmaz Ö., Güngör B. ve Kaya V. (2005). Hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler arasındaki eşbütünlük ve nedensellik. *İMKB Dergisi*, 34 (9), 2-16.