

İSLAMİ ENDEKSLERİN ÇEŞİTLENDİRME POTANSİYELİ: EŞBÜTÜNLEŞME YAKLAŞIMI

Mevlüt CAMGÖZ

Arş. Gör. Dr., Kırklareli Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü

mcamgoz@klu.edu.tr

Burç ÜLENGİN

Prof. Dr., İstanbul Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İşletme Mühendisliği Bölümü

ulenginbur@itu.edu.tr

Özet

Amaç: Bu çalışmanın temel amacı İslami endekslerin konvansiyonel yatırımcılar açısından ulusal çeşitlendirme fırsatı sunup sunmadığının ve riskten korunma amacıyla kullanılıp kullanılmayacağını ortaya konmasıdır. Veri seti Türkiye, Malezya, Amerika Birleşik Devletleri ve İngiltere örneğinde Dow Jones ve Morgan Stanley Capital International tarafından hesaplanan İslami ve konvansiyonel endekslerden oluşmaktadır.

Yöntem: Ampirik uygulamada durağanlık sınaması için klasik birim kök testlerinden Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron testi benimsenmiştir. İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı ise Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri kullanılarak ortaya konmuştur.

Bulgular: Elde edilen ampirik bulgulara göre Dow Jones Türkiye İslami endeksi istisna olmak üzere Türkiye, Malezya, Amerika Birleşik Devletleri ve İngiltere örneğinde ele alınan İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığından bahsetmek mümkün değildir. Bu bulgular, İslami endekslerin konvansiyonel yatırımcılar açısından belirli ölçüde ulusal çeşitlendirme fırsatı sunduğunu ve riskten korunma amacıyla kullanılabilceğine işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: İslami Finans, İslami Endeksler, Eşbütünleşme Analizi

Bilgilendirme: Bu makale yazar tarafından kaleme alınan "İslami Hisse Senedi Yatırımı ve İslami Endekslerin Performansının Değerlendirilmesi" başlıklı Doktora tezinden türetilmiştir.

DIVERSIFICATION POTENTIAL OF ISLAMIC INDICES: A COINTEGRATION APPROACH

Abstract

Objective: The aim of this study is to demonstrate whether Islamic indices offer national diversification opportunities and whether they can be used for hedging in terms of conventional investors. The dataset consists of Islamic and conventional indices calculated by Dow Jones and Morgan Stanley Capital International in Turkey, Malaysia, the United States of America and the United Kingdom.

Methodology: Augmented Dickey-Fuller and Phillips-Perron tests have been adopted from the classic unit root tests for stationarity. Employing Engle-Granger and Johansen cointegration tests, it is revealed that whether there is a cointegration relation between Islamic indices and their conventional counterparts.

Findings: Considering the empirical findings obtained in this study, it is not possible to assert that the existence of the cointegration relation between Islamic indices and conventional counterparts, which are examined in Turkey, Malaysia, United States of America and the United Kingdom, with the exception of Dow Jones Turkey Islamic index. These findings suggest that Islamic indices may offer some degree of national diversification opportunities in terms of conventional investors and may be used for the purpose of hedging.

Keywords: Islamic Finance, Islamic Indices, Cointegration Analysis

Acknowledgement: This article is derived from the PhD thesis entitled "Islamic Equity Investment and Performance Evaluation of Islamic Indices" which was prepared by author.

Giriş

İslami finans özellikle 1990'lı yıllardan itibaren dünya genelinde ilgi duyulan bir konu haline gelmiştir. Müslüman nüfusu olan ülkelerin yanı sıra bazı gelişmiş ülkelerde de İslami finansla duyulan merak artmış ve çeşitli İslami finans uygulamaları hayata geçirilmiştir. Finansal piyasaların işleyişi gereği bankacılık alanında daha ağırlıklı görülen İslami finans uygulamalarının geçtiğimiz on – on beş yılda sukuk, tekâfül, hisse senetleri ve yatırım fonları ve diğer bazı sermaye piyasası araçlarında da hızla payını arttırdığı görülmektedir. Nitekim günümüzde İslami finans sektörü çift haneli büyüme rakamlarıyla birçok piyasa oyuncusunun dikkatini çekmeyi başarmıştır.

20. yüzyıl İslami finans sektörü açısından bir kuluçka evresi olarak nitelendirilebilir. Bu süreçte teorik ve pratik anlamda önemli gelişmeler görülse de İslami finansın konvansiyonel sisteme alternatif olabilecek potansiyele ulaşabilmesi için henüz zamana ihtiyaç duyulmaktadır. Göreceli olarak daha yeni bir alan olan İslami sermaye piyasaları ise bu anlamda kritik bir öneme sahiptir. Günümüzde İslami bankacılık kadar bilinirliği ve popülaritesi olmayan İslami sermaye piyasası araçları önümüzdeki yıllarda daha çok yaygınlaşacak, bilinirliği artacak ve çok daha fazla yatırımcının ilgisini çekecektir. Bu da tabii olarak İslami sermaye piyasalarının İslami finans sistemi içerisinde daha yüksek düzeyde pay almasını sağlayacaktır.

İslami sermaye piyasaları, İslami yatırımcılar kadar konvansiyonel yatırımcılar tarafından da ilgi duyulan bir konudur. Günümüzde sermaye hareketlerinin serbestleşmesi ve küreselleşme sonucu sermaye piyasası yatırımlarının maruz olduğu risk çeşitliliği artmıştır. Özellikle 1990'lı yıllardan itibaren karşılaşılan ekonomik krizlerin sadece ortaya çıktığı ekonomileri değil finansal ve ticari kanallar vasıtasıyla diğer ekonomileri de etkilediği görülmektedir. Bu da sermaye piyasası aktörlerini alternatif yatırım araçlarına yöneltmektedir.

İslami izleme kriterleri gereği İslami endekslerde yer alacak firmalar bazı sektörel ve finansal kısıtlamalara tabii tutulmaktadır. İslami endekslerde özellikle konvansiyonel finansal hizmetler hisselerinin yer almaması ve %30-33 arasında değişen kaldıraç eşiği sebebiyle bu endekslerin sistematik risk kaynaklarına olan duyarlılığı azalmaktadır. Nitekim birçok çalışmada İslami endekslerin konvansiyonel muadillerine kıyasla daha düşük düzeyde sistematik riske sahip olduğu, piyasa faiz oranına olan duyarlılığının daha az olduğu ve kriz dönemlerinde göreceli olarak daha iyi performans gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır (Alam & Rajjaque, 2010, 237).

Bu bulgular İslami endekslerin konvansiyonel yatırımcılar açısından çeşitlendirme potansiyeli taşıyıp taşımadığı, riskten korunma amacıyla kullanılıp kullanılmayacağı gibi soruları akla getirmektedir. Nitekim bu çalışmanın temel amacı İslami endekslerin konvansiyonel yatırımcılar açısından ulusal çeşitlendirme fırsatı sunup sunmadığını ortaya koymaktır. Bu çerçevede geliştirilen araştırma soruları ve test edilebilir hipotezler aşağıdaki gibidir.

- i. İslami endeksler konvansiyonel yatırımcılar açısından ulusal çeşitlendirme imkânı sağlamakta mıdır?
- ii. İslami endeksler konvansiyonel yatırımcılar tarafından riskten korunma amacıyla kullanılabilir mi?

Hipotez 1: İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

Hipotez 2: İslami endeksler konvansiyonel yatırımcılara riskten korunma imkânı sağlar.

Ekonometrik uygulamada Türkiye, Malezya, Amerika Birleşik Devletleri (ABD) ve İngiltere örneğinde Dow Jones (DJ) ve Morgan Stanley Capital International (MSCI) tarafından hesaplanan İslami ve konvansiyonel endeksler incelenmiştir. Durağanlık sınaması için klasik birim kök testlerinden Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testi benimsenmiştir. İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı ise Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri kullanılarak araştırılmıştır.

Eşbütünleşme testleri sonucunda elde edilen bulgulara göre genel olarak İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığından söz edilemez. Başka bir deyişle İslami endeksler ve konvansiyonel muadilleri benzer bir stokastik trendin etkisi altında değildir. İslami izleme kriterleri gereği elenen hisse senetleri İslami endeksler ile konvansiyonel muadillerinin ortak bir trend takip

etmemesine neden olmaktadır. Bu olgular İslami endekslerin konvansiyonel yatırımcılar açısından ulusal çeşitlendirme imkânı sağladığını ve riskten korunma amacıyla kullanılabilmesine işaret etmektedir.

Bundan sonraki bölümde İslami endekslerin çeşitlendirme potansiyeli ile ilgili daha önce yapılan uluslararası literatürün bir değerlendirmesi yapılacaktır. Müteakiben bu çalışmada benimsenen metodoloji ve ekonometrik modeller tanıtılacaktır. Son başlık ise veri seti tanıtımı, ampirik bulguların özeti, hipotez testleri ve finansal yorumları içermektedir.

1. Literatür

İslami sermaye piyasası ile ilgili ampirik araştırmaların büyük çoğunluğu İslami endekslerin risk ve getiri karakteristiği ve performans ölçümü üzerinde yoğunlaşmıştır. İslami izleme kriterlerinin yatırım performansı üzerindeki etkisini ortaya koymayı amaçlayan bu çalışmalar daha çok portföy teorisi modellerine dayalı olarak yapılmaktadır. Ancak bu konudaki ampirik literatürün çok az bir kısmı eşbütünleşme yaklaşımından hareketle İslami endekslerin konvansiyonel yatırımcılar açısından çeşitlendirme potansiyeli taşıyıp taşımadığını, riskten korunma amacıyla kullanılıp kullanılmayacağını irdelemiştir.

Bakri vd. (2010) 2008 küresel finansal krizinin İslami endekslerin eşbütünleşmesi üzerindeki etkisini incelemektedirler. Çalışmada Endonezya, Malezya, Japonya, ABD ve İngiltere’de hesaplanan DJ İslami endeksleri günlük gözlemler şeklinde kullanılmakta ve Şubat 2006 – Aralık 2008 tarih aralığını kapsamaktadır. Johansen eşbütünleşme testini benimseyen yazarlar finansal krizin etkisini tespit etmek amacıyla veri setini iki alt döneme ayırmışlardır. Johansen testi sonuçlarına göre ne uzun dönemde ne de alt dönemlerde İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmamaktadır. Bu bulgular 2008 finansal krizinin İslami endekslerin eşbütünleşmesi üzerinde bir etkisi olmadığını ve İslami yatırımcılar açısından uluslararası çeşitlendirme fırsatlarının olduğunu göstermektedir (Bakri vd., 2010).

Hassan ve Girard (2010) DJIM (Dow Jones Islamic Market) ülke ve global endekslerini ele aldıkları Ocak 1996 – Aralık 2005 tarihlerini kapsayan çalışmalarında İslami endekslerin risk ve getiri karakteristiğini ve İslami endekslerin çeşitlendirme potansiyelini incelemektedirler. Klasik performans ölçütleriyle birlikte Fama performans ölçütleri, Fama-French üç faktör, Carhart dört faktör modeli ve Johansen eşbütünleşme testini uygulayan yazarlar ayrıca İslami ve konvansiyonel endeksler için ayrı ayrı etkin sınır hesaplaması yapmışlardır. Araştırma bulgularına göre uzun dönemde İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında anlamlı bir performans farkı bulunmamıştır. Eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında zayıf düzeyde bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Sonuç olarak yazarlar, İslami endekslerin konvansiyonel muadilleriyle benzer bir risk getiri karakteristiğine sahip olduğunu, aralarında anlamlı bir performans farkı olmadığını ve her iki endeks için benzer çeşitlendirme fırsatlarının olduğu sonucuna ulaşmışlardır (Hassan & Girard, 2010).

Guyot (2011) DJ global ve ulusal İslami endeksleri ile konvansiyonel muadillerinin uzun dönemde eşbütünleşik olup olmadığını ve bu endeksler arasındaki çeşitlendirme potansiyelini incelemektedirler. Ocak 1999 – Aralık 2008 tarih aralığını kapsayan çalışmada standart Johansen eşbütünleşme testi ile birlikte yapısal kırılmaları dikkate alan bir model de uygulanmıştır. Hem günlük hem haftalık gözlemlerle uygulanan eşbütünleşme testlerine göre incelenen İslami endeksler ile konvansiyonel muadillerinin büyük çoğunluğu eşbütünleşik değildir. Bununla birlikte yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçlarına göre birkaç endekste 2003 – 2008 yılları arasında eşbütünleşme ilişkisi görülmüştür. Bu bulgulara göre yazarlar İslami endekslerin uluslararası yatırımcılar açısından çeşitlendirme potansiyeli taşıdığı sonucuna ulaşmışlardır (Guyot, 2011).

Khamlichi vd. (2014) DJ, FTSE (Financial Times and Stock Exchange), S&P (Standard & Poor’s) ve MSCI global İslami endekslerinin uluslararası yatırımcılar açısından çeşitlendirme potansiyeli taşıyıp taşımadığını incelemektedirler. İncelenen endekse göre farklılaşmakla birlikte veri seti Aralık 1998 – Mart 2011 tarih aralığında değişmektedir. Engle-Granger iki aşamalı eşbütünleşme testinin benimsendiği çalışmada gerektiği durumlarda kısa dönem ilişkileri görmek amacıyla hata düzeltme modeli de uygulanmıştır. Ampirik bulgulara göre DJ ve S&P İslami ve konvansiyonel endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmamış, FTSE ve MSCI endeksleri arasında bulunmuştur. Bu bulgular ilk grup için çeşitlendirme fırsatlarının olduğunu, ikinci grup için olmadığını göstermektedir (Khamlichi, Sarkar, Arouri & Teulon, 2014).

Balcılar vd. (2015) DJIM global endeksinin çeşitlendirme fırsatı sunup sunmadığını incelemek amacıyla standart eşbütünleşme testleri ile birlikte doğrusal olmayan (non-linear) eşbütünleşme testlerini de kullanmışlardır. Günlük gözlemlerden oluşan veri seti Nisan 1999 – Temmuz 2013 tarih aralığını kapsamaktadır. Standart eşbütünleşme testi sonuçlarına göre DJIM ile konvansiyonel endeksler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmamaktadır. Ancak doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri İslami endeks ile konvansiyonel endekslerin eşbütünleşik olduğunu ortaya koymuştur. Bu bulgulara göre İslami endeks dikkate değer bir çeşitlendirme potansiyeli taşımamaktadır. Yazarlar standart eşbütünleşme testlerinin yanıltıcı sonuç vermesinin bu tekniklerin doğrusallık ve normallik varsayımlarına dayalı olmasına bağlamaktadır (Balcılar vd., 2015).

Abbes ve Trichili (2015) gelişmiş ve gelişmekte olan ülke örneklerinde İslami endekslerin İslami yatırımcılar açısından çeşitlendirme potansiyeli taşıyıp taşımadığını incelemektedirler. Toplamda 27 ülke örneğinde incelenen İslami endekslere ait veri seti Ocak 2002 – Aralık 2012 tarih aralığını kapsamaktadır. Standart eşbütünleşme testlerinin benimsendiği çalışmada kısa dönem dinamikleri ortaya koymak amacıyla vektör hata düzeltme modeli (VHDM) sonuçlarına da yer verilmiştir. Araştırma sonuçlarına göre benzer ekonomik gruplarda yer alan İslami endeksler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulunmaktadır. Bu sonuca göre yazarlar İslami endekslerin uluslararası çeşitlendirme potansiyeli taşımadığı kanaatine varmışlardır (Abbes & Trichilli, 2015).

Charfeddine vd. (2016) sürdürülebilir (sustainability indices) ve İslami endekslerin yatırım performansını ve İslami endekslerin ulusal yatırımcılar açısından çeşitlendirme fırsatı sunup sunmadığını incelemektedir. Günlük gözlemler şeklinde kullanılan veri seti Mart 2004 – Mart 2011 tarihleri arasında kapsamaktadır. Klasik performans ölçütlerinden olan Sharpe oranı ve Jensen Alfası ile birlikte çok değişkenli Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Johansen testi sonuçlarına göre hem DJ hem de FTSE İslami endeksleri ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmamıştır. Sonuç olarak yazarlar İslami endekslerin ulusal piyasalarda yatırımcılara çeşitlendirme imkânı sağladığı kanaatine varmışlardır (Charfeddine, Najah & Teulon, 2016).

Hoque vd. (2016) ABD, Japonya, Kanada, Çin ve BRIC (Brezilya, Rusya, İspanya, Kanada) örneğinde MSCI endekslerini incelediği çalışmalarında İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olup olmadığını test etmektedir. Günlük gözlemlerden oluşan veri seti 1 Ocak 2008 – 29 Temmuz 2012 tarih aralığını kapsamaktadır. Johansen eşbütünleşme testi ile birlikte VHDM'ni de kullanan yazarlar İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasındaki kısa dönem ilişkileri ortaya çıkarmayı amaçlamaktadır. Eşbütünleşme testi sonuçlarına göre ABD, Kanada, Japonya, Çin ve BRIC örneğinde İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında %5-10 güvenilirlik düzeyinde eşbütünleşme ilişkisi saptanmıştır (Hoque, Kabir, Abdelbari & Manahov, 2016).

İslami endeksleri eşbütünleşme analizi kullanarak inceleyen ampirik literatür genel bir değerlendirmeye tabi tutulacak olursa, İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu tespit eden çalışmalarla birlikte (Girard & Hassan, 2008; Albaity & Ahmad, 2008; Kok, Giorgioni & Laws, 2009; Hassan & Girard, 2010; Khamlichi vd., 2014; Balcılar vd., 2015; Hoque vd., 2016) böyle bir ilişkinin olmadığını iddia eden çalışmalar bulmak da (Bakri vd., 2010; Guyot, 2011; Khamlichi vd., 2014; Charfeddine, Najah & Teulon, 2016) mümkündür. Çelişki gibi görünen bu olgunun sebebi araştırmacıların kullandığı ekonometrik tekniklerdeki farklılıklarla birlikte farklı piyasa ve zaman dilimlerinde karşılaşılabilecek spesifik durumlardır.

2. Metodoloji

Portföy teorisi gereği çeşitlendirme fırsatlarının doğabilmesi için varlık sınıflarında farklı fiyat davranışlarının olması gerekir. Varlık sınıfları arasındaki fiyat davranışı ne kadar farklıysa çeşitlendirme potansiyeli de o ölçüde büyük olur. Bu olgunun ekonometrik ifadesi varlık sınıfları arasındaki eşbütünleşme derecesi ile ilgilidir. Yani eşbütünleşme derecesi ne kadar düşükse çeşitlendirme potansiyeli o kadar yüksek demektir (Guyot, 2011, 33).

Bu çalışmada İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin ve çeşitlendirme fırsatlarının olup olmadığı Engle-Granger iki aşamalı ve Johansen eşbütünleşme testleri yardımıyla belirlenecektir. Testler sadece uzun dönemde ve ikili gruplar halinde (İslami-Konvansiyonel) uygulanmıştır.

Her iki test sürecindeki ilk aşama endekslerin birim kök içerip içermediği ve hangi düzeyde durağan olduklarının belirlenmesidir. Bu amaçla ADF ve PP testleri kullanılmıştır. İki aşamalı eşbütünleşme testinde ikili gruplarda bulunan İslami ve konvansiyonel endeksler ayrı ayrı bağımlı değişken kabul edilerek Engle-Granger ve Phillips-Quliaris testleri yapılmıştır.

Johansen testi için durağanlık düzeyleri belirlendikten sonra ikili gruplarla kurulan VAR (Vector Autoregression) modelleri üzerinden Akaike bilgi kriterine göre gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Daha sonra değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkilerinin ortaya çıkarılması amacıyla Johansen testi hem uzun hem kısa dönem denkleminde sabitin olduğu, trendin olmadığı üçüncü modele göre yapılmıştır.

İslami ve konvansiyonel endeksler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunması konvansiyonel yatırımcılar açısından çeşitlendirme imkânı olmadığını, tersi İslami endekslerin çeşitlendirme potansiyeli taşıdığını gösterir.

2.1. Durağanlık

Durağanlık kavramı ortalaması ve varyansı zaman içinde sabit ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu varyansın hesaplandığı dönem değil de yalnızca iki dönem arasındaki gecikmeye bağlı olan olasılıklı bir süreç olarak tanımlanmaktadır (Gujarati & Porter, 2014, 740). Başka bir ifade ile bir zaman serisinde geçmiş ve gelecek değerler arasındaki tarihsel ilişkiler durağanlık kavramı ile şekillenmektedir. İlgili serinin geçmiş değerleri gelecek değerlere benziyorsa bu ilişki geleceğin öngörülmesinde kullanılabilir. Ancak bu ilişkiler benzemiyorsa tarihsel veriler geleceğin tahmin edilmesinde güvenilir bir dayanak olmayacaktır (Stock, Watson & Saraçoğlu, 2011, 549-550).

Ekonometride bir serinin durağan olup olmadığının araştırılması birim kök testleri vasıtasıyla gerçekleştirilmektedir. İlk olarak Dickey-Fuller'in (1979) çalışmalarıyla ortaya çıkan birim kök testleri daha sonra Phillips-Perron (1988), Perron (1989) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) gibi çok sayıda çalışma ile geliştirilmeye devam etmiştir.

2.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi

Dickey-Fuller'in 1979 ve 1981 tarihli çalışmalarında geliştirmiş oldukları test için hareket noktası zaman serisi değişkenlerinin otoregresif (AR) süreçle ifade edilip edilemeyeceğini göstermektedir (Göktaş, 2005, 30).

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Bu modelde birim kökün varlığına ρ teriminin 1'den farklı olup olmadığı, $H_0: \rho = 1$ hipotezi sınanarak cevap aranır. Sıfır hipotezinin reddedilmemesi durumunda Y_t serisinin durağan olmadığı ve birim köke sahip olduğu anlaşılır.

ρ teriminin bire eşit olduğu durumda model,

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

halini alır ve tesadüfi (rastsal) yürüyüş olarak adlandırılır ve tesadüfi seriler durağan değildir. Bu denklemin her iki tarafından Y_{t-1} çıkartılırsa,

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

denklemleri elde edilir. Bu durumda sıfır hipotezi $H_0: \gamma = 0$ şeklinde yazılır. Dolayısıyla $\rho = 1$ olduğunda $\gamma = 0$ olacak ve ΔY_t (birinci fark) durağan olacaktır. Bu durumda bir rastsal yürüyüş serisinin birinci farkı durağan ise orijinal seriye birinci dereceden eşbütünleşik denir ve $I(1)$ şeklinde gösterilir (Ertek, 1996, 386-387).

Ancak hata terimlerinin otokorelasyonlu olması durumunda standart Dickey-Fuller testi yanıltıcı sonuçlar vermektedir. Bu sebeple Dickey-Fuller bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini modele ekleyerek yeni bir test tekniği geliştirmiştir. Böylece hata terimindeki otokorelasyon ortadan kaldırılmaktadır. Bu yeni teknik Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi (Augmented Dickey-Fuller Test) olarak adlandırılır (Göktaş, 2005, 35).

2.3. Phillips-Perron Testi

Dickey-Fuller'in geliştirmiş olduğu birim kök testinde hata terimlerinin bağımsız ve sabit varyansa sahip olduğu varsayımı Phillips-Perron (1988) tarafından esnetilerek daha güçlü bir test tekniği geliştirilmiştir. ADF tekniğinde hata terimlerindeki otokorelasyonu ortadan kaldırmak için regresyon modellerine eklenen bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri Phillips-Perron tarafından geliştirilen teknikte regresyon modeline eklenmez. Bunun yerine PP tekniğinde parametrik olmayan Z istatistikleri kullanılır (Gujarati & Porter, 2014, 758).

Phillips-Perron testinin önemli özelliklerinden birisi Dickey-Fuller testlerinin dikkate aldığı zaman serilerinin (AR) özelliği yanında (MA) özelliği gösteren zaman serilerinin değerlendirilmesi durumunda daha güçlü olmasıdır.

2.4. Eşbütünleşme

Özellikle iktisadi değişkenler arasında uzun dönem ilişkilerin araştırılmasında veya finans teorisi gereği fiyat serilerinin farkı alınarak getiri serilerine dönüştürülmesi işlemi esnasında bir takım ekonometrik problemler ortaya çıkmaktadır. Birincisi, düzey değerleriyle modellenen serilerde sahte regresyon problemi görülebilir. Sahte regresyonda modelin açıklayıcılık gücü yüksek ve katsayılar istatistiksel olarak anlamlı olsa da bu durum değişkenler arasındaki gerçek bir ilişkiden kaynaklanmıyor olabilir. Sahte regresyonun nedeni kullanılan değişkenlerin durağan olmamaları yani birim kök içermeleridir. Değişkenleri durağanlaştırmak amacıyla farklarının alınması ya da finans teorisi gereği getiri serileriyle modelleme yapılması durumunda ise fark alma işleminden dolayı bir takım bilgi kayıpları ortaya çıkmaktadır. Engle ve Granger (1987) tarafından ortaya atılan eşbütünleşme analizi ise her iki soruna çözüm olabilecek, uzun dönem ilişkilerin test edilmesinde kullanılan bir ekonometrik yöntem olarak addedilmektedir.

Eşbütünleşme analizi temelde durağan olmayan iki seri arasında uzun dönemde bir denge ilişkisi olabileceğini iddia eder. Örneğin,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

denkleminde, y_t ve x_t aynı mertebeden eşbütünleşik iseler, örneğin I(1), hata terimlerinin durağan olması halinde değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığından söz edilebilir (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2005, 484). Aralarında eşbütünleşme ilişkisi bulunan iki durağan olmayan seri aynı stokastik trende sahip olduğu için birlikte hareket etmektedir. Yani her iki seri de kendilerine özgü kalıcı şoklar yerine ortak stokastik trendin etkisi ile hareket etmektedir veya dışsal şoklar farklı niteliklerde olsalar bile tüm değişkenleri aynı şekilde etkilemektedir. Bu serilerin aynı dereceden entegre olmaları durumunda ise ortak ilişki trend etkisinden arındırılmış olmaktadır (Göktaş, 2005, 115).

Eşbütünleşme ilişkisini belirleyen hata terimleri,

$$\varepsilon_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t$$

şeklinde hesaplanmakta ve bu ifade denge sapması olarak adlandırılmaktadır. Bazı dönemlerde $y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t > 0$ veya $y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t < 0$ olabilir. Ancak uzun dönemde hata terimlerinin ortalaması sıfır olursa, yani hata terimleri I(0), durağan, bir görünüm arz ederse iki zaman serisi arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu kabul edilir.

Başka bir ifade ile y_t ve x_t gibi iki seri d'inci mertebeden entegre iseler ve bu iki zaman serisi arasında (d-b)'inci mertebeden bir $a_1 y_t + a_2 x_t$ doğrusal bileşimi söz konusu ise bu iki değişken (d,b)'inci mertebeden eşbütünleşiktir denilebilir (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2005, 484).

2.5. Engle-Granger Yaklaşımı

Eşbütünleşme tekniği ilk olarak Engle-Granger (1987) tarafından ortaya konduğundan daha önce bahsedilmişti. Eşbütünleşme ilişkisinin tahmini en küçük kareler (EKK) yöntemine dayanan Engle-Granger'in ilk olarak geliştirdiği bu teknik değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisi olduğunda yerini daha sonraki başlıkta anlatılacak olan Johansen (1988, 1995) yaklaşımına bırakacaktır.

Ekonometri literatüründe iki aşamalı eşbütünleşme analizi olarak da tanımlanan Engle-Granger yönteminin ilk aşamasında EKK tekniğine dayalı olarak değişkenler arasında regresyon modeli kurulmakta daha sonra ise ilk modelden elde edilen tahminler hata düzeltme modelinde kullanılmaktadır. Yalnız burada dikkat

edilmesi gereken önemli bir husus vardır. Engle-Granger tüm değişkenlerin I(1) olduğunu varsayar. Bu tekniğe göre durağan olan veya farklı mertebelerden eşbütünleşik değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi aranmaz.

y_t ve x_t gibi iki değişken için ilk aşamada tahmin edilecek regresyon modeli aşağıdaki gibi olsun,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

Bu denklemde y_t ve x_t aynı dereceden entegre değişkenleri göstermek üzere, örneğin I(1), eğer ε_t hata teriminin durağan olduğu, I(0), anlaşılırsa y_t ve x_t değişkenleri arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılır ve $y_t, x_t \sim CI(1,1)$ şeklinde gösterilebilir. Hata terimlerinin durağan olup olmadığı ise daha önceki başlıklarda anlatılan Dickey-Fuller veya Genişletilmiş Dickey-Fuller durağanlık testleri yardımıyla yapılır. Yalnız burada Dickey-Fuller tipi kritik değerler yerine Engle-Granger (1987) veya MacKinnon (1991) tarafından geliştirilen kritik değerler tablosu kullanılmalıdır (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2005, 487).

2.6. Johansen Eşbütünleşme Testi

Değişkenler arası eşbütünleşme ilişkisinin test edilmesinde Engle-Granger'dan (1987) hemen sonra Johansen tarafından (1988) maksimum olabilirlik (maximum likelihood) yöntemine dayanan çok değişkenli sistemlerde daha kullanışlı bir teknik geliştirilmiştir. Johansen eşbütünleşme testi değişkenleri bağımlı ve bağımsız olarak kategorize etmemekte ve ikiden fazla değişken içeren sistemlerde birden fazla eşbütünleşme ilişkisinin bulunmasına imkân vermektedir (Alexander, 2001, 357). Ayrıca model eşbütünleşme vektörü parametreleri üzerinde hipotez testlerinin yapılabilmesine de elverişli bir yapıdadır.

Johansen yöntemi her değişkenin kendisinin ve modelde yer alan diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer aldığı VAR modeline dayanır. Bu sebeple modelde yer alan bütün değişkenler içsel (endojen) olarak kabul edilmektedir (Tarı, 2011, 426). Hata terimlerinin sıfır ortalamalı ve normal dağılıma sahip olduğu varsayımı altında k gecikmeli bir VAR modeli aşağıdaki gibi tanımlanabilir (Brooks, 2008, 350).

$$x_t = \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t$$

Bu modelde x_t , gecikmeli değerler ile ifade edilen ve aynı mertebeden durağan, örneğin I(1), değişkenler vektörünü temsil eder. Johansen testinin gerçekleştirilebilmesi için yukarıda gösterilen VAR modelinin hata düzeltme modeli olarak yeniden düzenlenmesi gerekmektedir (Brooks, 2008, 350).

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-k} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \varepsilon_t$$

Uzun dönemli ilişkiler hakkında bilgi içeren Π değişkenler matrisi Johansen yönteminin asıl inceleme konusunu oluşturmaktadır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkileri Π matrisinin rankına bakılarak ortaya konmaktadır (Brooks, 2008, 350).

Johansen yöntemi hakkında iki temel eleştiri vardır. Bunların ilki hata terimleriyle, ikincisi ise gecikme sayısı ile ilgilidir. Daha önce de bahsedildiği gibi Johansen hata terimlerinin sıfır ortalamalı ve normal dağılıma sahip olduğunu varsayar. Ancak hata terimlerinin normal dağılım göstermemesi hususunda bir açıklama yapmamaktadır (Johansen & Juselius, 1990, 176). İkinci olarak, Johansen tekniği her değişkenin ve modelde yer alan diğer değişkenlerin kendi gecikmeli değerleriyle yer aldığı VAR modeline dayandığı için kullanılan gecikme sayısına oldukça duyarlıdır. Bu sebeple optimum gecikme sayısının belirlenmesinde Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterlerinden faydalanılır (Bahmani-Oskooee & Brooks, 2003, 875).

Engle-Granger yöntemine göre daha üstün olan Johansen yönteminin en önemli avantajlarından birisi eşanlı denklem sistemine dayanan tahminlerin etkinliğinin yüksek olmasıdır. Ayrıca normalleştirme işlemiyle eşbütünleşme sonuçları anlam kazanmaktadır. Buna ilaveten eşbütünleşik vektörlerin maksimum sayısı belirlendiği için eşbütünleşme ilişkileri tam olarak ortaya çıkarılmış olmakta ve ekonomik analizlerde çoğu zaman kesin bir ayrımı yapılamayan bağımlı-bağımsız değişkenin belirlenmesi sorununu da ortadan kaldırmaktadır (Kennedy, Sarımeşeli & Açıkgöz, 2006, 369-370)

3. Veri Seti ve Ampirik Bulgular

Bu çalışmada kullanılan veri seti Türkiye, Malezya, ABD ve İngiltere hisse senedi piyasalarında uluslararası endeks sağlayıcılar tarafından hesaplanan İslami ve konvansiyonel endekslerden oluşmakta ve veriler ulaşılabilirliğine göre en çok Mayıs 2002 - Mart 2017 (179 gözlem) tarih aralığını kapsamaktadır.

Veri setinin tamamı Datastream ve Thomson Reuters Eikon veri tabanından derlenmiş, sadece MSCI ABD ve İngiltere İslami endeksinin 2007 öncesine ait 5 yıllık kısmı ilgili kurumun internet sitesinden temin edilmiştir. Endeks verilerinin tamamı kâr paylarına göre düzeltilmiş ay sonu kapanış fiyatlarıdır ve ait olduğu ülkenin ulusal para birimiyle kullanılmıştır.

Tablo 2’de yer alan tanımlayıcı istatistiklerde görüldüğü gibi uzun dönemde DJ İslami endekslerinin ortalaması konvansiyonel muadillerinden daha yüksektir. Bu olgu MSCI İslami endeksi için yalnızca Malezya örneğinde geçerlidir. Türkiye örneği istisna olmak üzere, İslami endekslerin standart sapma düzeyleri genellikle konvansiyonel muadillerinden daha yüksek veya benzer seviyede gerçekleşmiştir. ABD örneği dışında çarpıklık ölçütünün İslami ve konvansiyonel endekslerde negatif işaretli olduğu görülmektedir. Bu bulgu dağılımların normal dağılıma göre sola çarpık olduğunu ifade etmektedir. Basıklık ölçütü 3 değerinin altında hesaplanmıştır. Bu, İslami ve konvansiyonel endeks dağılımlarının normal dağılıma göre kalın kuyruk ve sivri tepe özelliği göstermediği anlamına gelmektedir. JB test istatistiğine göre İslami ve konvansiyonel endeksler normal dağılıma uymamaktadır.

Tablo 1: DJ ve MSCI Endekslerinin Kısa Kodları

Ülke	Endeks Sağlayıcı	İslami	Konvansiyonel
Türkiye	DJ	DJIMTR	DJTR
	MSCI	MSCITRIS	MSCITR
Malezya	DJ	DJIMMY	DJMY
	MSCI	MSCIMYIS	MSCIMY
ABD	DJ	DJIMUS	DJUS
	MSCI	MSCIUSAIS	MSCIUSA
İngiltere	DJ	DJIMUK	DJUK
	MSCI	MSCIUKIS	MSCIUK

Not: DJ (Dow Jones), MSCI (Morgan Stanley Capital International)

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

Ülke	Endeks Sağlayıcı	İslami					Konvansiyonel				
		Ort.	Std. Sap.	Skew.	Kurt.	JB	Ort.	Std. Sap.	Skew.	Kurt.	JB
<i>(Mayıs 2002-Mart 2017, 179 Gözlem)</i>											
Türkiye	DJ	8.3864	0.3546	-0.3625	1.8667	10.1066***	6.5436	0.3867	-0.4947	2.0582	10.4184***
	MSCI	6.8586	0.6863	-0.3723	2.3939	6.8758**	14.2411	0.6765	-0.8954	2.8723	24.0403***
Malezya	DJ	6.7330	0.4352	-0.5694	1.9591	15.8686***	6.0121	0.3916	-0.4115	1.7441	15.0301***
	MSCI	6.8795	0.5264	-0.3202	1.8366	13.1534**	6.6112	0.4344	-0.3973	1.8050	15.3594***
ABD	DJ	7.9241	0.3666	0.2346	2.0064	9.0045**	3.9602	0.3698	0.2423	2.1152	7.5911**
	MSCI	6.9140	0.3685	0.1663	1.9397	9.2093**	8.4370	0.3565	0.3184	2.1222	8.7715**
İngiltere	DJ	7.9587	0.3401	-0.4399	2.1943	10.6160***	6.0593	0.3357	-0.2613	2.1488	7.4415**
	MSCI	6.9220	0.3503	-0.4512	2.1068	12.0256***	9.0430	0.3073	-0.2980	2.1697	7.7916**

Not: Hesaplamalar logaritmik fiyat serileri üzerinde yapılmıştır. ***, ** ve * Jarque-Bera (JB) testinde sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. Türkiye ve Malezya örneğinde DJ endeksleri sırasıyla (Şubat 2006-Mart 2017, 134 Gözlem), (Aralık 2003-Mart 2017, 160 Gözlem) tarih aralığında incelenmiştir.

Ek Tablo 5’te yer alan bulgular bu çalışmada incelenen İslami ve konvansiyonel endekslerin ADF ve PP birim kök testlerine göre düzeyde durağan olmadığına, %1 anlamlılık düzeyinde birinci mertebeden durağan I(1) olduğuna işaret etmektedir. Bu bulgu incelenen endekslerin düzey değerlerinde durağan olmasalar bile doğrusal bileşimlerinin durağan olabileceği anlamına gelir. Uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığını tespit etmek amacıyla uygulanan Johansen eşbütünlük testi için gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriterine göre Türkiye örneğinde (DJIMTR-DJTR) ve (MSCITRIS-MSCITR) endeks çiftlerinin her ikisi için 1; Malezya örneğinde (DJIMMY-DJMY) ve (MSCIMYIS-MSCIMY) endeks çiftleri için 5 ve 2; ABD örneğinde (DJIMUS-DJUS), (MSCIUSAIS-MSCIUSA) endeks çiftleri için 4 ve 7; İngiltere örneğinde (DJIMUK-DJUK) ve (MSCIUKIS-MSCIUK) endeks çiftlerinin her ikisi için 2 olarak belirlenmiştir.

Tablo 3'te verilen iki aşamalı eşbütünleşme tekniğine göre genel olarak DJ ve MSCI İslami endeksleri ile konvansiyonel muadilleri arasında %5 anlamlılık düzeyinde bir eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Hem Engle-Granger hem de Phillips-Quliaris test istatistiklerine göre İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmemektedir. Nitekim test istatistikleri olasılık değerleri kabul edilebilir sınırlar içinde değildir. Bu bulgu (DJIMTR-DJTR) istisnası dışında İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı anlamına gelmektedir.

Ancak yalnızca Türkiye örneğinde DJ İslami endeksi ile konvansiyonel muadili arasında %5 anlamlılık düzeyinde bir eşbütünleşme ilişkisi görülmektedir. Engle-Granger test istatistiklerine göre sıfır hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmemekteyse de, Phillips-Quliaris test istatistiklerine göre %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi reddedilmekte, yani değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olabileceği anlaşılmaktadır.

Yani DJ Türkiye İslami endeksi bir istisna oluşturmaktadır. Çünkü iki aşamalı eşbütünleşme testinde uzun dönemli bir denge ilişkisi olduğu anlaşılmaktadır. Finans teorisinde riskin minimizasyonu esas olduğu için en çok olabilirlik tekniğini kullanan Johansen testi yerine EKK tekniğini kullanan Engle-Granger testi sonuçlarının benimsenmesi daha tutarlı olacaktır. Ayrıca Johansen tekniğinin gecikme uzunluğuna olan hassasiyeti bilinen bir olgudur. Gecikme uzunluğu seçiminde meydana gelecek bir değişim test sonuçlarını dramatik bir şekilde etkileyebilir (Bahmani-Oskooee ve Brooks, 2003: 879).

Tablo 3: Engle-Granger Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken	Engle-Granger				Phillips-Quliaris			
	tau-ist.	prob.	z-ist.	prob.	tau-ist.	prob.	z-ist.	prob.
Türkiye								
DJIMTR	-3.2048	0.0757	-19.0839	0.0572	-3.4788	0.0394	-22.6120	0.0258
DJTR	-3.3104	0.0594	-20.0033	0.0467	-3.5820	0.0303	-23.6136	0.0205
MSCITRIS	-1.5099	0.7596	-5.8664	0.6581	-1.3345	0.8209	-4.7823	0.7471
MSCITR	-1.9366	0.5622	-7.7510	0.5074	-1.8115	0.6253	-6.7704	0.5842
Malezya								
DJIMMY	-2.1786	0.4373	-8.9386	0.4206	-2.2624	0.3950	-9.3060	0.3962
DJMY	-2.0534	0.5020	-8.5223	0.4496	-2.1396	0.4573	-8.8908	0.4240
MSCIMYIS	-1.6345	0.7080	-5.5809	0.6817	-1.7004	0.6784	-5.9051	0.6549
MSCIMY	-1.7158	0.6713	-5.9112	0.6544	-1.7824	0.6396	-6.2557	0.6261
ABD								
DJISUS	-2.3817	0.3370	-20.817	0.0406	-1.445	0.7836	-4.3059	0.7848
DJUS	-2.2194	0.4164	-18.178	0.0720	-1.458	0.7791	-4.5177	0.7682
MSCIUSAIS	-0.7228	0.9417	-1.4683	0.9527	-0.870	0.9228	-1.9659	0.9329
MSCIUSA	-1.2940	0.8331	-5.6747	0.6738	-0.778	0.9352	-1.9444	0.9338
İngiltere								
DJISUK	-1.867	0.5974	-6.206	0.6301	1.910	0.5754	-6.499	0.6062
DJUK	-1.761	0.6495	-5.852	0.6593	1.849	0.6066	-6.450	0.6101
MSCIUKIS	-1.614	0.7166	-4.803	0.7454	1.736	0.6615	-5.597	0.6804
MSCIUK	-1.461	0.7779	-4.869	0.7400	1.627	0.7112	-5.521	0.6866

Not: Her iki test için regresyon denkleminde sabitin olduğu varsayılmış, gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriterine göre otomatik olarak seçilmiştir.

Tablo 4: Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Seri	Hipotez	İz İstatistiği			Maksimum Öz Değer İstatistiği		
		Test İstatistiği	%5 Kritik Değer	Prob.	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer	Prob.
Türkiye							
DJIMTR-DJTR	$H_0: r = 0$	14.2645	15.4947	0.0760	13.3865	14.2646	0.0685
	$H_0: r \leq 1$	0.8780	3.8415	0.3487	0.8780	3.8415	0.3487
MSCITRIS- MSCITR	$H_0: r = 0$	8.7407	15.4947	0.3899	5.0610	14.2646	0.7341
	$H_0: r \leq 1$	3.6797	3.8415	0.0551	3.6797	3.8415	0.0551
Malezya							
DJIMMY- DJMY	$H_0: r = 0$	9.4320	15.4947	0.3269	7.3256	14.2646	0.4514
	$H_0: r \leq 1$	2.1065	3.8415	0.1467	2.1065	3.8415	0.1467
MSCIMYIS- MSCIMY	$H_0: r = 0$	11.1987	15.4947	0.1996	9.8404	14.2646	0.2226
	$H_0: r \leq 1$	1.3583	3.8415	0.2438	1.3583	3.8415	0.2438
ABD							
DJISUS-DJUS	$H_0: r = 0$	5.5297	15.4947	0.7503	4.2211	14.2646	0.8353
	$H_0: r \leq 1$	1.3086	3.8415	0.2526	1.3086	3.8415	0.2526
MSCIUSAIS- MSCIUSA	$H_0: r = 0$	4.2044	15.4947	0.8864	3.4535	14.2646	0.9120
	$H_0: r \leq 1$	0.7509	3.8415	0.3862	0.7509	3.8415	0.3862
İngiltere							
DJISUK-DJUK	$H_0: r = 0$	3.9895	15.4947	0.9044	3.5367	14.2646	0.9047
	$H_0: r \leq 1$	0.4529	3.8415	0.5010	0.4529	3.8415	0.5010
MSCIUKIS- MSCIUK	$H_0: r = 0$	3.7216	15.4947	0.9247	2.9990	14.2646	0.9468
	$H_0: r \leq 1$	0.7226	3.8415	0.3953	0.7226	3.8415	0.3953

Not: Gecikme uzunluğu AIC bilgi kriterine göre belirlenmiş, test hem uzun hem kısa dönem denkleminde sabitin olduğu, trendin olmadığı üçüncü modele göre yapılmıştır.

Tablo 4'te yer alan Johansen eşbütünleşme testi sonuçlarına göre DJ ve MSCI İslami endeksleri ile konvansiyonel muadilleri arasında iz ve maksimum öz değer istatistiklerine göre %5 güvenilirlik düzeyinde uzun dönemli bir denge ilişkisi yoktur. Nitekim Tablo 4'te görüldüğü gibi her iki test istatistiğine ait değerler %5 kritik değerlerinin altında kalmaktadır. İki aşamalı eşbütünleşme testi sonuçlarının da net bir eşbütünleşme ilişkisi göstermediği göz önüne alınır, bu çalışmada incelenen DJ ve MSCI İslami endeksleri ile konvansiyonel muadilleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığından bahsetmek mümkün değildir.

Her iki eşbütünleşme testi sonucuna göre DJ Türkiye İslami endeksi istisnası dışında İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında iz ve maksimum öz değer istatistiklerine göre %5 güvenilirlik düzeyinde uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi ortaya çıkmamıştır. Nitekim her iki istatistiğe ait değerler %5 kritik değerlerinin altında kalmaktadır. İki aşamalı eşbütünleşme testi sonuçlarının da anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi göstermediği göz önüne alınır - DJIMTR istisnası dışında - Türkiye, Malezya, ABD ve İngiltere örneğinde ele alınan DJ ve MSCI İslami endeksleri ile konvansiyonel muadilleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığından bahsetmek mümkün değildir. Genel olarak ise İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden 1 nolu araştırma hipotezi reddedilmemektedir.

Yani bu çalışmada elde edilen bulgulara göre genel olarak İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığından söz edilemez. Başka bir deyişle İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri benzer bir stokastik trendin etkisi altında değildir. İslami izleme kriterleri gereği elenen hisse senetleri İslami endeksler ile konvansiyonel muadillerinin ortak bir trend takip etmemesine neden olmaktadır. Bu olgular İslami endekslerin konvansiyonel yatırımcılar tarafından risikten korunma amacıyla kullanılabileceğini işaret etmektedir. Yani 2 nolu araştırma hipotezi reddedilmemektedir.

Ampirik bulgulara göre İslami endekslerin konvansiyonel yatırımcılar tarafından çeşitlendirme amacıyla tercih edilebileceği ve riskten korunma amacıyla kullanılabilirliği söylenebilir. Ancak daha önce yapılan araştırmalardan anlaşıldığına göre İslami endekslerin özellikle gelişmiş ekonomilerde piyasa endeksleri ile olan yüksek korelasyon düzeyi dikkate alındığında, bu endekslerin çeşitlendirme açısından taşıdığı potansiyelin sınırlı kalacağı akılda tutulması gereken bir husustur. Bununla birlikte İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmaması uzun dönemde arbitraj fırsatlarının olduğunu da göstermektedir (Masih vd., 2008).

İncelenen ampirik literatürün önemli bir kısmında İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir (Girard & Hassan, 2008; Albaity & Ahmad, 2008; Kok, Giorgioni & Laws, 2009; Hassan & Girard, 2010; Khamlichi vd., 2014; Balçılar vd., 2015; Hoque vd., 2016). Bununla birlikte Bakri vd., (2010); Guyot, (2011); Khamlichi vd., (2014) ve Charfeddine, Najah & Teulon, (2016) böyle bir ilişkinin olmadığını iddia etmektedirler. Bu araştırmada ise ikinci grubun iddialarıyla örtüşen bulgulara ulaşılmıştır. Çelişki gibi görünen bu durum çeşitli faktörlere bağlı olarak ortaya çıkmış olabilir. Bunlardan ilki ve en önemlisi araştırmacıların inceledikleri zaman periyodudur. İslami endekslerin zamana bağlı olarak değişen risk ve getiri karakteristiği konvansiyonel endekslerle olan eşbütünleşme ilişkisini önemli ölçüde etkilemektedir. İkinci olarak, araştırmacılar tarafından kullanılan ekonometrik teknikler farklı sonuçlara ulaşılmasına sebep olmaktadır. Örneğin bazı teknikler değişkenler arasındaki ilişkiyi doğrusal kabul ederken bazıları doğrusal olmayan ilişkilerin modellenebilmesine de imkân sağlamaktadır. Bununla birlikte örneklem, piyasa seçimi, endeks büyüklüğü vb. gibi faktörler de bu bağlamda zikredilebilir.

Sonuç

İslami sermaye piyasaları 1990'lı yıllardan bu yana hem teorik hem de uygulama alanında önemli gelişmeler kaydetmiştir. Küreselleşme ve finansal serbestleşme ile birlikte sermaye piyasası yatırımlarının karşı karşıya olduğu risk çeşitliliğinin artması yatırımcıları alternatif yatırım araçlarına yöneltmektedir. İslami izleme kriterleri sonucu İslami endekslerin sistematik risk kaynaklarına daha az duyarlı olması, bu endekslerin konvansiyonel yatırımcıların da ilgi alanına girmesine sebep olmuştur. Ancak bu noktada merak edilen en önemli soru İslami endekslerin konvansiyonel yatırımcılar açısından çeşitlendirme fırsatı sunup sunmadığı ve riskten korunma amacıyla kullanılıp kullanılmayacağıdır.

Türkiye, Malezya, ABD ve İngiltere örneğinde DJ ve MSCI İslami ve konvansiyonel endekslerinin incelendiği bu çalışmada klasik birim kök testlerinden Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron testi uygulanmış ve İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri uygulanarak ortaya konmuştur.

Johansen eşbütünleşme testi sonuçlarına göre İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında iz ve maksimum öz değer istatistiklerine göre %5 güvenilirlik düzeyinde uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi ortaya çıkmamıştır. Nitekim her iki istatistiğe ait değerler %5 kritik değerlerinin altında kalmaktadır. İki aşamalı eşbütünleşme testi sonuçlarının da anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi göstermediği göz önüne alınırsa - DJIMTR istisnası dışında - Türkiye, Malezya, ABD ve İngiltere örneğinde ele alınan DJ ve MSCI İslami endeksleri ile konvansiyonel muadilleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığından bahsetmek mümkün değildir.

Başka bir ifadeyle İslami endeksler ve konvansiyonel muadilleri benzer bir stokastik trendin etkisi altında değildir. İslami izleme kriterleri gereği elenen hisse senetleri İslami endeksler ile konvansiyonel muadillerinin ortak bir trend takip etmesine engel olmaktadır. Bu olgular İslami endekslerin konvansiyonel yatırımcılar tarafından riskten korunma amacıyla kullanılabilirliğine işaret etmektedir.

Sonuç olarak bu araştırmada elde edilen bulgulara göre İslami endekslerin çeşitlendirme amacıyla konvansiyonel yatırımcılar tarafından tercih edilebileceği söylenebilir. Ancak İslami endekslerin özellikle gelişmiş ekonomilerde piyasa endeksleri ile olan yüksek korelasyon düzeyi dikkate alınır, bu endekslerin çeşitlendirme açısından taşıdığı potansiyelin sınırlı kalacağı dikkate alınmalıdır. Bununla birlikte İslami endeksler ile konvansiyonel muadilleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmaması uzun dönemde arbitraj fırsatlarının olduğunu da göstermektedir.

İslami endekslerin çeşitlendirme potansiyelinin inceleneceği bundan sonraki araştırmalar için şu önerilerde bulunulabilir. Daha önce ifade edildiği gibi özellikle Johansen eşbütünleşme testi gecikme uzunluğu seçimine oldukça hassastır. Daha sonraki çalışmalarda bu dezavantajı ortadan kaldırmak için geliştirilen ARDL sınır

testi yaklaşımı kullanılabilir. Bu yöntem eşbütünleşme testinin aksine her bir değişkene farklı gecikme değeri verilmesine imkân sağlamaktadır. Bununla birlikte bu çalışmada ele alınan 2002 – 2017 döneminde dünya genelinde önemli makroekonomik gelişmeler yaşanmıştır. Bu olgu incelenen değişkenlerde yapısal kırılmaların meydana gelme ihtimalini doğurmaktadır. Özellikle 2008 yılında ortaya çıkan global finansal kriz sürecinde önemli dalgalanmalar yaşanmıştır. Böyle durumlarda Gregory-Hansen gibi kırılmalı eşbütünleşme testlerinin kullanılması daha uygun olacaktır. Buna ek olarak değişkenler için doğrusallık testi yapılması da gerekebilir. Çünkü, Johansen eşbütünleşme testi esasında değişkenlerin kendileri durağan olmasa da uzun dönem ortak hareketlerinin durağan olup olmadığını test etmektedir. Ancak değişkenlerin doğrusal bileşimi durağan olmayıp doğrusal olmayan bileşimleri de durağan olabilir. Yani değişkenler uzun dönemde doğrusal olmayan bir şekilde eşbütünleşik olabilir.

Kaynakça

- Abbes, M. B., & Trichilli, Y. (2015). Islamic stock markets and potential diversification benefits. *Borsa Istanbul Review*, 15 (2), 93–105.
- Alam, N., & Rajjaque, M. S. (2010). Shariah-compliant equities: Empirical evaluation of performance in the European market during credit crunch. *Journal of Financial Services Marketing*, 15 (3), 228–240.
- Albaity, M., & Ahmad, R. (2008). Performance of Syariah and composite indices: Evidence from Bursa Malaysia. *Asian Academy of Management Journal of Accounting & Finance*, 4 (1), 23–43.
- Alexander, C. (2001). *Market models: A guide to financial data analysis*. Chichester, UK, New York, NY: Wiley.
- Bahmani-Oskooee, M., & Brooks, T. J. (2003). A new criteria for selecting the optimum lags in Johansen's cointegration technique. *Applied Economics*, 35 (8), 875–880.
- Bakri, A. K., Akila Mohd. Kassim, N., & Affendy Arip, M. (2010). The subprime crisis and Islamic stock markets integration. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 3 (4), 363–371.
- Balcilar, M., Jooste, C., Hammoudeh, S., Gupta, R., & Babalos, V. (2015). Are there long-run diversification gains from the Dow Jones Islamic finance index? *Applied Economics Letters*, 22 (12), 945–950.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance* (2nd ed.). Cambridge [England], New York: Cambridge University Press.
- Charfeddine, L., Najah, A., & Teulon, F. (2016). Socially responsible investing and Islamic funds: New perspectives for portfolio allocation. *Research in International Business and Finance*, 36, 351–361.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1981), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Ertek, T. A. (1996). *Ekonometriye giriş* (Genişletilmiş 2.baskı). İstanbul: Beta Basım Yayım.
- Girard, E., & Hassan, M. K. (2008). Is there a cost to faith-based investing: Evidence from FTSE Islamic indices. *The Journal of Investing*, 17 (4), 112–121.
- Göktaş, Ö. (2005). *Teorik ve uygulamalı zaman serileri analizi*. İstanbul: Beşir Kitabevi.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C., (2014). *Temel ekonometri* (2. Basım). İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Guyot, A. (2011). Efficiency and dynamics of Islamic investment: Evidence of geopolitical effects on Dow Jones Islamic Market indexes. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47 (6), 24–45.
- Hassan, M. K., & Girard, E. (2010). Faith-based ethical investing: The case of Dow Jones Islamic indexes. *Islamic Economic Studies*, 17 (2), 1–31.

- Hoque, H., Kabir, S. H., Abdelbari, E. K., & Manahov, V. (2016). Islamic and conventional equity market movements during and after the financial crisis: Evidence from the newly launched MSCI indices. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 25 (4), 217–252.
- Johansen S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169–210.
- Johansen, S. (1995). A statistical analysis of cointegration for I(2) variables. *Econometric Theory*, 11 (1), 25-59.
- Kennedy, P., Sarımeşeli, M., & Açıkgoz, Ş. (2006). *Ekonometri kılavuzu*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Khamlichi, A. E., Sarkar, K., Arouri, M., & Teulon, F. (2014). Are Islamic equity indices more efficient than their conventional counterparts?: Evidence from major global index families. *The Journal of Applied Business Research*, 30 (4), 1137–1150.
- Kok, S., Giorgioni, G., & Laws, J. (2009). Performance of Shariah-compliant indices in London and NY stock markets and their potential for diversification. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 2 (3/4), 398-408.
- Kwiatkowski, D., Phillips, Peter C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), 159-178.
- MacKinnon, C. (1991). Reflections on sex equality under law. *The Yale Law Journal*, 100 (5), 1281-1328.
- Masih, M., Mohammed A., & Al-Sahlawi and Lurion De Mello. (2008). What drives carbon-dioxide emissions: Income or electricity generation? Evidence from Saudi Arabia. *The Journal of Energy and Development*, 33 (2), 201–213.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- Phillips, P.C.B., & Perron, P. (1988). Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Sevüktekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2005). *Zaman serileri analizi* (1. Basım). Ankara: Nobel Yayınları.
- Sargan, J. (1964). Three-stage least-squares and full maximum likelihood estimates. *Econometrica*, 32 (1/2), 77-81.
- Stock, J. H., Watson, M. W., & Saraçoğlu, B. (2011). *Ekonometriye giriş* (1. Basım). Ankara: Efil.
- Tarı, R. (2011). *Ekonometri* (7. Basım). Kocaeli: Umuttepe Yayınları.

Ekler

Tablo 5: Birim Kök Testi Sonuçları

Seri		ADF		PP	
		Düzye	Birinci Fark	Düzye	Birinci Fark
Türkiye					
DJIMTR	Sabitli	-0.6076	-11.2953***	-0.6463	-11.2953***
	Sabit ve Trendli	-2.9335	-11.2601***	-3.2196*	-11.2603***
DJTR	Sabitli	-0.9379	-11.6986***	-0.9304	-11.6986***
	Sabit ve Trendli	-2.7922	-11.6538***	-2.9955	-11.6538***
MSCITRIS	Sabitli	-1.6966	-14.6817***	-1.7017	-14.6879***
	Sabit ve Trendli	-3.2050*	-14.6946***	-3.0506	-14.7009***
MSCITR	Sabitli	-1.8000	-14.7432***	-1.8073	-14.7432***
	Sabit ve Trendli	-2.3625	-14.8228***	-2.3625	-14.8202***
Malezya					
DJIMMY	Sabitli	-1.8702	-6.9104***	-1.7294	-10.8090***
	Sabit ve Trendli	-2.1258	-10.5510***	-2.1458	-10.8546***
DJMY	Sabitli	-1.3463	-10.5184***	-1.3535	-10.6621***
	Sabit ve Trendli	-2.1308	-10.5098***	-2.3811	-10.6539***
MSCIMYIS	Sabitli	-0.2975	-12.5250***	-0.3727	-12.5918***
	Sabit ve Trendli	-2.3409	-12.4919***	-2.7043	-12.5607***
MSCIMY	Sabitli	-0.5517	-12.4171***	-0.6320	-12.5187***
	Sabit ve Trendli	-2.1351	-12.3812***	-2.5762	-12.4853***
ABD					
DJISUS	Sabitli	-0.0496	-12.2238***	-0.1769	-12.2047***
	Sabit ve Trendli	-2.2926	-12.1999***	-2.6100	-12.1802***
DJUS	Sabitli	0.0100	-11.4133***	-0.2620	-11.4532***
	Sabit ve Trendli	-1.7077	-11.3957***	-2.1067	-11.4388***
MSCIUSAIS	Sabitli	-0.1414	-12.2783***	-0.2683	-12.2732***
	Sabit ve Trendli	-2.4346	-12.2449***	-2.8072	-12.2402***
MSCIUSA	Sabitli	0.1124	-11.5710***	-0.1695	-11.6068***
	Sabit ve Trendli	-1.6784	-11.5619***	-2.0530	-11.6003***
İngiltere					
DJISUK	Sabitli	-0.4748	-14.3790***	-0.4310	-14.3790***
	Sabit ve Trendli	-3.0380	-14.3400***	-3.1703	-14.3790***
DJUK	Sabitli	-0.2532	-12.9577***	-0.3969	-12.9694***
	Sabit ve Trendli	-2.4457	-12.9258***	-2.8729	-12.9403***
MSCIUKIS	Sabitli	-0.5881	-14.5090***	-0.5280	-14.5568***
	Sabit ve Trendli	-2.8877	-14.4660***	-3.0828	-14.5121***
MSCIUK	Sabitli	-0.3229	-13.1625***	-0.4516	-13.1677***
	Sabit ve Trendli	-2.5074	-13.1319***	-2.9193	-13.1395***

Not: ADF: Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi; PP: Phillips-Perron Testi. Birim kök testleri logaritmik fiyat serileri üzerinde yapılmıştır. ***, ** ve *, MacKinnon (1996) kritik değerlerine göre sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. ADF testi için gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriterine göre, PP için bant genişliği Newey-West kriterine göre belirlenmiştir.

DIVERSIFICATION POTENTIAL OF ISLAMIC INDICES: A COINTEGRATION APPROACH

Extended Abstract

Introduction

Stocks in Islamic indices are subject to some sectoral and financial constraints due to the Islamic screening techniques. Islamic indices do not include conventional financial services shares and a leverage threshold ranging from 30% to 33% is applied. For this reason, Islamic indices are less sensitive to systematic risk sources. Indeed, many researchers have concluded that Islamic indices have a lower level of systematic risk, are less sensitive to interest rates and showed relatively better performance during crisis periods than their conventional counterparts (Alam & Rajjaque, 2010, 237).

These findings raise questions such as whether Islamic indices offer diversification potential in terms of conventional investors and whether they can be used for hedging. Therefore, the aim of this study is to demonstrate whether Islamic indices offer national diversification opportunities and whether they can be used for hedging in terms of conventional investors.

Methodology

The dataset consists of Islamic and conventional indices calculated by Dow Jones and Morgan Stanley Capital International in Turkey, Malaysia, the United States of America and the United Kingdom. Augmented Dickey-Fuller and Phillips-Perron tests have been adopted from the classic unit root tests for stationarity. Employing Engle-Granger and Johansen cointegration tests, it is revealed that whether there is a cointegration relation between Islamic indices and their conventional counterparts.

According to portfolio theory, there must be different price behavior among asset classes in order for diversification opportunities to emerge. The more different the price behavior between asset classes, the greater the diversification potential is. The econometric expression of this phenomenon concerns the degree of cointegration between asset classes. That is, the lower the degree of cointegration, the higher the diversification potential (Guyot, 2011, 33).

In this study, Engle-Granger two-stage and Johansen cointegration tests are supposed to determine whether there is a long-run equilibrium relationship between Islamic indices and their conventional counterparts and whether Islamic indices offer national diversification opportunities.

The first step in both Engle-Granger and Johansen tests is to determine whether the indices contain unit root and at what level they are stationary. For this purpose, Augmented Dickey-Fuller and Phillips-Perron tests were used. Engle-Granger and Phillips-Quliaris tests were performed in the two-stage cointegration test. These tests were applied in binary groups, with the Islamic and conventional indices considered separately as dependent variables.

In the Johansen test, lag lengths were determined according to the Akaike information criterion through VAR models established with binary groups. Then, the Johansen test were done according to the third model in order to reveal the cointegration relations.

The existence of a cointegration relationship between Islamic and conventional indices shows that there are no diversification opportunities and the opposite shows that Islamic indices have diversification potential in terms of conventional investors.

Results

According to Johansen cointegration test results, there is no long-run cointegration relationship between Islamic indices and conventional counterparts at 5% confidence level. As a matter of fact, the trace and maximum eigenvalue test statistics are below than the 5% critical values. The results of the two-stage cointegration test also show no significant cointegration relationship. According to the findings obtained in this research, the hypothesis that there is no cointegration relation between Islamic indices and conventional counterparts cannot be rejected.

In other words, Islamic indices and conventional equivalents are not affected by a similar stochastic trend. A significant portion of the conventional index components is eliminated due to Islamic screening criteria. This fact causes Islamic indices and conventional counterparts not to follow a common trend. This finding implies that Islamic indices can be used for the purpose of hedging by conventional investors.

According to empirical findings, it can be said that Islamic indices can be used by conventional investors for the purpose of diversification and hedging. However, as it is understood from previous scientific researches, it is important to keep in mind that Islamic indices have a limited potential for diversification, especially considering the high level of correlation between market indices in developed markets.

Conclusion

Considering the empirical findings obtained in this study, it is not possible to assert that the existence of the cointegration relation between Islamic indices and conventional counterparts, which are examined in Turkey, Malaysia, the United States of America and the United Kingdom, with the exception of Dow Jones Turkey Islamic index. These findings suggest that Islamic indices may offer some degree of national diversification opportunities in terms of conventional investors and may be used for hedging.