

Morgan Stanley Gelişmekte Olan Borsa Endeksi ile BIST Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisinin Analiz Edilmesi

Ayşe YILDIZ*
Emine Ebru AKSOY**

Özet: Bu çalışmanın amacı Morgan Stanley gelişmekte olan ülke piyasa endeksi ile BIST endeksi arasındaki eşbütünleşmenin varlığını ve derecesini belirlemektir. Bunun için Ocak 1990 ve Aralık 2011 dönemindeki aylık endeks kapanış değerlerini kullanılmıştır. Çalışmada durağanlık için birim kök testlerinden yararlanılmış ve endeksler arasındaki eşbütünleşme Engle- Granger yöntemi ve Hata Düzeltme modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada ayrıca 1994, 1997-1998, 2001 ve 2008 krizleri de kukla değişken olarak modele dahil edilmiştir. Eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre seriler uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler, yani, eşbütünleşme bulunmaktadır. Kısa dönemde hata düzeltme terimi çalışmakta ve 16 dönem sonra endeksler arasında denge sağlanmış olmaktadır. Bu sonuca göre bu endeksler sözkonusu dönem boyunca etkin portföy çeşitlendirmesi için uygun fırsatlar sunmamaktadır. Çalışmanın sonucunda krizleri temsil eden kukla değişkenler ise istatistiksel olarak anlamlı çıkmamıştır.

Anahtar Kelimeler: Eşbütünleşme, Engle-Granger Yöntemi, Hata Düzeltme Modeli, BIST, Morgan Stanley Gelişmekte Olan Borsa Endeksi
JEL Kodu: C32, C58, F36, G15

Analysis of Cointegration Between Morgan Stanley Emerging Market Index and BIST Index

Abstract: The objective of this study is to examine the existence and level of co- integration between the Morgan Stanley emerging market index and BIST index. Therefore, monthly closing indices in the period between January 1990 and December 2011 are used. In this study, unit root tests are applied to test for stationary and Engle- Granger approach and Error Correction model are conducted to examine cointegration between the indices. Also 1994, 1998, 2001 and 2008 crises represented by dummy variables are integrated into the model. According to the results of the cointegration analysis, the series move together in the long run, that, they are cointegrated. In the short run, the error correction term works and after 16 periods convergence of indices occurs. As a result, these emerging market indices do not offer any good opportunities for the efficient portfolio diversification. Dummy variables representing the crises are not found statistically significant.

Key Words: Cointegration, Engle-Granger Approach, Error Correction Model, BIST, Morgan Stanley Emerging Market Index
JEL Classification: C32, C58, F36, G15

* Yrd. Doç. Dr. Gazi Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü

** Yrd. Doç. Dr. Gazi Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü

I. GİRİŞ

1980'li yıllarda hız kazanan teknolojik gelişmeler ve sermaye hareketlerinin önündeki engellerin kaldırılmasıyla birlikte sermaye akımında hızlı bir artış yaşanmıştır. Tüm dünya ülkeleri fiziksel mesafelerine rağmen bilginin hızlı yayılması sayesinde birbirlerine yakınlaşmışlardır. İletişim ağlarında meydana gelen gelişmeler neticesinde piyasalara ulaşma, piyasalardaki bilgileri edinme ve piyasalarda işlem yapma süreleri kısalmıştır. Bilgiye anlık olarak ulaşılmasıyla ekonomide yer alan bireylerin, işletmelerin ve devletin diğer bir ifade ile ekonomik birimlerin mevcut durumlara uyum süreçleri kısalmıştır. Benzer şekilde dünyanın herhangi bir yerinde fiyatlar üzerinde etkili olabilecek bir haber, çok kısa sürede piyasalara ulaşır ve fiyatlara anında yansır hale gelmiştir. Böylece sermaye hareketlerinin önündeki engellerin de kalkmasıyla birlikte bütün piyasalar aynı bilgiyi aynı anda elde ettiği için hisse senetleri arasında fiyat farklılıkları ortadan kalkmış ve piyasalar birlikte hareket etmeye başlamıştır. Diğer bir ifade ile farklı piyasalarda oluşan fiyat farklılıklarından yararlanarak düşük fiyattan alıp yüksek fiyattan satmayı ifade eden arbitraj imkanı ortadan kalkmış ve finansal bütünleşme (entegrasyon) oluşmuştur.

Finansal bütünleşmenin ortaya çıkması ve gelişmesiyle beraber finansal piyasalarda oluşan hem olumlu gelişmeler hem de riskler piyasalar arasında hızla yayılmaya başlamıştır. Finansal piyasaları analiz ederken ulusal faktörler yanında diğer ülkelere ait uluslararası faktörleri de beraber inceleme gereği doğmuştur. Hatta bir ülkede yaşanan bir kriz artık diğer ülkeleri de önemli derecede etkiler hale gelmiştir. İşletmelerde risk, sistematik ve sistematik olmayan risk olarak ayrılmakta ve portföy riskinin azaltılabilmesi için çeşitlendirmeye gidilmesi gerekmektedir. Teoride aynı ekonomi içinde iyi çeşitlendirilmiş bir portföyde sistematik olmayan riski sıfırlayarak portföy riskinin sadece sistematik risk düzeyine çekilebileceği ifade edilmektedir. Modern portföy teorisine göre korelasyon katsayısının düşük olduğu diğer bir ifade ile farklı yönlerde hareket eden gerek ulusal gerekse de uluslararası hisse senetleri portföye alınarak portföy riskinin azaltılarak getirinin artırılacağı ifade edilmektedir (Markowitz, 1952). Uluslararası çeşitlendirmenin böyle bir sonuç verebilmesi için uluslararası hisse senedi piyasalarının bütünleşmemiş yani korelasyonunun düşük olması gerekmektedir. Aksi halde piyasalara ulaşan bilgiler aynı olacağı için yatırımcılar benzer şekilde pozisyon alacaklar ve piyasalar arasındaki korelasyon katsayısı yüksek olacak ve uluslararası çeşitlendirmenin portföy riskini azaltıcı etkisi ortadan kalkacaktır. Dolayısıyla uluslararası piyasalarda çeşitlendirilmiş portföy oluşturmanın bir çekiciliği kalmayacaktır.

Finansal piyasalar arası bütünleşme kavramı finansın temel teorilerinden biri olan modern portföy teorisini temelden sarsmış olmakla birlikte Etkin Piyasa Hipotezini de destekler niteliktedir. Etkin piyasa

hipotezinde Fama (1970) menkul kıymet fiyatlarının piyasada yer alan bütün bilgileri tam olarak yansıttığı piyasaya etkin piyasa demıştır. Etkin piyasaları da derecelerine göre zayıf form, yarı kuvvetli form ve kuvvetli form olmak üzere üçe ayırmıştır. Kuvvetli formda piyasa etkinliğinde ise kamuya açıklanmış veya açıklanmamış tüm bilgilerin fiyatlara yansıdığını ifade etmiştir (Karan, 2004, s. 273). Finansal piyasalar arasında bütünleşmenin olmasıyla birlikte etkin piyasa hipotezinde yer alan kuvvetli formda piyasa etkinliği gerçekleşmiş olmaktadır.

Bu çalışmada, BİST ile global gelişmekte olan piyasalarda yer alan hisse senetlerinin piyasa performansını ölçmeyi sağlayan Morgan Stanley Capital International Emerging Market (MSCI) endeksi arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkisi tespit edilmeye çalışılmıştır. MSCI endeksi ise Asya bölgesi için; Çin, Hindistan, Endonezya, Kore, Malezya, Filipinler, Tayvan ve Tayland, Latin Amerika için; Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika, Peru ve Avrupa, Orta Doğu ve Afrika için; Çek Cumhuriyeti, Mısır, Macaristan, Fas, Polonya, Rusya, Güney Afrika ve Türkiye'yi içermektedir (<http://www.msci.com>).

Çalışmada 1990 ile 2011 yıllarına ait aylık veriler kullanılmıştır. Ele alınan dönemler 1994 ekonomik krizi, 1998 Asya krizi, 2001 Türkiye krizi ve 2008 küresel kriz dönemlerini içerdiği için bu krizlerin etkileri de her bir kriz dönemi için farklı birer kukla değişken kullanılarak regresyon analizine dâhil edilmiştir. Bu kapsamda çalışmanın ikinci bölümünde literatür taramasına, üçüncü bölümde kullanılan yöntem, dördüncü bölümde veri setine ilişkin bilgiler verilmiş, beşinci bölümde analiz yapılmış ve son bölümde sonuçlar yorumlanmıştır.

II. LİTERATÜR TARAMASI

Dünya borsaları arasında bütünleşme olup olmadığı ve bütünleşme varsa bunun derecesini ortaya koymaya yönelik geçmişte pek çok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmaların çoğunda korelasyon analizi, Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme analizleri kullanılmıştır. Çalışmalarda bazı ülke piyasaları arasında eşbütünleşme olduğu bazıları içinse olmadığı sonucuna varılmıştır. Kasa (1992) Ocak 1974-Ağustos 1990 dönemi için ABD, Japonya, İngiltere, Almanya ve Kanada borsaları arasında, Worthington ve Higgs (2007) 1990-2006 dönemi için Avustralya, Belçika, Danimarka, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Hollanda, İspanya ve İngiltere arasında eşbütünleşme olduğu sonucuna varmışlardır. Diğer taraftan ise Kenourgios ve Samitas (2003) 1998-2000 dönemi için Yunanistan ile Belçika, İtalya, Portekiz, Almanya, Fransa arasında eşbütünleşme tespit edemezken sadece Yunanistan ve İngiltere arasında tespit etmişlerdir. Narayan ve Smyth (2004) ise 1960-2003 dönemi için Avustralya borsası ve Fransa-Almanya-ABD borsaları ile eşbütünleşme ilişkisini bulamamışlar ancak Avustralya borsası ve Kanada-İtalya-Japonya-İngiltere arasında eşbütünleşme ilişkisi bulmuşlardır.

Son dönemde Ali, Butt ve Rehman(2011) tarafından 1998-2008 dönemi için Pakistan ile İngiltere, Amerika, Tayvan, Malezya ve Singapur piyasaları arasında, Khan(2011) tarafından ise Amerika ile Çin, Malezya, Avusturalya piyasaları arasında eşbütünleşmenin olmadığı ve uluslararası portföy çeşitlendirmesinden beklenen faydanın sağlanabileceğine dair bulgular elde edilmiştir. Diğer taraftan da Abdul Karim, Abdul Majid ve Abdul Karim (2009) Malezya borsası ile Amerika, Japonya ve Singapur borsaları arasında, Erdinç ve Milla (2009) ise Fransa, Almanya ve İngiltere arasında ve Abdul Hadi, Hamad, Yahya ve Iqbal(2013) de Filistin ve Ürdün borsaları arasında uluslararası çeşitlendirmenin faydalı olmayacağını belirlemişlerdir.

Türkiye piyasasının da diğer ülke piyasaları ile eşbütünleşme durumunu tespit etmek amacıyla teoride çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Eşbütünleşme durumunun tespit edildiği ve Amerikan piyasalarına yönelik olarak Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2008) tarafından yapılan çalışmada, ABD'deki piyasalar ile İMKB arasındaki ilişki Johansen eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre İMKB en yüksek reaksiyonu Dow Jones'a vermektedir. Diğer benzer bir çalışma ise Bulut ve Özdemir tarafından 2012 yılında yapılmış ve Johansen eşbütünleşme testi sonucunda İMKB ile Dow Jones arasında eşbütünleşme bulunduğu sonucuna varılmıştır.

İMKB ile eşbütünleşme durumunun test edildiği bazı çalışmalarda pek çok ülke piyasasının bir arada analiz edildiği görülmektedir. Ağırlıklı olarak eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilemediği Onay (2006) tarafından yapılan çalışmada, Ekim 2000-Ağustos 2005 dönemi ele alınmıştır. Çalışmada Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Slovakya, Polonya, Bulgaristan, Romanya, Türkiye ve Hırvatistan'ın hisse senedi endeksleri ile MSCI, MSCI EU ve S&P500 endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişki Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Ancak Hırvatistan dışındaki ülkelerle ilişki tespit edilememiştir. Benzer şekilde, Küçükçolak (2008)'in çalışmasında Ocak 2001-Aralık 2005 dönemi için İMKB ile İngiltere, Fransa, Almanya ve Yunanistan endeksleri arasında uzun dönemli ilişki Engle-Granger eşbütünleşme analizi ile test edilmiş ve Yunanistan dışındaki ülkelerle eşbütünleşme olmadığı sonucuna varılmıştır. Çıtak ve Gözbaşı tarafından 2007 yılında yapılan çalışmada ise İMKB ile gelişmiş ABD, Almanya, İngiltere, Japonya ve gelişmekte olan Hindistan ve Malezya borsaları arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi Engle-Granger yöntemiyle analiz edilmiş ve alt dönemlerde İMKB ile analize dâhil olan hiçbir ülkenin temel endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı belirlenmiştir.

Analiz edilen ülkelerle İMKB arasında eşbütünleşme ilişkisinin daha fazla öne çıktığı Korkmaz, Zaman ve Çevik (2008) tarafından Ocak-1995 ve Aralık- 2007 dönemi için yapılan çalışmada, İMKB'nin Avrupa Birliği'ne üye 17 ülkeyle ve Türkiye'nin dış ticaret hacminin yüksek olduğu ilk 10 ülkenin hisse senedi piyasalarıyla eşbütünleşme ilişkisi Zivot-Andrews yapısal kırılma testi, Johansen ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testleri ile araştırılmıştır. Elde

edilen sonuçlara göre Türkiye'nin Avrupa Birliği üyesi 11 ülkeyle ve dış ticaret hacminin yüksek olduğu 7 ülke ile eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Vural (2010)'ın çalışmasında da, İMKB 100 endeksi ile sekiz farklı ülke endeksi arasındaki ilişki Ocak 2006-Ocak 2009 dönemi için Johansen eşbütünleşme testi ile test edilmiş ve FTSE100, Dax, Bovespa, Merval ve IPC ile İMKB arasında uzun dönemli ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.

Boztosun ve Çelik (2010-2011) tarafından ülke piyasaları arasındaki eşbütünleşmeyi tespit etmek amacıyla iki farklı çalışma yapılmış ve elde edilen sonuçlarda eşbütünleşme sağlayan ve sağlamayan ülkeler arasında dengeli bir dağılım olduğu görülmüştür. İMKB 100 endeksi ile Asya ülkeleri hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki ilişkiyi Ocak 1998-Aralık 2009 dönemi için Johansen eşbütünleşme testi ile test edilmiş ve Singapur, Malezya, Tayvan ve Kore ile anlamlı ilişki bulunurken Japonya, Çin, Hong-Kong, Avustralya ve Endonezya ile anlamlı ilişki bulunmamıştır. 2011 yılında yapılan diğer çalışmada ise, İMKB 100 endeksi ile Avrupa ülkeleri hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tespit etmeye yönelik olarak Ocak 2002-Aralık 2009 dönemi verilerinden hareketle Johansen eşbütünleşme testi yapılmış ve Türkiye'nin Avrupa ülkeleri borsalarından Norveç, Hollanda, Belçika, Almanya ve İngiltere ile eşbütünleşme ilişkisi içinde olduğu, Fransa, Avusturya, İsviçre, İsveç ve İspanya ile anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi içinde bulunmadığı tespit edilmiştir.

Eşbütünleşme olmadığı sonucunun ağırlıklı olduğu Kargin (2008)'in ortaya koyduğu çalışmada 9 Avrupa, 4 Amerika ve 8 Asya-Pasifik ülkesine ait toplam 21 ülke hisse senetleri piyasası ile İMKB arasındaki eşbütünleşme ilişkisi test edilmiştir. Bu amaçla Temmuz 1997-Temmuz 2008 dönemi için Dickey-Fuller(ADF) ve Phillips-Perron testleri, Johansen eşbütünleşme analizleri yapılmıştır. İMKB'nin Brezilya, Meksika ve Mısır dışındaki 18 ülke ile eşbütünleşme ilişkisi içinde olmadığı ortaya konulmuştur .

Yukarıda da yer verildiği gibi gerek diğer piyasalar gerekse İMKB(yeni adıyla BİST) için eşbütünleşmeye ilişkin farklı sonuçlar elde edilmiştir. Bu çalışmada ise BİST'i etkilemesi beklenen piyasaları içeren ve bu piyasaların bir göstergesi olan MSCI gelişmekte olan ülke piyasaları endeksi ile ülkelerin hepsi bir arada değerlendirilmektedir. Teorik olarak gelişmekte olan piyasaların benzer şekilde hareket etmeleri beklenmekte olup bu çalışmada teorik beklentinin uygulamadaki sonuçları ne kadar desteklediği ortaya konmaya çalışılmıştır. Ancak diğer çalışmalardan farklı olarak çalışmada ele alınan on bir yıllık dönemde yaşanan 1994 ve 2001 ulusal ekonomik krizler ile 1998 Asya krizi ve 2008 küresel finansal krizlerinin de etkilerinin belirlenmesi amaçlanmıştır.

III: YÖNTEM

Zaman serilerinde karşılaşılan en önemli sorun, serilerin zamanın etkilerini üzerlerinde taşımaları ve zamanla birlikte artma eğiliminde

olmalarıdır. Özellikle zamana göre yukarıya veya aşağıya doğru sabit bir trend olduğunda, iki değişken arasındaki ilişkinin belli bir bölümü sahte olmaktadır. Dolayısıyla, stokastik zaman serileri belli bir trende sahip olduğunda klasik regresyon yöntemlerinin kullanılması sahte regresyon sonuçları üretilmesine neden olmaktadır. Bu nedenle klasik regresyon modelinin sahte olup olmadığı tespit edilmelidir. Bunun için elde edilen regresyon modelinin R^2 ile Durbin Watson (D-W) değerlerinin karşılaştırılması gerekmektedir. Eğer bulunan R^2 değeri D-W değerinden büyükse sahte regresyondan söz edilebilmektedir. Ancak sahte regresyon ile ilgilenildiğinde serilerin durağanlıkları da önem kazanmaktadır. Çünkü bu seriler arasında eşbütünleşme varsa artık sahte regresyon olmayacaktır.

Eşbütünleşme için D-W korelasyon ilişkisine dayalı (CRDW) test istatistiği ile Engle-Granger yöntemleri kullanılabilir. CRDW eşbütünleşme denkleminin tahmin edilerek birinci dereceden D-W otokorelasyon test istatistiğinin hesaplanmasına dayalıdır. Denklem katsayılarının sıfır olduğu varsayımı altında rastsal yürüyüş süreci boş hipotez olarak kabul edilir ve boş hipotezin geçerli olduğu durumda eşbütünleşme olmadığı sonucuna ulaşılır. Ancak bu testte iki büyük problem olduğu belirtilmektedir. Birincisi, rastsal yürüyüş sürecini ortaya koyan ilk regresyon katsayısının varsayımlara karşı aşırı duyarlı olması ve ikincisi bağımsız değişken sayısı arttıkça kritik test değerlerinin tutarlı olmamasıdır. Bu nedenle uygulamadaki kullanımı son derece sınırlıdır (Sjö, 2008).

Uygulamada özellikle iki seri sözkonusu olduğunda daha çok Engle-Granger eşbütünleşme testi yönteminin kullanıldığı görülmektedir. Bu nedenle çalışma Engle-Granger yönteminin uygulanmasına yönelik süreç çerçevesinde gerçekleştirilmiştir. Yöntemin uygulanabilmesi için öncelikle serilerin durağanlıklarının test edilmesi gerekmektedir.

A. Durağanlığın Test Edilmesi

Serilerin durağan bir yapıya sahip olup olmadığını test etmek için genellikle birim kök testlerinden yararlanılabilmektedir. Bu testlerden çok kullanılanı ise Dickey-Fuller tarafından gerçekleştirilen birim kök testidir. Dickey-Fuller testi (1979) zaman serisi değişkenlerinin otoregresif süreçle (AR) oluşturulup oluşturulamayacağını göstermektedir. Dickey-Fuller ayrıca hata payları arasında korelasyon olması durumunda, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin modele dahil edilmesiyle Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (1981) adını verdikleri testi geliştirmişlerdir. Bu test için önerilen modeller aşağıdaki denklemlerde gösterilmiştir;

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^m \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1a)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^m \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1b)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \beta_t \sum_{i=2}^m \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1c)$$

Birinci denklem katsayı ve trend etkisinin olmadığı yapıyı (1a), ikinci denklem sadece sabit katsayının olduğu yapıyı (1b), üçüncü denklem ise hem sabit hem de trend etkisinin gözlemlendiği yapıyı (1c) göstermektedir.

Dickey-Fuller testi bu denklemlerin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilerek γ 'in tahmin değeri ve standart hatasının bulunmasına dayanmaktadır. Test sonucunda elde edilen t değeri, Dickey-Fuller tablosundaki değerler ile karşılaştırılarak $\gamma=0$ hipotezi test edilmektedir (Enders,1995).

Oluşturulacak hipotezler aşağıdadır:

$$H_0 = \gamma = 0 \quad \text{Seri durağan değildir.}$$

$$H_1 = \gamma < 0 \quad \text{Seri durağandır.}$$

Ancak bu testlerde en küçük kareler tahmin edicisi, normal dağılıma uymamaktadır. Bu nedenle t ve F dağılımı geçerli değildir. Bu nedenle Dickey-Fuller yapmış oldukları çalışmada H_0 'ın reddedilebilmesi için t istatistiği yerine $\tau = \frac{\hat{\gamma}}{s\hat{\gamma}}$ olarak gösterilen tau (τ) test istatistik değerlerini kullanmışlardır.

Regresyon'da bir sabit ve trend yoksa (τ), sabit varsa trend yoksa (τ^μ), sabit ve trend aynı anda varsa (τ^t) değişik değerler almaktadırlar. MacKinnon (1991) çalışmasında Monte Carlo örnekleriyle tau-istatistiğini genişleterek vermiştir. Hipotez, $H_0: |\tau(\text{tau}) \text{ istatistiği}| \geq |\text{MacKinnon Dickey-Fuller istatistiği}|$ şeklinde oluşturulmuştur. Eğer bulunan tau istatistik değeri, daha önceden hesaplanmış olan MacKinnon-Dickey-Fuller değerinin mutlak değerinden büyük ise H_0 red edilir ve serinin belirlenen anlamlılık düzeyinde birim kök içermediği dolayısıyla durağan olduğu sonucuna ulaşılır.

Öte yandan Dickey-Fuller testinde gecikme uzunluklarının doğru seçilmesi testin gücü ve parametrelerin anlamlılık düzeyleri bakımından önemlidir. Burada amaç hatalar arasındaki otokorelasyonu ortadan kaldıracak kadar gecikme değerini modele dahil etmektir. Optimal gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwartz Bilgi Kriteri (SIC) gibi farklı kriterler kullanılmaktadır. Bu kriterler bazen farklı sonuçlar verebilmektedir ve hangisinin kullanacağı kullanıcıya bağlı olmaktadır.

Uygulamada en çok ADF testi kullanılmakla beraber, Dickey-Fuller testlerinde hata teriminin bağımsız ve sabit varyansa sahip oldukları varsayılmaktadır. Hataların değişen varyans ve serinin normal dağılım göstermediği durumlarda parametrik olmayan Phillips-Perron gibi farklı testler de kullanılabilir (Vuran, 2010). Phillips-Perron, bir zaman serisindeki daha yüksek dereceden bir seri korelasyonunun varlığını belirlemek için önerilmektedir (Phillips-Perron, 1988; s.336). Phillips-Perron, Dickey-Fuller t istatistiklerini geliştirmede hata terimlerinin varsayımlarındaki kısıtlamaları dikkate almamıştır. Bunun nedeni hata terimlerini ya da bu hata terimlerinin

geçmiş değerlerinin hareketli ortalama olarak (MA-Moving Average) kullanılmalarıdır. Bu açıdan bakıldığında Dickey-Fuller testindeki AR süreci Phillips-Perron testinde ARMA sürecine dönüştürülmüştür. MA sürecinin kullanılmaya başlanması trend durağanlık kavramının testinin daha güçlü yapılmasına imkan vermektedir. Özellikle trend içeren serilerde MA süreçlerinin artan olması durumunda Phillips-Perron testinin Dickey-Fuller testine göre daha güçlü olduğu belirtilmiştir. MA süreçlerinin negatif olması durumunda ADF testleri Phillips-Perron'a göre daha güçlü olmaktadır (Enders,1995, s.439-440).

B. Engle-Granger Eşbütünleşme Analizi

Stokastik bir sürecin söz konusu olduğu durumlarda serilerin farkları alınarak durağan bir yapıya dönüştürülebilmektedir. Ancak fark alma işlemi trend etkisini ortadan kaldıracığından özellikle trendin olduğu durumlarda fark alma değişkene ilişkin uzun dönem bilgisinin kaybolmasına yol açabilmektedir. Eşbütünleşme, durağan olmayan değişkenlerin doğrusal bileşimlerinin uzun dönemde durağan olmasına, dolayısıyla değişkenlerin birbirleriyle eşbütünleşmesine, zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkisinin modellenmesine ve tahmin edilmesine yöneliktir (Engle ve Granger, 1987). Değişkenler arasında eşbütünleşmenin bulunması gerçek uzun dönemli bir ilişki anlamına gelmektedir ve eşbütünleşme yapısına sahip olan seriler aynı stokastik trende sahip olup birbirlerinden ayrı hareket edememektedirler (Onay, 2006, s.5). Bu analizlerde hata düzeltme modelleri kullanılarak bir dönemde meydana gelen dengesizliklerin hata düzeltme terimleri kullanılarak diğer dönemlerde düzeltildiği öne sürülmektedir. Böylece seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi varsa, serilerin düzey değerleriyle yapılacak analizlerde sahte regresyon sorunuyla karşılaşılacağı belirtilmektedir (Best, 2008).

Uygulamada eşbütünleşme analizleri olarak genellikle Engle-Granger'in eşbütünleşme testleri ile Johansen eşbütünleşme testleri kullanılmaktadır. Çalışmada sadece iki serinin eşbütünleşme durumu test edildiğinden Engle-Granger yönteminin kullanılmasının yeterli olduğu düşünülmüştür.

Engle-Granger analizi için birinci seviyede durağan bulunan serilerden sonra sahte regresyon tanısı için modelin hata değerlerinin seviyede durağan olup olmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. Eğer modelin hata değerleri düzeyde durağan ise model artık sahte regresyon olmayacaktır. Bunun için hata değerlerinin düzeyde durağan bir yapıya sahip olup olmadığı belirlenmelidir. Eğer hata değeri düzeyde durağan ise eşbütünleşmenin diğer deyişle uzun dönemli ilişkisinin belirlenmesi için ikinci koşul da gerçekleşmiş olmaktadır.

C. Hata Düzeltme Modeli

Değişkenler arasında eşbütünleşme olduğunda nedensellik ilişkisi, Engle-Granger tarafından ileri sürülen Hata Düzeltme Modeli (ECM-Error

Correction Model) kullanılarak araştırılmaktadır. Eğer değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi varsa, regresyon denkleminde elde edilen hatalar hata düzeltme modelini tahmin etmede kullanılabilirler.

Hata düzeltme modeli (Best, 2008);

- X'in Y değişkeni üzerindeki kısa dönemli etkisini,
- X'in Y değişkeni üzerindeki uzun dönemli etkisini,
- Bir sapma olduktan sonra Y'nin tekrar hangi hızla dengeye

döneceğini belirtir.

Granger Teorisinin mantığına dayanarak X değişkenine bağlı olarak belirlenen Y değişkeni arasında oluşturulan hata düzeltme modelinin en basit yapısı denklem 2'de gösterilmiştir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 u_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

Denklemde u_t hata düzeltme terimini göstermektedir. Bu değer dengesizliğin hangi hızla düzeltileceğini ölçmektedir.

Hata düzeltme modeli denklem 3'de olduğu gibi gösterilebilir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \beta_1 (Y_{t-1} - \beta_2 X_{t-1}) + \epsilon_t \quad (3)$$

Bu denklemde de parantez içindeki kısım hata düzeltme değerini belirtmektedir. $Y_{t-1} - \beta_2 X_{t-1} = 0$ olması X ve Y değişkenlerinin dengede olduğunu göstermektedir.

β_0 , X değişkenindeki bir artışın Y değişkeni üzerindeki kısa dönemli etkisinin tahmin değerini,

β_1 , bir sapma olduktan sonra tekrar dengeye dönüş hızının tahmin değerini göstermektedir. Eğer hata düzeltme mekanizması işliyorsa,

$-1 < \beta_1 < 0$ olması beklenir.

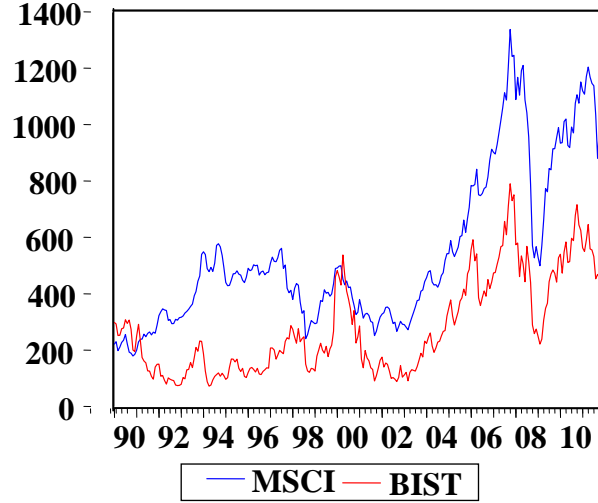
β_2 , X'teki bir birimlik değişiminin Y üzerindeki uzun dönemli etkisinin tahmin değeridir. Bu uzun dönemli etki, $-\beta_1$ hata düzeltme değerinin hızına bağlı olarak gelecek dönemlere dağılmasını sağlamaktadır (Best, 2008).

Dolayısıyla hata terimi modeli, zaman serisi verilerinin olduğu durumlarda ve zaman serileri arasında kısa ve uzun dönemli ilişki belirlenmek istendiğinde kullanılacak uygun bir modeldir.

IV. VERİ SETİ

Morgan Stanley tarafından oluşturulan gelişmekte olan ülkelerle BIST arasındaki eşbütünlük diğer bir ifadeyle uzun dönemli ilişkinin yapısını ortaya koymak amacıyla çalışmada 1990 ile 2011 yılları arasındaki endekslerin aylık değerleri kullanılmıştır. Gelişmekte olan ülke verileri Morgan Stanley kurumunun web sayfasından, BIST değerleri de BIST'in web sayfasından elde edilmiştir. Tüm analizler E-Views paket programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Çalışmada ekonometrik analize geçmeden önce verilerin

genel yapısını görmek amacıyla zaman boyutundaki grafikleri ve tanımlayıcı istatistiki değerleri orijinal ve logaritmik değerleriyle gösterilmiştir.



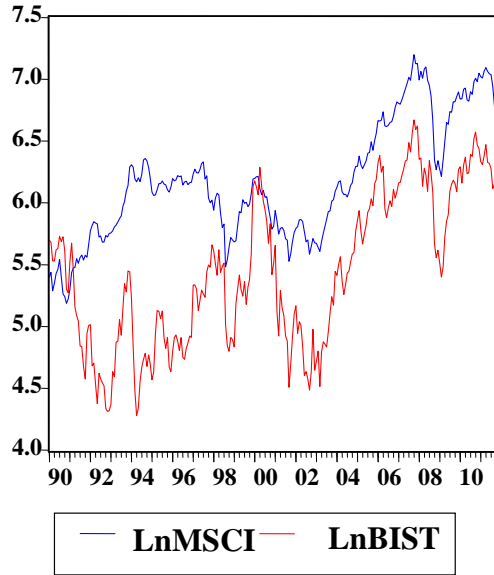
Şekil 1. BIST ve MSCI Grafiği

Tablo 1. BIST ve MSCI Tanımlayıcı İstatistikleri

	BIST	MSCI
Ortalama	278.742	544.450
Medyan	225.348	465.011
Maksimum	789.820	1337.448
Minimum	72.228	178.958
Std. Sapma	171.801	281.531
Jarque-Bera	33.082	45.120
Olasılık	0.000	0.000
Gözlem Sayısı	264	264

Hem grafikte hem de istatistiki değerlerde aşırı bir dalgalanma olduğu ve verilerin ortalama bir değer etrafında yer almaktan ziyade ani inişler ve çıkışlar gösterdiği tespit edilmiştir. Bu nedenle serilerin ortalama değer etrafında yer almalarını sağlamak ve değişen varyans ve otokorelasyon gibi

istatistiksel sorunlardan kaçınmak amacıyla analizde değişkenlerin logaritmik değerleri kullanılmıştır. Logaritması alınmış serilerin grafikleri şekil 2' de ve tanımlayıcı istatistikleri değerler ise tablo 2' de gösterilmiştir.



Şekil 2. *LnMSCI* ve *LnBIST* Serilerine Ait Grafikler

Tablo 2. *LnMSCI* ve *LnBIST* Tanımlayıcı İstatistikleri

V.

	LnMSCI	LnBIST
Ortalama	6.179	5.443
Medyan	6.142	5.418
Maksimum	7.198	6.672
Minimum	5.187	4.280
Std. Sapma	0.485	0.618
Jarque-Bera	10.920	15.105
Olasılık	0.004	0.005
Gözlem Sayısı	264	264

V.SONUÇLARI

Analizde öncelikle serilerin durağanlıkları test edilmiştir. Daha sonra eşbütünleşme testleri yapılarak, eşbütünleşme durumuna göre uygun VAR modeli geliştirilmiştir.

A. Durağanlık Sonuçları

Eşbütünleşme analizi için birinci şart değişkenlerin düzeyde durağan olmayıp, birinci seviyede durağan olmalarıdır. Bunun için öncelikle serilerin seviye durağanlıkları daha sonra birinci seviye durağanlıkları test edilmiştir. Regresyon modelinin hata değerlerinin korelagramları incelendiğinde hata değerleri arasında otokorelasyon gözlemlendiğinden Dickey-Fuller birim kök testi yerine Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi kullanılmıştır. Ayrıca tanımlayıcı istatistik değerlerinden elde edilen sonuçlar Jargue Bera normallik sınamaya testine ilişkin olasılık değeri %5 den küçük olduğundan serilerin normal dağıldığını ifade eden boş hipotez rededildiğinden ADF birim kök testlerinin yanısıra parametrik olmayan Philips-Perron birim kök testleri de serilerin durağanlığını belirlemek için kullanılmıştır. Analiz sonuçları tablo 3’de gösterilmiştir.

Tablo 3. LnBIST ve LnMSCI Serilerine Ait ADF Test Sonuçları

Endeksler	ADF Birim Kök Test Sonuçları				Philips- Perron Birim Kök Test Sonuçları			
	Düzye		Birinci Fark		Düzye		Birinci Fark	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit ve Trend	
LnBIST	-2.00	-3.35	-15.23	-15.22	-2.08	-3.46	-15.23	-15.21
LnMSCI	-1.55	-2.29	-13.43	-3.41	-1.59	-2.32	-13.42	-13.40
%5 Kritik Değerler	-2.87	-3.42	-2.87	-3.42	-2.87	-3.42	-2.87	-3.42
%10 Kritik Değerler	-2,57	-3,13	-2,57	-3,13	-2,57	-3,13	-2,57	-3,13

MacKinnon (1996) tek yönlü p değerleri

Tablo 3’de yer alan LnBIST ve LnMSCI değişkenlerine ilişkin ADF test istatistikleri hem sabitli hem de sabitli/trendli modelde MacKinnon kritik değerlerinden büyük çıkmıştır. Dolayısıyla ilgili değişkenler seviye değerlerinde durağan bulunamamıştır. Eğer seriler seviyelerinde durağan değilse farkları alınmak suretiyle durağan hale getirilmeleri gerekmektedir. Bu amaçla değişkenlerin birinci farkı alınmıştır. Tabloda LnBIST ve LnMSCI değişkenlerinin hem sabitli hem de sabitli/trendli modelde birinci farkları ile

durağan hale geldikleri veya birim kök içermedikleri gözlenmektedir. Bu değişkenlerin tümü %5 önem düzeyinde durağan çıkmışlardır.

Ayrıca birim kök testlerindeki gecikme uzunluğu SIC bilgi kriterine göre bir olarak belirlenmiştir. Bunun yanında ADF testinin uygunluğunu test etmek için gecikmeli katsayılarının negatif ve anlamlı olup olmadığı da kontrol edilmelidir. Analiz sonuçlarında katsayılar negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu analiz sonuçları eşbütünleşme için serilerin düzeyde durağan olmayıp birinci farkta durağanlık koşullarının sağlandığını göstermektedir. Böylece eşbütünleşme analizi için birinci şart sağlanmış olmaktadır.

B. Uzun Dönem Analizi ve Eşbütünleşme Sonuçları

Uygun veriler oluşturduktan sonra gelişmekte olan ülkeler ile BIST arasındaki ilişkiyi göstermek üzere 1994 ulusal ekonomik kriz, 1998 Asya krizi, 2001 ulusal ekonomik kriz ve 2008 küresel kriz değişkeni de dahil olmak üzere regresyon modeli geliştirilmiştir. Kukla değişken tuzağına düşmemek için (Gujarati ve Porter, 2009, s. 281-282) 1994 yılındaki kriz referans değişken olarak belirlenip üç kriz dönemi üzerinden analiz gerçekleştirilmiştir. Böylece LnBIST endeks değerlerinin 1994 krizine göre yüzdelik değişimleri de gözlemlenebilmiştir.

Tablo 4. Kukla Değişkenli Regresyon Analizi Sonucu

Bağımlı Değişken: LnBIST				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistik	Olasılık
C	-0.363	0.360	-1.009	0.314
KRİZ98	0.165	0.127	1.300	0.195
KRİZ01	0.000	0.128	0.0003	0.100
KRİZ08	0.058	0.130	0.448	0.654
LnMSCI	0.938	0.058	16.184	0.000
R ²	0.539	Durbin-Watson		0.112
F-İstatistik	75.880	Olasılık (F-İstatistik)		0.00

Tablodaki sonuçlara göre kriz dönemlerinin LnBIST üzerinde etkileri denklem 4’de gösterilmiştir.

$$\text{LnBIST} = -0,363 + 0,938 * \text{LnMSCI} + 0,165 * \text{KRİZ98} - 0,000 * \text{KRİZ01} + 0,058 * \text{KRİZ08} \quad (4)$$

Denklemdaki LnMSCI değişkenine ait katsayının yüksekliği MSCI endeksindeki %1’ lik değişimin neredeyse aynı oranda BIST endeksinde artışa yol açtığını göstermektedir. Denklemdaki sabit katsayı 1994 yılına ait krizin LnBIST üzerindeki etkisinin 0.363 oranında negatif etkisini yansıtırken, diğer kriz değişkenlerinin etkisinin referans seçilen 1994 krizine göre

değerlendirilmesi gerekmektedir. Buna göre 1998 Asya krizini yansıtan kukla değişkenin katsayısı 1998 krizinin LnBIST üzerindeki etkisinin 1994 krizine göre 0,165 oranında daha az olduğunu göstermektedir. 2001 yılına ait Türkiye de yaşanan finansal krizin etkisinin ise 1994 yılındaki krizin etkisiyle hemen hemen aynı oranda azaltıcı etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. 2008 küresel finansal krizin etkisinin ise 1994 krizine göre yaklaşık 0,058 oranında daha düşük etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Sonuçlar yurt içindeki krizlerin BIST üzerindeki etkilerinin aynı oranda negatif etkilerinin yansıtırken, yurtdışındaki krizlerin BIST üzerinde daha düşük oranda negatif etkiye sahip olduğunu dolaylı olarak göstermektedir. Ancak bu katsayıların olasılık değerleri %5'den düşük olduğundan hiçbiri istatistiksel olarak anlamlı gözükmemektedir. Dolayısıyla elde edilen sonuçların şans eseri ortaya çıktığı ve sonucu genelleştirmenin doğru olmayacağı söylenebilir. Bu nedenle krizleri temsil eden kukla değişkenler modelden çıkarılarak model yeniden tahmin edilmiş ve tablo 5'deki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 5. Değişkenlerin Düzey Değerlerinde Regresyon Analizi Sonuçları

Bağımlı Değişken: LnBIST				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistik	Olasılık
C	-0.320	0.333	-0.962	0.337
LnMSCI	0.933	0.054	17.366	0.000
R^2	0.535	<i>F-İstatistik</i>		301.576
<i>Schwarz Kriteri</i>	1.148	<i>Olasılık (F-İstatistik)</i>		0.000
<i>Durbin-Watson</i>	0.104			

Tablo 5'de görüldüğü üzere iki endeks arasındaki uzun dönemli ilişkiyi gösteren katsayı pozitif ve anlamlı çıkmıştır. Dolayısıyla R^2 değeri Durbin Watson katsayısından büyük çıkması sahte regresyon görüntüsü ortaya çıkarsa bile değişkenlerin aynı dereceden durağan çıkmalarıyla nedeniyle de değişkenler arasındaki eşbütünleşme durumlarının ortaya konması gerekmektedir. Bunun için tabloda gösterilen regresyon modelinin hata değerleri elde edilip hata değerleri için durağanlık testi yapılmalıdır. Modelin hata değerlerine ilişkin durağanlık sonuçları tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6. Regresyon Hata Teriminin (u) Birim Kök Test Sonucu

		t-İstatistik	Olasılık*
Augmented Dickey-Fuller Test İstatistik		-3.18	0.022
Kritik Test İstatistik Değerleri	1% level	-3.83	
	5% level	-3,17	
	10% level	-2,91	

*Kritik Değerler, Engle-Yoo (1987) tablosundan alınan değerlerdir.

Tabloda birim kök test sonucu %5 anlamlılık düzeyinde elde edilen mutlak test değerinin mutlak tablo değerinden büyük olduğunu gösterdiğinden hata terimini gösteren u 'nın birim kök içerdiği boş hipotez reddedilebilir ve u 'nun seviyede durağan olduğunu söylenebilir. Bunun anlamı elde edilen regresyon modelinin artık sahte regresyon olmadığıdır. Dolayısıyla BIST ile EM endeks değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişki sözkonusudur ve bu beklenen bir sonuçtur. Çünkü 2000 yılından itibaren finansal entegrasyondaki gelişmeler ve sermayenin piyasalar arasında rahatça dolaşabilmesi ile birlikte özellikle gelişmekte olan borsaların birbirlerini etkiledikleri gözlemlenmektedir. Bunun nedeni gelişmekte olan ülkelerin birbirlerine benzer yapıya sahip olmalarıdır. Bu sebeple yabancı yatırımcılar için bu endeksler arasındaki fiyat farkından yararlanmak zor olmaktadır. Ancak dikkate alınması gereken konu eşbütünleşmenin varlığından ziyade eşbütünleşmenin derecesinin ne olduğunun ve ne kadar hızla bütünleşmenin gerçekleştiğinin bilinmesidir. Bu nedenle hata düzeltme modeli geliştirilmelidir.

C. Hata Düzeltme Modeli

Bu aşamada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki saklı tutularak kısa dönemde meydana gelen dinamik ayarlamalar tahmin edilebilmek için değişkenlerin durağan oldukları seviyedeki değerleri ile hata teriminin bir dönem gecikmeli değeri kullanılarak hata düzeltme modeli elde edilmiştir. Elde edilen hata düzeltme modelinin sonuçları tablo 7' de gösterilmiştir.

Tablo 7. Hata Düzeltme Modeli

Bağımlı Değişken: DLnBIST				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistik	Olasılık
C	-0.004990	0.008252	-0.604745	0.5459
DLnMSCI	1.123917	0.114824	9.788165	0.0000
$u(-1)$	-0.062052	0.019532	-3.176909	0.0017
R^2	0.290787			
Olasılık(F-istatistik)	0.000000			
Durbin-Watson	1.966886			

Tablo 7'deki değerlere göre elde edilen hata düzeltme modeli ise denklem 7'de gösterilmiştir.

$$DLnBIST = -0.004 + 1.123 * DLnMSCI - 0.062 * u(-1) \quad (5)$$

Denklemdaki DLnMSCI değişkeninin katsayısı kısa dönem etkileri göstermektedir ve anlamlı çıkmıştır. Sonuca göre, MSCI'daki %1'lik bir değişim BIST'te bir dönem sonra daha fazla oranda bir artışa neden olmaktadır. $u(-1)$ hata terimine ilişkin katsayı ise negatif ve anlamlı bulunmuştur. Değerin (-) olması her dönem dengesizliğin bir kısmının giderilerek uzun dönemde dengeye yaklaştığını diğer bir deyişle eşbütünleşme ilişkisine sahip olduğunu

göstermektedir. Bu sonuç uzun dönem denge ilişkisinin varlığını doğrulamakta ve her dönem dengesizliğin %6'lık bir hızla giderildiğini yansıtmaktadır. Buna göre $1/0.06 \cong 16$ dönem sonra denge değerinden sapmalar ortadan kalkacaktır. Ayrıca modelin R^2 değeri Durbin Watson değerinden daha düşük olduğundan model artık sahte regresyon olarak değerlendirilmeyecektir. Modelin geçerliliğini test etmek için yapılan kalıntı analizleri sonucunda seriler arasında oto korelasyon sorununa rastlanmazken serinin normal dağıldığını ifade eden boş hipotez reddilmiştir. Bu nedenle ele alınan dönem daha geniş tutularak serilerin normal dağılım göstermesi sağlanabilir.

VI. SONUÇ

Bireylerin ve kurumsal yatırımcıların portföy yönetimlerinde temel hedef riski düşürerek getiri elde etmektir. Bu amaçla yatırımcılar portföylerinde çeşitlendirmeye gitmektedirler. Ulusal piyasada yer alan yatırım araçları ile yapılacak çeşitlendirme ile portföy riskinin azaltılabilmesi söz konusu olmakta ancak portföy riskinin sistematik risk düzeyinin altına indirilmesi aynı ekonomide yer alan yatırım araçları ile mümkün olmamaktadır. Bu nedenle yatırımcılar aynı getiri düzeyinde riski düşürmek veya aynı risk düzeyinde getiriye yükseltmek amacıyla uluslararası yatırımlara yönelmektedirler ve ulusal piyasadaki çeşitlendirme ile indirilemeyen sistematik riski de indirebilme şansını elde etmektedirler.

Uluslararası portföy oluşturulması ile beklenen riskteki azalma etkisinin meydana gelebilmesi için piyasaların farklı yönlerde hareket ediyor olmaları diğer bir ifade ile korelasyonlarının düşük, bütünleşmemiş yani ayrılmış piyasalar olması gerekmektedir. Özellikle sermaye akımlarının önündeki engellerin kaldırılması ve iletişim teknolojisinde meydana gelen gelişmeler uluslararası piyasalara giriş çıkışları kolaylaştırmış ve bilginin tüm piyasalara aynı anda ulaşması sağlanmıştır. Bu sayede piyasaların birlikte hareket etme eğiliminde artış görülmüştür. Bu durum ise uluslararası portföy çeşitlendirmesinden beklenen riski düşürerek getiriye artırma şansını kısıtlamıştır.

Bu çalışmada BİST ile gelişmekte olan piyasalar (MSCI) arasındaki portföy çeşitlendirmesinin fayda sağlayıp sağlamayacağını tespit edilmesi diğer bir ifade ile piyasalar arasında eşbütünleşmenin olup olmadığı belirlenmeye çalışılmıştır. Çalışma yapılırken temel varsayım gelişmekte olan ülke niteliğindeki Türkiye piyasası ile MSCI gelişmekte olan piyasalar endeksi arasında eşbütünleşme olduğu yönündedir. Analiz sonuçları beklentilerle uygun sonuçlar vermiş, BİST ile MSCI endeksi arasında hem kısa hem de uzun dönemli güçlü bir ilişki tespit edilmiştir. Dolayısıyla MSCI endeksi içinde yer alan ülkeler genel olarak değerlendirildiğinde Türkiye için iyi bir uluslararası portföy çeşitlendirmesine olanak tanımayacağı ileri sürülebilir.

Ayrıca çalışmada ele alınan on bir yıllık dönemde 1994 ve 2001 ulusal ekonomik krizleri, 1998 Asya krizi, 2008 küresel kriz olmak üzere dört farklı

kriz yaşandığı için kukla değişkenler olarak krizlerin etkisinin de analize dâhil edilmiştir. Sonuçlar yurt içindeki krizlerin BIST üzerindeki etkilerinin aynı oranda negatif etkiye sahip olduğunu, yurtdışındaki krizlerin BIST üzerindeki negatif etkisinin ise yurt içindeki krizlere göre daha düşük olduğunu göstermiştir. Ancak bu sonuçlar istatistiksel olarak anlamlı çıkmamıştır. Bundan dolayı bu sonucun şans eseri olarak ortaya çıktığı ve genelleştirilemeyeceği sonucuna ulaşılmıştır.

Benzer nitelikte daha sonra yapılacak çalışmalarda BIST ile gelişmiş ülke piyasalarının ve gelişmekte olan farklı ülke piyasalarının eşbütünleşme durumu analiz edilerek gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalardan elde edilen sonuçların karşılaştırılması yoluna gidilebilir. Ayrıca BIST endeksini yakından etkilediği düşünülen Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin (BRIC) endeksleri ile aralarındaki eşbütünleşme ilişkisi de incelenebilir. Birden fazla borsa endekslerinin karşılaştırılmasında Engle-Granger yöntemi ile hata düzeltme modeli yerine Johansen eşbütünleşme testi ile vektör hata modeli (VECM) kullanılarak çalışma genişletilebilir.

Kaynakça

- Abdul Hadi, A. R., Hamad, S. A., Yahya ,M. H. ve Iqbal, T.(2013),“Examining Relationship between Palestine Stock Exchange and Amman Stock Exchange-Cointegration Approach”, *International Journal of Business and Management*, 8(7), ss.133-145
- Abdul Karim, B., Abdul Majid, M. S., Abdul Karim S. A.(2009), “Cointegration of Stock Markets among Malaysia and Its Major Trading Partners”, *Working Paper Series No. 0903, 2009*.
- Ali S., Butt Z. B. and Rehman, K.(2011), “Comovement Between Emerging and Developed Stock Markets: An Investigation Through Cointegration Analysis, *World Applied Sciences Journal*, 12 (4), ss. 395-403,
- Bekaert, G. (1995). “Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets”, *The World Bank Economic Review*, 9(1), ss. 75–107.
- Best, R. (2008). “An Introduction to Error Correction Models”, Oxford Spring School for Quantative Methods in Social Research.
- Boztosun, D. ve Çelik T. (2010). “Türkiye Borsası İle Asya Ülkeleri Borsaları Arasındaki Entegrasyon İlişkisi”, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Sayı:36, ss. 57-71.
- Boztosun, D. ve Çelik T. (2011). “Türkiye Borsasının Avrupa Borsaları İle Eşbütünleşme Analizi”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16 (1), ss.147-162.
- Brooks, C. (2008). **Introductory Econometrics for Finance**, Cambridge University Press, Second Edition

- Bulut, Ş. Ve Özdemir, A. (2012), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası ve “Dow Jones Industrial” Arasındaki İlişki: Eşbütünleşme Analizi” , Celal Bayar Üniversitesi İ.İ.B.F. Yönetim ve Ekonomi Dergisi, 19(1), ss.211-244.
- Click, W. R. Ve Plummer G. M. (2005). “Stock Market Integration in ASEAN after the Asian Financial Crisis”. *Journal of Asian Economics*, 16(5), ss. 5–28
- Çıtak, L. ve Gözbaşı, O. (2007). “İMKB İle Bazı Önde Gelen Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke Borsaları Arasındaki Bütünleşmenin Temel Endeks veya Ana Sektör Endeksleri Temelinde Analizi”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22 (2), ss. 249-271.
- Dickey, D. A. ve Fuller W. A. (1979). “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, (74) ss. 427-431.
- Dimitrios F. K. ve Aristeidis G. S. (2003). “The Interdependence of Major European Stock Markets: Evidence for Greece”, *Spoduai*, 53 (4), ss. 54-65.
- Enders W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, Iowa State University, John Wiley&Sons Inc.
- Engle, F. E. ve Granger C. W. J. (1987). “Co-integration and Error Correction: Representation and Testing”, *Econometrica*, (55), ss. 251-276.
- Engle, F. E. ve Yoo, B. S. (1987). “Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems”, *Journal of Econometrics*, 35, ss. 143-159
- Erdinç, H. ve Milla (2009), J., “Analysis of Cointegration in Capital Markets of France, Germany and United Kingdom”, *Economics & Business Journal: Inquiries & Perspectives*, 2(1),ss.109-123
- Fama, E. F. (1974). “ Efficient Capital Markets: A Review Theory and Empirical Work”, *Journal of Finance*, 25 (2), ss. 383-417.
- Göktaş, Ö. (2005). **Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi**, Beşir Kitabevi
- Gujarati, D. ve Porter D. (2008). **Basic Econometrics**, Fifth Edition.
- Karan, M. B. (2004). **Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi**, Gazi Kitabevi.
- Kargın, M. (2008). “Hisse Senedi Piyasalarında Eşbütünleşme Analizi”, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 45 (525), ss. 85-100.
- Kasa, K. (1992). “Common Stochastic Trends in International Stock Markets”, *Journal of Monetary Economics*, 29(1), ss. 95-124.
- Korajczyk, R. (1996). “A Measure of Stock Market Integration for Developed and Emerging Markets”, *The World Bank Economic Review*, 10(2), ss. 267–289.
- Korkmaz, T., Zaman S. ve Çevik E. İ. (2008). “Türkiye’nin Avrupa Birliği ve Yüksek Dış Ticaret Hacmine Sahip Ülke Borsaları İle Entegrasyon

- İlişkisi”, *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 4 (8), ss. 19-44.
- Küçükçolak, N. (2008). “Co-Integration of the Turkish Equity Market with Greek and Other European Union Equity Markets”, *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue:13, ss. 58-73.
- Markowitz, M. H. (1952). “Portfolio Selection”, *Journal of Finance*, 7 (1),
- Narayan, P. K. ve Russell, S. (2004). “Modelling The Linkage Between The Australian and G7 Stock Markets: Common Stochastic Trends and Regime Shifts”, *Applied Financial Economics*, 14, ss. 991-1004.
- Onay, C. (2006). “A Cointegration Analysis Approach to European Union Integration: The Case of Acceding and Candidate Countries”, *European Integration online Papers*, 10, ss. 1-16
- Phillips, P. C. ve Perron P. (1988). “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75, ss. 335-346
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2008). “Türkiye ve Amerika’daki Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi”, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 45 (520), ss. 15-23.ss. 77-91.
- Sjö, Bo (2008), Testing for Unit Roots and Cointegration
<http://www.iei.liu.se/nek/ekonometrisk-teori-7-5-hp-730a07/labbar/1.233753/dfdistrib7b.pdf> (Erişim tarihi: Ekim, 2013)
- Süleyman G. ve Öztürkmen, A. (1997). “Entegrasyon-Segmentasyon:IMKB”, *İMKB Dergisi*, 1(1), ss. 97-106.
- Şahin B.ve Özdemir, A. (2012). “ İstanbul Menkul Kıymetle Borsası ve “Dow Jones Industrial” Arasındaki İlişki: Eşbütünleşme Analizi”, *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 19 (1) ss. 211- 224.
- Vural, B. (2010). “İMKB 100 Endeksinin Uluslararası Hisse Senedi Endeksleri ile İlişkinin Eşbütünleşim Analizi ile Belirlenmesi”, *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 39(1), ss. 154-168.
- Worthington, A., C. ve Higgs, H. (2007). “Assesing Financial Integration in European Union Equity Markets, 1990-2006: Panel Unit Root and Multivariate Cointegration and Causality Evidence”, *University of Wollongong, School of Accounting and Finance Working Paper Series*, No:07/10, ss. 1-20.
- Khan, T. A., “Cointegration of International Stock Markets: An Investigation of Diversification Opportunities” (2011), (<http://www.minneapolisfed.org/mea/contest/2011papers/Khan.pdf>) (Erişim Tarihi 23.10.2013)
- <http://tr.wikipedia.org/wiki/Arbitraj>(Erişim Tarihi, 04 Ekim 2012)
- <http://www.imkb.gov.tr> (Erişim Tarihi, 10 Ekim 2012)
- http://www.msci.com/products/indices/country_and_regional/em/ (Erişim Tarihi, 05 Aralık 2012)