

KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİNİN HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ¹

Doç. Dr. Veli AKEL

Erciyes Üniversitesi, İİBF, (veliakel@erciyes.edu.tr)

ÖZET

Morgan Stanley tarafından hazırlanan 1 Ağustos 2013 tarihli araştırma raporunda Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Hindistan ve Türkiye “Kırılğan Beşli” veya BIITS olarak gruplandırılmıştır. Böyle bir sınıflandırma yapılmasının temel nedenleri ise yüksek enflasyon, zayıflayan büyüme oranları, dış ticaret açıkları ve dolaylı yatırımlara olan yüksek bağımlılıkları nedeniyle bu beş ülkenin para birimlerinin 2013 yılında ABD Doları karşısında aşırı değer kaybetmeleridir. Bu çalışmada, Kırılğan Beşli ülkeleri hisse senedi piyasa endekslerinin Kasım 2000- Aralık 2013 dönemindeki haftalık kapanış verileri kullanılarak Johansen eşbütünleşme analizi ile Granger nedensellik testi yapılmıştır. Sonuç olarak, bu beş ülkenin sermaye piyasaları arasında kısa ve uzun dönemli bir eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Kırılğan Beşli Ekonomileri, BIITS Ülkeleri, Hisse Senedi Piyasa Entegrasyonu.

AN ANALYSIS OF COINTEGRATION AMONG THE FRAGILE FIVE EQUITY MARKETS

ABSTRACT

Morgan Stanley has recently declared Brazil, India, Indonesia, South Africa and Turkey as the “Fragile Five” or BIITS on August 1, 2013. The main reasons for this because classification is that of high inflation, weakening growth, large external deficits, and high dependence indirect foreign investment inflows troubled emerging market currencies of this five countries were depreciated against U.S. Dollar in 2013. This study is to examine whether there is stock market integration between, Brazil, India, Indonesia, South Africa and Turkey. The study employs the Johansen and Granger Causality approach to cointegration and recent weekly stock market data spanning from November 2000 to December 2013. The results indicate that the meaningful cointegration and causality relations exist in the short and long run between Fragile Five stock markets.

Keywords: Fragile Five Economies, BIITS Countries, Equity Markets Cointegration.

¹ Bu çalışma, 21-24 Mayıs 2014 tarihleri arasında Kayseri’de düzenlenen “The 24th International Conference of the International Trade and Finance Association” adlı konferansta bildiri olarak sunulmuştur.

1. Giriş

Sermaye piyasalarının birbirleriyle olan entegrasyon derecelerinin her geçen gün artıyor olması, bir yandan bir ülkedeki finansal istikrarın sürdürülebilirliğini etkilemesinden dolayı kamu otoritelerini ilgilendirmekte, diğer yandan portföy çeşitlendirmesi yaparak riskini azaltmak isteyen uluslararası portföy yatırımcıları açısından büyük önem taşımaktadır. Sermaye piyasalarının eşbütünleşme düzeyi, uluslararası portföy çeşitlendirmesi ve ülkenin finansal dengesi açısından oldukça önemli sonuçlara sahiptir. Eğer, iki ülkenin sermaye piyasası arasında eşbütünleşme ilişkisi varsa, bu iki piyasa arasında yüksek bir korelasyon ilişkisi olduğu ve uzun dönemde bir arada hareket etmelerinden dolayı ülkeler arasında portföy çeşitlendirmesinden beklenen faydanın azaldığı söylenebilir. Bundan dolayı, uluslararası portföy yatırımları yaparak riskini çeşitlendirmek ve getirisini yükseltmek isteyen yatırımcılar, portföylerine ekleyeceği ülkenin hisse senedi fiyatlarının diğer ülkelerle düşük bir korelasyona sahip olmasını dikkate almalıdırlar. Başka bir ifadeyle, sermaye piyasalarının birbirine eşbütünleşik (entegre) olduğu piyasalarda oluşacak portföy çeşitlendirilmesi, yatırımcılar açısından herhangi bir kârlılık ortaya çıkarmayacaktır (Kearney & Lucey, 2004). Ayrıca, hisse senedi piyasaları arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin düzeyi, piyasalar arasında arbitraj yapabilme imkânının düzeyini de belirlemektedir. Hisse senedi piyasaları arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, bir piyasadaki fiyat hareketlerine bakarak bir başka piyasanın fiyat hareketlerinin tahmin edilebileceğini savunan etkin piyasalar hipotezinin ihlali anlamına gelmektedir (Erdoğan & Milla, 2009:110).

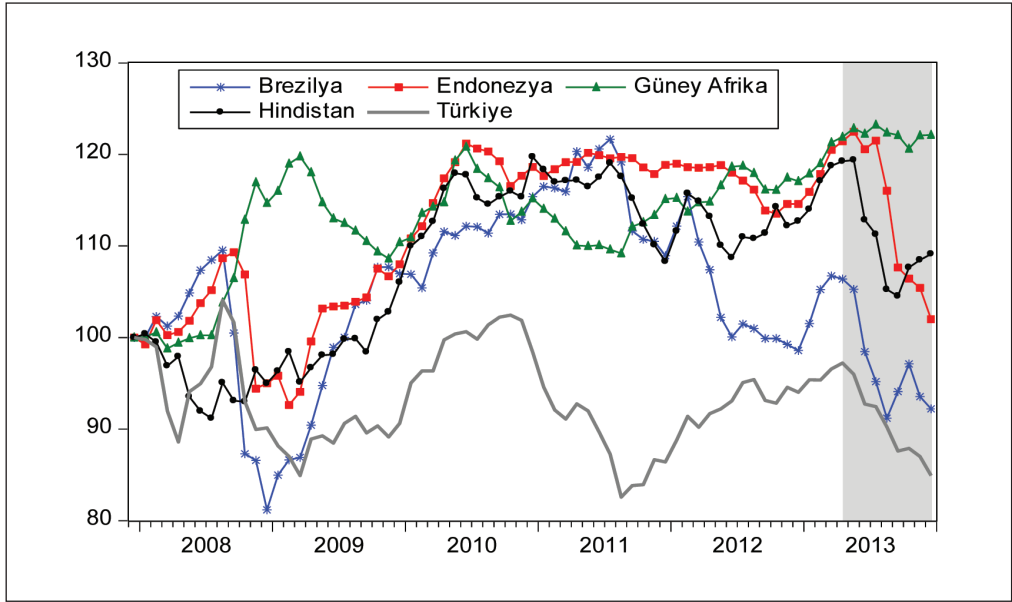
22 Mayıs 2013 tarihinde ABD Merkez Bankası'nın (FED) tahvil alımlarını azaltma sinyali vermesinden sonra özellikle gelişmekte olan ülkelerin hem para hem de sermaye piyasalarında önemli dalgalanmalar görülmüştür. Özellikle bu süreçte, Türkiye'nin de aralarında olduğu bazı gelişmekte olan ekonomiler yüksek cari açık, yüksek enflasyon, düşük büyüme hızları gibi bazı yapısal kırılganlıkları nedeniyle birbirlerine oldukça benzer performans ortaya koymuşlardır. İşte bu çalışmada, Kırılgan Beşli olarak adlandırılan ve BIITS olarak kısaltılan Brezilya, Hindistan, Endonezya, Türkiye, Güney Afrika hisse senedi piyasaları arasında kısa ve uzun dönemli denge ilişkilerinin geçerli olup olmadığı sorusuna cevap aranmıştır. Çalışmanın bundan sonraki bölümünde Kırılgan Beşli kavramının ortaya çıkış sürecinden bahsedilmiş, daha sonra sermaye piyasaları arasındaki eşbütünleşmeyle ilgili literatüre değinilmiştir. Bir sonraki bölümde ise BIITS ülkelerinin hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin varlığı araştırılmıştır.

2. Kırılgan Beşli (Fragile Five) Kavramı

Uluslararası bir yatırım bankası olan Goldman Sachs tarafından yayınlanan bir raporda, Wilson ve Purushothaman (2003), 2050 yılında BRIC ülkelerinin (Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin) milli gelirlerinin toplamının ABD, Japonya, İngiltere, Fransa ve İtalya'nın milli gelirleri toplamından daha büyük olacağı öngörüsünde bulunmuşlardı. Bu rapordan sonra, BRIC terimi gerek iş dünyasında gerekse akademik dünyada sıkça araştırılan konuların başında geldi. Bundan sonra, ekonomide yeni kısaltmalar arayışı devam etmiştir. Nitekim, bir başka yatırım bankası Morgan Stanley tarafından hazırlanan 1 Ağustos 2013 tarihli raporda ise Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Hindistan ve Türkiye "*Kırılgan Beşli*" olarak gruplandırılmıştır. Bu rapordan sonra birçok ekonomi sayfasında "*Kırılgan Beşli*" ülkelerinin baş harflerini simgeleyen BIITS kısaltması kullanılmaya başlanmıştır.

Kırılgan Beşli gruplandırmasının temelinde bu ülkelerin yüksek cari açık oranları, yüksek enflasyon oranları ve büyüme performanslarındaki istikrarsızlık gibi nedenler bulunmaktadır. Ayrıca, BIITS ülkelerinin dış finansman gereksinimlerinin gelecek yıllarda artarak devam edeceği öngörülmektedir. Morgan Stanley analisti James Lord, bu ülkelerin enflasyon oranlarında ve cari açıklarında görülen artışın döviz kuru üzerinde ciddi bir baskı oluşturduğu ve ilerleyen dönemlerde döviz kurlarının yabancı paralar karşısında değer kaybedeceği öngörüsünde de bulunmuştur (Lord, 2013:16-17). 22 Mayıs 2013 tarihinde Fed'in tahvil alımlarını azaltma (tapering) sinyalini vermesinden sonra BIITS ülkelerinin para birimleri yabancı paralar karşısında değer kaybetmiş, tahvil faizlerinde hızlı yükselişler görülürken hisse senedi piyasa endekslerinde ciddi değer kayıpları yaşanmıştır. Aşağıdaki grafikte, BIITS ülkelerinin 2007-2013 döneminde Reel Efektif Döviz Kuru Endekslerinin (REDKE) değişimi görülmektedir.

Şekil 1: BIITS Ülkelerinin Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri

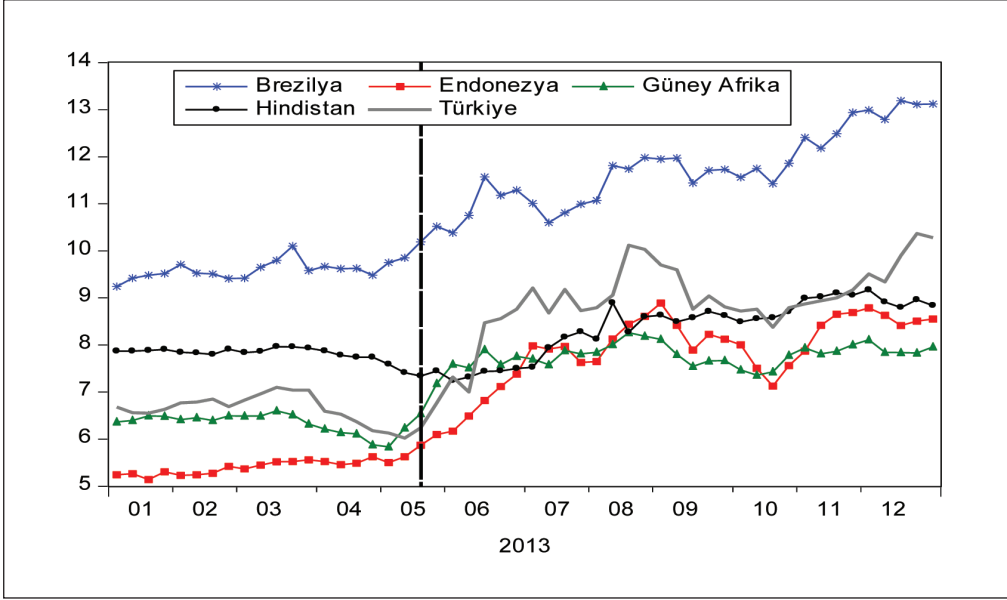


Kaynak: http://econ.core.hu/file/download/database/reer_neer.xls Erişim Tarihi: 10 Mart 2014

Şekil 1'de, Fed'in tahvil alımlarında azaltıma gideceği yönündeki açıklamasını takiben (taralı alan) BIITS ülkelerinin REDKE'lerinde keskin düşüşler olduğu ve Güney Afrika dışındaki diğer ülkelerin para birimlerinin 2013 yılı sonuna kadar değer kaybetmeye devam ettiği görülmektedir. Ayrıca, Fed'in bu açıklamasının ardından paraları en çok değer kaybeden, yükselen piyasa ekonomileri olarak değerlendirilen bu beş ülke olmuştur. REDKE düştüğünde, iç fiyatlar dış fiyatlara göre daha ucuz hale geleceğinden yerel para birimi yabancı para birimleri karşısında reel olarak değer kaybedecektir. Yerel paranın değer kaybı devam ettikçe yatırımcıların sermaye piyasalarına olan talebinde azalma olacak ve buna bağlı olarak da hisse senedi piyasa endeksleri düşmeye başlayacaktır.

2013 yılında, BIITS ülkeleri para birimlerinde yaşanan değer kaybının yanında 10 yıllık devlet tahvili faiz oranlarında hızlı bir yükseliş olmuştur (Şekil 2).

Şekil 2: BIITS Ülkelerinin 10 Yıllık Tahvil Faizleri (%)



Kaynak: <http://www.investing.com>, Erişim Tarihi: 10 Mart 2014

Şekil 2’de, Fed’in tahvil azaltımına gideceğinin sinyalini verdiği tarih, kesikli çizgilerle gösterilmiştir. Bu süreçte, 10 yıllık devlet tahvili faizleri en hızlı artan ülke Türkiye olurken Endonezya ve Brezilya’nın tahvil faizleri de önemli oranda artış göstermiştir. Hindistan ve Güney Afrika’nın tahvil faizlerindeki artış göreceli olarak daha yumuşak gerçekleşmiştir. BIITS ülkelerinin tahvil faizlerinde yaşanan bu artış bazı ülkelerin borçlanma maliyetlerinin neredeyse iki katına çıkmasına neden olmuştur. Buradan, Brezilya ve Türkiye’nin Fed’in tahvil alımında azaltıma gitme adımından en çok etkilenen ülkelerden olabileceğini ifade etmek mümkündür.

Fed’in parasal genişlemeyi kademeli olarak azaltarak son vereceği açıklaması üzerine gelişmekte olan piyasalara yönelik yabancı sermaye girişinde azalmalar gözlenmiş hatta zaman zaman tersine fon akımlarına da neden olmuştur. 22 Mayıs - 31 Aralık 2013 arasındaki dönemde haftalık veriler dikkate alındığında, yabancı sermaye azalışı hatta sermaye çıkışının BIITS ülkelerinin sermaye piyasaları üzerindeki etkisi Tablo 1’de verilmiştir

Tablo 1: BIITS Ülkelerinin Borsa Performansı

Ülkeler	Hisse Senedi Piyasa Endekslerinin Getirisi (22 Mayıs 2013 - 31 Aralık 2013)
Brezilya	- %9.6
Hindistan	%5.8
Endonezya	- %17.4
Güney Afrika	%12.3
Türkiye	- %27.5

Kaynak: Yazar tarafından hesaplanmıştır.

Tablo 1'e göre, Fed'in tahvil azaltımına gideceği haberinden en çok olumsuz etkilenen ülkeler sırasıyla %27.5'lik düşüşle Türkiye, %17.4'lük düşüşle Endonezya ve %9.6'lık değer kaybıyla Brezilya'dır. Burada bir çekinceden bahsetmekte fayda vardır. 2013 yılında BIITS ülkelerinin finansal piyasalarında ortaya çıkan dalgalanmaların temelinde Fed'in tahvil alımlarında azaltıma gidecek olması önemli bir faktör olmakla birlikte olup biteni tek bir faktöre bağlamak çok da doğru bir yaklaşım değildir. Çünkü, finansal piyasalar, artan entegrasyon derecelerine bağlı olarak yurtiçi ve yurtdışı piyasalarda ortaya çıkan birçok faktöre duyarlı hale gelmiştir.

3. Literatür

Literatürde hisse senedi piyasaları arasındaki eşbütünleşme ilişkisini inceleyen çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Kasa (1992), hisse senedi piyasa endekslerinin kısa vadeli getirileri arasındaki korelasyon düzeyini bilmenin uzun vadeli yatırımcılar açısından çok uygun olmadığını ifade etmiştir. Bunun yerine, Johansen eşbütünleşme modelinin, finansal piyasalar arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri birbirinden ayırmak ve piyasalar arasındaki ilişkileri tam olarak yakalayabilmek açısından oldukça faydalı bir yöntem olduğunu öne sürmüştür. Gelişmiş ülke borsaları arasındaki kısa ve uzun dönem dinamiklerini inceleyen diğer bazı çalışmalar ise Eun & Shim (1989), Koch & Koch (1991), Masih & Masih, (1997), Longin & Solnik (2001), Bessler & Yang (2003) tarafından yapılmıştır. Gelişmekte olan ülke borsaları ile gelişmiş ülke borsaları arasındaki ilişkileri inceleyen bazı öncü çalışmalar arasında ise Arshana-palli, Doukas & Lang (1995), Choudhry (1997), Manning (2002), Chen, Firth & Rui (2002) tarafından yapılan çalışmalar gösterilebilir.

Türkiye'nin de aralarında olduğu bazı gelişmekte olan ülkelerle çalışmanın kapsamını oluşturan Brezilya, Hindistan, Endonezya ve Güney Afrika'nın diğer borsalarla eşbütünleşme ilişkisini araştıran bazı çalışmaların sonuçları aşağıda özetlenmeye çalışılmıştır. Çıtak & Gözbaşı (2007) tarafından, 1986-2006 arasındaki dönemde, BIST ile bazı önde gelen gelişmiş ve gelişmekte olan ülke borsaları arasındaki uzun dönemli ilişkiler, temel endeksler ve sektör endeksleri açısından araştırılmış ve BIST'in İngiltere, ABD, Almanya ve Hindistan hisse senedi piyasaları ile ikili temelde eşbütünleşme ilişkisi içinde olduğunu ortaya koymuşlardır. Korkmaz & Çevik (2008) tarafından yapılan çalışmada, 1995-2007 döneminde aylık verilerden

hareketle, Türkiye ile 12 gelişmiş ve 22 gelişmekte olan bazı ülkelerin borsaları arasındaki eşbütünleşme ilişkisini, birim kök testi sonuçlarına göre tüm ülkelere ait menkul kıymet borsaları endeks değerlerinin birinci dereceden eşbütünleşik çıkmasından dolayı Johansen eşbütünleşme testi ile araştırmışlardır. Eşbütünleşme testi sonucuna göre, Türkiye menkul kıymet borsasının Çek Cumhuriyeti, Mısır, Hindistan, İsrail ve Tayvan olmak üzere 5 gelişmekte olan ülke borsası ile Avustralya, Kanada, Almanya, Fransa, Yeni Zelanda, İsviçre ve ABD olmak üzere 7 gelişmiş ülke borsası arasında uzun dönemli bir ilişki tespit etmişlerdir. Erbaykal, Aydın & Kadioğlu (2008), 1997-2007 dönemine ait aylık verilerden yararlanarak BIST (Türkiye), Bovespa (Brezilya) & Merval (Arjantin) hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki eşbütünleşme ilişkisini araştırmışlar ve bu üç piyasa arasında uzun dönemli denge ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca, varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizi sonuçlarına göre, Bovespa Endeksinin BIST ve Merval Endeksleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahipken Bovespa'nın bu endekslerden etkilenmediğini, Merval Endeksinin ise BIST'i etkilediğini ancak BIST'ten etkilenmediğini belirlemişlerdir. 1997-2008 döneminde aylık verileri kullanarak Türkiye ile Avrupa, Asya ve Amerika kıtasından seçilen 21 ülke hisse senedi piyasası arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, Karğın (2008) tarafından araştırılmıştır. Yazar, BIST 100 Endeksi ile sadece Brezilya, Mısır ve Meksika hisse senedi piyasaları arasında anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmesinden dolayı Borsa İstanbul'u çeşitlendirme için uygun bir piyasa olarak değerlendirmiştir. Korkmaz, Zaman & Çevik (2009), 1995-2007 dönemi için aylık endeks değerlerini kullanarak Türkiye ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli ilişkileri Johansen ve Gregory-Hansen yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleri ile analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonucuna göre, Türkiye ile 16 gelişmiş ve 21 gelişmekte olan ülkenin hisse senedi piyasalarının uzun dönemde birlikte hareket ettiği yönünde istatistikî olarak anlamlı bulgulara ulaşılmıştır. Taş & Tokmakçioğlu (2010), 1998-2008 dönemindeki 520 haftalık kapanış verilerini kullanarak gelişmekte olan 11 ülke (Türkiye, Brezilya, Çek Cumhuriyeti, Mısır, Macaristan, Hindistan, Güney Kore ve Meksika) hisse senedi piyasalarının birlikte hareket edip etmediğini Johansen Eşbütünleşme yöntemiyle analiz etmişler ve %5 anlamlılık düzeyinde iki eşbütünleşme vektörü bulmuşlardır. Çalışmanın sonuçlarına göre, birinci eşbütünleşme vektörüne göre, Çek Cumhuriyeti ile Hindistan borsası BIST'i aynı yönde, Arjantin, Endonezya ve Macaristan borsasındaki değişimler ise BIST'i ters yönde etkilemektedir. İkinci eşbütünleşme vektörüne göre de Brezilya borsası, Meksika, İsrail ve Hindistan borsasını aynı yönde etkilerken Güney Kore, Endonezya ve Macaristan borsasının ters yönde etkilemektedir. Hata Düzeltme Modeli (VECM) sonuçlarına göre, uzun dönemli denge değerinden sapmaların Brezilya için 10 hafta, Çek Cumhuriyeti için yaklaşık 22 hafta sonra tamamen ortadan kalktığını diğer ülke borsaları için uzun dönem denge değerine ulaşma hızının çok yavaş ve kademeli olduğunu belirlemişlerdir. Türkiye ile G-20 ülkeleri hisse senedi piyasaları arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu Vuran (2010) tarafından yapılan çalışma ile ortaya konulmuştur. Boztosun & Çelik (2011) tarafından yapılan çalışmada, Ocak 2002 ile Aralık 2009 dönemi için Türkiye ile Avusturya, Belçika, Fransa, Almanya, Hollanda, Norveç, İspanya, İsveç, İsviçre ve İngiltere hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen-Juselius eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre, Türk hisse senedi piyasalarının Norveç, Hollanda, Belçika, Almanya ve İngiltere borsaları arasında bir eşbütünleşme ilişkisi varken diğer borsalar arasında herhangi bir uzun dönemli ilişkinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

BRIC ülkeleri arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmak üzere son dönemde yapılan bazı çalışmalara değinmekte de fayda vardır. Aktan vd., (2009), Küresel Finansal Kriz dönemini içine alacak şekilde Ocak 2002- Şubat 2009 tarihleri arasında BRICA (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Arjantin) ülkelerinin hem kendi hem de ABD piyasalarıyla olan ilişkilerini günlük veriler kullanarak VAR yöntemi, Granger nedensellik testi ve Etki Tepki Analizi ile araştırmışlardır. Yazarlar, kısa dönemde, ABD piyasalarının BRICA hisse senedi piyasaları üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir. Rusya ile Brezilya arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin güçlü, Çin ile Arjantin arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin ise zayıf olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca, Rusya'nın diğer ülkeleri, Brezilya'nın da Arjantin, Rusya ve Hindistan'ı, Çin'in ise sadece Arjantin ve Rusya hisse senedi piyasaları üzerinde etkili olduğu yönünde delillere ulaşmışlardır. Ayrıca, Etki Tepki Analizi sonuçlarına göre ülkelerin hepsinin beklenmeyen şoklara karşı hızlı bir şekilde tepki verdiğini ve bu tepkinin yaklaşık olarak 5-6 gün içerisinde ortadan kaybolduğunu belirlemişlerdir. Benzer bir başka çalışmada ise Chittedi (2009), Ocak 1998-Ağustos 2009 dönemi arasında günlük verilerden hareketle BRIC ülkeleri ile ABD, İngiltere ve Japonya gibi gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisini araştırmıştır. BRIC ülkeleri ile gelişmiş ülkeler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu, ABD ve Japonya'nın Hindistan hisse senedi piyasasını etkilediğini, Brezilya ve Rusya'nın da Hindistan hisse senedi piyasasından etkilendiğini tespit etmiştir. BRIC ülkeleri (Brezilya, Çin, Hindistan, Rusya) ile Türk sermaye piyasaları arasındaki entegrasyonun varlığı, Bozoklu & Saydam (2010) tarafından parametrik Johansen (1988, 1991 ve 1994) ve parametrik olmayan Bierens (1997 ve 2004) testleri yardımıyla araştırılmıştır. Aynı derecede bütünsel oldukları saptanan değişkenlere uygulanan Johansen ve Bierens eşbütünleşme analizinin sonucuna göre, incelenen ülkelerin sermaye piyasalarının entegre oldukları yönünde bulgulara ulaşmışlardır. Gözbaşı (2010), BIST ile Arjantin, Brezilya, Meksika, Hindistan, Malezya, Macaristan ve Mısır hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimi incelemek amacıyla 1995- 2008 dönemine ait haftalık veri setinden faydalanarak ARDL Sınır Testi Yaklaşımı ile Toda-Yamamoto Nedensellik Testini kullanmıştır. BIST, Brezilya, Hindistan ve Mısır borsaları arasında hem kısa hem de uzun dönemli bir ilişkinin geçerli olduğunu BIST'in ayrıca kısa dönemde, Meksika ve Macaristan borsaları ile etkileşim içinde bulunduğunu tespit etmiştir. Bunun dışında, uzun ve kısa dönemli ilişki tespit edilemeyen Arjantin ve Malezya borsalarının, BIST ile birlikte pozisyon alınarak uluslararası çeşitlendirme yapılabilecek en uygun piyasalar olarak değerlendirmiştir.

Yukarıda çalışmalar, ulaştığı sonuçlar açısından değerlendirildiğinde aralarında tam bir fikir birliği olduğundan söz etmek mümkün değildir. Çünkü, piyasalar arasındaki eşbütünleşme ilişkisini tespit etmede kullanılan yöntemlerin farklılığı, seçilen piyasalar, analiz dönemi ve veri setinin sıklığı gibi bazı faktörler çalışmadan çalışmaya farklılık göstermektedir.

4. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada, Kırılgan Beşli olarak sınıflandırılan Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Hindistan ve Türkiye borsaları arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerini ortaya koymak için Kasım 2000-Aralık 2013 dönemini kapsayan toplam 689 haftalık veri kullanılmıştır. Analizde daha yüksek frekanslı günlük veriler yerine haftalık verilerin tercih edilmesinin nedeni, beş farklı hisse senedi piyasa endeksine ait verilerin eşanlı olmamasıdır. Ayrıca, bir ülke borsasında ortaya çıkan bir şokun diğer ülkelerin borsalarına ulaşması birkaç gün veya bir kaç hafta

içerisinde gerçekleşeceğinden dolayı aylık veriler de araştırmanın amacına tam hizmet etmemektedir. Bu nedenlerden dolayı günlük ve aylık verilerin yerine haftalık verilerin kullanılması tercih edilmiştir.

Çalışma kapsamında, hisse senedi piyasa endekslerini temsil etmek üzere Tablo 2'deki endeksler kullanılmıştır.

Tablo 2: Çalışmada Kullanılan Hisse Senedi Piyasa Endeksleri

Ülke	Açıklama	Kodu
Brezilya	Sao Paulo Menkul Kıymetler Borsası Endeksi	BVSP
Endonezya	Jakarta Menkul Kıymetler Borsası Bileşik Endeksi	JKSE
Hindistan	S&P Bombay Menkul Kıymetler Borsası Endeksi	SNSX
Güney Afrika	FTSE Johannesburg Hisse Senedi Piyasa Endeksi	JSE
Türkiye	Borsa İstanbul 100 Endeksi	BIST

Bütün endeksler yerel para birimi cinsinden ifade edilmiştir. Güney Afrika borsası dışındaki diğer ülkelere ait haftalık kapanış bilgileri, veri sağlayıcısı bir kurum olan Matriks Bilgi Dağıtım Hizmetleri A.Ş.'nin veri tabanından, Güney Afrika Borsasına ait veriler ise Wall Street Journal'dan temin edilmiştir.

Öncelikle, hisse senedi piyasa endekslerinin haftalık kapanış fiyatlarının doğal logaritmaları alınarak logaritmik seriler oluşturulmuştur. Logaritmik serilerin durağanlığı, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi ile incelenmiştir. Dickey ve Fuller'a göre hata teriminin ortalamasının sıfır, normal dağılıma, sabit bir varyansa ve otokorelasyon içermeyen stokastik bir yapıya sahip olduğu başka bir ifadeyle hata teriminin beyaz bir gürültü (white noise) olduğu kabul edilmektedir. Eğer hata teriminin beyaz gürültü olmadığı durumlar için Dickey ve Fuller, birim kökün varlığını test etmede kullanılan sürece, otokorelasyonu ortadan kaldırmak için bağımlı değişkene ait gecikme değerlerini dahil ederek ADF testi olarak bilinen Genişletilmiş Dickey Fuller testini önermişlerdir. Bu test üç farklı formda yazılabilir (Asteriou, Hall, 2007: 297).

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Bu üç regresyon denklemi arasındaki fark α_0 ile $\alpha_2 t$ deterministik elemanlarının olup olmamasıyla ilgilidir. Başka bir ifadeyle α_0 ve $\alpha_2 t$, incelenen zaman serisinde tahmin edilebilir bir sistematik trendin (deterministik) olup olmadığını belirleyen katsayılardır. ADF testi, yukarıdaki denklemde δ katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığını test eder. ADF testi ile elde edilen sonuçlar, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde McKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılabilir. Eğer elde edilen sonuçlar McKinnon kritik değerlerinden büyükse, boş hipotez reddedilir ve serilerin durağan olmadığı tespit edilir.

Hisse senedi piyasa endeksleri arasında uzun dönemli denge ilişkisinin (eşbütünleşme) olup olmadığını tespit etmek için serilerde birim kökün varlığı araştırılmış daha sonra optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesi için Hall (1991) tarafından önerilmiş olan Vektör Otoregresif (VAR) analizi uygulanmıştır.

Zaman serileri arasındaki eşbütünleşme ilişkisini belirlemek için Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), Johansen & Juselius (1990) tarafından geliştirilen yöntemler vardır. Engle & Granger (1987) tarafından önerilen yöntemle göre, durağan olmayan değişkenler arasında doğrusal regresyon ilişkisi sonucunda ortaya çıkan hata terimi eğer düzeyde durağansa, bu iki serinin eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılır. Ancak, değişken sayısı ikiden fazla olursa, değişkenler arasında üç veya daha fazla eşbütünleşme vektörü ortaya çıkabileceğinden Engle & Granger (1987) yöntemi bu ilişkileri ayırmada yetersiz kalmakta, hata yapma riskini artırmaktadır. Durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının uzun dönemde durağan olmasına, zaman serileri arasındaki uzun dönemli ilişkinin modellenmesine ve tahmin edilmesine yönelik bir diğer yaklaşım ise Johansen (1988) tarafından geliştirilmiştir.

Johansen'e göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesi, gerçek uzun dönemli bir ilişki anlamına gelmekte ve değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Johansen (1988), ençok olabilirlik tahmin yöntemini kullanarak eşbütünleşik vektörlerin varlığını test etmeye yönelik bir eşbütünleşme analizi geliştirmiştir. Johansen yöntemine göre eşbütünleşme analizi yapılabilmesi için bütün serilerin ($g \geq 2$) aynı düzeyde durağan $I(1)$ olduğunu varsayalım (g , içsel değişken sayısını göstermektedir). Bu değişkenlerin k . dereceden bir VAR modeli aşağıdaki gibi olacaktır (Brooks, 2008: 350):

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t \quad (4)$$

Burada, y_t durağan olmayan değişkenler vektörünü ve u_t hata terimlerini göstermektedir. Johansen Testini kullanmak için yukarıdaki VAR modelinin hata düzeltme modeline (VECM) dönüştürülmesi gerekmektedir. Bu dönüşüm yapıldığından VECM modeli şu şekilde yazılabilir:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \quad (5)$$

$$\text{Burada, } \Pi = \left(\sum_{i=1}^k \beta_i \right) - I_g \text{ ve } \Gamma_i = \left(\sum_{j=1}^i \beta_j \right) - I_g \text{ 'dir.}$$

Granger tarafından geliştirilen teoreme göre, Π katsayı matrisinin indirgenmiş rankı (r) içsel değişken sayısından küçük ise ($r < g$ ise), $\Pi = \alpha\beta'$ ve $\beta'y_t'$ nin $I(0)$ ve her biri r rankı $g \times r$ kadar α ve β matrislerinin mevcut olacağını belirtilmiştir. Burada, r eşbütünleşme ilişkisinin sayısını göstermekte (eşbütünleşik rank) ve β' 'nin her bir sütunu eşbütünleşik vektörü belirtmektedir (Korkmaz & Çevik, 2008: 67).

VECM modelinde eşitliğin sol tarafında, değişkenlerin (g) farkı, sağ tarafında da bağımlı ve bağımsız değişkenlerin farklarının gecikmeli değerleri ile uzun dönemli hata katsayısını gösteren (Γ) değişkenler yer almaktadır.

Johansen yaklaşımında eşbütünleşme ilişkisini ortaya koymak için İz Testi ve *Maksimum Öz Değer Testi* olmak üzere iki farklı testten yararlanılmakta ve hesaplanan istatistiklerin kritik değerlerle karşılaştırılması yapılarak eşbütünleşme ilişkisinin bulunup bulunmadığına karar verilmektedir. Bu istatistikler aşağıdaki gibi formüle edilmektedir (Brooks, 2008: 351):

$$\lambda_{iz}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

$$\lambda_{mak}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (7)$$

Yukarıdaki (6) nolu *iz istatistiği* denkleminde, λ_i Π matrisinin i . en büyük özdeğerini göstermektedir. (7) nolu denkleminde verilen *maksimum özdeğer istatistiği* ise r kadar eşbütünleşme ilişkisine karşılık $r+1$ kadar eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmaktadır. Bu amaçla çalışmada Johansen (1998) ve Johansen & Juselius (1990) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi uygulanacaktır.

Engle ve Granger (1987)'a göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilirse, değişkenler arasında en azından tek yönlü bir nedensellik olacak ve vektör hata düzeltme modeli (VECM) kullanılabilir. Birinci mertebeden durağan $I(1)$ değişkenler kümesi eşbütünleşik ise VAR modelinde belirlenen hata düzeltme teriminin vektör hata düzeltme modeline (VECM) alınmaması nedensellik testlerinde spesifikasyon hatasına neden olabilmektedir. Bu nedenle VAR yapısında olası nedenselliğin yönünü tespit edebilmek için değişkenlerin her birinin bağımsız değişken olarak kullanıldığı VECM modeline hata düzeltme terimlerinin (ECT) dahil edilmesi faydalı olacaktır. Buradan hareketle, Kırsal Beşli ülkelerinin sermaye piyasaları arasındaki kısa dönem dinamiklerini araştırmak için Engle & Granger (1987) yöntemine göre çok değişkenli hata düzeltme modelleri oluşturulmuştur.

5. Ampirik Bulgular

Çalışmada, Kırılgan Beşli ülkelerin hisse senedi piyasa endeksleri logaritmik dönüşüme uğratarak analize dahil edilmiştir. Logaritmik endeks serilerine ait tanımlayıcı istatistikler hesaplanarak ve Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3: Hisse Senedi Piyasa Endekslerinin Ait Özet İstatistikler

	LBIST	LBVSP	LJKSE	LJSE	LSNSX
Ortalama	10.3553	10.4388	7.2992	9.8698	9.1633
Ortanca	10.5603	10.6542	7.3993	10.0125	9.4356
EnYüksek	11.4287	11.1950	8.5477	10.7393	9.9616
EnDüşük	8.8965	9.0729	5.8373	8.9040	7.8633
Std.Sapma	0.6982	0.6336	0.8413	0.5417	0.6758
Çarpıklık	-0.4869	-0.6029	-0.2527	-0.2853	-0.5077
Basıklık	1.8874	1.9113	1.7039	1.5950	1.6890
Jarque-Bera (Olasılık)	62.761 (0.000)	75.761 (0.000)	55.564 (0.000)	66.0170 (0.000)	78.934 (0.000)
Gözlem (n)	689	689	689	689	689

Tablo 3’e göre, 2000-2013 döneminde hisse senedi piyasa endekslerinin logaritmik serilerinin normal bir dağılım göstermediği çarpıklık ve basıklık değerlerinden anlaşılmaktadır. Çünkü normal bir dağılım için çarpıklık değeri 0, basıklık değerinin de 3 olması beklenir. Basıklık istatistiği 3’ü geçtiği zaman, dağılımın normal dağılıma göre tepesi sivri olduğu ve böylesi bir dağılımın aşırı değerler içerebileceği anlaşılmaktadır. Endeks serilerinin hepsinin basıklık değerlerinin 3’ten küçük olması ince kuyruk özelliği gösterdikleri anlamına gelmektedir. Endeks serilerinin çarpıklık değerlerinin negatif olması serilerin sola çarpık olduğunu göstermektedir. Endeks serilerinin normal dağılıma sahip olup olmadığı Jarque-Bera (JB) test istatistiği ile analiz edilmiş ve hesaplanan test istatistiklerinin 2 serbestlik dereceli χ^2 tablosu değerlerinden büyük ve istatistikî olarak anlamlı olmasından dolayı borsa endekslerin normal bir dağılıma sahip olduğu sıfır hipotezi reddedilmiş ve hiçbir endeks serisinin normal dağılım göstermediği tespit edilmiştir.

Kırılgan Beşli ülkelerinin hisse senedi piyasa endekslerinin logaritmik serileri arasındaki korelasyon katsayıları Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4: Hisse Senedi Piyasa Endeksleri Arasındaki Korelasyon Katsayıları

	LBIST	LBVSP	LJKSE	LJSE	LSNSX
LBIST	1.0000				
LBVSP	0.9498	1.0000			
LJKSE	0.9736	0.9490	1.0000		
LJSE	0.9606	0.9394	0.9757	1.0000	
LSNSX	0.9751	0.9835	0.9750	0.9720	1.0000

Korelasyon tablosu incelendiğinde genel olarak analiz kapsamında değerlendirilen “Kıvrılan Beşli” ülkelerinin sermaye piyasaları arasında pozitif aynı zamanda anlamlı ve çok güçlü bir korelasyon ilişkisi olduğu görülmektedir. Öyle ki en düşük korelasyon katsayısı 0.9394 ile Brezilya ve Güney Afrika borsa endeksleri arasında iken en yüksek korelasyon katsayısı ise 0.9835 ile Brezilya borsası ile Hindistan borsası arasındadır.

5.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Daha sonraki aşamada ise hisse senedi piyasa endekslerinde birim kökün varlığı araştırılmış ve bu amaçla Genelleştirilmiş Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testinden faydalanılmıştır. Durağanlık analizi sonuçları Tablo 5’de gösterilmiştir.

Tablo 5: Hisse Senedi Piyasa Endekslerinin Birim Kök Testi Sonuçları

Hisse Senedi Piyasa Endeksleri	ADF (Düzye)		ADF (Birinci Fark)	
	H0: Seride birim kök vardır.		H0: Serinin farkında birim kök vardır.	
	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli
LBIST	-0.934	-2.833	-16.727*	-16.715*
LBVSP	-1.323	-1.577	-27.556*	-27.555*
LJKSE	-0.182	-2.489	-28.714*	-28.710*
LJSE	0.611	-2.164	-21.381*	-21.427*
LSNSX	-0.674	-2.802	-16.166*	-16.157*

* İlgili katsayılar %1 düzeyinde anlamlıdır.

ADF testi uygulanan serilerin düzeyde durağan olmadığı görülmektedir. Endekslerin birinci derecede bütünleşik olup olmadıklarının saptanması için, durağanlık testleri, serilerin birinci farklarında tekrarlanmış ve endeks serilerinin farkları alındığında durağan olduğu başka bir ifadeyle serilerin aynı dereceden bütünleşik oldukları I(1) sonucuna varılmıştır. Ancak değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olmaları uzun dönemde her zaman birlikte hareket

ettikleri anlamına gelmemektedir. Durağan olmayan iki ya da daha fazla seri arasında uzun dönemde bir ilişki olup olmadığı eşbütünleşme testi ile belirlenmektedir.

5.2. Eşbütünleşme Analizi

Endeks serilerinin birinci farklarında durağan oldukları belirlendikten sonra seriler arasındaki uzun dönem denge ilişkisinin varlığı, Johansen (1988) ve Johansen & Juselius (1990) tarafından geliştirilen eşbütünleşme yöntemine göre araştırılmıştır. Eşbütünleşme testi uygulanmadan önce, modelde kullanılan değişkenlerle kısıtsız bir VAR modeli tahmin edilerek modelin gecikme sayısının belirlenmesi gerekmektedir. Zaman serisi analizlerinde literatür incelendiğinde, genellikle Schwarz Bilgi Kriterine (SC) ve Hannan-Quinn (HQ) kriterlerinin temel alındığı gecikme uzunluklarının kullanıldığı görülmüştür. Tahmin edilen VAR modellerinden, SC ve HQ göre uygun gecikme uzunluğunun $k=2$ olduğuna karar verilmiştir.

Belirlenen gecikme uzunluğu ile Johansen (1988) ve Johansen & Juselius (1990) eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 6'da verilmiştir. Tablo 6 incelendiğinde, hesaplanan iz testi ve maksimum özdeğer istatistiklerinin kritik değerlerle karşılaştırılması sonucunda %5 anlam düzeyinde 1 adet eşbütünleşme vektörünün bulunduğunu görülmektedir. Başka bir ifadeyle, hisse senedi piyasa endeksleri arasında herhangi bir eşbütünleşme vektörün bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi, iz ve maksimum özdeğer testleri tarafından reddedilmiştir. Ayrıca, hesaplanan test istatistikleri ilgili kritik değerden küçük olduğu için $r \leq 1$, $r \leq 2$, $r \leq 3$ ve $r \leq 4$ olduğunu öne süren sıfır hipotezleri reddedilememiştir. Bu sonuçlara göre, analiz dönemi içerisinde kırılğan beşli ülkelerinin sermaye piyasaları arasında *uzun dönemli bir denge ilişkisinin geçerli olduğundan* söz etmek mümkündür.

Tablo 6: Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Değişkenler: LBIST, LBVSP, LJKSE, LJSE, LSNSX
Gecikme Uzunluğu (k): 2

İz (Trace) İstatistiği				Maksimum Özdeğer İstatistiği			
H_0	H_1	Test İstatistiği	Kritik Değer(%5)	H_0	H_1	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)
$r=0$	$r \geq 1$	83.491**	69.818	$r=0$	$r \geq 1$	44.295**	33.876
$r \leq 1$	$r \geq 2$	39.195	47.856	$r \leq 1$	$r \geq 2$	24.800	27.584
$r \leq 2$	$r \geq 3$	14.394	29.797	$r \leq 2$	$r \geq 3$	8.185	21.131
$r \leq 3$	$r \geq 4$	6.209	15.494	$r \leq 3$	$r \geq 4$	4.813	14.264
$r \leq 4$	$r=5$	1.395	3.841	$r \leq 4$	$r=5$	1.396	3.841

r, eşbütünleşik vektör sayısını ; * * ise %5 anlam düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

5.3. Nedensellik Testleri

Eşbütünleşme analizi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu göstermesine rağmen, Granger nedenselliğinin yönü ile ilgili herhangi bir bilgi vermemektedir.

Engle & Granger (1987)'a göre değişkenler arasında eşbütünlüşme bulunması durumunda, değişkenler arasında en azından tek yönlü bir nedensellik ilişkisinden bahsetmek mümkündür. Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Hindistan ve Türkiye hisse senedi piyasaları arasında bir eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı tespit edildikten sonra bu piyasalar arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkisinin geçerliliği, Engle & Granger (1987) tarafından önerilen Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) ile araştırılmıştır. Bu yöntemle göre bağımlı değişkendeki değişimleri, açıklayıcı değişkenlerdeki değişimler ile hata düzeltme katsayısının gecikmeli bir fonksiyonu olarak aşağıdaki gibi modellemek mümkündür.

$$\begin{aligned} \Delta LBIST_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_{11} \Delta LBIST_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{12} \Delta LBVSP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{13} \Delta LJKSE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{14} \Delta LJSE_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \alpha_{15} \Delta LSNSX_{t-i} + \psi_1 ECM_{t-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \Delta LBVSP_t = & \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \alpha_{21} \Delta LBVSP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{22} \Delta LBIST_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{23} \Delta LJKSE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{24} \Delta LJSE_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \alpha_{25} \Delta LSNSX_{t-i} + \psi_2 ECM_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \Delta LJKSE_t = & \alpha_3 + \sum_{i=1}^n \alpha_{31} \Delta LJKSE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{32} \Delta LBIST_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{33} \Delta LBVSP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{34} \Delta LJSE_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \alpha_{35} \Delta LSNSX_{t-i} + \psi_3 ECM_{t-1} + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \Delta LJSE_t = & \alpha_4 + \sum_{i=1}^n \alpha_{41} \Delta LJSE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{42} \Delta LBIST_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{43} \Delta LBVSP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{44} \Delta LJKSE_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \alpha_{45} \Delta LSNSX_{t-i} + \psi_4 ECM_{t-1} + \varepsilon_{4t} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \Delta LSNSX_t = & \alpha_5 + \sum_{i=1}^n \alpha_{51} \Delta LSNSX_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{52} \Delta LBIST_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{53} \Delta LBVSP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{54} \Delta LJKSE_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \alpha_{55} \Delta LJSE_{t-i} + \psi_5 ECM_{t-1} + \varepsilon_{5t} \end{aligned} \quad (12)$$

Yukarıdaki, hata düzeltme modellerinde her değişken için optimal gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri'ne (AIC) göre belirlenmektedir. Vektör hata düzeltme modeline göre ortaya çıkan nedenselliğin kaynağının belirlenebilmesi için, açıklayıcı değişkenlerin bütün katsayılarına beraber uygulanan Wald testine ve uzun dönem eşbütünlüşme ilişkisinden elde edilen bir dönem gecikmeli hata düzeltme terimlerinin katsayılarına uygulanan t testine bakılması gerekmektedir. Uygulanan Wald testi sonucunda açıklayıcı değişkenlerin katsayılarının grup olarak F istatistiğine göre istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda kısa dönem nedenselliğin geçerli olduğu sonucunu çıkarmak mümkündür. Ayrıca, hata düzeltme terimlerinin katsayılarının t istatistiğine göre anlamlı çıkması durumunda ise uzun dönem nedensellikten bahsedilmektedir. Örneğin Model 8'de α_{12} teriminin anlamlı çıkması, "kısa dönemde Brezilya

Borsası, İstanbul Borsasının Granger nedenidir” şeklinde yorumlanmalıdır. Uzun dönem bir değişkenin diğer değişkenlerle olan nedensellik ilişkisi, hata düzeltme katsayılarının (ψ_i) t testi ile anlamlılığı test edilerek karar verilmektedir. Başka bir ifadeyle, uzun dönem modelinden elde edilen hata teriminin bir gecikmeli değeri, kısa dönemde meydana gelen şoklardan sonra sistemin uzun dönem dengesine uyarlanma hızını göstermektedir.

Hisse senedi piyasa endeksleri arasında kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkisini araştırmak amacıyla oluşturulan vektör hata düzeltme modellerine ilişkin test sonuçları Tablo 7, Tablo 8, Tablo 9, Tablo 10 ve Tablo 11’de gösterilmiştir. Oluşturulan VECM modellerinin hepsinde hata düzeltme terimi katsayılarının (ψ_i) istatistiki olarak anlamlı çıkmış olması, bu modellerde uzun dönem nedensellik etkisinin varlığı yönünde ipuçları vermektedir.

Tablo 7: VECM Granger Nedensellik Testi Sonuçları (BIST)

Model (8)					
Kısa Dönem			Uzun Dönem		
Δ BIST	Δ LBVSP	Δ LJKSE	Δ LJSE	Δ LSNSX	ECM_{t-1}
1.916 (0.1479)	1.366 (0.2557)	1.509 (0.2217)	2.482*** (0.0843)	2.781*** (0.0627)	-0.039* (0.0073)
Tanısal testler					
		Katsayı	Olasılık		
R ²		0.043			
Düzeltilmiş-R ²		0.027			
F-statistics		2.755	(0.001)		
Breusch-Godfrey LM		0.266	(0.766)		
Ramsey Reset		1.338	(0.254)		
DW		2.001			

BIST’in diğer borsalar ile kısa dönem nedensellik ilişkisini gösteren yukarıdaki sonuçlara göre, BIST endeksi sadece JSE ile SNSX endekslerinin gecikmeli değerlerinden anlamlı olarak etkilenmiştir. Başka bir ifadeyle, kısa dönemde JSE ve SNSX endeksleri, BIST endeksi üzerinde, %10 güvenilirlik düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. Kurulan hata düzeltme modeline ilişkin tanısal (diagnostik) testler modelde spesifikasyon hatasının olmadığını göstermektedir. Model 8’in hata düzeltme katsayısı (ECM_{t-1}) ise negatif ve anlamlı çıkmıştır. Bu katsayının negatif ve anlamlı olması, hisse senedi piyasaları arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığını ve endekslerin yeniden uzun dönemli dengesine yakınsadığını göstermektedir. $ECM_{t-1} = -0.039$ olduğuna göre, uzun dönemli denge değerinden sapmaların, her hafta %3.9’unun veya 1/0.039=25.6 hafta sonra tamamen ortadan kalktığı anlaşılmaktadır.

Tablo 8: VECM Granger Nedensellik Testi Sonuçları (BVSP)

Model (9)					
Kısa Dönem					Uzun Dönem
Δ LBVSP	Δ LBIST	Δ LJKSE	Δ LJSE	Δ LSNSX	ECMt-1
4.649*	0.500	2.080	0.474	2.415**	-0.035**
(0.0099)	(0.6066)	(0.1256)	(0.6227)	(0.0901)	(0.0227)
Tanısal testler					
			Katsayı	Olasılık	
R ²			0.042		
Düzeltilmiş-R ²			0.027		
F-statistics			2.726	(0.001)	
Breusch-Godfrey LM			0.318	(0.727)	
Ramsey Reset			2.683	(0.030)	
DW			1.991		

BVSP'nin diğer borsalar ile kısa dönem nedensellik ilişkisini gösteren yukarıdaki hata düzeltme modelinin sonuçlarına göre (Tablo 8), BVSP endeksi sadece SNSX endeksinin gecikmeli değerlerinden anlamlı olarak etkilenmiştir. Başka bir ifadeyle, kısa dönemde SNSX endeksi, BVSP endeksi üzerinde, %10 güvenilirlik düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. (9) nolu hata düzeltme modelinin sonuçları, tanısal test istatistikleriyle uyumlu görünmektedir. Model 9'un hata düzeltme katsayısı (ECM_{t-1}) negatif ve anlamlıdır. $ECM_{t-1} = -0.035$ olması, uzun dönemli denge değerinden sapmaların, her hafta %3.5'inin veya $1/0.035=28.6$ hafta sonra tamamen ortadan kalktığını göstermektedir.

Tablo 9: VECM Granger Nedensellik Testi Sonuçları (JKSE)

Model (10)					
Kısa Dönem					Uzun Dönem
Δ LJKSE	Δ LBIST	Δ LBVSP	Δ LJSE	Δ LSNSX	ECMt-1
10.323*	2.885**	2.556***	1.858	7.820*	-0.016***
(0.000)	(0.0350)	(0.0543)	(0.1352)	(0.000)	(0.0599)
Tanısal testler					
			Katsayı	Olasılık	
R ²			0.118		
Düzeltilmiş-R ²			0.097		
F-statistics			5.611	(0.000)	
Breusch-Godfrey LM			0.579	(0.560)	
Ramsey Reset			2.036	(0.087)	
DW			2.000		

JKSE endeksinin diğer borsa endeksleri ile olan kısa dönem nedensellik ilişkisi Tablo 9’da görülmektedir. Buna göre, JKSE endeksi, kendisinin gecikmeli değeri ile BIST, BVSP ve SNSX endekslerinin farklarının gecikmeli değerlerinden anlamlı olarak etkilenmektedir. Başka bir ifadeyle, kısa dönemde BIST endeksi %5, BVSP endeksi, %10, SNSX ise %1 anlamlılık düzeyinde JKSE üzerinde istatistikî olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. Hata düzeltme modeli, tanısal test istatistikleri açısından uygun ve başarılı bir modeldir. Model 10’un hata düzeltme katsayısı (ECT_{t-1}) ise negatif ve anlamlıdır. $ECT_{t-1} = -0.016$ olduğuna göre, uzun dönemli denge değerinden sapmaların, her hafta %1.6’sını veya dönem olarak ifade edilecek olursa $1/0.016=62.5$ hafta sonra sapmaların hepsi ortadan kalkmaktadır.

Tablo 10: VECM Granger Nedensellik Testi Sonuçları (JSE)

Model (11)					
Kısa Dönem				Uzun Dönem	
ΔL_{JSE}	ΔL_{BIST}	ΔL_{BVSP}	ΔL_{JKSE}	ΔL_{SNSX}	ECMt-1
22.358*	2.014	50.642*	3.315**	13.561*	-0.021**
(0.0000)	(0.1342)	(0.0000)	(0.0369)	(0.000)	(0.0130)
Tanısal testler					
			Katsayı	Olasılık	
R ²			0.369		
Düzeltilmiş-R ²			0.358		
F-statistics			35.831	(0.000)	
Breusch-Godfrey LM			0.760	(0.468)	
Ramsey Reset			4.132	(0.002)	
DW			1.980		

JSE endeksinin diğer borsa endeksleri ile olan kısa dönem nedensellik ilişkisi Tablo 10’da gösterilmektedir. Tabloya göre, JSE endeksi, kendisinin ve BVSP, JKSE ve SNSX endekslerinin gecikmeli değerlerinden anlamlı olarak etkilenmektedir. Başka bir ifadeyle, kısa dönemde JKSE endeksi %5, BVSP ile SNSX endeksleri ise %1 güvenilirlik düzeyinde JSE üzerinde istatistikî olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. (11) nolu hata düzeltme modelinin regresyon sonuçları, tanısal test istatistikleriyle uyumlu gözükmektedir. Model 11’in hata düzeltme katsayısı (ECT_{t-1}) ise negatif ve anlamlıdır. $ECT_{t-1} = -0.021$ olduğuna göre, uzun dönemli denge değerinden sapmaların her hafta %2.1’i veya dönem olarak ifade edilecek olursa $1/0.021=47.6$ hafta sonra hepsi ortadan kalkmaktadır.

Tablo 11: VECM Granger Nedensellik Testi Sonuçları (SNSX)

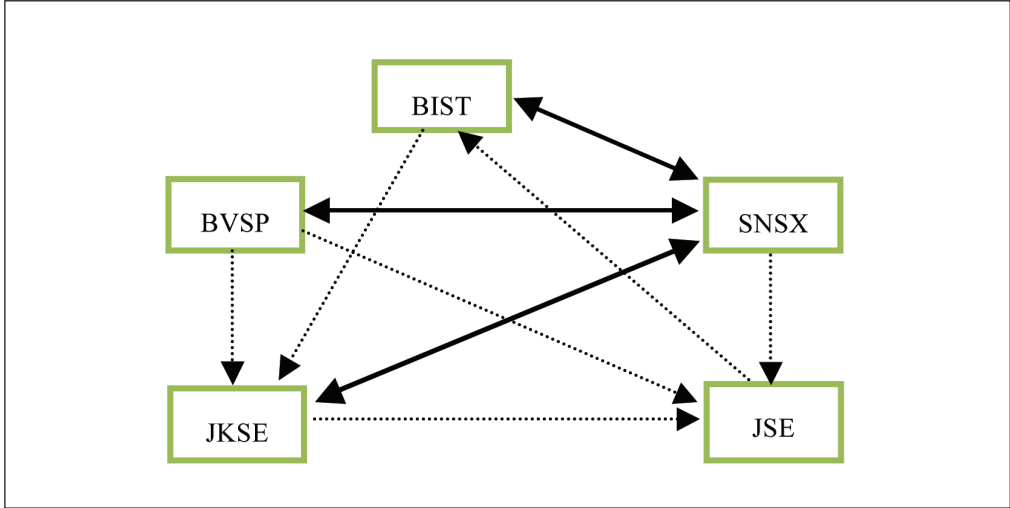
Model (12)					
Kısa Dönem					Uzun Dönem
Δ LSNSX	Δ LBIST	Δ LBVSP	Δ LJSE	Δ LJKSE	ECMt-1
4.089*	2.170***	3.744**	1.185	4.274*	-0.049**
(0.0068)	(0.0903)	(0.0110)	(0.3141)	(0.0053)	(0.0116)
Tanısal testler					
	Katsayı	Olasılık			
R ²	0.082				
Düzeltilmiş-R ²	0.060				
F-statistics	3.750	(0.000)			
Breusch-Godfrey LM	0.378	(0.684)			
Ramsey Reset	1.824	(0.1223)			
DW	1.990				

SNSX endeksinin diğer borsa endeksleri ile olan kısa dönem nedensellik ilişkisi Tablo 11’de verilmiştir. Tablo 11’den, SNSX endeksinin, BIST, BVSP ve JKSE endekslerinin gecikmeli değerlerinden anlamlı olarak etkilendiği görülmektedir. Başka bir ifadeyle, kısa dönemde BIST endeksi %10, BVSP endeksi %5 ve JKSE endeksi de %1 güvenilirlik düzeyinde SNSX endeksi üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. 12 nolu hata düzeltme modelinin regresyon sonuçları, tanısal test istatistikleriyle uyumludur. Model 12’nin hata düzeltme katsayısı (ECT_{t-1}) ise negatif ve anlamlıdır. $ECT_{t-1} = -0.049$ olması, uzun dönemli denge değerinden sapmaların her hafta %4.9’unun ortadan kalktığını veya SNSX Endeksinin $1/0.049 = 20.4$ hafta sonra denge değerine ulaşacağını göstermektedir.

Yukarıda 5 hata düzeltme modelinin sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, BIITS ülkelerinin hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü Şekil 3’de daha açık bir şekilde görmek mümkündür.

Şekil 3’e göre, SNSX endeksi, diğer endekslerin hepsiyle kısa dönem nedensellik ilişkisi içerisindedir. SNSX endeksinin, BIST, BVSP ve JKSE endeksleriyle çift yönlü nedenselliği varken, sadece JSE endeksine doğru tek yönlü bir etkiye sahiptir. Şekil 3’t en görüleceği üzere, BIST endeksinden JKSE endeksine tek yönlü, BVSP endeksinden JKSE ve JSE endekslerine tek yönlü, JKSE endeksinden JSE’ye tek yönlü, JSE endeksinden BIST’e tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

Şekil 3: Hisse Senedi Piyasa Endeksleri Arasındaki Kısa Dönem Nedensellik İlişkileri



6. Sonuç

22 Mayıs 2013 tarihinde Fed'in tahvil alımlarında azaltıma gideceğini açıklamasından sonra Türkiye'nin de aralarında olduğu bazı gelişmekte olan ekonomilerin cari açık, yüksek enflasyon, düşük büyüme hızları gibi bazı yapısal kırılma noktaları nedeniyle bu ülkelerin hem para hem de sermaye piyasalarında önemli dalgalanmalar görülmüştür. Kırılma noktası olarak adlandırılan ve BIITS olarak kısaltılan Brezilya, Hindistan, Endonezya, Türkiye, Güney Afrika hisse senedi piyasaları arasında kısa ve uzun dönemli denge ilişkilerinin geçerli olup olmadığı sorusu bu çalışmanın konusunu oluşturmuştur. Bu çalışmada, Kırılma noktası ülkeleri hisse senedi piyasa endekslerinin Kasım 2000- Aralık 2013 dönemindeki haftalık kapanış verileri kullanılarak Johansen eşbütünleşme analizi ile Granger nedensellik testi yapılmıştır.

Johansen eşbütünleşme testi sonuçlarına göre analiz dönemi içerisinde BIITS ülkelerinin sermaye piyasaları arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Hindistan ve Türkiye hisse senedi piyasaları arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edildikten sonra bu piyasalar arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkisinin geçerliliği, Engle&Granger (1987) tarafından önerilen Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) ile araştırılmıştır. VECM sonuçlarına göre, hisse senedi piyasası endeksleri kapsamında Hindistan'ın diğer ülkelerin hepsiyle kısa dönem nedensellik ilişkisi içerisinde olduğu, Türkiye'den Endonezya'ya tek yönlü, Brezilya'dan Endonezya ve Güney Afrika'ya tek yönlü, Endonezya'dan Güney Afrika'ya tek yönlü, Güney Afrika'dan Türkiye'ye tek yönlü bir Granger nedenselliğinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Kısaca ifade etmek gerekirse, kırılma noktası ülkeleri arasında geçerli olan eşbütünleşme ilişkisi nedeniyle bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında uluslararası portföy çeşitlendirmesi ve arbitraj yaparak ekstra kazanç elde etme imkanının olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmada, araştırma yöntemi olarak yapısal kırılmalı ekonometrik modeller kullanıldığına ulaşılan sonuçların değişebileceği ifade edilebilir. Burada dikkate edilmesi gereken diğer bir araştırma sınırlılığı ise analiz dönemi ile ilgilidir. Analiz dönemi olarak daha kısa veya daha uzun bir dönem seçilmesi durumunda bulguların farklılaşabilmesi de mümkündür. Bundan dolayı, ileride yapılacak çalışmalarda Kırılğan Beşli ülkelerinin ekonomik yönden kırılğan oldukları temel göstergelerin finansal piyasalar üzerindeki etkisi, daha kısa veya daha uzun dönemleri kapsayacak şekilde farklı nedensellik ve eşbütünleşme modelleri kullanılarak araştırılabilir. Ayrıca, Fed'in tahvil alımını azaltma programını açıklamasından sonraki dönemde kırılğan beşli ülkeleri arasındaki volatilité yayılma etkisinin geçerliliği çok değişkenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelleri ile test edilebilir.

Kaynakça

- Aktan, B., Mandaci, P. E., Kopurlu, B. S., & Ersener, B. (2009). Behaviour of emerging stock markets in the global financial meltdown: Evidence from Bric-a. *African Journal of Business Management*, 3(7), 396–404.
- Arshanapalli B., Doukas J., & Lang L. (1995). Pre- and post-October 1987 stock market linkages between U.S. and Asian markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 3, 57–73.
- Asteriou D., & Hall S. G. (2007). *Applied econometrics: A modern approach using views and microfit*. Palgrave Macmillan.
- Bessler D., & Yang, J. (2003). The structure of interdependence in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 22, 261–287.
- Bozoklu, Ş., & Saydam, İ. M. (2010). BRIC Ülkeleri ve Türkiye Arasındaki Sermaye Piyasaları Entegrasyonunun Parametrik ve Parametrik Olmayan Eşbütünleşme Testleri ile Analizi. *Maliye Dergisi*, 159, 416–431.
- Boztosun, D., & Çelik, T. (2011). Türkiye borsasının Avrupa borsaları ile eşbütünleşme analizi. Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 16(1), 147–162.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance*. Second Edition, New York: Cambridge University Press.
- Chen G., Firth M., & Rui O. (2002). Stock market linkages: Evidence from Latin America. *Journal of Banking and Finance*, 26, 1113–1141.
- Chittedi, K. R. (2009). Global stock markets development and integration: With special reference to BRIC countries, http://mpr.ub.uni-muenchen.de/18602/1/MPRA_paper_18602.pdf
- Choudhry, T. (1997). Stochastic trends in stock prices: Evidence from Latin American markets. *Journal of Macroeconomics*, 19, 285–304.
- Çıtak, L., & Gözbaşı, O. (2007). İMKB ile bazı önde gelen gelişmiş ve gelişmekte olan ülke borsaları arasındaki bütünleşmenin temel endeks ve ana sektör endeksleri temelinde analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(2), 249–271.
- Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251–76.

- Erbaykal, E., Okuyan, H. A., & Kadioğlu, Ö. (2008). Cointegration and priority relationships between stock markets of Turkey, Brazil and Argentina. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 10, 151–158.
- Erdinc, H., & Milla, J. (2009). Analysis of cointegration in capital markets of France, Germany and United Kingdom. *Economics & Business Journal: Inquiries & Perspectives*, 2(1), 109–123.
- Eun C., & Shim S. (1989). International transmission of stock market movements. *Journal Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241–256.
- Gözbaşı, O. (2010). İMKB ile gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarının etkileşimi: Eşbütünlük ve nedensellik yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 100 (35), 99–118.
- Granger, C.W.J. (1988). Some Recent Developments in a Concept of Causality, *Journal of Econometrics*, 39(1-2), 199–211.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics Dynamic and Control*, 12(2-3), 231–254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand of money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.
- Karğın, M. (2008). Hisse senedi piyasalarında eşbütünlük analizi. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 45 (525), 85–96.
- Kasa, K. (1992). Common stochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economics*, 29, 95–124.
- Kearney, C., & Lucey, B. (2004). International equity market integration: Theory, evidence and implications. *International Review of Financial Analysis*, 13, 571–83.
- Koch P.D., & Koch T.W. (1991). Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes. *Journal of International Money and Finance*, 10, 231–251.
- Korkmaz, T., & Çevik, E. İ. (2008). Türkiye ve uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki eşbütünlük ilişkisi ve portföy tercihleri. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 2(1), 59–84.
- Korkmaz, T., Zaman, S., & Çevik, E. İ. (2009). İMKB ile uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki entegrasyon ilişkisinin yapısal kırılma testleri ile analizi. *Akdeniz İİBF Dergisi*, 17, 40–71.
- Longin F., & Solnik B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *Journal of Finance*, 56, 649–676.
- Lord, J. (2013). EM currencies: The fragile five. *Morgan Stanley Research*.
- Manning N. (2002). Common trends and convergence? South East Asian equity markets, 1988-1999. *Journal of International Money and Finance*, 21(2), 183–202.
- Masih A., & Masih R. (1997). Dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 37, 859–885.
- Taş, O., & Tokmakçıoğlu, K. (2010). Efficient market hypothesis and comovement among emerging markets. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), 286–301.

Vuran, B. (2010). IMKB 100 endeksinin uluslararası hisse senedi endeksleri ile ilişkisinin eşbütünleşim analizi ile belirlenmesi. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 39(1), 154–168.

Wilson D., & Purushothaman, R. (2003). Dreaming with BRICs: The Path to 2050, *Goldman Sachs Global Economics Paper*, No: 99.

_____*Real effective exchange rates for 178 countries*. Erişim Tarihi: 10 Mart 2014, http://econ.core.hu/file/download/database/reer_neer.xls

_____*10-Year Government Bond Yields*. Erişim Tarihi: 10 Mart 2014, <http://www.investing.com>