

# Kırılgan Beşli Ülkeleri Hisse Senetleri Piyasaları Üzerine Bir Uygulama<sup>1</sup>

Ahmet TURGUT<sup>2</sup>  
Aksaray Üniversitesi

Bekir KÖROĞLU<sup>3</sup>  
Bozok Üniversitesi

## Özet

2008 Küresel Finans Krizi ABD mortgage piyasasında başlamış, verilen kredilerin geri dönüşünün aksamasıyla büyümüş ve zamanla tüm dünyaya yayılmıştır. Yükselen ekonomiler, görece olarak daha yüksek büyüme oranları sayesinde bu krizden daha az etkilenmişlerdir. Yükselen ekonomiler arasında; ABD Doları karşısındaki hassasiyetinden dolayı Kırılgan Beşli olarak ifade edilen ülkelerin hisse senedi piyasaları bu çalışmada ele alınmış ve aralarındaki eş bütünleşme ve nedensellik ilişkilerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Tüm ülkeler için hesaplanan gecikmeli hata düzeltme katsayıları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Böylece Kırılgan beşli ülkeleri arasında kısa ve uzun dönemli nedensellikler tespit edilmiştir.

## Anahtar Kelimeler:

Küresel Kriz, Hisse Senedi Piyasaları, Kırılgan Beşli

## An Application on the Fragile Five Countries' Stok Markets

### Abstract

2008 Global Finance Crisis started in the mortgage markets of the USA, grown as a result of large loan defaults, and spread all over the world in time. Emerging Economies were relatively less affected by the crisis thanks to the irrelatively higher growth rates. In this regard, the equity markets of Fragile Five countries, which are called fragile because of their currencies' sensitivity to the U.S. Dollar are dealt with and the cointegration and causal relationships among the mare examined in this paper. Lagged error correction terms for all the countries have been found to be statistically significant. Henceforth, causality relationships among the stock markets of fragile five in the short and long run have been identified.

### Keywords:

Global Crises, Equity Markets, Faragile Five

---

<sup>1</sup>Bu çalışma ASÜ SBE'de savunulan " 2008 Küresel Ekonomik Krizinin Finans Piyasalarına etkisi: Kırılgan Beşli Ülkeleri Üzerine Bir İnceleme" adlı tezden üretilmiştir.

<sup>2</sup>Yrd. Doç. Dr., İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, turgutreis61@hotmail.com

<sup>3</sup>Öğr. Gör., Sorgun MYO, bekir.koroglu@bozok.edu.tr

### Giriş

Küresel Finans Krizi, ABD mortgage piyasasında 2008 yılında tetiklenmiş ve zaman içinde tüm dünyaya yayılmıştır. 2008 yılında gerçekleşen kriz, yükselen ekonomileri gelişmiş ülkelere nazaran daha az etkilemiştir. Kriz sonrası FED genişletici politika uygulamış ve piyasaya sürülen para bütün dünyaya yayılmıştır. 2013 yılında FED piyasaya sürdüğü paraları geri çekeceğini ilan ettiğinde dünyaya yayılan para anavatanına dönmeye başlamıştır. 2013 yılında Morgan Stanley raporunda Brezilya, Hindistan, Endonezya, Türkiye ve Güney Afrika'nın ABD Doları karşısındaki hassasiyetini ortaya koymuş ve bu ülkeleri Kırılgan Beşli olarak tanımlanmıştır. Bu çerçevede ilgili ülkelerin hisse senedi piyasalarının ele alınarak aralarındaki uzun dönem ilişkileri ve bağımlılıklarının incelenmesi önemli politika çıkarımları sağlayacaktır.

Bu değişkenlere ait kullanılan aylık zaman serileri Ocak 2005-Aralık 2015 dönemini kapsamaktadır. İlk aşamada serilere ADF ve PP birim kök testleri uygulanmış, serilerin birinci farklarında durağan oldukları görüldükten sonra eşbütünleşme testine geçilmiştir. Johansen eşbütünleşme testi bu değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiğini göstermiştir. Bu yüzden kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkilerini ortaya çıkarmak adına bir VECM tahmin edilerek analize devam edilmiştir. Bu çalışmada önce konu ile ilgili literatür özetlenmiştir. Ardından verilere ve ekonometrik yöntemle değerlendirilmiş, son olarak ise elde edilen sonuçlara yer verilmiştir.

### 1. Literatür Taraması

Akel (2015), Kırılgan Beşli (Brezilya, Hindistan, Endonezya, Türkiye ve Güney Afrika) ülkelerini Kasım 2000 - Aralık 2013 dönemi haftalık hisse senedi piyasa endekslerini kullanarak analiz etmiştir. Johansen eşbütünleşme testi ile ülke piyasaları arasında uzun dönemli ilişkisi olduğunu bulmuştur. Sonrasında kurulan vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile Türkiye'den Endonezya'ya, Brezilya'dan Endonezya ve Güney Afrika'ya, Endonezya'dan Güney Afrika'ya, Güney Afrika'dan Türkiye'ye tek yönlü Granger nedenselliklerinin

mevcut olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca diğer tüm ülkelerden Hindistan'a kısa dönemde Granger nedenselliği söz konusudur.

Çelik, Gençtürk ve Binici (2013), İMKB30 endeksi ile İspanya, Portekiz ve İtalya hisse senetleri endeksleri arasındaki ilişkileri inceledikleri çalışmalarında Ocak 2010 - Aralık 2012 dönemi aylık verilerini kullanmışlardır. Johansen-Juselius eşbütünleşme testi sonuçları bu değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket etmediklerine işaret etmiştir. Son olarak yapılan Granger nedensellik testi ile İMKB30 endeksinden İspanya ve Portekiz endekslerine tek yönlü nedenselliklerin olduğunu göstermiştir.

Çelik ve Boztosun (2011), çalışmalarında Ocak 1998 - Aralık 2009 dönemini kapsayan verilerden yararlanarak İMKB'nin Asya borsaları ile eşbütünleşik olup olmadıklarını incelemişlerdir. Johansen-Juselius eşbütünleşme testi sonuçlarına göre Türkiye için sadece Singapur, Malezya, Tayvan ve Kore borsaları arasında eşbütünleşme olduğu görülmüştür

Bozoklu ve Saydam (2010), 3 Kasım 2005-3 Kasım 2010 dönemini kapsayan verilerle Brezilya, Çin, Hindistan, Rusya ve Türkiye sermaye piyasalarında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını incelemişlerdir. Bunun için parametrik Johansen ve parametrik olmayan Bierens eşbütünleşme testlerinden faydalanmışlardır. Her iki test sonucu da ele alınan ülke piyasalarının uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermiştir.

Gözbaşı (2010), İMKB ile Arjantin, Brezilya, Meksika, Hindistan, Malezya, Macaristan ve Mısır hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri incelemiştir. Bu amaç doğrultusunda Aralık 1995-Aralık 2008 dönemini kapsayan haftalık veriler kullanmıştır. ARDL sınır testi sonuçlarına göre Türkiye ile Brezilya, Hindistan ve Mısır arasında uzun dönemli ilişki olduğu görülmüştür. Ardından hesaplanan uzun dönem katsayılar Brezilya, Hindistan ve Mısır piyasalarında gerçekleşecek %1'lik artışların İMKB'de %0.59 ile %0.81 artışla sonuçlanacağını göstermiştir. Son olarak değişkenler arasındaki nedensel ilişkileri göstermek adına Granger ve Toda-Yamamoto test-

lerinden yararlanılmıştır. Her iki test sonuçları da Brezilya'dan Türkiye'ye, Meksika'dan Türkiye'ye, Hindistan'dan Türkiye'ye, Macaristan'dan Türkiye'ye ve Türkiye'den Mısır'a tek yönlü nedenselliklerin olduğunu ortaya çıkarmıştır.

Taş ve Tokmakçioğlu (2010), 11 yükselen ekonominin hisse senedi endeksleri arasındaki eşbütünleşme ilişkilerini incelemişlerdir. Kullanılan veriler haftalık Ocak 1998-Aralık 2008 dönemi ve Ocak 2002-Aralık 2008 alt dönemini kapsamaktadır. Yürütülen Johansen eşbütünleşme testi neticesinde iki eşbütünleşen vektör bulunmuştur.

Kayalıdere, Karğın ve Aktaş (2009), İMKB (İstanbul Menkul Kıymetler Borsası) ile on Avrupa hisse senedi piyasası için uzun dönem ve nedensellik ilişkilerini incelemek adına 30.05.2003 - 29.05.2009 dönemini kapsayan günlük verilerden yararlanılmışlardır. Yazarlar, Johansen eşbütünleşme testi neticesinde değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket etmediklerini bulmuşlardır. Granger nedensellik testi ise Almanya, Fransa, İngiltere, İsveç, İsviçre ve İspanya'dan Türkiye'ye tek yönlü ayrı ayrı nedensellikler olduğuna işaret etmiştir. Ayrıca Türkiye'den Avusturya'ya ve Norveç'e nedensellikler mevcuttur. Çift yönlü nedensellikler ise Hollanda ile Türkiye ve İtalya ile Türkiye arasında gözlenmiştir.

Karğın (2008), Türkiye'nin diğer ülke piyasaları ile entegrasyonunu incelediği makalesinde toplam 21 ülkenin hisse senedi piyasalarını içeren ve Temmuz 1997 - Temmuz 2008 dönemini kapsayan bir veri setinden yararlanmıştır. Johansen eşbütünleşme testi neticesinde Türkiye'nin sadece Brezilya, Meksika ve Mısır piyasaları ile eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kanas (1998), ABD ve en büyük altı Avrupa hisse senedi piyasası (İngiltere, Almanya, Fransa, İsviçre, İtalya ve Hollanda) arasındaki bağlantıları 3 Ocak 1983-29 Kasım 1996 dönemi verileri ile incelemiştir. Eşbütünleşme için üç farklı yöntem kullanmıştır. Çalışmadan elde edilen temel bulgu ABD hisse senedi piyasasının ele alınan Avrupa hisse senedi piyasaları ile uzun dönemli bir ilişkiye sahip olmadığıdır.

Chan, Gup ve Pan (1997), 18 ulusal hisse senedi piyasasını Ocak 1961-Aralık 1992 dönemi verilerini kullanarak ele almışlardır ve Johansen eşbütünleşme testinden faydalanmışlardır. Test sonucunda az sayıda piyasa arasında eşbütünleşme olduğu gözlenmiştir. Bulgular ayrıca uzun dönemde birlikte hareket etmediklerinden dolayı uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki çeşitliliğin etkin olabileceğini göstermiştir.

## 2 Ekonometrik Uygulama

Bu kısımda çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemlere ve veri setine yer verilmiştir.

### 2.1 Veri Seti

Bu çalışmada Wall Street Journal internet sitesinden temin edilen ve veri sağlayıcı bir kurum olan Matrix Bilgi Dağıtım Kaynağından alınan Hindistan, Brezilya, Güney Afrika, Endonezya ve Türkiye'ye ait yerel para cinsinden aylık hisse senedi piyasa endekslerine ilişkin Ocak 2005-Aralık 2015 dönemini kapsayan zaman serilerinden yararlanılmıştır. Tüm değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır. Değişkenlere ilişkin özet istatistikler Tablo 1'de verilmiştir. Özet istatistiklere bakıldığında

**Tablo 1. Özet İstatistikler**

	LOGHN	LOGBR	LOGAF	LOGEN	LOGTR
Ortalama	9,688,185	1,082,881	7,515,716	7,922,044	1,086,897
Ortanca	9,765,195	1,089,950	7,475,815	8,012,968	1,092,086
En Yüksek	1,028,261	1,119,262	8,152,642	8,615,893	1,139,578
En düşük	8,724,929	1,010,033	6,672,273	6,936,938	1,006,865
Standart Sapma	0.370218	0.260069	0.358867	0.520251	0.356937
Çarpıklık	-0.676472	-1,062,378	-0.179151	-0.480327	-0.49041
Basıklık	3,019,599	3,553,215	2,555,942	1,885,242	2,248,000
Jarque-Bera	1,006,962	2,651,351	1,790,624	1,191,048	8,401,455
Olasılık	0.006507	0.000002	0.408480	0.002592	0.014985
Gözlem Sayısı	132	132	132	132	132

Hindistan (LOGHN), Brezilya (LOGBR), Endonezya (LOGEN) ve Türkiye'nin (LOGTR) hisse senedi piyasa endekslerinin normal dağılım göstermediği söylenebilir. Çünkü bu değişkenlerin Jarque-Bera testi için olasılık değerleri 0.05 anlamlılık düzeyinden küçüktür. Normal dağılım yalnızca Güney Afrika (LOGAF) için geçerlidir

## 2. Yöntem

Bu başlık altında ekonometrik analizde faydalanılan yöntemlerden birim kök ve eşbütünleşme testlerine yer verilecektir. Son olarak nedensellik yöntemine değinilecektir.

### 2.1 Birim Kök Testleri

Anlamli ekonometrik sonuçlara ulaşabilmek için kullanılan değişkenlerin durağan olmaları lazımdır. Sabit ortalamaya sahip, sabit varyanslı ve kovaryanslı gecikme mesafesine bağlı olan değişkenler durağan kabul edilir (Tarı, 2012: 375). Bu çalışmada serilerin durağanlıkları Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) (Dickey ve Fuller, 1981) ve Phillips-Perron (PP) (Phillips ve Perron, 1988) birim kök testleri kullanılarak incelenmiştir.

ADF birim kök testi; Hata terimi beyaz gürültü olmayacağı için Dickey ve Fuller (1981) testlerine otokorelasyonu çözmek adına bağımlı değişkenin ekstra gecikmeli değerlerini ekleyerek geliştirmişlerdir. Bu gecikme sayısı ise Akaike ve Schwarz vb. gibi bilgi kriterleri yardımıyla belirlenmektedir. ADF birim kök testinin üç formu aşağıda verilmiştir (Asteriou ve Hall, 2007:297):

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

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

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

İlk denklem sabit terim ve trend içermemektedir. İkinci denklem sabit terim içerirken trend içermektedir. Üçüncü denklem ise hem sabit terim hem de trend içermektedir.

Phillips ve Perron (1998) ADF birim kök testinin hataların dağılımıyla ilgili oldukça hafif varsayımlara

izin veren genelleştirilmiş bir halini geliştirmişlerdir. Prosedür, aşağıdaki regresyon denklemleri ile açıklanabilir (Enders, 1995:239):

$$Y_t = a_0^* + a_1^* Y_{t-1} + \mu_t \quad \text{ve}$$

$$Y_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 Y_{t-1} + \tilde{a}_2 (t - T/2) + \mu_t$$

T gözlem sayısını ve  $\mu_t$  beklenen değeri sıfır olan hata terimini göstermektedir. Ancak hata teriminin ardışık bağımlı veya homojen olmadığı varsayımlarına ihtiyaç yoktur. Bağımsızlık ve homojenlik gibi Dickey-Fuller varsayımları yerine, Phillips-Perron testi hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen olarak dağılımlarına izin vermektedir (Enders, 1995:239).

### 2.2. Johansen Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme konusu ilk olarak Engle ve Granger (1987) tarafından ortaya koyulmuştur. Düzey değerlerinde birim kök içeren değişkenleri durağanlaştırmak adına birinci, ikinci vd. fakları alınır. Fakat bu işlem değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkileri yok edebilir. Neticede durağanlaştırılmış değişkenler kullanılarak elde edilen regresyon, uzun dönem denge ilişkisini veremeyecektir. Ancak eşbütünleşme yöntemi sayesinde, değişkenler durağan olmasalar bile uzun dönem ilişkisi ortaya koyulabilmektedir. Eğer iki zaman serisi aynı dereceden durağanlar ise bu iki değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisi söz konusu olabilir ve tahmin edilecek regresyon sahte değil, anlamlıdır (Tarı, 2012: 415).

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkileri ortaya çıkarmak için Johansen (1988) tarafından önerilen eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Johansen yönteminin aşamaları aşağıdaki gibi gösterilebilir (Asteriou ve Hall, 2007: 321-325):

**1. Adım:** İlk aşamada birim kök testleri yardımıyla değişkenlerin durağanlık düzeyleri tespit edilir. İstenen durum tüm değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olmalarıdır.

**2. Adım:** Modelin uygun gecikme uzunluğu seçilir. Uygun gecikme uzunluğu seçiminde kullanılan en yaygın yöntem tüm değişkenleri düzey değerlerinde içeren bir VAR modeli tahmin etmektir. Ge-

nellikle Akaike ve Schwarz gibi bilgi kriterlerinin değerlerinin minimum olduğu gecikme uzunluğu ile tahmin edilen model tercih edilir. Bu model aynı zamanda tanı testlerini de geçmelidir.

**3. Adım:** Çok değişkenli sistemdeki deterministik bileşenlere ilişkin uygun model seçilir. Dinamik modelin formüle edilmesinde diğer bir önemli nokta kısa dönemli, uzun dönemli veya her iki modele de sabit terim ve/veya trendin dahil edilip edilmemesi gerektiğidir. Tüm olası seçenekleri veren genel bir VECM aşağıdaki denklemdeki gibi gösterilebilir:

$$\Delta Z_t = r_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + r_{k-1} \Delta Z_{t-k-1} + \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix} (Z_{t-1} \quad 1 \quad t) + \mu_2 + \delta_2 t + u_t$$

Yukarıdaki modelde tüm olası durumlar görülmektedir. Genel olarak beş ayrı model dikkate alınır. Birinci ve beşinci modeller çok gerçekçi olmamasına rağmen yer verilmiştir. Bunlar aşağıdaki gibidir:

Model 1: Eşbütünleşme denkleminde veya VAR modelinde sabit terim ve trend yoktur

$$(\delta_1 = \delta_2 = \mu_1 = \mu_2 = 0).$$

Model 2: Eşbütünleşme denkleminde sabit terim var (trend yok), VAR modelinde ne sabit terim ne de trend var ( $\delta_1 = \delta_2 = \mu_2 = 0$ ).

Model 3: Eşbütünleşme denklemi ve VAR modelinde sabit terim vardır, ancak trend yoktur ( $\delta_1 = \delta_2 = 0$ ).

Model 4: Eşbütünleşme denklemi ve VAR modelinde sabit terim vardır, eşbütünleşme denkleminde doğrusal trend vardır, VAR modelinde trend yoktur ( $\delta_2 = 0$ ).

Model 5: Eşbütünleşme denkleminde sabit terim ve ikinci derecen trend vardır. VAR modelinde sabit terim ve doğrusal trend vardır.

Uygun model belirlenirken literatürde çeşitli yöntemler vardır. Pantula prensibi bu yöntemlerden birisidir. Bu prensip tüm modellerin tahminini ve en kısıtlayıcı hipotezden (örneğin  $r =$  eşbütünleşen ilişki sayısı  $= 0$  ve model 1) en az kısıtlayıcı hipoteze (örneğin  $r =$  VAR-1'e giren değişken sayısı  $= n - 1$  ve model 4) sonuçların sunulmasına dayanır. Model seçim prosedüründe en kısıtlayıcı modelden baş-

lanır, her aşamada iz (trace) test istatistiğini kritik değerleriyle karşılaştırılır, bir defa eşbütünleşme olmadığını söyleyen boş hipotez reddedildiğinde durulur.

**4. Adım:**  $\Pi$  rankı veya eşbütünleşen vektör sayısı belirlenir. Eşbütünleşen ilişki sayısını belirlemek için iki metot vardır ve ikisi de  $\Pi$  matrisinin tahminini içerir. Bu  $r$  ranklı  $k \times k$  matrisidir (Asteriou ve Hall 2007: 324).

a. Bu test boş hipotez  $\text{Rank}(\Pi) = r$ 'yi rankın  $r+1$ 'e eşit olduğu hipotezine karşı test eder. Test istatistiği tahmin prosedüründen elde edilen özdeğere dayalıdır. Bu test en büyük özdeğerlerin azalan sırada sıralanmasına ve istatistiksel olarak sıfırdan farklı olup olmadıklarına dayalıdır. Test prosedürünü anlamak için  $\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3 > \dots > \lambda_n$  şeklinde gösterilen  $n$  karakteristik kök elde ettiğimizi düşünelim. Eğer değişkenler eşbütünleşik değillerse,  $\Pi$  rankı ve tüm karakteristik kökler sıfıra eşit olacaktır. Bu yüzden,  $(1 - \hat{\lambda}_i)$ ,  $\ln(1) = 0$  olduğundan  $1$ 'e eşit olacaktır. Kaç tane karakteristik kökün anlamlı olarak sıfırdan farklı olduğunu görmek için bu test aşağıdaki istatistiği kullanır:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Test istatistiği maksimum özdeğere dayalıdır ve bu yüzden maksimum özdeğer istatistiği olarak anılır ve  $\lambda_{max}$  ile gösterilir.

b. İkinci metot matrisin izi (trace) ile ilgili olan olabirlik oranı testine dayalıdır ve bu yüzden iz (trace) istatistiği olarak bilinir. İz istatistiği  $r$ 'nci özdeğerin ötesinde daha fazla özdeğer eklenerek izin artıp artmadığını dikkate alır. Boş hipotez eşbütünleşen vektör sayısının  $r$ 'den az ya da  $r$ 'ye eşit olduğudur. Önceki analizden  $\hat{\lambda}_i = 0$  olduğunda iz istatistiğinin de sıfır olacağı açıktır. Bu istatistik şu biçimde hesaplanır:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

İki istatistik için de kritik değerler Johansen ve Juselius (1990) tarafından verilmiştir (Asteriou ve Hall 2007: 325).

### 2.3 Hata Düzeltme Modeline Dayalı Granger Nedenselliği

Gujarati (2011: 621) nedenselliği şöyle tanımlamıştır:

“... gelecek geçmişi kestiremeyeceğine göre, eğer  $X$  değişkeni  $Y$  değişkenininin (Granger) nedeniyse,  $X$ 'teki değişimler  $Y$ 'deki değişimlerden önce gelmelidir. Dolayısıyla,  $Y$ 'nin (kendi geçmiş değerleri de içinde) başka değişkenlere göre regresyonuna  $X$ 'in geçmiş ya da gecikmeli değişkenleri de eklendiğinde  $Y$ 'nin kestirimi anlamlı biçimde iyileşiyorsa, o zaman  $X$ ,  $Y$ 'nin (Granger) nedenidir diyebiliriz...”

Öztürk ve Acaravcı (2010), değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi var ise, yönü bilinmemekle birlikte değişkenler arasında en az tek yönlü bir Granger nedenselliğinin olacağını belirtmiştir. Nedenselliğin incelenmesi için önce uzun dönem model tahmin edilmekte ve kalıntılar elde edilmekte, ardından ise hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik modelleri tahmin edilmektedir. İki değişken için bu modeller aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^m \gamma_{1j} \Delta X_{t-j} + \delta_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_1$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_{2j} \Delta X_{t-j} + \delta_2 ECT_{t-1} + \varepsilon_2$$

**Tablo 2.** LOGTR Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

Birim Kök Testi-ADF		T-istatistiği I(0)		
		Sabit	Sabit ve Trendli	Hiçbiri
LOGTR		-1,807257	-2,432478	0,986538
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,480818	-4,029595	-2,582734
	5%	-2,883579	-3,444487	-1,943285
	10%	-2,578601	-3,147063	-1,615099
		T-istatistiği I(1)		
LOGTR		-10,949270	-10,93545	-10,91033
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087
Birim Kök Testi- Philips -Perron		T-istatistiği I(0)		
LOGTR		-1,858328	2,730382	0,944039
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,480818	-4,029595	-2,582734
	5%	-2,883579	-3,44487	-1,943285
	10%	-2,578601	-3,147063	-1,615099
		T-istatistiği I(1)		
LOGTR		-10,96255	-10,93585	-10,9262
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087

$\varepsilon_1$  ve  $\varepsilon_2$  hata düzeltme modellerine ilişkin hata terimlerini göstermektedir. Vektör hata düzeltme modeli (VECM) tahmini kısa ve uzun dönem Granger nedensellikleri arasında ayırım yapmamızı sağlar. Farkı alınmış açıklayıcı değişkenlere uygulanan Wald testleri kısa dönem nedensel etkilerin yönünü verirken uzun dönemli nedensellik gecikmeli hata düzeltme teriminin katsayısının ( $\delta_1$  ve  $\delta_2$ ) anlamlılığına bakılarak belirlenir.

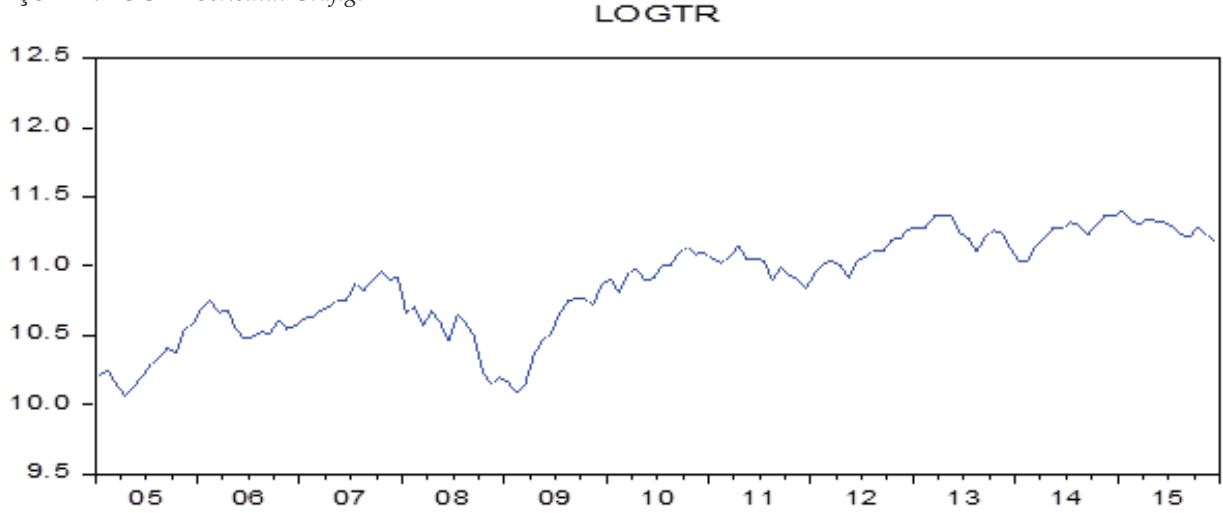
### 3. Ampirik Sonuçlar

Bu başlık altında sırasıyla birim kök, eşbütünleşme ve nedensellik testlerinden elde edilen sonuçlara yer verilecektir.

#### 3.1 Birim Kök Testleri Sonuçları

Birim kök analizinde istatistik testleri yapmadan önce serilerin grafiklerinin incelenmesi serilerin durağanlığı hakkında önsezi yapmamızı sağlayabilir. Bu yüzden analizimiz çerçevesinde bütün borsa endekslerine ait birim kök testi yapılmadan önce grafikleri incelenmiştir. Şekil 1'de LOGTR serisinin grafiği incelendiğinde serinin sabit ve trend içerdiği önsezisinde bulunulmuştur.

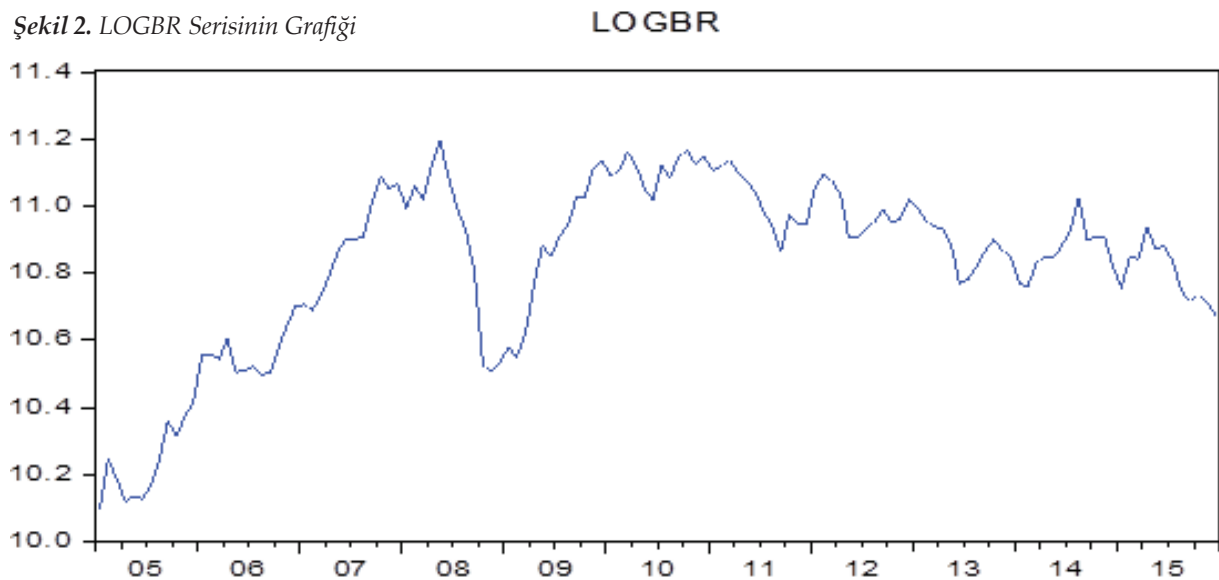
Şekil 2. LOGTR Serisinin Grafiği



Tablo 2’de LOGTR serisinin birim kök test sonuçları verilmiştir. Her iki test istatistiği sonuçlarına göre LOGTR serisinin birim köke sahip olduğu şeklinde  $H_0$  hipotezi kabul edilmiştir. Dolayısı ile seri düzey değerinde  $I(0)$  durağan değildir. Serinin durağan olması için fark alma işlemi yapılmıştır. Serini birinci farkında yapılan her iki test sonuçlarına göre serinin birim köke sahip olduğu yönündeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. **Seri birinci farkında  $I(1)$  durağandır.**

Tablo 3’de LOGBR serisinin test sonuçları verilmiştir. Her iki test istatistiği sonuçlarına göre LOGBR serisinin birim köke sahip olduğu şeklinde  $H_0$  hipotezi kabul edilmiştir. Dolayısı ile seri düzey değerinde  $I(0)$  durağan değildir. Serinin durağan olması için fark alma işlemi yapılmıştır. Serini birinci farkında yapılan her iki test sonuçlarına göre serinin birim köke sahip olduğu yönündeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Seri birinci farkında  $I(1)$  durağandır.

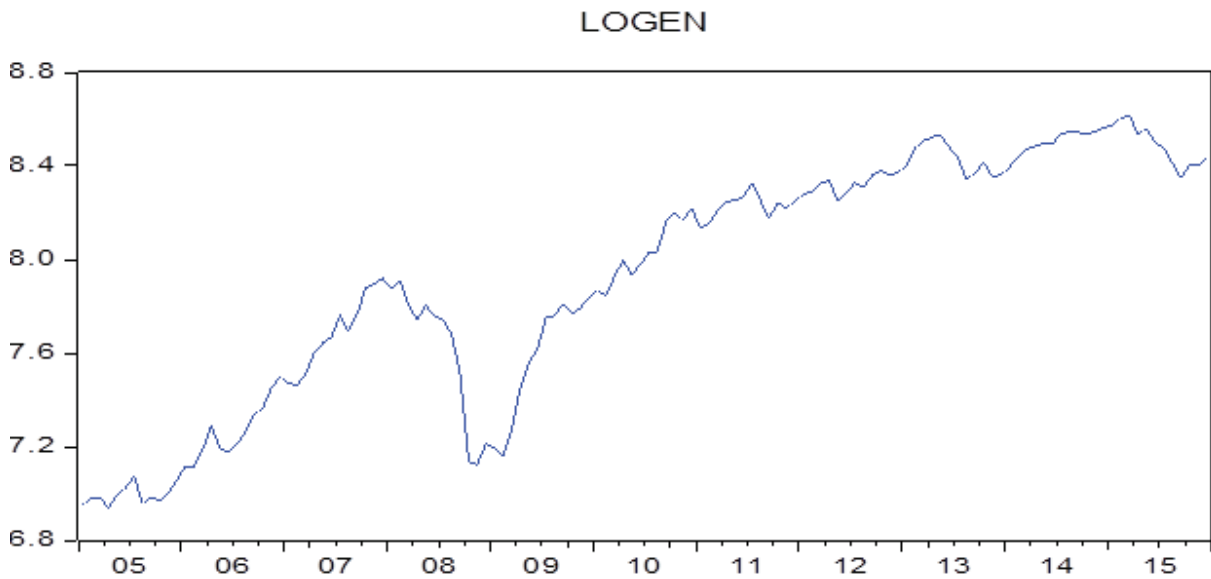
Şekil 2. LOGBR Serisinin Grafiği



**Tablo 3.** LOGBR Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

Birim Kök Testi-ADF		T-istatistiği I(0)		
		Sabit	Sabit ve Trendli	Hiçbiri
LOGBR		-2,401505	-1,906666	0,706025
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582734
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943285
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615099
		T-istatistiği I(1)		
LOGBR		-9,662953	-9,81641	-9,685978
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087
Birim Kök Testi- Philips -Perron		T-istatistiği I(0)		
LOGBR		-2,850643	-2,207571	0,586124
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,480818	-4,029595	-2,582734
	5%	-2,883579	-3,44487	-1,943285
	10%	-2,578601	-3,147063	-1,615099
		T-istatistiği I(1)		
LOGBR		-9,754500	-9,855585	-9,778165
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087

Şekil 3’de LOGEN serisinin grafiği incelendiğinde serinin sabit ve trend içerdiği önsezisinde bulunulmuştur.



**Şekil 3.** LOGEN Serisinin Grafiği

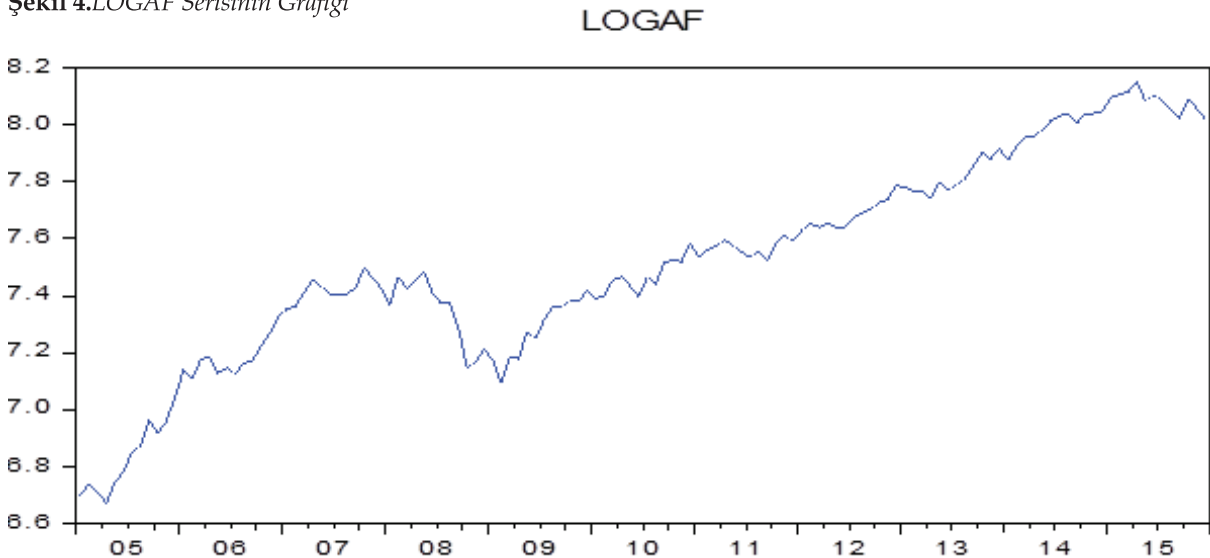


**Tablo 4.** LOGEN Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

Birim Kök Testi-ADF		T-istatistiği I(0)		
		Sabit	Sabit ve Trendli	Hiçbiri
LOGEN		-1,575685	-2,274976	1,407885
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087
		T-istatistiği I(1)		
LOGEN		-8,926886	-8,950906	-8,753412
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087
Birim Kök Testi- Philips -Perron		T-istatistiği I(0)		
LOGEN		-1,60791	-2,277961	1,460965
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,480818	-4,029595	-2,582734
	5%	-2,883579	-3,44487	-1,943285
	10%	-2,578601	-3,147063	-1,615099
		T-istatistiği I(1)		
LOGEN		-9,004522	-9,017381	-8,893685
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087

Tablo 4'de LOGEN serisinin test sonuçları verilmiştir. Her iki test istatistiği sonuçlarına göre LOGEN serisinin birim köke sahip olduğu şeklindeki  $H_0$  hipotezi kabul edilmiştir. Dolayısı ile seri düzey değerinde I(0) durağan değildir. Serinin du-

rağan olması için fark alma işlemi yapılmıştır. Serini birinci farkında yapılan her iki test sonuçlarına göre serinin birim köke sahip olduğu yönündeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Seri birinci farkında I(1) durağandır.

**Şekil 4.** LOGAF Serisinin Grafiği

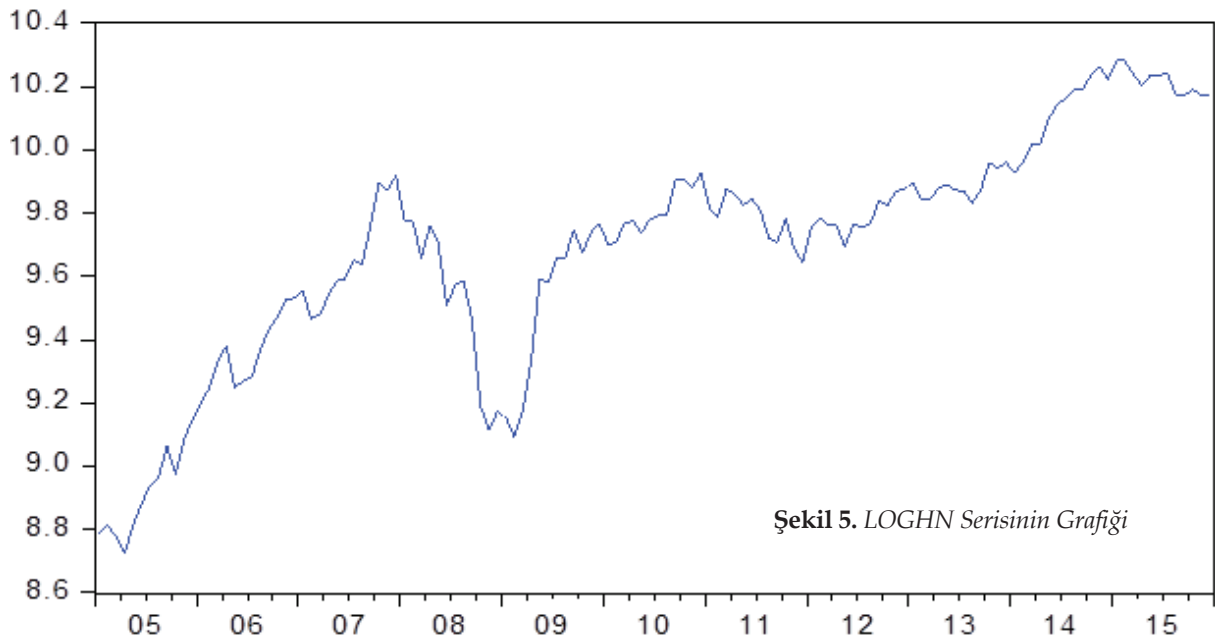
**Tablo 5.** LOGAF Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

Birim Kök Testi-ADF	T-istatistiği I(0)			
		Sabit	Sabit ve Trendli	Hiçbiri
LOGAF		-1,893538	-2,498569	2,625102
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,480818	-4,029595	-2,582734
	5%	-2,883579	-3,44487	-1,943285
	10%	-2,578601	-3,147063	-1,615099
	T-istatistiği I(1)			
LOGAF		-12,422010	-12,48484	-11,77917
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087
Birim Kök Testi- Philips -Perron	T-istatistiği I(0)			
LOGAF		-1,883474	-2,5993	2,507469
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,480818	-4,029595	-2,582734
	5%	-2,883579	-3,44487	-1,943285
	10%	-2,578601	-3,147063	-1,615099
	T-istatistiği I(1)			
LOGAF		-12,389510	-12,43823	-12,0073
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087

Tablo 5’de LOGAF serisinin test sonuçları verilmiştir. Her iki test istatistiği sonuçlarına göre LOGAF serisinin birim köke sahip olduğu şeklinde  $H_0$  hipotezi kabul edilmiştir. Dolayısı ile seri düzey değerinde  $I(0)$  durağan değildir. Serinin durağan olması için fark alma işlemi yapılmıştır. Serini birinci farkında yapılan her iki test sonuçlarına göre serinin birim köke sahip olduğu yönündeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Seri birinci farkında  $I(1)$  durağandır.

Şekil 5’deki LOGHN serisi incelendiğinde serinin trend içerdiği önsezisinde bulunulmuştur.

### LOGHN



Şekil 5. LOGHN Serisinin Grafiği

**Tablo 6.** LOGHN Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

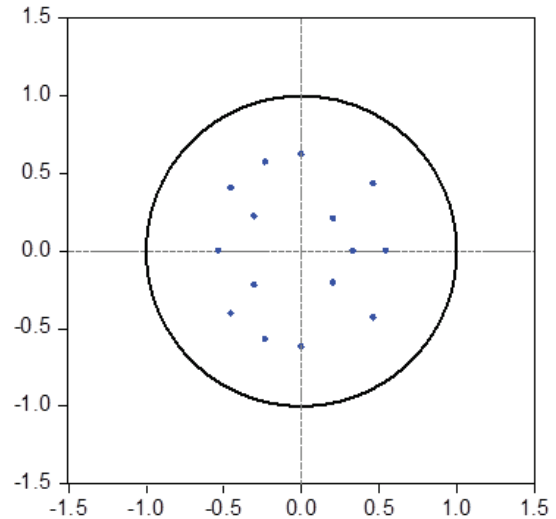
Birim Kök Testi-ADF		T-istatistiği I(0)		
		Sabit	Sabit ve Trendli	Hiçbiri
LOGHN		-2,093570	-2,574931	1,683406
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,480818	-4,029595	-2,582734
	5%	-2,883579	-3,444487	-1,943285
	10%	-2,578601	-3,147063	-1,615099
		T-istatistiği I(1)		
LOGHN		-10,312820	-10,33317	-10,13981
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087
Birim Kök Testi- Philips -Perron		T-istatistiği I(0)		
LOGHN		-2,11119	-2,868167	1,446663
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,480818	-4,029595	-2,582734
	5%	-2,883579	-3,44487	-1,943285
	10%	-2,578601	-3,147063	-1,615099
		T-istatistiği I(1)		
LOGHN		-10,39474	-10,40501	-10,2851
Anlamlılık düzeyi	1%	-3,481217	-4,030157	-2,582872
	5%	-2,883753	-3,444756	-1,943304
	10%	-2,578694	-3,147221	-1,615087

Tablo 6'da LOGHN serisinin test sonuçları verilmiştir. Her iki test istatistiği sonuçlarına göre LOGHN serisinin birim köke sahip olduğu şeklinde  $H_0$  hipotezi kabul edilmiştir. Dolayısı ile seri düzey değerinde  $I(0)$  durağan değildir. Serinin durağan olması için fark alma işlemi yapılmıştır. Serini birinci farkında yapılan her iki test sonuçlarına göre serinin birim köke sahip olduğu yönündeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Seri birinci farkında  $I(1)$  durağandır.

Bütün serilerin birinci farkında durağan olduğu tespit edilmiştir. Bütün değişkenlerin aynı düzeyde  $I(1)$  durağan olması uzun dönemde beraber hareket edebileceklerini göstermektedir. Uzun dönem ilişkisinin varlığını test etmek için Johansen eşbütünleşme yöntemi kullanılacaktır.

Eş bütünleşmeye geçmeden önce tahmin ettiğimiz VAR (Vektör Otoregresyon) modeli açıklanacaktır. Tahmin ettiğimiz VAR modeli 5 adet içsel değişkenden, 2008 krizini temsil eden kukla değişkenden, sabit terimden ve trendden meydana gelmiştir.

Tahmin edilen VAR: (DLOGTR DLOGBR DLOGEN DLOGAF DLOGHN) şeklindedir. Çalışmada otokorelasyona rastlanmayan en küçük gecikme uzunluğu model için kullanılmıştır. Model ile ilgili AR karakteristik polinomun ters kökleri incelenmiştir. Şekil 6'da görüldüğü gibi tüm kökle birim çember içindedir.

**Şekil 6.** VAR Modelinin AR Karakteristik Ters Kökleri  
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

### 3.2. Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Tahmin edilen VAR modeline ait Johansen eşbütünleşme analizi sonuçları tablo 21’de verilmiştir. Modelde yer alan değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığı  $H_0$  hipotezi % 5 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir.

**Tablo 7.** Johansen Eşbütünleşme Sonuçları

Eşbütünleşen denklemler sayısı	İz istatistiği			Maksimum özdeğer istatistiği		
	Test istatistiği	0.05 kritik değer	Olasılık	Test istatistiği	0.05 kritik değer	Olasılık
Hiç *	87.07983	69.81889	0.0012	40.55208	33.87687	0.0069
En çok 1	46.52775	47.85613	0.0663	22.93788	27.58434	0.1761
En çok 2	23.58986	29.79707	0.2183	16.71054	21.13162	0.1861
En çok 3	6.879324	15.49471	0.5917	6.708777	14.26460	0.5241
En çok 4	0.170547	3.841466	0.6796	0,170547	3.841466	0.6796

Hem iz istatistiği hem de maksimum özdeğer istatistiğine göre değişkenler arasında bir adet eşbütünleşme denkleminde sahiptir.

**Tablo 8.** Normalize Edilmiş Eşbütünleşme Denklemi

LOGTR (-1)	LOGBR (-1)	LOGEN (-1)	LOGAF (-1)	LOGHN (-1)	C
<b>1.00000</b>	17.35945	-12.78901	21.78323	-9.861365	-165.9257
	(3.28959)	(2.69216)	(6.17313)	(5.29177)	
	[5.27708]	[-4.75046]	[3.52872]	[-1.86353]	

Tablo 8’de normalize edilmiş eşbütünleşme vektörüne bakıldığında Türkiye borsasını en fazla etkileyen değişkenin Güney Afrika borsası olduğu görülmektedir. Brezilya borsasında bir birimlik artış olduğunda Türkiye borsası % 17.35 artmaktadır. Güney Afrika borsasındaki bir birimlik artış Türkiye borsasında % 21.78 artışa denk gelmektedir. Diğer yandan Endonezya borsasındaki bir birimlik artış Türkiye borsasını % 12.78 azaltmaktadır. Hindistan borsasındaki bir birimlik artış ise Türkiye borsasını % 9.86 azaltmaktadır.

### 3.3 Hata Düzeltme Modeline Dayalı Granger Nedensellik Sonuçları

Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra VECM modeli tahmin edilmiştir. VECM modeli tahmin edilerek değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli nedenselliklerin incelenmesi amaçlanmıştır. Seriler arasında oluşturulan hata düzeltme mekanizması sonucunda tablo 23’de görülen sonuçlar elde edilmiştir. Hata düzeltme modeli analizi sonucunda modelin uyarılma katsayısı negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Kısa dönem

dinamikleri ile uzun dönem arasındaki ilişkiler hata düzeltme mekanizması ile oluşmaktadır. Buna göre Türkiye borsasında kısa vadede ortaya çıkan dengesizliklerin % 1’i ilk dönemde dengeye gelmektedir.

Türkiye Borsası için sonuçlar Tablo 10’da verilmiştir. Wald testi sonuçlarına göre kısa dönemde Brezilya ve Hindistan borsasından %1 düzeyinde, Güney Afrika ve Endonezya borsasından % 5 düzeyinde Türkiye borsasına doğru bir nedensellik var-

**Tablo 9.** Hata Giderme Modeli Sonuçları

EC(-1)	D(LOGTR (-1))	D(LOGBR (-1))	LOGEN (-1)	LOGAF (-1)	LOGHN (-1)
<b>-0.010261</b>	-0.124569	0.416755	0.118145	-0.000645	-0.240954
0.00327)	(0.12544)	(0.18742)	(0.17520)	(0.25772)	(0.18545)
[-3.13972]	[-0.99304]	[2.22365)	[0.67433]	[-0.00250]	[-1.29105]

Standart hatalar parantez içinde, t istatistikleri ise köşeli parantez içinde gösterilmiştir.

**Tablo 10.** *D(LOGTR)* için *VECM Granger Nedensellik Sonuçları*

Kısa dönem (F-istatistiği)			Uzun dönem (Katsayı)	
D(LOGBR)	D(LOGEN)	D(LOGAF)	D(LOGHN)	ECT(-1)
4.706104*** (0.0015)	3.119805** (0.0179)	3.212894** (0.0155)	3.769083*** (0.0065)	-0.010261*** (0.0022)
<b>R-kare</b>	0.244401		<b>F-istatistiği</b>	2.092928
<b>Düz. R-kare</b>	0.127626		<b>Durbin-Watson</b>	2.028707
* %10, ** %5 ve *** %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.				

dır. Gecikmeli hata düzeltme terimi katsayısı negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu katsayıya göre kısa dönem dengeden sapmalar her ay % 1.0261 düzeldiği veya  $1/0.010261=97.4$  ay sonra düzeldiği tespit edilmiştir. Bu sonuç aynı zamanda uzun dönemde Brezilya, Endonezya, Güney Afrika ve Hindistan borsasından Türkiye borsasına doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir.

Brezilya borsası için sonuçlar Tablo 11’de verilmiştir. Wald testi sonuçlarına göre kısa dönemde

Endonezya borsasından % 1 düzeyinde, Türkiye, Güney Afrika ve Hindistan borsasından Brezilya borsasına %5 düzeyinde anlamlı bir nedensellik mevcuttur. Gecikmeli hata düzeltme terimi katsayısı negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu katsayıya göre kısa dönem dengeden sapmalar her ay % 0.85 oranında veya  $1/0.008496=117.7$  ay sonra ortadan kalktığı tespit edilmiştir. Bu sonuç aynı zamanda uzun dönemde Türkiye, Endonezya, Güney Afrika ve Hindistan borsasından Brezilya borsasına doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir.

**Tablo 11.** *D(LOGBR)* için *VECM Granger Nedensellik Sonuçları*

Kısa dönem (F-istatistiği)			Uzun dönem (Katsayı)	
D(LOGTR)	D(LOGEN)	D(LOGAF)	D(LOGHN)	ECT(-1)
2.704647** (0.0340)	4.181138*** (0.0034)	3.273015** (0.0141)	3.225689** (0.0152)	-0.008496*** (0.0020)
<b>R-kare</b>	0.203249		<b>F-istatistiği</b>	1.650631
<b>Düz. R-kare</b>	0.080115		<b>Durbin-Watson</b>	1.973005
* %10, ** %5 ve *** %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.				

**Tablo 12.** *D(LOGEN)* için *VECM Granger Nedensellik Sonuçları*

Kısa dönem (F-istatistiği)			Uzun dönem (Katsayı)	
D(LOGTR)	D(LOGEN)	D(LOGAF)	D(LOGHN)	ECT(-1)
1.528981 (0.1987)	2.280098** (0.0652)	1.359709 (0.2526)	0.859017 (0.4911)	-0.004178* (0.0864)
<b>R-kare</b>	0.250518		<b>F-istatistiği</b>	2.162821
<b>Düz. R-kare</b>	0.134688		<b>Durbin-Watson</b>	1.935432
* %10, ** %5 ve *** %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.				

Güney Afrika borsası için sonuçlar Tablo 13’de verilmiştir. Wald testi sonuçlarına göre kısa dönemde Türkiye, Brezilya, Endonezya ve Hindistan borsasından Güney Afrika borsasına %1 düzeyinde anlamlı bir nedensellik mevcuttur.. Gecikmeli hata düzeltme terimi katsayısı negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu katsayıya göre kısa dönem dengeden sapmalar her ay % 0.9 oranında veya  $1/0.009478=105$  ay sonra ortadan kalktığı tespit edilmiştir. Bu sonuç aynı zamanda uzun dönemde Türkiye, Brezilya, Endonezya ve Hindistan borsasından Güney Afrika borsasına doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir.

**Tablo 13.** D(LOGAF) için VECM Granger Nedensellik Sonuçları

Kısa dönem (F-istatistiği)			Uzun dönem (Katsayı)	
D(LOGTR)	D(LOGBR)	D(LOGEN)	D(LOGHN)	ECT(-1)
8.721270*** (0.0000)	8.776195*** (0.0000)	9.961846*** (0.0000)	9.187770*** (0.0000)	-0.009478*** (0.0000)
<b>R-kare</b>	0.328215		<b>F-istatistiği</b>	3.161346
<b>Düz. R-kare</b>	0.224394		<b>Durbin-Watson</b>	2.064510
* %10, ** %5 ve *** %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.				

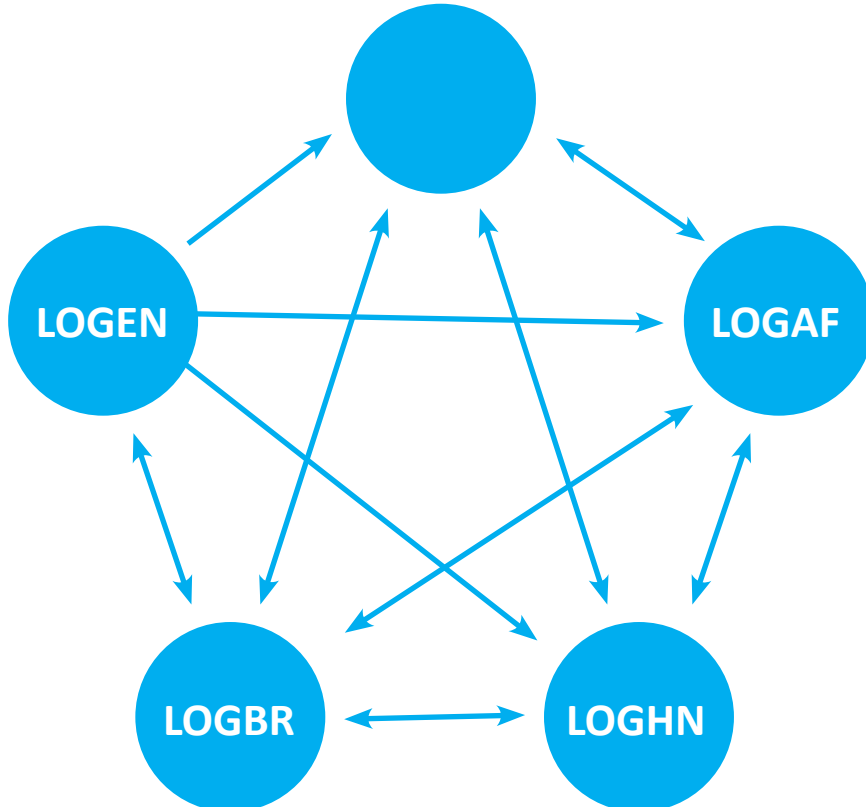
Hindistan borsası için sonuçlar Tablo 14’de verilmiştir. Wald testi sonuçlarına göre kısa dönemde Türkiye, Brezilya, Endonezya ve Güney Afrika borsasından Hindistan borsasına %1 düzeyinde anlamlı bir nedensellik mevcuttur. Gecikmeli hata düzeltme terimi katsayısı negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu

katsayıya göre kısa dönem dengenin sapmaları her ay % 1.0333 oranında veya  $1/0.010333=96.7$  ay sonra ortadan kalktığı tespit edilmiştir. Bu sonuç aynı zamanda uzun dönemde Türkiye, Brezilya, Endonezya ve Güney Afrika borsasından Hindistan borsasına doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir.

**Tablo 14.** LOGHN için VECM Granger Nedensellik Sonuçları

Kısa dönem (F-istatistiği)			Uzun dönem (Katsayı)	
D(LOGTR)	D(LOGBR)	D(LOGEN)	D(LOGAF)	ECT(-1)
3.847838*** (0.0058)	3.467305*** (0.0013)	4.682986*** (0.0016)	4.227047*** (0.0032)	-0.010333*** (0.0035)
<b>R-kare</b>	0.266997		<b>F-istatistiği</b>	2.356912
<b>Düz. R-kare</b>	0.153714		<b>Durbin-Watson</b>	2.032060
* %10, ** %5 ve *** %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.				

**Şekil 7.** Kısa Dönem Nedensellik ilişkileri



Şekil 7’de kısa dönem nedensellik ilişkileri özet olarak görselleştirilmiştir. Görüldüğü üzere Türkiye, Brezilya, Güney Afrika ve Hindistan arasında çift yönlü nedensellikler tespit edilmiştir. Endonezya’dan Türkiye, Güney Afrika, Hindistan borsasına doğru tek yönlü, Brezilya borsasına çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

## SONUÇ

İktisat okulları ekonomik krizlere farklı bakış açıları getirmişlerdir. Klasik iktisat okulu ekonomik krizlerin sermaye birikimi sürecinde ortaya çıktığını kabul ederken Keynes krizi sermayenin marjinal etkinliğindeki değişimlere atfetmiştir. Monetaristler’in ise krizin en önemli sebebinin hatalı para ve maliye politikaları olarak gördüğünü söyleyebiliriz.

Çalışmamızda odaklanmış olduğumuz finansal krizler, kaynakların etkin kullanılmaması neticesinde ekonomik karar birimlerinde asimetric bilginin meydana gelmesi ve böylece iktisadi sistemin aksaması olarak tanımlanabilir. Bu krizlerden en bilineni yakın zamanda, 2008 yılında ABD’de ortaya çıkan ve tüm dünyaya yayılan Küresel Finans Krizi’dir. Bu kriz, ikinci bölümde detaylı bir şekilde incelendiği üzere çoğu ülkenin makroekonomik göstergelerinde negatif etkilerini hissettirmiştir. Ancak bu etkilerin yükselen ekonomilerde daha az hissedildiği gözlenmiştir. Bunun sebebi ise bu ülkelerde gerçekleştirilen finansal yeniliklere ve yüksek büyüme hızlarına bağlanmaktadır.

Çalışmada Kırılgan Beşli olarak tanımlanan Türkiye, Brezilya, Endonezya, Güney Afrika ve Hindistan’ın hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli ve nedensellik ilişkilerin incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda Ocak 2005-Aralık 2015 dönemini kapsayan aylık verilerle ekonometrik analizler yapılmıştır.

Değişkenlerin birinci farklarında durağan oldukları ADF ve PP birim kök testleri ile belirlendikten sonra Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Bu test neticesinde analize konu olan ülke borsalarının uzun dönemde birlikte hareket ettikleri sonucuna varılmıştır. Bu ülkelerin hisse senedi piyasalarının bir eşbütünleşme ilişkisi içinde bulunmaları bu pi-

yasaların birlikte hareket ettiğinin bir işaretidir. Bu bağlamda eşbütünleşme ilişkisi, arbitraja ve portföy çeşitlendirmesine gidilerek kazanç sağlanmasının önüne geçecektir. Bu sonucu destekler şekilde Bozoklu ve Saydam’ın (2010) da belirttiği üzere ilgili piyasaların entegre olması uzun dönem kar olanağını elemine etmektedir.

Uzun dönem ilişkisi onaylandığı için bir VECM tahmin edilmiştir ve sırasıyla kısa ve uzun dönem nedensellikler araştırılmıştır. Tahmin edilen hata düzeltme modellerinde gecikmeli hata düzeltme terimi katsayısı tüm ülkeler için istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu da ilgili ülkelerin hisse senetleri piyasaları arasındaki uzun dönemli nedensellik ilişkilerin varlığını ortaya koymuştur. Ayrıca bu katsayıların -0.0041 ile -0.0103 arasında değişiyor olması, kısa dönem dengeden sapmaların uzun dönemde düzeltilme hızlarının yavaş olduğunu göstermektedir. Kısa dönem nedensellikler incelendiğinde ise Türkiye, Brezilya, Güney Afrika ve Hindistan arasında çift yönlü nedensellikler tespit edilmiştir. Endonezya’dan Türkiye, Güney Afrika, Hindistan borsasına doğru tek yönlü, Brezilya borsasına doğru çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir. . Bu bağlamda Kırılgan Beşli olarak adlandırılan bu ülkelerin çoğu için hisse senetleri piyasalarının birbirleri ile sıkı bir ilişki içinde olduğunu söyleyebiliriz.

Bu çalışmada Kırılgan Beşli ülkeleri arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi incelenmeye çalışılmıştır. İleriki çalışmalar, bu ülkelerin döviz kurlarını ele alarak benzer ilişkileri ortaya çıkarmayı amaçlayabilirler.

## KAYNAKÇA

Afşar M. (2004). *Finansal Küreselleşme ve Türk Bankacılık Krizleri Üzerine Etkisi*. Anadolu Üniversitesi Yayınları, No:1558, Eskişehir.

Akel, V. (2015). *Kırılgan Beşli Ülkelerinin Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme Analizi*. Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, 11 (24), 75-96. DOI: <http://dx.doi.org/10.17130/ij-meb.2015.11.24.719>.

Aslund, A. (2011). *Lessonsfromthe East European Financial Crisis*, 134-145. DOI:https://piiie.com/publications/pb/pb11-09.pdf

Asteriou, D.&Hall, S.G. (2007). *AppliedEconometrics: A Modern Approach*. PalgraveMacmillian.

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.

Chan, K.C.,Gup, B.E., Pan, M.S. (1997). *International stock market efficiencyandintegration: A study of eightnations*. Journal of Business Finance & Accounting, 24 (6), 803-813. DOI: 10.1111/1468-5957.00134.

Choudhry, T. (1997). *StochasticTrends in StockPrices: Evidencefrom Latin AmericanMarkets*. Journal of Macroeconomics, 19 (2), 285-304. DOI: 10.1016/S0164-0704(97)00016-5.

Corhay, A.,Tourani, R.A., Urbain, J-P. (1993). *Commonstochastictrends in Europeanstockmarkets*. Economicsletters, 42 (4), 385-390. DOI: 10.1016/0165-1765(93)90090-Y

Çelik İ., Gençtürk, M., Binici, F.Ö. (2013). *İMKB 30 Endeksi İle Avrupa Birliği Üyesi Ülke Borsaları Arasındaki Dinamik İlişkilerin Vektör Otoregresif Model Bağlamında Belirlenmesi*. Muhasebe ve Finansman Dergisi, 73-86.

Çelik, T.,Boztosun, D. (2010). *Türkiye Borsası İle Asya Ülkeleri Borsaları Arasındaki Entegrasyon İlişkisi*. Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi, (36), 57-71.

Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1981). *LikelihoodRatioStatisticsforAutoregressive Time Series with a UnitRoot*. Econometrica, 49 (4), 1057-1072. DOI: 10.2307/1912517.

Enders, W. (1995).*AppliedEconometric Time Series*. New York: Wiley

Engle, R.F.,Granger, C.W.J. (1987). *Co-integrationandErrorCorrection: Representation, EstimationandTesting*. Econometrica, 55 (2), 251-276. DOI: 10.2307/1913236

Frankel, J.A.; Andrew K. R. (1996). *CurrencyCrashes in EmergingMarkets: An EmpiricalTreatment*.Journal of InternationalEconomic, Vol. 41 (November), 1996.

Gözbaşı, O. (2010). *İMKB İle Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasalarının Etkileşimi: Eşbütünleşme Ve Nedensellik Yaklaşımı*. Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi, (35), 99-118.

Gujarati, D.N. (2011). *Temel Ekonometri* (Çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen). İstanbul: Literatür Yayıncılık.

Kanas, A. (1998). *Linkagesbetweenthe US andEurope-anequitymarkets: furtherevidencefromcointegrationtests*. Applied Financial Economics, 8(6), 607-614. DOI: 10.1080/096031098332646.

Karğın, M. (2008). *Hisse Senedi Piyasalarında Eşbütünleşme Analizi*. Finans Politik & Ekonomik Yorumlar, 45 (525), 85-96.

Kayalidere, K.,Karğın, S., Aktaş, H. (2009). *İMKB ve Seçilmiş Avrupa Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Uluslararası Çeşitlendirme Fırsatları*. World of Accounting Science, 11 (4), 89-106.

Öztürk, İ.,Acaravcı, A. (2010). *FDI, TradeandGrowth in Turkey: EvidenceFrom ARDL BoundsTestingApproach*. ArgumentaOeconomica, 2 (25), 95-115.

Phillips, P.C.B.,Perron, P. (1988). *Testingfor a UnitRoot in Time Series Regression*. Biometrika, 75 (2), 335-346. DOI: 10.1093/biomet/75.2.335.

Tarı, R. (2012). *Ekonometri* (8. Basım). Kocaeli: Umut-tepe Yayınları.

Taş, O., Tokmakçioğlu, K. (2010). *Efficient market hypothesisandcomovementamongemergingmarkets*. Doğuş Üniversitesi Dergisi, 11 (2), 286-301.