

KAMU FİNANSMANI, FİNANSAL PİYASALAR VE KREDİ TEMERRÜT RİSKİ: TÜRKİYE VE BRICS ÜLKELERİ UYGULAMASI¹

Sedat YENİCE²

Şaban ÇELİK³

Yasin Erdem ÇEVİK⁴

Özet

Bu çalışmanın amacı Türkiye ile Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika (BRICS) ülkelerindeki tahvil piyasası, hisse senedi piyasası ile CDS primleri arasındaki uzun dönem ilişkiyi ülke bazında ortaya koymaktır. Özsermaye ve tahvil piyasalarının CDS piyasalarıyla olan ilişkisini Türkiye ile BRICS ülkeleri kapsamında ortaya konması amacıyla araştırmada eşbütünleşme ve nedensellik analizleri uygulanmıştır. Araştırma sonuçları, genel olarak bu piyasalardaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin incelenen analiz dönemi itibarıyla farklılıklar içerdiğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Kamu finansı, Sermaye piyasaları, Ülke risk primi, Nedensellik

Public Finance, Financial Markets and Credit Default Risk: The Case of Turkey and Brics Countries

Abstract

The purpose of the present study is to investigate the long run relationship among bond market, stock market and CDS for Turkey and BRICS countries (Brazil, Russia, India, China and South Africa) on the basis of country specific analysis. In doing this, cointegration and causality analyses were used within the empirical setting. Research findings reveal in general that there is a different pattern behind cointegration and causality in these countries.

Keywords: Public finance, Capital market, Country risk premium, Causality

Giriş

Yatırımcılar sermaye piyasalarına yatırım yaparken çeşitli yatırım stratejileri kullanmaktadırlar. Bu stratejilerden en çok tercih edileni şüphesiz Henry Markowitz tarafından ortaya atılan modern portföy teorisidir. Teoriye göre yatırımcılar portföylerinin oluştururken riskini minimum getirisini maksimum yapacak portföyleri tercih ederler. Günümüzde de yatırımcılar aynı güdü ile hareket ettiklerinden riskin tespit edilmesi oldukça önem kazanmaktadır.

Diğer ülkelere yatırım yapan yatırımcılar gerek hisse senetleri yatırımında gerekse tahvil yatırımlarında o ülkeye ilişkin riskleri göz önüne almak zorundadırlar. Bu kapsamda son zamanlarda finans literatüründe oldukça sık kullanılan CDS'ler riskin yönetilmesinde önemli

¹ Bu çalışma 26 – 28 Nisan tarihleri arasında İzmir'de Katip Çelebi Üniversitesi tarafından düzenlenen 17. Uluslararası Katılımlı İşletmecilik Sempozyumunda sunulan aynı isimli bildirinin genişletilmiş halidir.

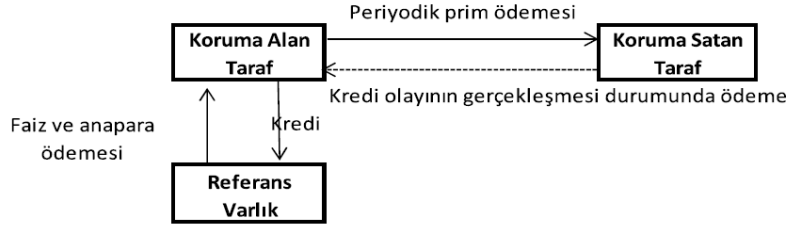
² Doç. Dr., Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, sedatyenice@gmail.com

³ Dr. Öğretim Üyesi, İzmir Katip Çelebi Üniversitesi, saban.celik@ikc.edu.tr

⁴ Araştırma Görevlisi, Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, yec@internet.com.tr

araçlar haline gelmiştir. Kredi Temerrüt Swapı (CDS) en dar anlamıyla kredi riskini etkin bir biçimde yönetme amacı taşıyan bir çeşit finansal sözleşme, en geniş tanımıyla ise herhangi bir finansal kredinin geri ödenmeme riskine karşı alacaklı tarafın parasını koruma altına alan, bunu da belirli bir bedel karşılığında yapan kredi türev aracıdır. (Kunt ve Taş, 2009:80) Başka bir tanıma göre ise, Kredi Temerrüt Swapı (CDS), tanımlanan bir kredi riskini bir taraftan diğer bir tarafa transfer eden, iki taraflı bir tezgahüstü sözleşmedir. (Alper, 2011: 79)

CDS sözleşmeleri, kredi riskini borçlu dışında üçüncü tarafa transfer etmek amacıyla geliştirilen özel kredi türev ürünleridir ve işleyişi aşağıdaki şekilde gösterilmiştir.



Şekil 1: Kredi Temerrüt Swap İşlemini İşleyişi

Kaynak: (Turguttopbaş, 2013: 38 – 39)

Şekilden de görüldüğü gibi kredi temerrüt swapı, koruma satın alan taraf ile koruma satan taraf arasında gerçekleştirilmektedir. Kredi temerrüt swapı işleminde, koruma satın alan taraf referans varlık üzerinden almış olduğu krediye ilişkin riski, belirli bir prim karşılığında koruma satan tarafa devretmektedir.

Kredi riskini karşı tarafa yansıtmak için yaygın olarak kullanılan CDS'ler, aynı zamanda ülkenin riskinin de göstergesi olmaktadır. Teorik olarak ideal bir ortamda CDS spreadleri ile tahvil piyasasındaki risk primleri her iki piyasanın entegrasyonuna bağlı olarak arbitraj imkanı nedeniyle benzer şekilde hareket etmektedir. Bu nedenle CDS spreadlerinin finansal sıkıntının daha uygun bir piyasa göstergesi olduğu ifade edilmektedir. (Alper, 2011:84)

Çalışmada hisse senetleri piyasası ile tahvil piyasası ve CDS primleri arasındaki ilişkiyi belirleyerek bu üç değişken arasında hangisi yada hangilerinin diğerlerini etkilediğini tespit etmek amacıyla amprik bir analiz uygulanmaktadır. Analiz BRICS ülkeleri olarak bilinen Rusya, Hindistan, Çin, Brezilya ve Güney Afrika ülkeleri ile Türkiye'ye ait hisse senetleri piyasası ve tahvil piyasası endeksleri ile CDS primlerine uygulanmıştır. Çalışma 4 bölümden oluşmaktadır. Giriş kısmından sonra ikinci bölümde ilgili literatür taranmış, üçüncü bölümde veri seti, yöntem ve bulgular ortaya konulmuş ve son bölümde çalışmanın sonuç ve tartışma bölümü yer almıştır.

I. Literatür Taraması

CDS'ler ile ilgili yazın taraması yapıldığında, gerek yerli gerekse yabancı literatürün oldukça fazla olmadığı görülmektedir. Özellikle son yıllarda CDS'ler ile ilgili oldukça geniş kapsamda çalışmalar yapıldığı görülmektedir. CDS'ler ile ilgili çalışmaların bir kısmında CDS'lerin ülke riskini ifade etmesi ile ilgili çalışmalar yapıldığı, bir kısmında ise CDS primlerinin belirleyicilerinin tespit edilmesine yönelik çalışmalar olduğu görülmektedir.

Diğer taraftan çalışmalar incelendiğinde, büyük bir kısım çalışma da hisse senetleri endeksleri ile CDS primleri arasındaki ilişkiler incelenmiş, bir kısım çalışmada ise tahvil piyasası ile CDS primleri karşılaştırılmış, bazı çalışmalarda ise döviz kurları ile CDS primleri arasındaki ilişkiler ortaya koyulmaya çalışılmıştır. Bu çalışmaların bir kısmı aşağıdaki tabloda özetlenmiştir.

Tablo.1 Literatür Taraması

Yazarlar	Konu	Sonuç
Ceylan ve Diğerleri (2018)	Mart 2005- Mayıs 2017 döneminde CDS primleri ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişki araştırılmıştır.	CDS primleri ve BIST100 endeksi arasında negatif bir ilişki olduğu ve yatırımcıların yatırım kararlarını alırken CDS primlerini önemli bir gösterge olarak gördükleri tespit edilmiştir.
Tolikas ve Topaloglou (2017)	Çeşitli ülkelerde hisse senetleri piyasası ile CDS primlerinin riske karşı duyarlılığı incelenmiştir.	Piyasadaki koşulların değişmesine CDS primlerinin hisse senetleri piyasasına göre daha önce tepki verdiği belirlenmiştir.
Bektur ve Malcıoğlu (2017)	12.10.2000 - 17.02.2017 tarihleri arasındaki günlük veriler kullanılarak, Türkiye'ye ait CDS primleri ile BIST 100 arasındaki ilişki incelenmiştir	BİST100 ile CDS primleri arasında CDS'den BİST100'e doğru tek taraflı bir ilişkiye rastlanmıştır.
Acaravcı ve Karaömer (2017)	2012-2017 tarihleri arasındaki dönem için haftalık veri seti kullanılarak CDS ile BİST-100 Endeksi arasındaki ilişki araştırılmıştır.	CDS ile BİST-100 Endeksi arasında nedensellik ilişkisi olmadığı tespit edilmiştir.
Başarıır ve Ketten (2016)	2010 – 2016 döneminde gelişmekte olan 12 adet ülkenin CDS primleri ile hisse senedi endeksleri ve döviz kurları arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkinin tespit edilmesi amaçlanmaktadır.	CDS primleri ile hisse senetleri arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiş iken ve döviz kurları ile herhangi bir kısa ve uzun dönemli olarak nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.
Koy (2014)	Ocak 2009-Kasım 2012 döneminde CDS ve Euro-tahvil primleri arasındaki ilişki incelenmiştir.	Fransa, İtalya ve Türkiye için CDS primlerindeki değişimin Euro-tahvil primlerindeki değişimle tek yönlü,İrlanda, İspanya, Portekiz ve Yunanistan CDS primleri ve Euro-tahvil primleri arasında çift yönlü ilişki olduğu tespit edilmiştir.
Yenice ve Hazar (2014)	Nisan 2009 – Nisan 2014 dönemleri arasında 6 gelişmekte olan ülkenin hisse senetleri piyasası endeksleri ile CDS primleri incelenmiştir	Gelişmekte olan ve yatırım potansiyeli taşıyan ülkelere yatırım yapan yatırımcılar ülke riski olarak CDS primlerini dikkate aldığı tespit edilmiştir.
Hassan ve diğerleri (2013)	ABD, Avrupa ve Asya – Pasifik piyasalarında CDS marjlarının belirleyicilerini tespit etmeye çalışmış	CDS'in gerçek piyasa değerlemesi ve temerrüt riskinin teorik belirleyicileri arasında var olan önemli ilişkiyi doğrulanmıştır.
Balı ve Yılmaz (2012)	Ocak 2002 – Nisan 2012 döneminde CDS marjları ile İMKB	Endeks ile CDS marjları arasında ters yönlü bir

	100 endeksi arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır.	korelasyon tespit edilmiştir.
Chen, Hammoudeh ve Yuan, (2011)	Üç finansal sektörün (bankacılık, mali hizmetler ve sigorta) kredi temerrüt takası (CDS) sektör endekslerinin uzun vadedeki dengesi için yapılan asimetrik ayarlamalarını incelemiştir.	Bu üç CDS endeksinden oluşan tüm çiftlerde asimetrik eş-bütünleşmenin var olduğunu göstermektedir.
Forte ve Peta (2009)	Hisse senetleri piyasası , CDS'ler ve tahvil piyasası arasındaki dinamik ilişki araştırılmıştır.	Hisse senetleri piyasasının CDS ve tahvil piyasasından etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.
Norden ve Weber (2009)	2000-2002 yılları arasındaki dönemde CDS, tahvil ve hisse senedi piyasalarındaki ilişkiyi incelemiştir.	CDS'in tahvil piyasasına oranla hisse senedi piyasasına daha duyarlı olduğunu ve birlikte hareketin gücünün, daha düşük kredi kalitesini ve tahvil ihracını artırdığını tespit etmişlerdir.
Norden ve Weber (2004)	2000-2002 döneminde Üç büyük derecelendirme kuruluşu tarafından yapılan derecelendirme duyurularına hisse senedi piyasaları ve CDS piyasalarının verdiği tepkiyi incelemiştir.	Her iki piyasadaki anormal performans büyüklüğü, eski derecelendirme seviyesinden, önceki derecelendirme vakalarından ve sadece CDS piyasasında tüm kuruluşların vaka öncesi ortalama derecelendirme seviyesinden etkilendiği tespit edilmiştir.
Fung ve diğerleri (2008)	2001-2007 döneminde, ABD hisse senetleri piyasası ve CDS piyasası arasındaki pazar çapındaki ilişkileri incelemiştir.	Borsa fiyatlandırma sürecinde CDS endeksinin yatırım derecesini yönlendirirken, fiyatlandırma ve volatilité bakımından borsa ve yüksek getirili CDS piyasası arasında önemli bilgi geribildirimi sağladığı tespit edilmiştir
Zhu (2006)	Tahvil piyasası ve CDS piyasasındaki kredi riskinin fiyatlandırılmasını karşılaştırmaktadır.	İki piyasa marjı arasındaki teorik parite ilişkisinin uzun vadeli bir denge durumu bulundurduğunu doğrulanmıştır.

Literatürde sınırlı sayıda çalışmada Hisse senetleri endeksleri, tahvil piyasası endeksleri ve CDS primleri arasındaki ilişki ortaya koyulmaya çalışılmıştır. Çalışmamızın hisse senetleri piyasası endeksleri, tahvil piyasası endeksleri ve CDS primlerinin birbirleri ile uzun dönemli ilişkilerinin ve nedenselliklerinin BRICS ülkeleri ve Türkiye üzerinde incelenmesi literatürdeki diğer çalışmalardan farkını ortaya koymaktadır.

II. Ampirik Araştırma

Alt başlıklarda araştırmanın amacına, önemine, kapsamına, örnekleme, modeline, kullanılan yöntemlere ve elde edilen bulgulara ilişkin bilgilere yer verilmiştir.

A. Araştırmanın Amacı ve Önemi

Bu çalışmanın amacı Türkiye ile Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika (BRICS) ülkelerindeki tahvil piyasası, hisse senedi piyasası ile CDS primleri arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. Özellikle 2008 küresel kriz sonrası derecelendirme kuruluşlarına duyulan güven sarsılmış ve ülkelerin risk primlerinin tespitinde CDS'lerin önemi artmıştır. Risk primindeki değişimin etkisi, her üç piyasada eşzamanlı olarak aynı anda görülebileceği gibi piyasalar arasında gecikme de söz konusu olabilir. Diğer bir ifadeyle bir piyasada risk primindeki değişim, diğer piyasalardan önce fiyatlanabilir (Tolikas ve Topaloglu; 2017:39). CDS piyasaları ile hisse senedi ve tahvil piyasaları arasındaki ilişkisini konu alan ampirik çalışmalara bakıldığında (Norden and Weber; 2009, Hilscher vd.; 2015, Flannery vd.; 2010, Acharya ve Johnson; 2007) ise birbiriyle çelişkili sonuçları görmek mümkündür. Dolayısıyla finansal piyasalarının temeli oluşturan özsermaye ve tahvil piyasalarının CDS piyasalarıyla olan ilişkisinin Türkiye ile BRICS ülkeleri kapsamında ortaya konması, akademik literatür, yatırımlar ve yatırımcılar açısından önem taşımaktadır.

B. Araştırmanın Kapsamı, Sınırlılıkları ve Örnekleme

Araştırma kapsamına Türkiye ile BRICS ülkeleri alınmıştır. Jim O'Neill (2001) tarafından Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin'i ifade etmek için kullanılan BRIC kısaltması, daha sonra Güney Afrika'nın da eklenmesiyle BRICS halini almıştır. Dünya nüfusunun %42'sini, ekonomik büyüğünün ise %22'sini oluşturan BRICS ülkelerinin dünya ekonomik büyümesine olan katkısı %50'ye ulaşmıştır (BRICS, 2017).

Analizlerde her bir ülkeye ait CDS primleri, hisse senedi piyasası için temel endeks konumundaki borsa endeksleri ve tahvil piyasası için tahvil endeksi kullanılmıştır. Araştırmada kullanılan veriler Bloomberg veri terminalinden elde edilmiştir. Araştırma bulgularını küresel krizinin etkisinden arındırmak amacıyla 2010 yılından başlatılmış olup, araştırma dönemi 11 Ocak 2010- 17 Mart 2017 olarak seçilmiştir. Elde edilen günlük veriler üzerinden analizler gerçekleştirilmiştir.

C. Araştırmanın Modeli ve Yöntem

Özsermaye ve tahvil piyasalarının CDS piyasalarıyla olan ilişkisini Türkiye ile BRICS ülkeleri kapsamında ortaya konması amacıyla araştırmada öncelikle birim kök testleri ile serilerin durağanlık dereceleri tespit edilmesi gerekmektedir. Serilerdeki değişimin trend unsuru içermesi analiz sonuçlarını yanıltacağı için serilerin durağan olması arzu edilir. Diğer bir ifadeyle serilerde birim kök olup olmadığına bakılarak serinin durağanlığı anlaşılır. Serilerin birim kök sınaması için 1979 yılında ortaya konulan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ile Phillips-Peron (1988) birim kök tesleri uygulanmıştır. ADF'nin sabit terimli (Eşitlik 1), sabit terimli ve trendli (Eşitlik 2) ve son olarak terimsiz (Eşitlik 3) eşitliklerine aşağıda yer verilmiştir. Çalışmada (1) ve (2) nolu denklemler kullanılmıştır.

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \gamma trend + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(1), (2) ve (3) numaralı denklemlerde y incelenen değişkeni; μ , α , φ ve γ ; katsayıları, ε ; hata terimini ve p ise gecikme uzunluğunu göstermektedir. Test sonucunda elde edilen t istatistiğinin mutlak değeri, kritik tablo değerlerinin mutlak değerlerinden büyük ise H_0 hipotezi reddilir. Bu durumda serinin birim kök içermediği, diğer bir ifadeyle serinin durağan olduğu anlaşılır. Birim kök sınamasına ilişkin hipotez testleri aşağıda verilmiştir;

$$H_0: \alpha = 0 \text{ (Seri durağan değildir)}$$

$$H_1: \alpha < 0 \text{ (Seri durağandır)}$$

Uygulamada ADF testi ile beraber en çok Philips-Perron (PP) testi kullanılmaktadır. Bu testte hata terimlerinin bağımlı ve heterojen oldukları varsayılmaktadır. Testte Newey-West hata düzeltme mekanizması kullanılır ve ardışık bağımlılığı ortadan kaldırır. Bu nedenle bağımlı değişken gecikmeleri söz konusu olmadığı gibi, hipotez testi ADF testindeki gibidir.

Değişkenlerin eşbütünleşme analizlerinden sıklıkla Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testi ile Johansen eşbütünleşme testleri kullanılmaktadır. Araştırmada Johansen eşbütünleşme testleri (1988, 1990) kullanılmıştır. Değişkenlerin eşit düzeyde durağan olması durumunda Johansen eşbütünleşme testleri kullanılarak, seriler arasındaki uzun dönemli ilişki ortaya konur. Eşbütünleşme testine geçebilmek için gecikme sayısının belirlenmesi gerekir. Gecikme sayısının tespitinde birçok kriter mevcut olup, çalışmada Akaike bilgi kriterine göre en uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmiştir. Johansen eşbütünleşme testinde (1988), oluşturulan katsayı matrisinin rankı ile karakteristik kökleri kullanılmaktadır. Eşbütünleşme vektörlerinin sayısını ve anlamlı olup olmadıklarını belirlemek için iz ve maksimum öz değer istatistiği hesaplanır. Elde edilen değerler Johansen ve Juselius (1990) tarafından ortaya konulan kriter değerler karşılaştırılarak uzun dönemli ilişkinin olup olmadığına karar verilir (Eyüboğlu ve Eyüboğlu, 2016). Değişkenler eşbütünleşirse hata düzeltme mekanizması ve nedensellik mevcuttur.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \eta_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p K_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=0}^p \zeta_i \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \eta_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p K_j \Delta x_{t-j} + \sum_{i=0}^p \zeta_i \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

(4) ve (5) numaralı modellerde η_1 ve η_2 hata düzeltme parametrelerini ifade etmekte olup, ilgili katsayılar negatif ve anlamlı ise nedensellik Granger (1969) nedensellik testi ile belirlenebilir.

D. Araştırma Bulguları

Belirlenen 11 Ocak 2010- 17 Mart 2017 araştırma dönemi için Türkiye, Brezilya, Çin, Hindistan, Rusya ve Güney Afrika ülkeleri kapsamında tahvil piyasası, hisse senedi piyasası ve CDS'ler arasındaki ilişkiyi ortaya koymak amacıyla ADF ve Phillips-Perron birim kök testleri yapılmıştır. Tablo 2'de değişkenlere ilişkin ADF ve Phillips-Perron birim kök test sonuçlarından elde edilen bulgulara yer verilmiştir.

Tablo.2 Değişkenlerin Düzey Değerlerine Ait ADF ve Philips-Perron Birim Kök Test Sonuçları

	Türkiye				Brezilya				Çin			
	ADF		Phillips-Perron		ADF		Phillips-Perron		ADF		Phillips-Perron	
	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli
	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği
Lbond	-2.54384 (16)	-2.74340 (16)	-2.08433 (1)	-2.236336 (0)	-1.4777 (15)	-1.4209 (15)	-14.643	-14.385	-1.55048 (4)	-11.6786 (4)	-1.4585 (5)	-1.6279 (5)

Lindex	-2.13762 (0)	-3.20706 (0)*	-2.09771 (14)	-3.190394 (12)*	-2.2504 (0)	-1.9883 (0)	-2.1904 (11)	-1.8968 (10)	-1.8379 (7)	-2.1561 (7)	-1.7935 (10)	-2.1230 (10)
	Lcads	-2.27440 (5)	-2.82362 (5)	-2.26926 (24)	-2.812167 (23)	-1.1794 (6)	-1.5810 (6)	-1.3005 (24)	-1.7096 (23)	-2.7674 (4)	-2.7622 (4)	-2.7861 (9)
Hindistan				Rusya				Güney Afrika				
ADF		Phillips-Perron		ADF		Phillips-Perron		ADF		Phillips-Perron		
Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	
Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	
Lbond	-0.8226 (0)	-4.3881 (0)	-0.6394 (7)	-4.2422 (7)	-1.8024 (1)	-2.0271 (1)	-1.9393 (6)	-2.1211 (6)	-1.7239 (2)	-3.0633 (2)	-1.6946 (4)	-3.0913 (5)
Lindex	-2.0617 (2)	-2.1235 (2)	-1.9847 (12)	-2.0856 (11)	-1.7377 (0)	-2.7080 (0)	-1.6848 (5)	-2.6497 (6)	-1.6999 (7)	-1.7543 (7)	-1.6848 (5)	-1.8022 (21)
Lcads	-1.4625 (19)	-2.3175 (19)	-4.6779 (14)	-8.6678 (3)	-2.2415 (6)	-2.3753 (6)	-2.4365 (16)	-22.6468 (15)	-1.9154 (5)	-2.7128 (5)	-1.9187 (18)	-2.9426 (15)
Kritik Değerler	ADF				Phillips-Perron							
	Sabit		Trendli		Sabit		Trendli					
	%1 -3.4348	%5 -2.8634	%10 -2.5678	%1 -3.9646	%5 -34130	%10 -3.1285	%1 -3.4347	%5 -2.8633	%10 -2.5678	%1 -3.9645	%5 -3.4130	%10 -3.1285

Not: *, ** *** sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde anlamlılıkları göstermektedir. Parantez içindeki değerler gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Gecikme uzunlukları Akaike bilgi kriterine göre seçilmiştir.

Tablo 2 incelendiğinde tüm değişkenler için gerek sabit terimli gerekse sabit terim ve trendli birim kök test sonuçlarına göre düzey değerlerinde durağan olmadıkları görülmektedir. Söz konusu değişkenleri durağan hale getirmek amacıyla değişkenlerin birinci farkları alınmıştır. Tablo 3’de değişkenlerin birinci farklarına ilişkin ADF ve Phillips-Perron birim kök test sonuçları yer almaktadır.

Tablo.3 Değişkenlerin Birinci Farklarına Ait ADF ve Phillips-Perron Birim Kök Test Sonuçları

	Türkiye				Brezilya				Çin			
	ADF		Phillips-Perron		ADF		Phillips-Perron		ADF		Phillips-Perron	
	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli
	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği
Lbond	-9.13265 (15)***	-9.18459 (15)***	-39.3744 (4)***	-39.3564 (5)***	-9.0791 (14)***	-9.0850 (14)***	-37.0374 (19)***	-37.0266 (19)***	-17.9240 (3)***	-17.9179 (3)***	-32.8153 (2)***	-32.8049 (2)***
Lindex	-43.1932 (0)***	-43.1811 (0)***	-43.2140 (15)***	-43.2018 (15)***	-37.7043 (0)***	-37.7218 (0)***	-37.7492 (12)***	-37.7814 (13)***	-13.3319 (6)***	-13.3584 (6)***	-35.7056 (9)***	-35.7140 (9)***
Lcads	-20.9479 (4)***	-20.9456 (4)***	-37.4869 (30)***	-37.4822 (30)***	-17.4357 (5)***	-17.4346 (5)***	-29.2223 (30)***	-29.2133 (30)***	-20.2745 (3)***	-20.2792 (3)***	-37.7334 (13)***	-37.7291 (13)***
Hindistan				Rusya				Güney Afrika				
ADF		Phillips-Perron		ADF		Phillips-Perron		ADF		Phillips-Perron		
Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	Sabit	Trendli	
Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	Test İstatistiği	

Lbond	-24.1105 (0)***	-24.1244 (0)***	-24.3041 (9)***	-24.3442 (10)***	-18.0600 (3)***	-18.0543 (3)***	-42.0999 (6)***	-42.0867 (6)***	-24.2534 (1)***	-24.2514 (1)***	-30.2972 (4)***	-30.2904 (4)***
Lindex	-21.5426 (1)***	-21.5473 (1)***	-27.5549 (12)***	-27.5693 (12)***	-28.3921 (1)***	-28.3913 (0)***	-38.0970 (2)***	-38.0909 (1)***	-13.8810 (6)***	-13.9217 (6)***	-36.4702 (21)***	-36.5732 (21)***
Lcds	-8.5587 (18)***	-8.5552 (18)***	-72.9755 (21)***	-73.1340 (21)***	-17.5055 (5)***	-17.5105 (5)***	-35.2238 (21)***	-35.2216 (21)***	-17.3526 (4)***	-17.3479 (4)***	-30.9174 (22)***	-30.9033 (22)***
Kritik Değerler	<i>ADF</i>				<i>Phillips-Perron</i>							
	<i>Sabit</i>		<i>Trendli</i>		<i>Sabit</i>				<i>Trendli</i>			
	%1 -3.4348 %5 -2.8634 %10 -2.5678		%1 -3.9646 %5 -3.4130 %10 -3.1285		%1 -3.4347 %5 -2.8633 %10 -2.5678				%1 -3.9645 %5 -3.4130 %10 -3.1285			

Not: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde anlamlılıkları göstermektedir. Parantez içindeki değerler gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Gecikme uzunlukları Akaike bilgi kriterine göre seçilmiştir.

Tablo 3 incelendiğinde, gerek sabit terimli gerekse sabit terim ve trendli birim kök test sonuçlarına göre tüm değişkenlerin birinci farklarında durağan oldukları görülmektedir. Tüm değişkenler birinci dereceden bütünlük olduğundan dolayı, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı Johansen eşbütünlük analizi ile incelenmiştir. Tablo 4’de Johansen eşbütünlük test sonuçları yer almaktadır.

Tablo.4 Johansen Eşbütünlük Sonuçları

Ülkeler	Boş Hipotez	Özdeğer	İz İstatistiği	0.05 Kritik Değer	Boş Hipotez	Maks-İstatistiği	0.05 Kritik Değer
Türkiye	r = 0	0.214665	1112.874	29.79707	r = 0	433.2703	21.13162
	r ≤ 1	0.185893	679.6042	15.49471	r = 1	368.7546	14.26460
	r ≥ 2	0.159172	310.8496	3.841466	r = 2	310.8496	3.841466
Brezilya	r = 0	0.374884	1744.706	29.79707	r = 0	659.6254	21.13162
	r ≤ 1	0.345072	1085.080	15.49471	r = 1	594.2140	14.26460
	r ≥ 2	0.295044	490.8662	3.841466	r = 2	490.8662	3.841466
Çin	r = 0	0.370379	1713.655**	29.79707	r = 0	659.2580**	21.13162
	r ≤ 1	0.326735	1054.397**	15.49471	r = 1	563.7523**	14.26460
	r ≥ 2	0.291292	490.6443**	3.841466	r = 2	490.6443**	3.841466
Hindistan	r = 0	0.279165	449.6391	29.79707	r = 0	210.1557	21.13162
	r ≤ 1	0.181311	239.4834	15.49471	r = 1	128.4329	14.26460
	r ≥ 2	0.158842	111.0504	3.841466	r = 2	111.0504	3.841466
Rusya	r = 0	0.189470	699.1703	29.79707	r = 0	308.1680	21.13162
	r ≤ 1	0.131955	391.0023	15.49471	r = 1	207.5971	14.26460
	r ≥ 2	0.117521	183.4052	3.841466	r = 2	183.4052	3.841466
Güney Afrika	r = 0	0.280283	1114.599	29.79707	r = 0	396.9788	21.13162
	r ≤ 1	0.270810	717.6200	15.49471	r = 1	381.1951	14.26460
	r ≥ 2	0.243254	336.4248	3.841466	r = 2	336.4248	3.841466

Tablo 4’e göre, Türkiye için hisse senedi getirileri ile tahvil getirileri arasında ters yönlü ve 0.10 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir. Brezilya’da CDS primlerindeki artışın tahvil getirilerini arttırırken, hisse senedi getirilerini azalttığı görülmektedir. Ayrıca hisse senedi getirileri ve tahvil getirileri arasında uzun dönemde negatif bir ilişki mevcuttur. Tahvil getirilerindeki artış CDS primlerini artmasına neden olurken, hisse getirilerindeki artış CDS primlerinin azalmasına neden olmaktadır. Çin’de, CDS primlerindeki artışın tahvil getirilerini, tahvil getirilerindeki artışın ise CDS primlerini azalttığı görülmektedir. Ayrıca, hisse senedi getirilerindeki artış CDS primlerini, CDS primlerindeki artış da hisse senedi getirilerini azaltmaktadır. Hindistanda, CDS primlerindeki artışın tahvil getirilerini

arttırdığı görülmektedir. Ayrıca hiss senedi piyasası ile tahvil piyasası arasında ters yönlü bir ilişki bulunmaktadır.

Tablo 4’deki sonuçlar Rusya için incelendiğinde, CDS primlerindeki artışın tahvil getirilerini arttırırken, hiss senedi getirilerini azalttığı görülmektedir. Ayrıca hiss senedi getirileri ve tahvil getirileri arasında uzun dönemde negatif bir ilişki mevcuttur. Tahvil getirilerindeki artış CDS primlerini artmasına neden olurken, hiss getirilerindeki artış CDS primlerinin azalmasına neden olmaktadır. Güney Afrika’da ise, CDS primlerindeki artışın tahvil getirilerini arttırırken, hiss senedi getirilerini azalttığı görülmektedir. Ayrıca hiss senedi getirileri ve tahvil getirileri arasında uzun dönemde negatif bir ilişki mevcuttur. Tahvil getirilerindeki artış CDS primlerini artmasına neden olurken, hiss getirilerindeki artış cds primlerinin azalmasına neden olmaktadır.

Tablo 4 incelendiğinde Lbond, Lindex and Lclds değişkenleri arasında iki eşbütünlük vektörün olduğu, diğer bir ifadeyle söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisinin olduğu bulunmuştur. Değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olması nedeniyle analize Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) ile devam edilmiştir. Ek-1’de VECM modeline ilişkin tahmin sonuçlarına yer verilirken; Tablo 5’de değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri gösteren denklemler yer almaktadır.

Tablo 5 Uzun Dönem Model Tahmin Sonuçları

	Türkiye			Brezilya			Çin		
	Gbond	Gclds	Gindex	Gbond	Gclds	Gindex	Gbond	Gclds	Gindex
Gbond		0.022206 (0.057355)	-0.047261* (0.028379)	0.4070*** (0.0531)	-0.1382*** (0.0289)		-0.423168*** (0.100461)	0.051956 (0.045310)	
Gclds	0.003760 (0.009712)		0.000595 (0.011687)	0.0987*** (0.0128)	-0.2617*** (0.0125)		-0.029085*** (0.006904)	-0.122768*** (0.011430)	
Gindex	-0.032641* (0.019600)	0.002426 (0.047667)		-0.1153*** (0.0241)	-0.9004*** (0.0432)		0.017756 (0.015484)	-0.610481*** (0.056836)	
C	1.21E-05 (0.000286)	0.000209 (0.000696)	0.000286 (0.000344)	-0.0002 (0.0003)	0.0004 (0.0006)	2.81e-05 (0.0003)	-6.73E-05 (0.000246)	-1.76E-06 (0.000938)	5.60E-06 (0.000420)
	Hindistan			Rusya			Güney Afrika		
	Gbond	Gclds	Gindex	Gbond	Gclds	Gindex	Gbond	Gclds	Gindex
Gbond		0.7859* (0.4665)	-0.2073*** (0.0505)	0.8707*** (0.0594)	-0.0903*** (0.0251)		1.2506*** (0.0672)	-0.1506*** (0.0102)	
Gclds	0.0055* (0.0033)		0.0040 (0.0043)	0.1463*** (0.0099)	-0.1925*** (0.0090)		0.1782*** (0.0095)	0.0481 (0.0294)	
Gindex	-0.1225*** (0.0298)	0.3382 (0.3592)		-0.0964*** (0.0268)	-1.2240*** (0.0574)		0.0460 (0.0281)	-1.0104*** (0.0686)	
C	-0.0001 (0.0003)	-0.0017 (0.0040)	0.0005 (0.0004)	3.08e-06 (0.0003)	0.0003 (0.0007)	0.0002 (0.0003)	6.57e-05 (0.0002)	0.0002 (0.0006)	0.0003 (0.0002)

Not: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde anlamlılıkları göstermektedir. Gecikme uzunlukları Akaike bilgi kriterine göre seçilmiştir.

Son olarak Granger nedensellik testi yapılmış ve elde edilen bulgular toplu bir şekilde Tablo 6’te verilmiştir. Granger nedensellik test sonuçlarına göre, Türkiye’de hiss senedi piyasasından tahvil piyasasına, tahvil piyasasından CDS primlerine doğru Granger nedensellik söz konusudur. Brezilya’da Granger nedensellik test sonuçlarına göre tahvil piyasasından hiss

senedi piyasasına, CDS primlerinden hisse senedi piyasasına, hisse senedi piyasasından tahvil piyasasına, CDS primlerinden tahvil piyasasına ve tahvil piyasasından CDS primlerine doğru Granger nedensellik söz konusudur. Buna karşın, hisse senedi piyasasından CDS primlerine doğru Granger nedensellik geçerli değildir. Çin için Granger nedensellik test sonuçlarına göre CDS primlerinden tahvil piyasasına ve tahvil piyasasından CDS primlerine doğru Granger nedensellik söz konusudur.

Tablo6 Granger Nedensellik Sonuçları

	Türkiye	Brezilya	Çin	Hindistan	Rusya	Güney Afrika
Tahvil Piyasası → Hisse Senedi Piyasası	0.810009 (Hayır)	64.8260*** (Evet)	1.731324 (Hayır)	12.5538** (Evet)	30.6563*** (Evet)	77.1616*** (Evet)
CDS → Hisse Senedi Piyasası	4.238526 (Hayır)	21.4740*** (Evet)	2.125500 (Hayır)	3.2198 (Hayır)	22.3603*** (Evet)	85.3289*** (Evet)
Hisse Senedi Piy. → Tahvil Piyasası	17.29630*** (Evet)	45.6088*** (Evet)	2.110617 (Hayır)	36.7568*** (Evet)	35.5600*** (Evet)	20.1544*** (Evet)
CDS → Tahvil Piyasası	5.521341 (Hayır)	12.9792*** (Evet)	3.347595* (Evet)	3.9169 (Hayır)	25.9631*** (Evet)	1.6025 (Hayır)
Hisse Senedi Piyasası → CDS	6.928422 (Hayır)	1.9786 (Hayır)	2.461596 (Hayır)	4.9734 (Hayır)	94.4099*** (Evet)	40.8714*** (Evet)
Tahvil Piyasası → CDS	11.45877** (Evet)	4.4425** (Evet)	3.133826* (Evet)	2.8610 (Hayır)	138.7985*** (Evet)	64.7707*** (Evet)

Not: χ^2 değerleri ile parantez içinde kararlar verilmiştir. *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde anlamlılıkları göstermektedir. Gecikme uzunlukları Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre seçilmiştir.

Hindistan'da Granger nedensellik test sonuçlarına göre tahvil piyasasından hisse senedi piyasasına ve hisse senedi piyasasından tahvil piyasasına nedensellik görülmektedir. Sonuçlar Rusya için incelendiğinde tahvil piyasasından hisse senedi piyasasına, CDS primlerinden hisse senedi piyasasına, hisse senedi piyasasından tahvil piyasasına, cds primlerinden tahvil piyasasına, tahvil piyasasından CDS primlerine ve hisse senedi piyasasından CDS primlerine doğru Granger nedensellik söz konusudur. Son olarak Güney Afrika için, tahvil piyasasından hisse senedi piyasasına, CDS primlerinden hisse senedi piyasasına, hisse senedi piyasasından tahvil piyasasına, tahvil piyasasından CDS primlerine ve hisse senedi piyasasından CDS primlerine doğru Granger nedensellik söz konusudur. Buna karşın, CDS primleri tahvil piyasasının Granger nedenseli değildir.

Sonuç ve Tartışma

Bu çalışmanın amacı kapsamında Türkiye ile Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika (BRICS) ülkelerindeki tahvil piyasası, hisse senedi piyasası ile CDS primleri arasındaki uzun dönem ilişki ülke bazında ortaya konulmuştur. Özsermaye ve tahvil piyasalarının CDS piyasalarıyla olan ilişkisini Türkiye ile BRICS ülkeleri kapsamında ortaya konması amacıyla da araştırmada eşbütünleşme ve nedensellik analizleri uygulanmıştır. Bu analizlerin yapılabilmesi için veriler gereken sınıma testlerine tabi tutulmuştur. Araştırma sonuçları, genel olarak bu piyasalardaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin incelenen analiz dönemi itibarıyla farklılıklar içerdiğini göstermektedir. Bu araştırma kapsamında iki önemli husus ileriye araştırılmaları için önemlidir. Birincisi, her ne kadar yapısal kırılmaların olmadığı bir dönemin analiz edildiği düşünülse de sözkonusu analizlerin yapısal kırılma testlerini de içermesi gerekmektedir. İkincisi ise, yapılan araştırmanın ülke bazlı olmasının yanında panel nedensellik testleri ile ülkeler arasında da yapılması uygun olacaktır.

KAYNAKÇA

ACARAVCI, S. K ve KARAÖMER, M. Y. (2017) “Borsa İstanbul (BİST-100) ve Kredi Temerrüt Takası (CDS) Arasındaki İlişkinin İncelenmesi” *In Mediterranean International Conference on Social Sciences by UDG* (p. 260).

ACHARYA, V. V., ve JOHNSON, T. C. (2007). “Insider Trading in Credit Derivatives” *Journal of Financial Economics*, 84(1), 110-141.

ALPER, D. (2011). *Kredi İflas Takası CDS*. Bursa: Ekin Yayınları.

BALI, S., ve YILMAZ, Z.(2012)”Kredi temerrüt takası marjları ile İMKB 100 endeksi arasındaki ilişki” *XVI. Finans Sempozyumunda Sunulmuş Bildiri*.

BAŞARIR, Ç., ve KETEN, M. (2016). “Gelişmekte Olan Ülkelerin Cds Primleri İle Hisse Senetleri Ve Döviz Kurları Arasındaki Kointegrasyon İlişkisi.” *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(15), 369-380.

BEKTUR, Ç., ve MALCIOĞLU, G. (2017). “Kredi Temerrüt Takasları ile BİST 100 Endeksi Arasındaki İlişki: Asimetrik Nedensellik Analizi.” *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 1(2).

BRICS. (2017). What is BRICS?. (Internet URL: <https://www.brics2017.org/English/AboutBRICS/BRICS/> Erisim 18.02.2018)

CEYLAN, İ. E.; CEYLAN, F.; TUZUN, O., ve EKİNCİ, R. (2018). “The Effect of Credit Default Swaps (cds) on BİST100 in Turkey: Ms-Var Approach.” *Ecoforum journal*, 7(1).

CHEN, L. H.; HAMMOUDEH, S. ve YUAN, Y. (2011). “Asymmetric Convergence in Us Financial Credit Default Swap Sector Index Markets.” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(4), 408-418.

DİCKEY, D. A., ve FULLER, W. A. (1979). “Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root.” *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.

ENGLE, R. F., ve GRANGER, C. W. (1987). “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.

EYÜBOĞLU, K., ve EYÜBOĞLU, S. (2016). “Doğal Gaz ve Petrol Fiyatları ile BIST Sanayi Sektörü Endeksleri Arasındaki İlişkinin İncelenmesi.” *Journal of Yaşar University*, 11(42), 150-162.

FLANNERY, M. J.; HOUSTON, J. F. ve PARTNOY, F. (2010). “Credit Default Swap Spreads as Viable Substitutes for Credit Ratings.” *University of Pennsylvania Law Review*, 2085-2123.

FORTE, S., ve PENA, J. I. (2009). “Credit Spreads: an Empirical Analysis on the Informational Content of Stocks, Bonds, And CDS.” *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 2013-2025.

FUNG, H. G.; SIERRA, G. E.; YAU, J. ve ZHANG, G. (2008). “Are the Us Stock Market and Credit Default Swap Market Related? Evidence from the CDX Indices.” *The Journal of Alternative Investments*, 11(1), 43-61.

GRANGER, C. W. (1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods.” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.

HASSAN, M. K.; NGOW, T. S.; YU, J. S. ve HASSAN, A. (2013). “Determinants of Credit Default Swaps Spreads in European and Asian Markets.” *Journal of Derivatives & Hedge Funds*, 19(4), 295-310.

HİLSCHER, J.; POLLET, J. M. ve WILSON, M. (2015). “Are Credit Default Swaps a Sideshow? Evidence That Information Flows from Equity to CDS Markets.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(3), 543-567.

JOHANSEN, S. (1988). “Statistical analysis of cointegration vectors.” *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.

JOHANSEN, S. ve JUSELIUS, K. (1990). “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.

KOY, A. (2014). “Kredi Temerrüt Swapları ve Tahvil Primleri Üzerine Ampirik Bir Çalışma”. *International Review of Economics and Management*, 2(2), 63-79.

KUNT, A. S. ve TAŞ, O. (2009). “Kredi Temerrüt Swapları ve Türkiye'nin CDS Priminin Tahmin Edilmesine Yönelik Bir Uygulama.” *İTÜ Dergisi/b*, 5(1).

NORDEN, L. ve WEBER, M. (2004). “Informational Efficiency of Credit Default Swap and Stock Markets: The Impact of Credit Rating Announcements.” *Journal of Banking & Finance*, 28(11), 2813-2843.

NORDEN, L. ve WEBER, M. (2009). “The Co-Movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets: An Empirical Analysis.” *European Financial Management*, 15(3), 529-562.

O'NEILL, J. (2001). *Building better global economic BRICs*. (Internet URL: http://www.elcorreo.eu.org/IMG/pdf/Building_Better_Global_Economic_Brics.pdf Erisim 18.02.2018)

PHILLIPS, P. C., ve PERRON, P. (1988). “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

TOLIKAS, K. ve TOPALOGLOU, N. (2017). “Is Default Risk Priced Equally Fast in the Credit Default Swap and the Stock Markets? AN Empirical Investigation.” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 51, 39-57.

TURGUTTOPBAŞ, N. (2013). “Kredi Temerrüt Swapları ve İlgili Riskin Gerçekleşmesi Durumunda Uygulanan Hukuki Prosedür.” *Bankacılar Dergisi*, 84, 37 – 53.

YENİCE, S., ve HAZAR, A. (2015). “A Study for the Interaction between Risk Premiums and Stock Exchange in Developing Countries.” *Journal of Economics Finance and Accounting*, 2(2).

ZHU, H. (2006). “An Empirical Comparison of Credit Spreads between the Bond Market and the Credit Default Swap Market.” *Journal of Financial Services Research*, 29(3), 211-235.

EKLER**EK-1 : Tablo 1.1 Türkiye VECM Tahmin Sonuçları**

Error Correction:	D(GBIST)	D(GGBOND)	D(GCDS)
CointEq1	-0.248466*** (0.02877)	-0.292055*** (0.02341)	0.767782*** (0.05652)
D(GBIST(-1))	-0.613393*** (0.03253)	0.223970*** (0.02647)	-0.724422*** (0.06391)
D(GBIST(-2))	-0.431833*** (0.03360)	0.159091*** (0.02735)	-0.553334*** (0.06602)
D(GBIST(-3))	-0.247177*** (0.03095)	0.122314** (0.02519)	-0.383572*** (0.06080)
D(GBIST(-4))	-0.132398*** (0.02375)	0.039732** (0.01933)	-0.137175** (0.04666)
D(GGBOND(-1))	0.296291*** (0.04207)	-0.394740*** (0.03423)	-0.856624*** (0.08265)
D(GGBOND(-2))	0.234548*** (0.04100)	-0.230680*** (0.03337)	-0.636369*** (0.08056)
D(GGBOND(-3))	0.192159*** (0.03702)	-0.129490*** (0.03013)	-0.307335*** (0.07273)
D(GGBOND(-4))	0.096417** (0.02889)	-0.077422** (0.02351)	-0.246126*** (0.05676)
D(GCDS(-1))	-0.125601*** (0.01790)	-0.143550*** (0.01456)	-0.277064*** (0.03516)
D(GCDS(-2))	-0.081263*** (0.01673)	-0.102548*** (0.01361)	-0.190220*** (0.03287)
D(GCDS(-3))	-0.044960** (0.01490)	-0.090985*** (0.01212)	-0.116399*** (0.02927)
D(GCDS(-4))	-0.034891** (0.01198)	-0.047256*** (0.00975)	-0.071209** (0.02353)
C	6.32E-08 (0.00037)	1.54E-05 (0.00030)	3.52E-06 (0.00073)

EK-1 : Tablo 1.2. Brezilya VECM Modeli Tahmin Sonuçları

Error Correction:	D(GBOND)	D(GCDS)	D(GINDEX)
CointEq1	-0.295564*** (0.02808)	-0.024575 (0.06323)	-0.582291*** (0.03218)
D(GBOND(-1))	-0.346941*** (0.02711)	0.128667** (0.06105)	0.250128*** (0.03107)
D(GCDS(-1))	0.046662** (0.01295)	-0.409728*** (0.02916)	0.068773** (0.01484)
D(GINDEX(-1))	0.196136*** (0.02904)	-0.091983 (0.06539)	-0.081347** (0.03328)
C	3.94E-06 (0.00038)	-1.86E-05 (0.00085)	-1.18E-05 (0.00043)

EK-1 : Tablo 1.3. Çin VECM Tahmin Sonuçları

Error Correction:	D(GINDEX)	D(GBOND)	D(GCDS)
CointEq1	-0.156525*** (0.01345)	0.047715*** (0.00757)	0.667769*** (0.02682)
D(GINDEX(-1))	-0.377790*** (0.02476)	-0.023294 (0.01394)	-0.320720*** (0.04935)

D(GBOND(-1))	-0.091714** (0.04373)	-0.397308*** (0.02462)	0.562585*** (0.08716)
D(GCDS(-1))	-0.120786*** (0.01309)	0.024244** (0.00737)	-0.058969** (0.02609)
C	-5.66E-06 (0.00051)	2.71E-06 (0.00029)	1.71E-05 (0.00102)

EK-1 : Tablo 1.4. Rusya VECM Tahmin Sonuçları

Error Correction:	D(GINDEX)	D(GBOND)	D(GCDS)
CointEq1	-0.065966 (0.05414)	0.189592** (0.05049)	-1.661192*** (0.14200)
D(GINDEX(-1))	-0.836396*** (0.05652)	-0.218903*** (0.05271)	1.352271*** (0.14825)
D(GINDEX(-2))	-0.765604*** (0.05656)	-0.111036 (0.05275)	1.380032*** (0.14835)
D(GINDEX(-3))	-0.618396*** (0.05460)	-0.116982* (0.05092)	1.040137*** (0.14322)
D(GINDEX(-4))	-0.513535*** (0.05064)	-0.017669 (0.04722)	0.863252*** (0.13282)
D(GINDEX(-5))	-0.372144*** (0.04364)	0.032164 (0.04070)	0.610543*** (0.11447)
D(GINDEX(-6))	-0.164138*** (0.03173)	0.011189 (0.02959)	0.295330** (0.08323)
D(GBOND(-1))	-0.144072* (0.05821)	-0.914143*** (0.05429)	-1.749397*** (0.15269)
D(GBOND(-2))	-0.116232 (0.05952)	-0.760711*** (0.05551)	-1.416229*** (0.15613)
D(GBOND(-3))	-0.058976 (0.05827)	-0.638823*** (0.05434)	-1.228037*** (0.15283)
D(GBOND(-4))	-0.134464* (0.05417)	-0.434365*** (0.05052)	-0.862407*** (0.14208)
D(GBOND(-5))	-0.016505 (0.04598)	-0.313703*** (0.04288)	-0.574925*** (0.12061)
D(GBOND(-6))	-0.017161 (0.03131)	-0.118439** (0.02920)	-0.228348* (0.08214)
D(GCDS(-1))	0.019703 (0.03861)	-0.040049 (0.03601)	0.405967* (0.10128)
D(GCDS(-2))	0.005612 (0.03432)	-0.000684 (0.03200)	0.402060* (0.09001)
D(GCDS(-3))	0.002733 (0.02986)	-0.006569 (0.02784)	0.286004* (0.07831)
D(GCDS(-4))	-0.029238 (0.02487)	0.028145 (0.02319)	0.297777** (0.06523)
D(GCDS(-5))	-0.024020 (0.01992)	0.038569 (0.01858)	0.207719** (0.05224)
D(GCDS(-6))	0.023138 (0.01370)	0.004871 (0.01277)	0.039070 (0.03593)
C	7.81E-06 (0.00039)	-2.30E-06 (0.00037)	-4.01E-05 (0.00104)

EK-1 : Tablo 1.5. Hindistan VECM Tahmin Sonuçları

	GBOND	GINDEX	GCDS
GBOND(-1)	0.072455 (0.03851)	0.160019** (0.05030)	-0.240486 (0.47395)
GBOND(-2)	-0.135630** (0.03888)	0.047594 (0.05078)	0.062917 (0.47853)
GBOND(-3)	-0.040024	0.052286	-0.211416

	(0.03921)	(0.05121)	(0.48255)
GBOND(-4)	-0.021631 (0.03754)	0.016855 (0.04903)	0.028133 (0.46197)
GBOND(-5)	-0.027873 (0.03734)	-0.013500 (0.04877)	-0.740121 (0.45952)
GINDEX(-1)	-0.039374 (0.02911)	0.024938 (0.03802)	-0.315617 (0.35827)
GINDEX(-2)	0.160992*** (0.02892)	-0.062931 (0.03778)	-0.366272 (0.35598)
GINDEX(-3)	-0.049351 (0.02952)	0.048266 (0.03856)	-0.230862 (0.36330)
GINDEX(-4)	-0.024656 (0.02948)	-0.102393 (0.03850)	0.052819 (0.36276)
GINDEX(-5)	-0.011630 (0.02938)	0.003110 (0.03837)	-0.633178 (0.36156)
GCDS(-1)	-0.004684 (0.00321)	-0.000384 (0.00419)	-0.219058*** (0.03949)
GCDS(-2)	-0.001769 (0.00326)	-0.003405 (0.00426)	-0.203910*** (0.04014)
GCDS(-3)	0.002820 (0.00322)	0.002016 (0.00421)	-0.252056*** (0.03966)
GCDS(-4)	-0.002214 (0.00326)	0.000826 (0.00425)	-0.134105** (0.04009)
GCDS(-5)	-0.000135 (0.00321)	0.005493 (0.00420)	-0.134179 (0.03955)
C	-0.000174 (0.00032)	0.000695 (0.00042)	-0.002707 (0.00394)

EK-1 : Tablo 1.6. Güney Afrika VECM Tahmin Sonuçları

Error Correction:	D(GBOND)	D(GINDEX)	D(GCDS)
CointEq1	-0.146326*** (0.03600)	-0.546904*** (0.03231)	1.045033*** (0.09954)
D(GBOND(-1))	-0.436226*** (0.03930)	0.309705*** (0.03527)	-0.684875*** (0.10867)
D(GBOND(-2))	-0.265531*** (0.03390)	0.138325** (0.03043)	-0.405705*** (0.09374)
D(GINDEX(-1))	0.186181** (0.04191)	-0.228782*** (0.03761)	-0.931715*** (0.11587)
D(GINDEX(-2))	0.109938* (0.03302)	-0.150951** (0.02963)	-0.443697** (0.09129)
D(GCDS(-1))	-0.007626 (0.01290)	-0.106240*** (0.01157)	-0.412695*** (0.03566)
D(GCDS(-2))	0.007965 (0.01212)	-0.041650* (0.01088)	-0.221195*** (0.03353)
C	9.12E-06 (0.00032)	3.74E-06 (0.00028)	1.95E-05 (0.00088)