

Kredi Temerrüt Takasının (Cds) Borsa İstanbul 100 Endeksine Uzun Dönemdeki Etkisinin FMOLS, DOLS ve CCR Yöntemleri İle Tahmini

Süreyya Yılmaz Özekenci^a

Özet

Bu çalışmanın amacı, Türkiye 5 yıllık vadeli CDS primlerinin BİST 100 endeksi üzerindeki uzun dönemli etkisinin yönünü ve katsayısını ortaya koymaktır. Bu doğrultuda, çalışmada Ocak 2010- Kasım 2022 dönemini kapsayan BİST 100 endeksi ve 5 yıllık vadeli CDS primi verileri kullanılmıştır. Çalışmada seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin tespit edilmesi amacıyla Johansen Eş Bütünleşme analizi kullanılmıştır. Eş bütünleşme ilişkisinin yönü ve katsayısına yönelik tahminlemede ise FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleri kullanılmıştır. Yapılan analizler sonucunda, serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettiği ve FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre sırayla CDS'de meydana gelen %1'lik artışın BİST100 endeksinde %28,2, %34,3 ve %29 oranında azalışa sebep olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler

CDS
BİST 100
FMOLS
DOLS
CCR

Makale Hakkında

Geliş Tarihi: 16.01.2023

Yayın Tarihi: 28.09.2023

Doi: 10.18026/cbayarsos.1235653

Estimating The Long-Term Effect of Credit Default Swap (Cds) on Borsa Istanbul 100 Index with FMOLS, DOLS and CCR Methods

Abstract

The aim of this study is to reveal the direction and coefficient of the long-term impact of i5-year term CDS premiums on the BIST 100 index. In this regard, the analysis examined data on the 5-year CDS premiums and the BIST 100 index, which covered the months of January 2010 and November 2022. In the study, Johansen Co-Integration analysis is used to determine the cointegration relationship between the variables. The direction and coefficient of the cointegration relationship are estimated using the FMOLS, CCR, and DOLS methods. The research findings have shown that the series are long-term correlated, and according to the FMOLS, DOLS, and CCR methods, an increase in CDS of 1% results in a decrease in the BIST100 index of 28.2%, 34.3%, and 29%, respectively.

Keywords

CDS
BIST 100
FMOLS
DOLS
CCR

About Article

Received: 16.01.2023

Published: 28.09.2023

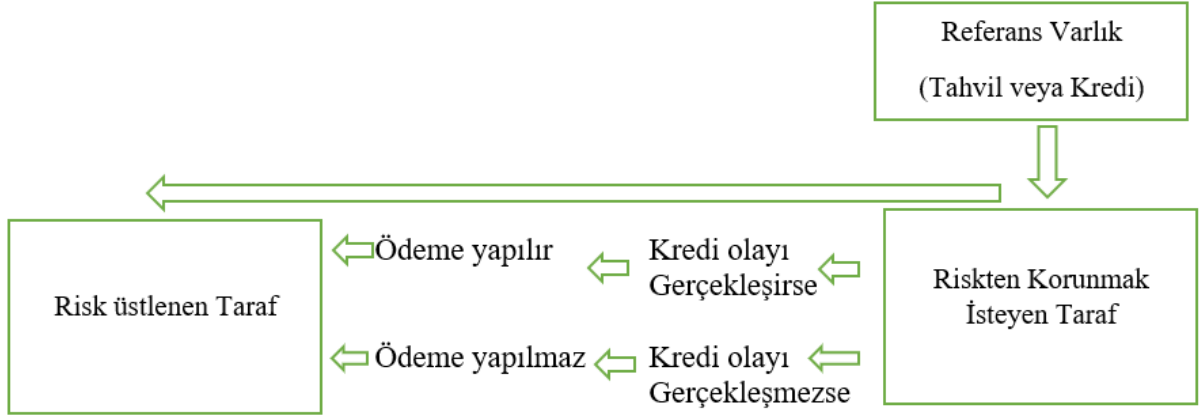
Doi: 10.18026/cbayarsos.1235653

Giriş

Geçmişten günümüze küresel anlamda pek çok kriz yaşanmıştır. Ancak 2008 yılında yaşanan finansal krizin etkisi tüm dünya ülkelerinde derinden hissedilmiştir. Bu krizin oluşmasına zemin hazırlayan harcama odaklı Amerika Birleşik Devletleri ekonomi politikaları, kredilerin şişmesi, türev piyasaların büyümesi, kredi derecelendirme kurumlarının not verme sürecinde şeffaflık ilkesine uzak olması ve krize ilişkin beklentilerin yetkililerce dikkate alınmaması gibi birçok sebep sıralanabilir (Alexe, vd., 2003 ve Fulghier, 2014). Bu durum, kredi derecelendirme kuruluşlarına yönelik eleştirilerin ortaya çıkmasına sebep olmuştur. Aynı zamanda, ülkelerin kredi riski hakkında daha güncel, şeffaf ve güvenilir bilgiler sağlamak amacıyla başka arayışlar içine girmesine sebep olmuştur. Kredi Temerrüt Takası (CDS) bu arayışların başında yer almaktadır.

Kredi temerrüt takası; bir alacaklının, üçüncü bir kişiye belirli bir ücret ödeyerek alacağını garantilemesini sağlayan bir sözleşmedir. Diğer bir ifadeyle, alacaklının borçlunun iflas riskinden kurtulmasıdır. Bu riski, CDS satıcısı belirli bir ücret karşılığında üstlenir. Üstlenilen ücret, CDS primi olarak adlandırılmaktadır. Primlerin miktarını borçlu olan ülkenin ya da işletmenin iflas etme olasılığı belirlemektedir. Bu durum neticesinde, ülkenin ya da işletmenin iflas etme olasılığı arttıkça ödenecek olan primler de doğru orantılı olarak artmaktadır (Tatlıdil ve Bursa, 2011, s. 60). Ülkelere ait CDS'lerin tespit edilmesi, meydana gelebilecek olan krizlerin etkilerinin azaltılması konusunda önemlidir. Ayrıca CDS primi yüksek olan ülkelerin ve işletmelerin borç temin edilmek için katlandıkları maliyetler daha yüksektir. Bu durum ise, daha büyük riskleri ortaya çıkarmaktadır. Bu sebeple CDS primi, yatırımcıların ülkelerin kredi riskini değerlendirmelerinde önemli bir gösterge olarak kullanılmaktadır. Ülkelerin risk primindeki artış, yabancı yatırımcıların potansiyel yatırımlarını engellemekte ve mevcut olan yatırımcıların ise yatırımlarından vazgeçmesine neden olmaktadır (Bayrakdaroğlu ve Mirgen, 2021, s. 66).

CDS sözleşmeleri için ilk olarak borçlanma olayının gerçekleşmesi ve borçlanan tarafın anapara ve faiz ödeme yükümlülüğünü kabul etmesi gerekmektedir. Borç veren taraf ise, borçlananın piyasadaki durumunu izleyerek temerrüt düşme olasılığı olduğuna karar verirse, dönem sonunda elde edeceği anapara ve faiz gelirini garanti altına alma adına riski paylaşmak isteyen bir tarafla CDS sözleşmesi yapabilir. Korumayı satın alan taraf, koruma satıcısına belirli bir prim ödemekte ve başta adı geçen borçlanan tarafın temerrüde düşmesi durumunda meydana gelecek zararı koruma satıcısından temin edebilmektedir. Bu durumda borç veren taraf CDS sözleşmesi sonrasında, kredi riski minimize etmiş ve getiri sağlamıştır (Choudhry, 2006 ve Topaloğlu ve Ege, 2020, s. 1374). Bu durum Şekil 1'de görsel olarak anlatılmaktadır.



Şekil 1. CDS yapısı ve işleyişi

Kaynak: (Choudhry, 2006)

Yatırımcılar için önemli bir gösterge olan CDS primi, potansiyel yatırımların gerçekleşmesinde hem bir engeldir hem de bir fırsattır. Bu doğrultuda, Türkiye borsasına yapılacak olan yatırımlarda CDS primlerinin etkisinin ortaya konulması bu çalışmanın motivasyonunu oluşturmaktadır. Ayrıca çalışmada, Türkiye 5 yıllık vadeli CDS primlerinin BİST 100 endeksi üzerindeki uzun dönemli etkisinin yönünü ve katsayısını da ortaya koymak amaçlanmıştır. Bu doğrultuda test edilecek hipotezlere aşağıda yer verilmektedir.

H₀: CDS priminin BİST 100 Borsa Endeksi üzerinde etkisi yoktur.

H₁: CDS priminin BİST 100 Borsa Endeksi üzerinde etkisi vardır.

Çalışmanın devam eden bölümünde, CDS ile pay piyasaları arasındaki ilişkinin çalışmaların incelendiği literatür taramasına yer verilmiştir. CDS ile BİST 100 endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkinin tespitine yönelik yapılan analizler ve bu analizler sonucunda elde edilen bulgular çalışmanın metodoloji başlığı altında incelenmektedir.

Literatür Taraması

Literatürde yer alan ilgili çalışmalarda CDS priminin hem makro değişkenler hem de borsa endeksleri ile ilişkisi incelenmiştir. CDS primi ile borsa endeksi arasındaki ilişkinin incelendiği bu çalışmada, literatür taraması bu doğrultuda incelenmiş ve literatürde çalışmaların son zamanlarda daha yoğun olması sebebiyle 2008 yılı sonrası incelenmiştir. İncelenen literatür taraması Tablo 1’de özet olarak gösterilmektedir.

Tablo 1. Literatür Taraması

Yazar (Yıl)	Veri Seti	Dönem	Yöntem	Sonuç
Fung, vd. (2008)	ABD borsası ve CDS primi	2001:01- 2007:02	VAR analizi	CDS primleri ile ABD borsası arasındaki ileri- geri yönlü ilişkinin, belirlenen referans varlığın kredi kalitesinden

Kredi Temerrüt Takasının (Cds) Borsa İstanbul 100 Endeksine Uzun Dönemdeki Etkisinin FMOLS, DOLS ve CCR Yöntemleri İle Tahmini

				etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır.
Chan, Fung ve Zhang (2009)	Çin, Japonya, Kore, Endonezya, Malezya, Filipinler ve Tayland borsa endeksleri ve CDS primleri	2001:01-2007:02	Johansen Eş Bütünleşme	Ülkelerin borsa endeksleri ile CDS primleri arasında güçlü ve negatif korelasyon tespit edilmiştir.
Coronado, Corzo ve Lazcano (2012)	İspanya, Portekiz, İtalya, Fransa, İrlanda, Birleşik Krallık, Yunanistan ve Almanya borsa endeksleri ve CDS primleri	2007-2010	VAR Modeli	Örnekleme yer alan borsa endeksleri ile CDS primleri arasında negatif yönlü bir korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir.
Basazinew ve Vashkevich (2013)	Japonya, Çin, Kore Endonezya, Filipinler, Tayland, Malezya ve Vietnam borsa endeksleri ve CDS primleri	2007 – 2011	VAR Modeli	7 Asya ülkesinden 4'ü (Japonya, Kore, Malezya ve Filipinler) geri bildirim etkisi göstermektedir. Daha yüksek kredi marjına sahip ülkelerin (Endonezya, Filipinler ve Kore) borsaları, CDS piyasasında artan varyansa daha sert tepki gösterdiği tespit edilmiştir.
Kregždė ve Murauskas (2015)	Baltık ülkeleri (Estonya, Letonya ve Litvanya) Kuzey ülkeleri (Danimarka, Finlandiya ve İsveç) borsa endeksleri, CDS primleri ve makro değişkenler	2008:10-2013:12	Regresyon analizi ve Granger nedensellik analiz	Bir Baltık ülkesindeki CDS değişikliklerinin geçmiş verilerinin, başka bir Baltık ülkesindeki CDS değişikliklerini tahmin etmekte kullanılabileceği sonucuna ulaşılmıştır.
Asandului, vd. (2015)	Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya ve Romanya borsa endeksleri ve CDS primleri	2005:01-2014:04	Johansen Eş Bütünleşme	Ülkelerin borsa endeksleri ile CDS primleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Eren ve Başar (2016)	BİST 100 endeksi ve CDS primi	2005:12-2014:03	ARDL Yaklaşımı	Kısa dönemde CDS primi borsa endeksini negatif etkilerken, uzun dönemde bir etki tespit edilememiştir.
Yenice ve Hazar (2016)	Türkiye, Arjantin, Brezilya, Endonezya, Malezya ve Çin Borsa	2009:04-2014:04	Regresyon Eğrisi	Ülkelerin borsa endeksleri ile CDS primleri bir ilişki tespit edilmiştir. Ancak

	endeksleri ve CDS primleri		Tahmini Modelleri	örnekleme yer alan 6 ülkeden 2'sinde önemsiz bir ilişki, diğer ülkelerde ise önemli bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.
Aydın, vd. (2016)	Fransa, İrlanda, Rusya, İtalya, Brezilya, Almanya, Endonezya, Malezya, Şili, Türkiye'nin borsa endeksleri ve CDS primleri	2010:01-2015:01	Regresyon Eğrisi Tahmini Modelleri	CDS primleri ile ülkelerin borsa endeksleri arasındaki ilişki değerlendirildiğinde, İrlanda ile CDS primi arasında hassas bir ilişki tespit edilirken, Endonezya'da ise bu durumun tam tersi bir ilişki tespit edilmiştir.
Mataev ve Marinova (2019)	Markit iTraxx Europe endeksinde yer alan işletmelerin pay senetleri ve CDS primleri	2000-2016	Jahansen ve Phillips-Ouliaris eşbütünleşme testi	Değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi mevcuttur.
Evcı (2020)	BİST 100 endeksi ve TR CDS (5yıllık)	2010:1-2019:7	Johansen Eş Bütünleşme	BİST 100 endeks ile CDS primi arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin tespit edilmiştir. Ayrıca çalışmada bu ilişkinin ters yönlü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Anton ve Afloarei Nucu (2020)	Hırvatistan, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Letonya, Litvanya, Polonya, Romanya, Slovakya ve Slovenya borsa endeksleri ve CDS primleri	2008:01-2018:4	VAR Modeli	Örnekleme yer alan Hırvatistan, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Litvanya, Polonya ve Slovenya borsa endeksleri ile CDS arasında çift yönlü geri bildirim varlığı tespit edilmiştir.
Topaloğlu ve Ege (2020)	BİST 100 endeksi ve TR CDS (5yıllık)	2010:01-2019:06	Kısa ve uzun vadeli zaman serisi analizleri	Yapılan bu çalışmada, CDS primi ile BİST100 getirisi arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Altuntaş ve Ersoy (2021)	BİST 30, BİST Bankacılık Endeksi ve TR CDS primi	2009:01-2020:10	Granger Nedensellik Testi	CDS primi ile BIST Bankacılık Endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Literatürde yer alan çalışmalar genel olarak değerlendirildiğinde, değişkenler arasında hem eş bütünleşme ilişkisi hem de negatif yönlü bir ilişki tespit edildiği görülmektedir.

Nedensellik ilişkinin incelediği çalışmalarda ise, çift yönlü bir nedensellik ilişkinin tespit edildiği söylenebilir.

Yöntem

Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışmanın amacı, Türkiye 5 yıllık vadeli CDS primlerinin BİST 100 endeksi üzerindeki uzun dönemli etkisinin yönünü ve katsayısını ortaya koymaktır. Bu doğrultuda, çalışmada Ocak 2010- Kasım 2022 dönemini kapsayan BİST 100 endeksi ve 5 yıllık vadeli CDS primi verileri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan veriler investing.com web sitesinden temin edilmiş ve analize doğal logaritması alınan veriler dahil edilmiştir. Analizde kullanılacak model ise Denklem 1’de gösterildiği gibidir.

$$\ln\text{BORSA}_t = \alpha_t + \beta_1 \ln\text{CDS}_t + u_t \quad (I)$$

Ekonometrik analizler; zaman serileri, kesit verileri ve ikisinin birleşimiyle ortaya çıkan havuzlanmış-panel verileri olmak üzere üçe ayrılmaktadır (Gujarati, 2004, s. 25). Zaman serileri yöntemi, tek bir ülke veya ülkeler grubunu analiz etmekte kullanılmaktadır. Bu çalışmada, örneklemin tek bir ülke olması sebebiyle zaman serisi yöntemleri tercih edilmiştir. Çalışmada ilk olarak serilerin durağanlığının sınanmasında ADF (Augmented Dickey- Fuller, 1981), PP (Philips-Perron, 1988) birim kök testleri ve yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews (Zivot ve Andrews, 1992) birim kök testleri kullanılmıştır. Zaman serilerinde durağan olmayan bir değişken, serinin birim kök içerdiğini temsil etmektedir. Değişkenlerin durağan olmaması durumu, yaşanabilecek herhangi bir şokun veya politika değişikliğinin değişken üzerindeki etkisinin kalıcı olduğunu göstermektedir (Gövdeli, 2016, s. 226). İkinci olarak seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin tespit edilmesi amacıyla Johansen Eş Bütünleşme analizi uygulanmıştır (Johansen ve Juselius, 1990, s. 169-210). Eş bütünleşme analizi, durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının uzun dönemde durağan olmasına, zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkisinin modellenmesine ve tahmin edilmesine yönelik yapılmaktadır. Değişkenler arasında eş bütünleşmenin tespit edilmesi durumu uzun dönemli bir ilişkinin varlığı anlamına gelmektedir (Yapraklı, 2017, s. 291).

Değişkenler arasında uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisinin tespit edilmesi durumunda, bu ilişkinin yönü ve katsayısının tahmin edilmesi değerlendirme sürecinde önemlidir. Bu sebeple çalışmada, Eş bütünleşme ilişkisinin yönü ve katsayısına yönelik gerçekleştirilecek bu tahminleme, Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen Fully modified OLS-Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler (FMOLS), Saikkonen (1992) ile Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen Dynamic OLS-Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) ve Park (1992) tarafından geliştirilen Canonical Cointegrating Regression-Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (CCR) yöntemleri ile yapılabilmektedir. FMOLS, DOLS ve CCR katsayı tahminleme yöntemlerinin kullanılabilmesi için, serilerin farkta durağan olması gerekmektedir (Bulut ve Yılmaz, 2019, s. 55).

Bulgular

CDS priminin BİST 100 endeksi üzerine uzun dönemli etkisinin incelendiği çalışmada CDS ve BORSA verisine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

	BORSA	CDS
Ortalama	1025.126	295.4910
Medyan	853.2800	242.4900
Maksimum	4977.640	860.2400
Minimum	497.0500	121.1300
S. Sapma	615.9165	152.9812
Çarpıklık	3.402885	1.525717
Basıklık	17.63288	5.089853
Jarque-Bera	1682.006	88.34187
J-B Olasılık	0.000000	0.000000
Gözlem	155	155

Tablo 2 incelendiğinde, borsa endeksinin standart sapmasının CDS priminin standart sapmasından daha yüksek olduğu, serilerin sağa çarpık bir dağılım gösterdiği anlaşılmaktadır. Ayrıca serilerin normal dağılıma sahip olup olmadığını gösteren Jarque-Bera olasılık değerine göre iki seri içinde "*H₀: Seriler normal dağılmaktadır*" hipotezinin reddedilemediği tespit edilmiştir. Seriler arasındaki ilişkinin tespit edilmesi amacıyla Spearman korelasyon analizi kullanılmıştır. Analiz sonuçları Tablo 3'te gösterilmektedir.

Tablo 3. Korelasyon Matrisi

Korelasyon			
T-İstatistik			
Olasılık	BORSA	CDS	RESID01
BORSA	1.000000		

CDS	0.571568	1.000000	
	8.615999	-----	
	0.0000	-----	
RESID01	0.437250	-0.348696	1.000000
	6.013840	-4.601977	-----
	0.0000	0.0000	-----

Tablo 3 incelendiğinde seriler arasındaki korelasyonun normal olduğu tespit edilmemiştir. Ayrıca modelde içsellik problemi olup olmadığını tespit etmek amacıyla eklenen hata terimi (RESID01) ile iki seri arasındaki korelasyon ilişkisinin normal olduğu tespit edilmiştir.

FMOLS, DOLS ve CCR eş-bütünleşme yöntemlerinin uygulanabilmesi için tıpkı Johansen Eş bütünleşme analizinde olduğu gibi modelde yer alan serilerin birinci dereceden diğer bir ifadeyle farkta durağan olmaları ve seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi olması gerekmektedir. Bu sebeple ilk olarak serilerin durağanlıklarını tespit etmek amacıyla geliştirilen ADF (Augmented Dickey- Fuller, 1981), PP (Philips-Perron, 1988) birim kök testleri ve yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews (Zivot ve Andrews, 1992) birim kök testi kullanılmıştır. Bu testlere ilişkin sonuçlar Tablo 4'te gösterilmektedir.

Tablo 4. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

ADP birim kök test sonuçları				
Değişkenler	Sabit	Prob	Sabit+trend	Prob
LBORSA	2.624262	1.0000	1.245101	1.0000
LCDS	-1.795290	0.3818	-3.540918	0.0386
D(LBORSA)	-11.55578	0.0000	-11.85365	0.0000
D(LCDS)	-12.64502	0.0000	-12.61148	0.0000

PP birim kök test sonuçları				
Değişkenler	Sabit	Prob	Sabit+trend	Prob
LBORSA	3.309667	1.0000	2.048999	1.0000
LCDS	-1.782768	0.3879	-3.695131	0.0256
D(LBORSA)	-11.54406	0.0000	-11.87699	0.0000
D(LCDS)	-12.83963	0.0000	-12.81906	0.0000

H_0 : Birim kök vardır. (Seriler durağan değildir).

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre Tablo 4 incelendiğinde, BORSA değişkeninin hem sabit hem de sabit ve trendde olasılık değerinin kritik değer olan 0.05'ten büyük olması sebebiyle " H_0 : Birim kök vardır. (Seriler durağan değildir)" hipotezi reddedilememektedir. Değişkenin birinci farkı alındığında ise hem sabit hem de sabit ve trendde kritik değerinin olasılık değerinin küçük olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serinin birinci farkta durağan olduğunu göstermektedir. CDS değişkeninin ise sabitte olasılık değerinin kritik değer olan 0.05'ten büyük olması sebebiyle " H_0 : Birim kök vardır. (Seriler durağan değildir)" hipotezi reddedilememektedir. Değişkenin birinci farkı alındığında ise sabitte olasılık değerinin kritik değerden küçük olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serinin birinci farkta durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 5. Zivot- Andrews Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Sabit (Model A)	Trend (Model B)	Sabit+Trend (Model C)	Sonuç
LBORSA	-0.810839 (-4.443649) [2021/10]	-3.786367 (-4.524826) [2021/7]	-3.794998 (-5.175710) [2021/05]	
D(LBORSA)	-12.93395 (-4.443649) [2020/03]	-13.14049 (-4.524826) [2022/07]	-13.32320 (-5.175710) [2020/12]	I(1)
LCDS	-4.256018 (-4.443649) [2018/04]	-4.084305 (-4.524826) [2017/08]	-4.499313 (-5.175710) [2012/05]	
D(LCDS)	-13.27545 (-4.443649) [2018/08]	-12.93333 (-4.524826) [2022/08]	-13.22852 (-5.175710) [2018/08]	I(1)

Parantez içinde yazılan değerler ZA %5 kritik değerini, köşeli parantez içinde yazılan değer ise yapısal kırılma yıllarını ve aylarını göstermektedir.

Zivot-Andrews (ZA) birim kök testinde, kırılmanın sabitte (Model A), trendde (Model B) ve hem sabit hem de trendde (Model C) olduğu üç farklı regresyon modeli kurulmaktadır. Her bir kırılma noktası için parametreler tahmini ve t- istatistiği hesaplaması yapılır. ZA birim kök testinde, “*Ho: Seri yapısal kırılma olmadan seri birim kök içermektedir*” şeklinde iken, alternatif hipotez “*H1: Seri tek kırılmalı ve birim kök içermemektedir*” şeklindedir. Eğer t-istatistiği tablo değerinden büyük ise, temel hipotez reddedilmektedir. Bu durum, serinin durağan olduğu göstermektedir (Esenyel, 2017, s. 47). Bu duruma göre Tablo 5 incelendiğinde BORSA ve CDS değişkenlerin Model A, B ve C ‘e göre birinci farkları alındığında durağan olduğu tespit edilmiştir.

Serilerin I(1) düzeyinde durağan oldukların tespit edilmesinin ardından VAR modeli tahmini için Olabilirlik Oranı (Likelihood ratio- LR), Nihai Öngörü Hatası (Final Prediction Error-FPE), Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion-AIC), Schwarz Bilgi Kriteri (Schwarz Information Criterion - SC), Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (Hannan-Quinn Information Criterion-HQ) kullanılarak uygun gecikme uzunluğu tespit edilmiştir. VAR modeli gecikme uzunlukları Tablo 6’da gösterilmektedir.

Tablo 6. Var Modeli Gecikme Uzunlukları

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	267.6485	NA	8.13e-05	-3.741528	-3.699896*	-3.724610*
1	272.7077	9.904730	8.01e-05*	-3.756447*	-3.631553	-3.705695

Kredi Temerrüt Takasının (Cds) Borsa İstanbul 100 Endeksine Uzun Dönemdeki Etkisinin FMOLS, DOLS ve CCR Yöntemleri İle Tahmini

2	274.2747	3.023685	8.29e-05	-3.722179	-3.514023	-3.637593
3	276.5292	4.286712	8.50e-05	-3.697595	-3.406175	-3.579174
4	277.6854	2.165809	8.85e-05	-3.657541	-3.282859	-3.505285
5	283.4058	10.55448*	8.64e-05	-3.681772	-3.223826	-3.495681
6	285.2950	3.432458	8.90e-05	-3.652042	-3.110834	-3.432117
7	287.5508	4.035027	9.13e-05	-3.627476	-3.003005	-3.373716
8	292.7528	9.158534	8.98e-05	-3.644406	-2.936673	-3.356812
9	297.0547	7.452563	8.95e-05	-3.648658	-2.857662	-3.327229
10	300.4604	5.804136	9.04e-05	-3.640288	-2.766029	-3.285024
11	302.5819	3.555644	9.29e-05	-3.613829	-2.656308	-3.224731
12	305.2710	4.431358	9.48e-05	-3.595366	-2.554582	-3.172433

Tablo 6’da yer alan kriterlere ilişkin değerler incelendiğinde, SC ve HQ kriterlerine göre en uygun gecikmenin 0, FPE ve AIC kriterlerine göre 1 ve LR kriterine göre 5 olduğu tespit edilmiştir. Bu durumda, VAR modeli için uygun gecikme uzunluğu belirlenirken Akaike bilgi kriterinin (1974), Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerine göre genellikle daha uzun bir gecikme uzunluğu önermesi sebebiyle bu kriter dikkate alınmıştır (Bulut ve Özdemir, 2012, s. 218). Buna göre uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir.

Johansen eş bütünleşme analizi için, birinci koşul serilerin aynı dereceden durağan olması iken, ikinci koşul uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir (Yılmaz ve Bugay Tekgül, 2019, s. 216). Bu çalışmada iki koşulda sağlanmış olup, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin olup olmadığı Johansen eş bütünleşme analizi ile incelenmiş ve sonuçları Tablo 7’de sunulmaktadır.

Tablo 7. Johansen Eş Bütünleşme Sonuçları

İz İstatistiği				
Eşbütünleşik Vektör Sayısı	Özdeğer	İz İstatistiği	%5 Kritik Değeri	Olasılık Değeri
r=0	0.265734	75.70972	20.26184	0.0000
r≤1	0.175110	29.06835	9.164546	0.0000
Maksimum Öz Değer İstatistiği				
Eşbütünleşik Vektör Sayısı	Özdeğer	Maksimum Öz Değer İstatistiği	%5 Kritik Değeri	Olasılık Değeri
r=0	0.265734	46.64137	15.89210	0.0000
r≤1	0.175110	29.06835	9.164546	0.0000

Tablo 7 incelendiğinde, hesaplanan iz ve maksimum öz değer istatistikleri değerlerinin %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğu tespit edilmiştir. Bu durumda “ H_0 : Eş

bütünleşme yoktur." hipotezi reddedilmektedir. Başka bir ifadeyle BİST 100 endeksi ile CDS arasında uzun dönemli bir eş bütünleşme ilişki tespit edilmiştir. Uzun dönemli ilişkinin ortaya konulması sonucunda, bu ilişkinin yönü ve katsayısının tahmin edilmesinde FMOLS, DOLS ve CCR katsayı tahminleme yöntemleri kullanılmış ve sonuçları Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8: FMOLS, DOLS ve CCR Katsayı Tahmini Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
FMOLS				
Cds	-0.291200	0.031883	-9.133287	0.0000***
C	0.016705	0.004653	3.590240	0.0004***
FMOLS (Trendli)				
Cds	-0.282257	0.029444	-9.586369	0.0000***
C	-0.006085	0.008708	-0.698750	0.4858
Trend	0.000294	9.72E-05	3.022777	0.0029***
DOLS				
Cds	-0.325336	0.065638	-4.956549	0.0000***
C	0.015652	0.004587	3.412375	0.0008***
DOLS (Trendli)				
Cds	-0.343065	0.057987	-5.916209	0.0000***
C	-0.007135	0.008208	-0.869225	0.3862
Trend	0.000294	9.23E-05	3.187446	0.0018***
CCR				
Cds	-0.283166	0.047075	-6.015210	0.0000***
C	0.016822	0.004833	3.480553	0.0007***
CCR (Trendli)				
Cds	-0.290582	0.041999	-6.918755	0.0000***
C	-0.006121	0.008708	-0.702842	0.4832
Trend	0.000295	9.73E-05	3.033334	0.0029***

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 8 incelendiğinde, sabit modelde FMOLS yöntemine göre CDS'de meydana gelen %1'lik bir artışın BİST100 endeksinde %29,1 oranında bir azalışa sebep olduğu tespit edilmektedir. DOLS yöntemine göre CDS'de meydana gelen %1'lik bir artışın BİST100 endeksinde %32,5 oranında bir azalışa sebep olduğu tespit edilmektedir. CCR yöntemine göre CDS'de meydana gelen %1'lik bir artışın BİST100 endeksinde %28,3 oranında bir azalışa sebep olduğu tespit edilmektedir. Sabit modelden elde edilen sonuçlar incelendiğinde, üç yöntemde birbirine yakın sonuçlar verdiği söylenebilir. Trendli modelde; FMOLS yöntemine göre CDS'de meydana gelen %1'lik bir artışın BİST100 endeksinde %28,2 oranında bir azalışa; DOLS yöntemine göre CDS'de meydana gelen %1'lik bir artışın BİST100 endeksinde %34,3 oranında

bir azalışa; CCR yöntemine göre CDS’de meydana gelen %1’lik bir artışın BİST100 endeksinde %29 oranında bir azalışa sebep olduğu tespit edilmektedir. İncelenen literatür ile durum karşılaştırıldığında Chan, vd. (2009), Coronado, vd. (2012), Evci (2020) ve Topaloğlu ve Ege (2021) çalışmalarıyla bu durum benzerlik göstermektedir.

Tartışma ve Sonuç

Kredi temerrüt takasları, alıcının ödediği primler karşılığında, referans alınan borcun ödenmeme riskine karşı alıcıyı koruyan bir çeşit sigorta olarak bilinmektedir. CDS primlerindeki düşüş ya da yükseliş bir ülkenin politik, ekonomik ve sosyal açıdan yaşadığı tüm değişimleri yansıttığı kabul edildiğinden yatırımcılar tarafından finansal piyasalarda takip edilmesi gereken önemli bir göstergedir. Bu çalışmada, Türkiye 5 yıllık vadeli CDS primlerinin BİST 100 endeksi üzerindeki uzun dönemli etkisinin yönünü ve katsayısını ortaya koymaktır. Bu doğrultuda, çalışmada Ocak 2010- Kasım 2022 dönemini kapsayan BİST 100 endeksi ve 5 yıllık vadeli CDS primi verileri kullanılmıştır. Yapılan bu çalışmada, serilerin durağanlık derecelerinin belirlenmesinde ADF, PP ve yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews kırılmalı birim kök testleri kullanılmıştır. Seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin tespit edilmesi amacıyla Johansen Eş Bütünleşme analizi uygulanmıştır. Tespit edilen eş bütünleşme ilişkisinin yönü ve katsayısına yönelik tahminlemede ise FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleri kullanılmıştır. Bu yöntemlere göre; sabit modelde FMOLS yöntemine göre CDS’de meydana gelen %1’lik bir artışın BİST100 endeksinde %29,1 oranında bir azalışa sebep olduğu tespit edilmiştir. DOLS yöntemine göre CDS’de meydana gelen %1’lik bir artışın BİST100 endeksinde %32,5 oranında bir azalışa; CCR yöntemine göre CDS’de meydana gelen %1’lik bir artışın BİST100 endeksinde %28,3 oranında bir azalışa sebep olduğu tespit edilmiştir. Sabit modelden elde edilen sonuçlar incelendiğinde, üç yöntemde birbirine yakın sonuçlar verdiği söylenebilir. Trendli modelde ise, FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre sırayla CDS’de meydana gelen %1’lik artışın BİST100 endeksinde %28,2, %34,3 ve %29 oranında azalışa sebep olduğu tespit edilmiştir. Bu durumda, çalışmanın temel hipotezi olan “*H₀: CDS priminin BİST 100 Borsa Endeksi üzerinde etkisi yoktur*” reddedilmektedir. CDS primlerinde yaşanacak olan bir artışın BİST 100 endeksinde azalışa sebep olacağı şeklinde yorumlanabilir. Yatırımcılar, bir ülkeye yapmayı planladıkları doğrudan yatırımlarda ve portföy yatırımlarında karar verirken ülkelerinin CDS primlerini göz önünde bulundurmaları gerekmektedir. Ayrıca yatırımcılar CDS primlerinin düşmesi ya da yükselmesini borsa endekslerinde düşme ya da yükselme olacağı şeklinde de yorumlamaktadırlar. Bu doğrultuda, riskten kaçan bir yatırımcı CDS priminin düşük olduğu diğer bir ifadeyle ülke riskinin düşük olduğu ülkelerinin pay piyasalarına yönelir. Gelecekte bu konuyu çalışmak isteyen araştırmacılar, farklı ülke grupları ile CDS primleri arasındaki ilişkiyi inceleyebilirler.

Kaynakça

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- Alexe, S., Hammer, P. L., Kogan, A. & Lejeune, M. A. (2003). A Non-recursive regression model for country risk rating. *RUTCOR-Rutgers University Research Report*, 3, 1-38.
- Altuntaş, D., & Ersoy, E. CDS primi ile BIST 30 endeksi ve BIST bankacılık endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi. *Ekonomi ve Finansal Araştırmalar Dergisi*, 2(2), 144-155.

- Anton, S. G., & Afloarei Nucu, A. E. (2020). Sovereign credit default swap and stock markets in central and eastern European countries: Are feedback effects at work?. *Entropy*, 22(3), 338.
- Asandului, M., Lupu, D., Claudiu, G., & Musetescu, R. (2015). Dynamic relations between cds and stock markets in eastern European countries. *Economic Computation & Economic Cybernetics Studies & Research*, 49(4)., Erişim Adresi: <https://ssrn.com/abstract=3435839>
- Aydın, G. K., Hazar, A., & Çütçü, İ. (2016). Kredi temerrüt takası ile menkul kıymet borsaları arasındaki ilişki: Gelişmiş ve gelişmekte olan ülke uygulamaları. *Türk Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 1(2), 1-20.
- Basazinev, S. T., & Vashkevich, A. (2013). Relationship between sovereign credit default swap and stock markets-the case of East Asia. (Master Degree) Available from <https://www.diva-portal.org/smash/record.jsf?pid=diva2%3A651679&dswid=1469>
- Bayrakdaroğlu, A., & Mirgen, Ç. (2021). Kredi temerrüt takası (CDS) ve Borsa endeks ilişkisi: BRICS ülkeleri üzerine bir araştırma. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 6 (IERFM Özel Sayısı), 65-78.
- Bulut, Ö. U., & Yılmaz, H. (2020). finansal liberalizasyonun uzun dönemde istihdam yaratıcı etkisinin FMOLS, DOLS ve CCR yöntemi ile analizi. *International Journal of Business and Economic Studies*, 1(2), 53-59.
- Bulut, Ş., & Özdemir, A. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası ve "Dow Jones Industrial" arasındaki ilişki: Eşbütünleşme analizi. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 19(1), 211-224.
- Chan, K. C., Fung, H. G., & Zhang, G. (2009). On the relationship between Asian credit default swap and equity markets. *Journal of Asia Business Studies*.
- Choudhry, M. (2006). *The credit default swap basis* (Vol. 45). New York: Bloomberg press.
- Coronado, M., Corzo, M. T., & Lazcano, L. (2012). A case for Europe: The relationship between Sovereign CDS and stock indexes. *Frontiers in Finance and Economics*, 9(2), 32-63.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autogressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1052-1072.
- Eren, M., & Başar, S. (2016). Effects of credit default swaps (CDS) on BIST-100 index. *Ecoforum Journal*, 5(3).
- Esenyel, N. M. (2017). Türkiye'de enerji yakınsama hipotezinin sınanması: Yapısal kırılmalı birim kök analizi. *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, 6(3), 42-52.
- Fulghieri, P., Strobl, G. & Xia, H. (2014). The economics of solicited and unsolicited credit ratings. *Review of Financial Studies*, 27(2), 484-518.
- Fung, H. G., Sierra, G. E., Yau, J., & 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.
- Gövdeli, T. (2016). Türkiye'de eğitim-ekonomik büyüme ilişkisi: Yapısal kırılmalı birim kök ve eşbütünleşme analizi. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(3), 223-238.

- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, ss.169-210.
- Kregždė, A., & Murauskas, G. (2015). Analysing sovereign credit default swaps of Baltic countries. *Verslas: teorija ir praktika*, 16(2), 121-131.
- Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions, *Econometrica*, 60, 119–143.
- Phillips, P. C. B. & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variable regression with I (1) processes, *Review of Economic Studies*, 57, 99–125.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation, *Econometric Theory*, 8, 1-27.
- Samet, E. (2020). Kredi temerrüt swapları ile Borsa İstanbul arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin analizi. *Gaziantep Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(1), 100-117.
- Stock, J. & Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, 61 (4), 783-820.
- Topaloğlu, E. E., & Ege, İ. (2020). Kredi temerrüt swapları (CDS) ile Borsa İstanbul 100 endeksi arasındaki ilişki: Kısa ve uzun dönemli zaman serisi analizleri. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 12(2), 1373-1393.
- Yapraklı, S. (2017). Enflasyon ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye için eş-bütünleşme ve nedensellik analizi. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 10(2), 287-301.
- Yenice, S., & 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).
- Yılmaz, S., & Tekgül, Y. B. (2019). Türkiye’de döviz kuru politikalarının olası etkileri. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 28(3), 212-223.