



JOEEP

e-ISSN: 2651-5318

Homepage: <http://dergipark.org.tr/joep>

Araştırma Makalesi • Research Article

Kredi Temerrüt Takası (CDS) İle Borsa İstanbul Seçili Pay Endeksleri Arasındaki Etkileşim

Interaction Between Credit Default Swap (CDS) and Borsa Istanbul Selected Share Indexes

Onur Şeyranlıoğlu^{a,*} & Arif Çilek^b

^a Dr. Öğr. Üyesi, Giresun Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, 28200, Giresun / Türkiye

ORCID: 0000-0002-1105-4034

^b Dr. Öğr. Üyesi, Giresun Üniversitesi, Bulancak Kadir Karabaş Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, Uluslararası Ticaret ve Finansman Bölümü, 28200, Giresun / Türkiye

ORCID: 0000-0002-9277-3953

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 20 Mart 2023

Düzeltilme tarihi: 2 Mayıs 2023

Kabul tarihi: 6 Mayıs 2023

Anahtar Kelimeler:

CDS

Borsa İstanbul

FMOLS

ARTICLE INFO

Article history:

Received: March 20, 2023

Received in revised form: May 2, 2023

Accepted: May 6, 2023

Keywords:

CDS

Borsa İstanbul

FMOLS

ÖZ

Bu çalışmada, Türkiye'nin 5 yıllık USD cinsinden Kredi Temerrüt Takası (CDS) ile Borsa İstanbul pay endekslerinden BİST-100, BİST-30, BİST-50, BİST-Bankacılık, BİST-Sınai, BİST-Tüm ve BİST-30 Vadeli endeksleri arasındaki ilişkinin incelenmesi amaçlanmıştır. Araştırmada 2009-2022 yılları arasında 168 aylık gözlem sayısı mevcuttur. Verilerin analizinde geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri, Johansen eşbütünlük testi, FMOLS tahmincisi ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri kullanılmıştır. Kurulan tüm modellerde, CDS primleri ile borsa endekslerinin uzun dönem ilişkili olduğu görülmüştür. FMOLS tahmincisi bulgularında, CDS primlerinin tüm borsa endekslerini negatif etkilediği görülmüştür. CDS primlerinin en fazla BİST- Bankacılık, en az ise BİST-Sınai endeksinin etkilendiği tespit edilmiştir. Araştırmada son olarak CDS primleri ile borsa endeksleri arasındaki nedensellik ilişkileri Toda-Yamamoto testi ile ortaya konulmuştur.

ABSTRACT

This study aims to analyze the relationship between Turkey's 5-year USD denominated Credit Default Swaps (CDS) and BIST-100, BIST-30, BIST-50, BIST-Bank, BIST-Industrial, BIST-All and BIST-30 Futures indices. There are 168 monthly observations between 2009 and 2022. Conventional and structural break unit root tests, Johansen cointegration test, FMOLS estimator and Toda-Yamamoto causality tests are used to analyze the data. In all models, a long-run relationship between CDS premiums and stock market indices is found. The FMOLS estimator finds that CDS premiums have a negative impact on all stock market indices. BIST-Banking and BIST-Industrial indices are affected the most and the least by CDS premiums, respectively. Finally, the causality relationship between CDS premiums and stock market indices is analyzed using Toda-Yamamoto test.

1. Giriş

CDS (Credit Default Swap) kredi temerrüt risk primleri, portföylerinde bono, tahvil benzeri finansal yatırım araçlarına sahip olan yatırımcıların, vade sonundaki alacaklarını belli bir oranda ödeme yaparak, tahsil edememe riskini satın alarak ortadan kaldıran bir finansal araç olarak

adlandırılmaktadır (Alptürk vd., 2021: 108). CDS primleri, CDS şirketleri tarafından ülkelerin iflas riskine karşı, başka bir anlatımla ülkelerin borçlarını geri ödememe riskine karşı, borç veren tarafın alacağını tahsil etmeye yönelik bir sigorta poliçesi şeklinde satılmaktadır. Bu poliçe ile borç verenin alacakları sigortalanmaktadır ve ödenen sigorta poliçesi bedeli ise ülkenin CDS primi şeklinde ifade edilir

* Sorumlu yazar/Corresponding author.

e-posta: onurseyanlioglu@gmail.com

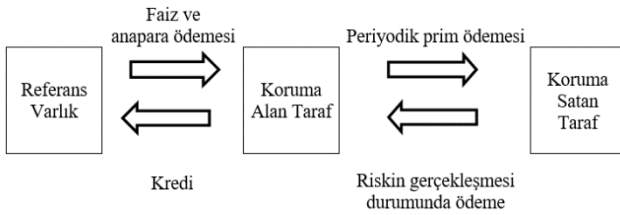
Atf/Cite as: Şeyranlıoğlu, O. & Çilek, A. (2023). Kredi Temerrüt Takası (CDS) İle Borsa İstanbul Seçili Pay Endeksleri Arasındaki Etkileşim. *Journal of Emerging Economies and Policy*, 8(1), 213-229.

This article is published under the Creative Commons Attribution (CC BY 4.0) licence. Anyone may reproduce, distribute, translate and create derivative works of this article (for both commercial and non-commercial purposes), subject to full attribution to the original publication and authors.

(Acaravcı ve Karaömer, 2017: 261).

CDS'ler geri ödenmeme riskinden korunma enstrümanı olmasının yanında arbitraj olanağından faydalanma imkânı sunmaktadır (Hancı, 2014: 10). Sıklıkla kullanılan finansal araçlardan biri olan CDS'ler, bir veya birden çok finansal varlığın kredi riskinden korunmak için yapılan mali bir akdi ifade etmektedir. Bu akitte korumayı satın alan taraf, kredi kalitesinin düşmesi veya temerrüde düşme riskine karşılık, belirli bir tutarı korumayı satan tarafa aktarmaktadır. CDS'lerin genel işleyiş prensibi aşağıda yer alan şekilde gösterilmektedir (Weistroffer vd., 2009: 4).

Şekil 1. CDS'lerin İşleyiş Şeması



Kaynak: (Weistroffer vd., 2009: 4).

Borsa benzeri global piyasalarda CDS'ler anlık piyasa göstergesi özelliğinde olmakta ve küresel yatırımcılar açısından gösterge olarak dikkate alınmaktadır (Kılıcı, 2017a: 72). Ülke riski ya da bir şirketin riski yükseldikçe CDS primleri de yükselmektedir. Bu nedenle riski yükselen ülkeye veya şirkete daha düşük seviyede yatırım yapılması ya da hiç yatırım yapılmaması doğru olacaktır (Karlıoğlu ve Sevim, 2022: 579). Pay senetleri ile CDS primleri arasındaki ilişki 2003 yılından süregelenmektedir. CDS endeksinin etkin duruma gelmesiyle birlikte J.P Morgan, 50 adet yatırım yapılabilir seviyede olan tahvile ilişkin CDS primlerinden oluşan Trac-X endeksinin faaliyete geçirmiştir. Daha sonra Avrupa ve ABD'de faaliyette bulunan birkaç bankanın meydana getirdiği iBoxx endeksi etkin duruma getirilmiştir. Trac-X endeksi ve iBoxx CDS endeksleri bir araya getirilerek 21 Haziran 2004'te Dow Jones iTRrxx Endeksi meydana getirilmiştir (Eren ve Başar, 2016a: 124).

Ülkelerin CDS'leri, finansal piyasalarının ve ekonomilerinin başarılarının bir ölçütüdür. CDS'ler bir ülkenin finansal ve ekonomik şoklara karşı dayanıklılığının başlıca göstergelerindendir. Dolayısıyla kaynak maliyetleri etkiye uğramaktadır. CDS'lerdeki değişim, ekonomik ünitelerin kredi maliyetlerindeki gelişimi açık bir biçimde göstermektedir. Ayrıca reel ekonominin de finansal başarısının önemli bir ölçütüdür (Alptürk vd., 2021: 109). Ülkede faaliyette bulunan reel şirketlerin ve finans kuruluşlarının CDS'leri ve kredi maliyetleri arasında kuvvetli bir nedensellik olması sebebiyle yatırımcılar açısından CDS'lerin borsa endekslerine olan etkileşimini belirlemek önem arz etmektedir.

CDS primlerinin borsa endeksleri ile etkileşimi farklı analiz yöntemlerinden yararlanılarak belirlenebilmektedir. Analizler sonucunda borsa endekslerinin CDS'lerden hangi yönde, hangi seviyede etkilendiğini tespit etmek

mümkündür. Bu çalışmada, Türkiye'nin 5 yıllık USD cinsinden CDS primleri ile Borsa İstanbul pay endekslerinden BİST-100, BİST-30, BİST-50, BİST-Banka, BİST-Sınai, BİST-Tüm ve BİST30-Vadeli endeksleri arasındaki ilişkinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda 2009-2022 dönemini kapsayan 14 yıllık süreçte 168 aylık veri araştırma sürecine dahil edilmiştir. Verilerin analizinde geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri, Johansen eşbütünlük testi, FMOLS tahmincisi ve Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmıştır. Araştırmada, Borsa İstanbul'da işlem gören yedi farklı borsa pay endeksinin Amerikan Doları bazlı aylık kapanış fiyatları ile CDS primi arasındaki etkileşim incelenmiştir. Ulusal literatürde borsa pay endeksi fiyatlarının Türk Lirası cinsinden araştırma süreçlerine dahil edildiği görülmektedir. Bu çalışmayı ulusal literatürden farklılaştıran unsurlardan birincisi, borsa pay endekslerinin Amerikan Doları bazlı aylık kapanış fiyatlarının alınmasıdır. Bu sayede yabancı yatırımcının gözünden borsaya Dolar bazlı fiyat ile bakılması amaçlanmıştır. Diğer bir unsur da yedi farklı borsa pay endeksinin araştırma sürecine dahil edilmesidir. Bu bağlamda, yapılan bu çalışmanın literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

2. Literatür

Yapılan literatür araştırmasında CDS primleri ile borsa endeksleri arasındaki ilişkileri konu alan, farklı yöntemlerle yapılan ulusal ve uluslararası çok sayıda çalışmaya rastlanılmıştır. Bu çalışmalardan bazılarının özetleri verilmiştir.

Fung vd. (2008), VAR modeli ile ABD'de borsa ile CDS arasındaki karşılıklı geri besleme ilişkisini incelemişlerdir. Webber ve Norden (2009), VAR modeli ile 58 farklı şirketin hisse senetlerinin CDS ve tahvil ihracında ortaya çıkan değişiklikleri incelemişlerdir. Longstaff vd. (2011), EKK metodu ile 26 ülkede CDS priminin yurtiçi değişkenlerden daha fazla volatilité endeksi ile ilişki olduğunu belirlemişlerdir. Fonseca ve Gottschalk (2015, Hong Kong, Kore, Japonya ve Avustralya piyasalarında CDS primleri ile pay senedi volatilitesi ve pay senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yılmaz ve Balı (2012), regresyon ve korelasyon analizi ile Türkiye'de CDS primi ile İMKB-100 arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Ratner ve Chiu (2013), ABD'de CDS primleri ile pay piyasası arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Vashkevich ve Basazinew (2013), VAR modeli ile Asya ülkelerinde pay piyasaları ile CDS primi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Hancı (2014), GARCH modeli ile Türkiye'de CDS primleri ile borsadaki şirketlerin pay senetleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Asandului vd. (2015), Johansen eş bütünlük testini kullanarak 5 Avrupa Birliği ülkesinde kriz öncesi ve sonrasında CDS primleri ile pay piyasaları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Esen vd. (2015), panel veri analizi ile 13 G20 ülkesinde CDS primleri ile borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yence ve Hazar (2015), regresyon eğrisi tahmini kullanarak Türkiye, Endonezya, Çin, Brezilya, Arjantin ve Malezya'da CDS primleri ile borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi

incelemiştirlerdir. Eren ve Başar (2016b), ARDL testi ile Türkiye’de CDS primleri ile pay senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Aydın vd. (2016) regresyon eğrisi tahmini ile Türkiye’nin de aralarında bulunduğu 10 ülkede gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdeki CDS primleri ile borsa arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Başarır ve Ketten (2016), panel veri analizi ile gelişmekte olan 12 ülkede CDS primleri ile pay senetleri arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Değirmenci ve Pabuçcu (2016), VAR modeli ve Granger nedensellik analizi ile Türkiye’de CDS primleri ile pay senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Bektur ve Malcıoğlu (2017), Hatem-J asimetrik nedensellik testini kullanarak Türkiye’de Borsa İstanbul ile CDS primleri arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Lee (2017), GARCH modeli yardımıyla Güney Kore’de CDS primleri ile borsa arasındaki volatilitiyi incelemiştir. Mateev ve Marinova (2017), VECM analizi ile 125 Avrupa şirketinin pay senedi fiyatları ile CDS primi arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Chau vd. (2018), Johansen eş bütünleşme testi yardımıyla ABD’de CDS primleri ile pay senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Lovreta ve Mladenovic (2018), panel veri analizi ile Avrupa ülkelerinde CDS primleri ile pay senetleri fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Münyas (2018), regresyon analizi ile CDS primleri ile BİST-100 arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Shahzad vd. (2018), parametrik olmayan nedensellik testi ile ABD’de CDS primleri ile sektör endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Şahin ve Özkan (2018), panel veri analizi yöntemiyle Türkiye’de CDS primleri ile BİST-100 endeksi arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Sovbetov ve Saka (2018), ARDL testi yardımıyla Türkiye’de CDS primleri ile BİST-100 arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi incelemiştirlerdir. Sadeghezadeh (2019), panel veri analizi ile 8 ülkede CDS ile borsa endeksleri arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisini incelemiştir. Akyol ve Baltacı (2019), ARDL testi ile Türkiye’de CDS primleri ile BİST-100 endeksinde pay senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Sun vd. (2020), korelasyon analizi ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülke piyasalarında CDS primleri ile pay senedi arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Özen ve Vurur (2020), regresyon analizi ile Avrupa ülkelerinde CDS primi ile borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Şenol (2021), CDS primleri ile BİST-100 endeksi arasındaki oynaklık ilişkisini incelemiştir. İlhan ve Bayır (2021), CDS priminin BİST-Mali ve BİST-Sınai endeksleri üzerindeki etkisini incelemiştirlerdir. Karşlıoğlu ve Sevim (2022), ARDL sınır testi ile Türkiye’de CDS primleri ile BİST-100 endeksi arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir.

3. Veri Seti ve Metodoloji

Bu araştırmanın amacı, Türkiye’nin 5 yıllık USD cinsinden Kredi Temerrüt Takası (CDS) ile Borsa İstanbul seçili pay endeksleri arasındaki etkileşimlerin incelenmesidir. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiler ve nedensellikler ortaya konulmaya çalışılmıştır. Öncelikle araştırmaya konu serilerin durağanlık özellikleri Philips-Perron (1988) ve

yapısal kırılmalı Zivot-Andrews (1992) testleri ile sınanmıştır. Birim kök test bulgularına göre eşbütünleşme ve nedensellik test seçimleri yapılmıştır. Seriler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığını ortaya koymak için Johansen (1988) eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Seriler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi tespit edildiği durumlarda ilişkiyi yönü ve derecesi hakkında tahminleme imkânı tanıyan Philips-Hansen (1990) tarafından geliştirilmiş FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares-Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler) tahmincisi kullanılmıştır. Son olarak seriler arasındaki nedensellik ilişkilerini ortaya koymak için ise Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi kullanılmıştır. Araştırmada kullanılan seriler investing.com internet sitesinden temin edilmiştir. Türkiye’nin 5 yıllık CDS primleri aylık olarak Amerikan Doları cinsinden kullanılmıştır. Benzer şekilde, Borsa İstanbul seçili pay endekslerinin aylık kapanış fiyatları Amerikan Doları cinsinden araştırmaya dahil edilmiştir. Ocak 2009-Aralık 2022 dönemi arasında 168 aylık gözlem sayısı araştırmaya konu edilmiştir. Araştırmada seriler arasındaki ölçek farklılıklarını azaltmak amacı ile doğal logaritmik formda kullanılmıştır. Analizlerde E-Views 10.0 programından yararlanılmıştır.

Tablo 1. Seriler Özet Bilgileri

Seriler	Serilerin Kısa Kodu	Araştırma Dönemi / Gözlem Sayısı	Kaynak
Türkiye’nin 5 yıllık USD cinsinden Kredi Temerrüt Takası	CDS		
Borsa İstanbul-100 Pay Endeksi	BİST100		
Borsa İstanbul-30 Pay Endeksi	BİST30		
Borsa İstanbul-50 Pay Endeksi	BİST50	2009/01-2022/12 Aylık Veri 168 Gözlem Sayısı	investing.com
Borsa İstanbul Bankacılık Pay Endeksi	BİSTBANKA		
Borsa İstanbul Sınai Pay Endeksi	BİSTSINAI		
Borsa İstanbul Ulusal Tüm Pay Endeksi	BİSTTUM		

Borsa	
İstanbul-30	BİST30VADEL
Vadeli Pay	İ
Endeksi	

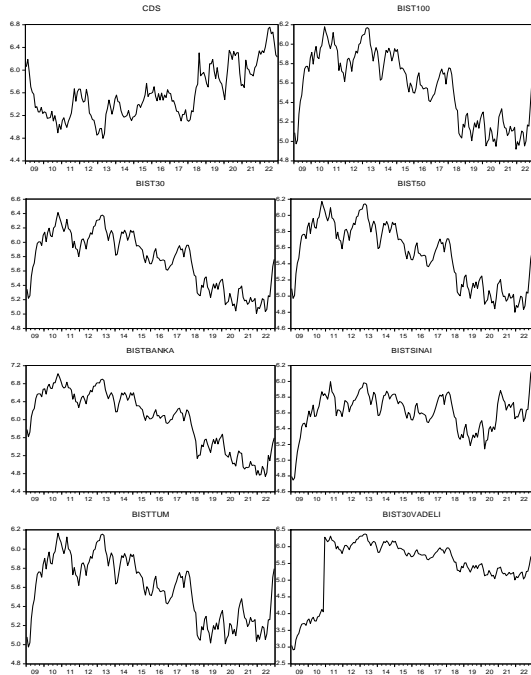
Tablo 2’de araştırmaya dahil edilen serilerin frekans değerlerinin özet bilgilerine yer verilmiştir. Pay endekslerinin istatistiksel verileri birbirine yakın olmakla

Tablo 2. Serilerin Frekans Değerleri

	CDS	BİST 100	BİST 30	BİST 50	BİST BANKA	BİST SINAİ	BİST TÜM	BİST30 VADELİ
Ortalama	5.583	5.560	5.746	5.513	6.009	5.616	5.587	5.435
Medyan	5.498	5.622	5.814	5.577	6.142	5.639	5.630	5.704
Maksimum	6.757	6.178	6.415	6.172	7.022	6.167	6.166	6.381
Minimum	4.796	4.920	5.006	4.799	4.738	4.747	4.974	2.915
Standart Sapma	0.442	0.357	0.386	0.379	0.633	0.234	0.327	0.808
Jarque-Bera Test İstatistiği	11.6161	11.8580	11.8742	11.9221	13.3394	52.9269	10.6599	71.5100
JB Olasılık Değeri	0.003	0.002	0.002	0.002	0.001	0.000	0.004	0.000

Şekil 2’de 2009-2022 yılları arasında CDS ile Borsa İstanbul seçili pay endeksi serilerinin Amerikan Doları cinsinden zaman yolu grafikleri gösterilmektedir.

Şekil 2. Serilerin Zaman Yolu Grafikleri



Zaman serileri analizlerinde serilerin durağanlıkları, araştırma sürecinin ilerleyişini ve uygulanan yöntemler konusunda belirleyici olmaktadır. İktisat teorilerinin geçerliliğinin sınanmasında sıklıkla kullanılan ekonometrik yöntemlerin ilk aşamasında durağanlık özelliklerinin tespitinde birim kök testleri kullanılmaktadır (Mert ve Çağlar, 2019: 97). Birim kök testleri ile sınanan durağanlık, bir serinin ortalaması ve varyansının zaman içerisinde değişmemesi olarak ifade edilmektedir. Durağan olmayan

beraber BİSTBANKA ve BİST30VADELİ serilerinin ortalamadan sapma oranları diğer pay endekslerine göre yüksek olduğu görülmektedir. Ayrıca, Jarque-Bera istatistiğinin olasılık değerlerine göre seriler normal dağılmamaktadır.

seriler kullanılarak yapılan analizler ile geleceğe ilişkin tahminlerde bulunmak ya da bu sonuçları diğer dönemler için genellemek mümkün değildir (Gujarati, 2004: 814). Araştırmada geleneksel birim kök testlerinden Philips-Perron (PP-1998) ve tek yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (ZA-1992) birim kök testleri kullanılmıştır. Dickey-Fuller (DF-1979) ve Augmented Dickey-Fuller (ADF) testleri, hata terimlerinin bağımsız ve sabit varyanslı olduğunu kabul etmektedir, yani bu testlerde hata terimleri arasında otokorelasyon gözlenmediği varsayımı söz konusudur (Bozkurt, 2013: 41-43). PP (1998) ise, otokorelasyonu kontrol altında alan parametrik olmayan bir birim kök testi öne sürmüştür. PP (1998) testinde, ‘ H_0 : Seri durağan değildir ve seri birim kök içermektedir’ ve ‘ H_1 : Seri durağandır ve seri birim kök içermemektedir’ şeklinde iki hipotez test edilmektedir. Hipotez test edilirken sabitli model, sabitli ve trendli model ya da sabitsiz ve trendsiz model seçilebilmektedir. PP (1988) test istatistiğinin asimptotik dağılımı ADF istatistiği ile aynı olduğundan MacKinnon (1996) kritik değerleri kullanılmaktadır (Mert ve Çağlar, 2019: 101). Hesaplanan test istatistiği, kritik değerlerden büyük olursa H_0 yokluk hipotezi reddedilememektedir. Bu durum serinin birim kök içerdiği yani durağan olmadığını göstermektedir. Araştırmada kullanılan bir diğer birim kök testi yapısal kırılmalı ZA (1992) testidir. ZA (1992) testi, kırılma noktasının içsel olarak tahmin edildiği bir birim kök testidir. Kırılma tarihinin içsel olarak belirlenmesinin veri kaybını önlediği savunulmaktadır. ZA (1992) testi, ADF birim kök test spesifikasyonuna dayanmaktadır. ZA testinde yer alan regresyon denklemleri mümkün olan her kırılma noktası için tahmin edilmekte ve bu yöntemde t istatistiği kullanılmaktadır (Çil Yavuz, 2015). ZA (1992), H_0 hipotezlerini test etmek için aşağıda yer verilen modelleri geliştirmiştir.

Model A: Sabitte kırılma olduğunda,

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

Model B: Trendde kırılma olduğunda,

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Model C: Hem sabitte hem de trendde kırılma olduğunda,

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \gamma DT_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

(1), (2) ve (3) numaralı denklemlerde tanımlanan modellerde sıfır hipotezi " H_0 : Seri birim kök içerir" şeklindedir. ADF tipi bir test süreci söz konusu olduğundan her üç model içinde $\alpha = 0$ olması sıfır hipotezinin reddedilememesi yani serinin birim köklü olduğu şeklindedir (Mert ve Çağlar, 2019:137).

Zaman serisi analizlerinde karşılaşılan en önemli sorun, serilerin zamanın etkisini barındırmaları ve zamanla artma eğilimi göstermeleridir. Sahte regresyona sebebiyet verebilecek bu durum t, F vb. test sonuçlarının gerçekte anlamlı olmadığı halde anlamlı gözükmesine neden olabilmektedir. Serilerin, zamanın etkisinden arındırılmış gerçek ilişkileri ortaya koyabilmek için durağan olmaları gerekmektedir. Durağanlaştırma işlemi için serilerin farklarının alınması gerekmektedir (Bozkurt, 2013:115). Eşbütünleşme yaklaşımı, uzun dönem serilerde fark almaktan kaynaklı bilgi kayıplarını ve çözümsüzlüğü engelleyen bir yaklaşımdır (Tarı, 2010: 415). Bazı durumlarda iki ya da daha fazla seri birlikte aynı stokastik ortak trende sahip olabilirler. Ortak stokastik trende sahip iki ya da daha fazla seriye eşbütünleşik zaman serisi adı verilir (Sümer, 2013: 349). Eşbütünleşme kavramı ve teorisi ilk olarak Engle-Granger tarafından ortaya atılmıştır. Engle-Granger eşbütünleşme testi, tek denkleme ve En Küçük Kareler (EKK) yöntemine dayanmaktadır. Test pratik olmasının yanında zayıflıkları söz konusudur (Tarı, 2010: 425). Johansen eşbütünleşme testi ise, Engle-Granger testinin zayıflıkları ve değişken sayısının ikiden fazla olması halindeki yetersizlikleri nedeni ile geliştirilmiştir. Vektör otoregresif modele (VAR) dayanmasından kaynaklı farkında durağan olan serilerin tümünün gecikmeli halleri ile birlikte modele dahil edilerek tüm eşbütünleşme vektör tahminleri gerçekleştirilmektedir (Johansen, 1988: 231-240). Johansen eşbütünleşme testinin uygulama sürecinde ilk olarak serilerin durağanlık özelliklerinin tespit edilmesi ve testin uygulanabilmesi için ise serilerin birinci dereceden farkında (I(1)) durağanlaşıyor olmaları gerekmektedir. Sonraki aşamada kurulan modelin optimum gecikme sayısı belirlenir. Optimum gecikme sayısı ile VAR modeli tahminlenir. Üçüncü aşamada deterministik bileşenlere göre model seçimi yapılır ve eşbütünleştirici vektör sayısı belirlenir. Vektör sayısının belirlenebilmesi İz ve Maksimum Özdeğer istatistikleri ile yapılmaktadır. İz ve Maksimum Özdeğer istatistikleri, kritik değerlerden büyük olması hâlinde sıfır hipotezi reddedilerek seriler arasında eşbütünleşme olduğu (uzun dönemli ilişki) kabul edilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 583-589).

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmesi halinde kurulan modelde ilişkilerin yönü ve katsayıları hakkında bilgi sahibi olmak için Philips-Hansen (1990) tarafından geliştirilen FMOLS, Park (1992) tarafından geliştirilen CCR (Kanonik Koentegrasyon Regresyonu) ve Saikkonen (1992) ile Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen DOLS (Dinamik En Küçük Kareler) yöntemleri mevcuttur (Topaloğlu ve Ege, 2020:1382). Bu çalışmada FMOLS tahmincisinin kullanılması tercih edilmiştir. FMOLS tahmincisi, otokorelasyon ve içsellik sorunları ile başa çıkmak için EKK tekniğini modifiye edilmiş bir şeklidir. Otokorelasyon ve içsellik sorunlarından kaçınabilmek için yarı parametrik düzeltmeler yardımıyla modifiye edilmiş Wald testlerinin bir sınıfının kullanımı söz konusudur. Ayrıca küçük örneklerde güvenilir sonuçlar üretebilme başarısı mevcuttur (Phillips ve Hansen 1990: 99-125).

Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi, düzeltilmiş VAR modeline dayanmaktadır (Çilingir Kara, 2022: 39). Bu nedensellik testinde, serilerin durağan olmasına gerek duyulmayıp farklı düzeylerde seriler kullanılarak test gerçekleştirilmekte ve veri kaybına neden olmaksızın başarılı sonuçların ortaya konulmasına olanak sağlamaktadır (Çil Yavuz, 2006: 169). Testte öncelikle, VAR modeli kurularak optimal gecikme uzunluğu (k) ve en yüksek durağanlığa sahip olan dmax değeri belirlenmektedir. VAR modelinde serilerin en uygun gecikme uzunluğu ve en yüksek durağanlık düzeyi belirlendikten sonra (k+dmax) seviyesinde VAR modeli elde edilmekte ve model Denklem (4) ve Denklem (5) yardımıyla tahmin edilmektedir (Paul, 2020: 10-11).

$$Y_t = \bar{w} + \sum_{i=1}^k a_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{a_{max}} \delta_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{a_{max}} \theta_{1i} Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$X_t = \bar{\delta} + \sum_{i=1}^k a_{2i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{a_{max}} \delta_{2i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{a_{max}} \theta_{2i} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

Denklem (4) ve Denklem (5)'de yer alan hata terimlerinin (ε_{1t} , ε_{2t}) sabit kovaryans düzeyine ve sıfır ortalamaya sahip oldukları varsayılmakta ve değişkenler arasında var olan nedensellik ilişkileri $H_0: a_{1i}=0$ ve $H_0: a_{2i}=0$ hipotezleri ile Wald testi uygulanarak değerlendirilmektedir. Elde edilen test istatistiği sonuçlarının tabloda yer alan değerlerden büyük olması durumunda alternatif hipotezler kabul edilmekte ve sıfır hipotezler reddedilmektedir (Toda ve Yamamoto, 1995: 225-250; Gazel, 2017: 287-299).

Araştırma kapsamında oluşturulan ekonometrik modellerin formel gösterimleri 6, 7, 8, 9, 10, 11 ve 12 numaralı denklemler ile aşağıda gösterilmektedir:

$$BİST100_t = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$BİST30_t = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$BİST50_t = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$BİSTBANKA_t = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$BİSTSINAİ_t = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$BİSTTUM_t = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$BİST30VADELİ_t = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

4. Ampirik Bulgular

4.1. Birim Kök Test Bulguları

CDS ile Borsa İstanbul seçili pay endekslerinin durağanlık özellikleri PP (1988) geleneksel birim kök testi ile sınanmıştır. Birim kök test bulgularına Tablo 3'te yer verilmiştir.

Tablo 3. PP (1988) Birim Kök Test Bulguları

Seriler	PP (1988)		
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	
CDS	Seviyede	-1.704 (0.427)	-3.939 (0.013)
	Birinci Farkta	-11.777 (0.000)	-11.790 (0.000)
	Farkta	-2.0651 (0.259)	-2.527 (0.140)
BİST100	Seviyede	-10.659 (0.000)	-10.649 (0.000)
	Birinci Farkta	-1.854 (0.354)	-2.577 (0.135)
	Farkta	-10.939 (0.0000)	-10.917 (0.000)
BİST30	Seviyede	-1.887 (0.338)	-2.578 (0.135)
	Birinci Farkta	-10.820 (0.000)	-10.812 (0.000)
	Farkta	-1.234 (0.659)	-2.733 (0.223)
BİSTBANKA	Seviyede	-11.527 (0.000)	-11.542 (0.000)
	Birinci Farkta	-2.320 (0.116)	-2.327 (0.167)
	Farkta	-10.037 (0.000)	-10.010 (0.000)
BİSTSINAİ	Seviyede	-2.257 (0.187)	-2.483 (0.145)
	Birinci Farkta	-10.459 (0.000)	-10.438 (0.000)
	Farkta	-2.203 (0.137)	-2.742 (0.221)
BİSTTUM	Seviyede	-13.198 (0.000)	-13.356 (0.000)
	Birinci Farkta	-2.203 (0.137)	-2.742 (0.221)
	Farkta	-13.198 (0.000)	-13.356 (0.000)

Notlar: PP (1988) birim kök testinde kritik değerler sabitli model için -3.480818 (%1), -2.883579 (%5) ve -2.578601 (%10); sabitli ve trendli model için ise -4.029595 (%1), -3.444487 (%5) ve -3.147063 (%10) şeklindedir. Tüm testlerde optimal gecikmeye Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) ile karar verilmiştir. Ayrıca PP (1988) testinde, Spectral tahmin yöntemi için Bartlett kernel ile karar

verilirken, Newey-West yöntemi için ise Bandwith seçenekleri kullanılmaktadır. Parantez içindekiler olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 3'e göre tüm anlamlılık düzeylerinde tüm serilerin seviye değerlerinde birim köklü oldukları ve birinci dereceden farkları alındığında durağanlaştıkları tespit edilmiştir. PP (1998) testinin sonuçlarını kontrol amacıyla tek yapısal kırılmalı ZA (1992) birim kök test bulguları Tablo 4'te raporlanmıştır. Model A ve Model C'ye göre % 5 anlamlılık düzeyinde seriler seviyede birim köklüdür. Birinci dereceden farkı alınan serilerin ise durağanlaştıkları tespit edilmiştir. Bu sonuçlar geleneksel birim kök testi olan PP (1988) testi ile örtüşmektedir.

Tablo 4. ZA (1992) Birim Kök Test Bulguları

Seriler	Model A		Model C		
	Test İst.	Kırılma Tarihi	Test İst.	Kırılma Tarihi	
CDS	Seviyede	-4.906	2018M05	-4.797	2018M05
	Birinci Farkta	-13.258	2018M09	-13.629	2011M10
	Farkta	-4.932	2018M03	-5.081	2018M04
BİST100	Seviyede	-11.023	2011M05	-11.369	2012M01
	Birinci Farkta	-4.393	2018M03	-4.879	2018M04
	Farkta	-11.150	2020M11	-11.259	2020M11
BİST30	Seviyede	-4.900	2018M03	-4.955	2018M04
	Birinci Farkta	-11.173	2011M05	-11.536	2012M01
	Farkta	-4.635	2018M03	-4.957	2018M04
BİST50	Seviyede	-11.861	2018M09	-12.223	2012M01
	Birinci Farkta	-4.606	2020M11	-5.041	2018M04
	Farkta	-6.958	2012M01	-7.685	2012M01
BİSTBANKA	Seviyede	-4.903	2018M03	-5.034	2018M04
	Birinci Farkta	-10.832	2011M05	-11.159	2012M01
	Farkta	-2.968	2018M03	-4.468	2011M09
BİST30VADELİ	Seviyede	-6.786	2018M03	-7.899	2018M03
	Birinci Farkta				
	Farkta				

Notlar: Model A kritik değer -4.93(%5); Model C için kritik değer ise -5.08 (%5) şeklindedir. Her iki model için gecikme uzunluğu 12 olarak alınmıştır.

4.2. CDS ile BİST-100 Pay Endeksi Arasındaki İlişki Bulguları

CDS ile BİST100 serileri arasındaki etkileşimlerin incelendiği bu aşamada kurulan Denklem (6) modeli regrese edilmektedir. Birim kök test bulguları sonucunda serilerin birinci dereceden durağanlaştıkları tespit edilmiştir. Bu durum Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) eşbütünleşme testlerinin uygulanmasına zemin hazırlamıştır. Daha önce belirtildiği üzere Johansen (1988)

testinin, Engle-Granger(1987) testine göre üstünlükleri olduğu için tercih nedeni olmuştur. Johansen (1988) testi, VAR temelli olmasından kaynaklı kurulan modellerin optimum gecikme sayısının belirlenmesi gerekmektedir.

Tablo 5. CDS ve BİST100 Serilerinin Optimum Gecikme Sayısı Seçimi

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	-30.14	NA	0.01	0.40	0.44	0.42
1	297.17	642.35	0.00	-3.64	-3.52	-3.59
2	308.95	22.83*	8.17e-05*	-3.74*	-3.54*	-3.66*
3	310.35	2.67	0.00	-3.70	-3.44	-3.60
4	312.41	3.89	0.00	-3.68	-3.33	-3.54
5	316.47	7.57	0.00	-3.68	-3.26	-3.51
6	320.91	8.16	0.00	-3.69	-3.19	-3.48
7	323.90	5.41	0.00	-3.67	-3.10	-3.44
8	327.23	5.95	0.00	-3.67	-3.01	-3.40

Notlar: * belirtilen kriterlere göre optimum gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. LR: Sequential Modified LR Test Statistic (Ardışık Modifiye Test İstatistiği), FPE: Final Prediction Error (Nihai Tahmin Hatası), AIC: Akaike Information Criterion (Akaike Bilgi Kriteri), SIC: Schwarz Information Criterion (Schwarz Bilgi Kriteri), HQ: Hannan-Quinn Information Criterion (Hannan-Quinn Bilgi Kriteri). Araştırmanın diğer aşamalarında gecikme uzunluğu tespitinde yine bu kriterler kullanılmıştır.

CDS ile BİST100 serilerinin optimum gecikme sayısı seçimi Tablo 5'te gösterilmektedir. Optimum gecikme uzunluğunun tespiti için LR, FPE, AIC, SIC ve HQ bilgi kriterleri kullanılarak en çok doğrulanmış (hangisinde en çok * varsa) ise o seçilmektedir. Bilgi kriterlerince en çok doğrulanmış gecikme 2 (iki) olarak belirlenmiştir. Optimal gecikmenin 2 olduğu modelde, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı tespit edilmiştir.

Tablo 6. Johansen (1988) Eşbütünleşme Test Bulguları

Sıfır Hipotezi (H ₀):	İz İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	29.156	25.872	0.019
En çok bir eşbütünleşme vardır	2.106	12.518	0.962

Sıfır Hipotezi (H ₀):	Max-Özdeğer İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	27.050	19.387	0.003
En çok bir eşbütünleşme	2.106	12.518	0.962

vardır

Notlar: *MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p değerleridir.

Tablo 6'da serilerin Johansen (1988) eşbütünleşme test bulgularına yer verilmiştir. Tabloda %5 anlamlılık düzeyinde "eşbütünleşme yoktur" şeklindeki sıfır hipotezi reddedilerek, seriler arasında bir adet eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak Johansen (1988) eşbütünleşme testine göre seriler arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusudur.

Tablo 7. FMOLS Bulguları

Bağımlı Değişken: BİST100	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
CDS	-0.746	0.056	-13.398	0.000
C (Sabit)	9.727	0.312	31.204	0.000

Tablo 7'de FMOLS tahmincisi test bulgularına yer verilmiştir. Bulgularda, CDS primlerinde meydana gelebilecek %1'lik bir artışın BİST-100 pay endeksi üzerinde %0.746'lık bir azalışa neden olmaktadır.

Tablo 8. Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Bulguları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme uzunluğu (k+dmax)	Ki-kare test istatistiği	Ki-kare p-değeri	Karar
CDS>>>BİST100	3	5.406	0.067	Nedensellik Var (%10)
BİST100>>>CDS	3	4.630	0.099	Nedensellik Var (%10)

Tablo 8'de Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi bulguları raporlanmıştır. %10 anlamlılık düzeyinde CDS primi ile BİST-100 pay endeksi arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

4.3. CDS ile BİST-30 Pay Endeksi Arasındaki İlişki Bulguları

CDS ile BİST30 serileri arasındaki etkileşimlerin incelendiği bu aşamada kurulan Denklem (7) modeli regrese edilmektedir. Bu aşamada araştırmanın 4.2 başlığı altındaki benzer süreçler yürütülmektedir.

Tablo 9. CDS ve BİST30 Serilerinin Optimum Gecikme Sayısı Seçimi

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	-29.87	NA	0.01	0.40	0.44	0.41
1	295.54	638.62	0.00	-3.62	-3.50	-3.57
2	307.04	22.29	8.37e-05*	-3.71*	-3.52*	-3.63*
3	308.21	2.24	0.00	-3.68	-3.41	-3.57

4	310.19	3.74	0.00	-3.65	-3.31	-3.51
5	314.02	7.12	0.00	-3.65	-3.23	-3.48
6	319.27	9.65*	0.00	-3.67	-3.17	-3.46
7	322.44	5.74	0.00	-3.66	-3.08	-3.42
8	324.95	4.49	0.00	-3.64	-2.98	-3.37

CDS ile BİST30 serilerinin optimum gecikme sayısı seçimi Tablo 9'da gösterilmektedir. Bilgi kriterlerince en çok doğrulanan gecikme 2 (iki) olarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı tespit edilmiştir.

Tablo 10. Johansen (1988) Eşbütünleşme Test Bulguları

Sıfır Hipotezi (H ₀):	İz İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri *
Eşbütünleşme yoktur	28.855	25.872	0.021
En çok bir eşbütünleşme vardır	2.541	12.518	0.926

Sıfır Hipotezi (H ₀):	Max-Özdeğer İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	26.313	19.387	0.004
En çok bir eşbütünleşme vardır	2.541	12.518	0.926

Notlar: *MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p değerleridir.

Tablo 10'da serilerin Johansen (1988) eşbütünleşme test bulgularına yer verilmiştir. Tabloda %5 anlamlılık düzeyinde "eşbütünleşme yoktur" şeklindeki sıfır hipotezi reddedilerek, seriler arasında bir adet eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak Johansen (1988) eşbütünleşme testi bulgularında seriler arasında uzun dönemli ilişki ortaya konulmuştur.

Tablo 11. FMOLS Bulguları

Bağımlı Değişken: BİST30	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
CDS	-0.829	0.055	-15.201	0.000
C (Sabit)	10.377	0.305	33.981	0.000

Tablo 11'de FMOLS tahmincisi test bulgularına yer verilmiştir. Bulgularda, CDS primlerinde meydana gelebilecek %1'lik bir artışın BİST-30 pay endeksi üzerinde -%0.829'lık bir azalışa neden olmaktadır.

Tablo 12. Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Bulguları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme uzunluğu (k+dmax)	Ki-kare test istatistiği	Ki-kare p-değeri	Karar
CDS>>>BİST30	3	5.331	0.070	Nedensellik

BİST30>>>CDS	3	5.082	0.079	Var (%10) Nedensellik Var (%10)
--------------	---	-------	-------	---------------------------------

Tablo 12'de Toda-Yamamoto (1995) nedensellik test bulguları raporlanmıştır. %10 anlamlılık düzeyinde CDS primi ile BİST-30 pay endeksi arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

4.4. CDS ile BİST-50 Pay Endeksi Arasındaki İlişki Bulguları

CDS ile BİST50 serileri arasındaki etkileşimlerin incelendiği bu aşamada kurulan Denklem (8) modeli regrese edilmektedir.

Tablo 13. CDS ve BİST50 Serilerinin Optimum Gecikme Sayısı Seçimi

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	-32.78	NA	0.01	0.43	0.47	0.45
1	297.24	647.66	0.00	-3.64	-3.53	-3.59
2	309.07	22.9*	8.16e-05*	-3.73*	-3.54*	-3.66*
3	310.39	2.53	0.00	-3.70	-3.44	-3.60
4	312.50	3.97	0.00	-3.68	-3.34	-3.54
5	316.31	7.11	0.00	-3.68	-3.26	-3.51
6	321.29	9.14	0.00	-3.69	-3.19	-3.49
7	324.47	5.76	0.00	-3.68	-3.10	-3.45
8	327.43	5.31	0.00	-3.67	-3.01	-3.40

CDS ile BİST50 serilerinin optimum gecikme sayısı seçimi Tablo 13'de gösterilmektedir. Bilgi kriterlerince en çok doğrulanan gecikme 2 (iki) olarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı tespit edilmiştir.

Tablo 14. Johansen (1988) Eşbütünleşme Test Bulguları

Sıfır Hipotezi (H ₀):	İz İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	29.219	25.872	0.018
En çok bir eşbütünleşme vardır	2.331	12.518	0.945

Sıfır Hipotezi (H ₀):	Max-Özdeğer İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	26.888	19.387	0.003
En çok bir eşbütünleşme vardır	2.331	12.518	0.945

Notlar: *MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p değerleridir.

Tablo 14’te serilerin Johansen (1988) eşbütünleşme test bulgularına yer verilmiştir. Tabloda %5 anlamlılık düzeyinde “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki sıfır hipotezi reddedilerek, seriler arasında bir adet eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak Johansen (1988) eşbütünleşme testine göre seriler arasında uzun dönemli ilişki mevcuttur.

Tablo 15. FMOLS Bulguları

Bağımlı Değişken: BİST50	Katsayı	Standart Hata	T- İstatistiği	Olasılık Değeri
CDS	-0.808	0.056	-14.439	0.000
C (Sabit)	10.027	0.313	31.994	0.000

Tablo 15’te FMOLS tahmincisi test bulgularına yer verilmiştir. Bulgularda, CDS primlerinde meydana gelebilecek %1’lik bir artışın BİST-50 pay endeksi üzerinde -%0.808’lik bir azalışa neden olmaktadır.

Tablo 16. Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Bulguları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme uzunluğu (k+dmax)	Ki-kare test ist.	Ki-kare p-değeri	Karar
CDS>>>BİST50	3	5.676	0.059	Nedensellik Var (%10)
BİST50>>>CDS	3	4.445	0.108	Nedensellik Yok

Tablo 16’da Toda-Yamamoto (1995) nedensellik test bulguları raporlanmıştır. %10 anlamlılık düzeyinde CDS priminden BİST-50 pay endeksi doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

4.5. CDS ile BİST Bankacılık Pay Endeksi Arasındaki İlişki Bulguları

CDS ile BİSTBANKA serileri arasındaki etkileşimlerin incelendiği bu aşamada kurulan Denklem (9) modeli regrese edilmektedir.

Tablo 17. CDS ve BİSTBANKA Serilerinin Optimum Gecikme Sayısı Seçimi

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	-111.7	NA	0.01	1.42	1.46	1.44
1	262.54	734.48	0.00	-3.21	-3.09	-3.16
2	274.56	23.28	0.000126*	-3.31*	-3.11*	-3.23*
3	276.49	3.70	0.00	-3.28	-3.01	-3.17
4	277.75	2.38	0.00	-3.25	-2.90	-3.11
5	278.91	2.16	0.00	-3.21	-2.79	-3.04
6	286.62	14.17*	0.00	-3.26	-2.76	-3.05
7	289.41	5.05	0.00	-3.24	-2.67	-3.01

8 291.21 3.22 0.00 -3.22 -2.56 -2.95

CDS ile BİSTBANKA serilerinin optimum gecikme sayısı seçimi Tablo 17’de gösterilmektedir. Bilgi kriterlerince en çok doğrulanan gecikme 2 (iki) olarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı tespit edilmiştir.

Tablo 18. Johansen (1988) Eşbütünleşme Test Bulguları

Sıfır Hipotezi (H ₀):	İz İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	24.586	15.495	0.002
En çok bir eşbütünleşme vardır	2.156	3.841	0.142

Sıfır Hipotezi (H ₀):	Max-Özdeğer İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	22.429	14.265	0.002
En çok bir eşbütünleşme vardır	2.156	3.841	0.142

Notlar: *MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p değerleridir.

Tablo 18’de serilerin Johansen (1988) eşbütünleşme test bulgularına yer verilmiştir. Tabloda %5 anlamlılık düzeyinde “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki sıfır hipotezi reddedilerek, seriler arasında bir adet eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak Johansen (1988) eşbütünleşme testine göre seriler arasında uzun dönemli ilişki mevcuttur.

Tablo 19. FMOLS Bulguları

Bağımlı Değişken: BİSTBANKA	Katsayı	Standart Hata	T- İstatistiği	Olasılık Değeri
CDS	-1.374	0.094	-14.643	0.000
C (Sabit)	13.680	0.525	26.040	0.000

Tablo 19’de FMOLS tahmincisi test bulgularına yer verilmiştir. Bulgularda, CDS primlerinde meydana gelebilecek %1’lik bir artışın BİST Bankacılık pay endeksi üzerinde -%1.374’lük bir azalış yaratmaktadır.

Tablo 20. Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Bulguları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme uzunluğu (k+dmax)	Ki-kare test ist.	Ki-kare p-değeri	Karar
CDS>>>BİSTBANKA	3	3.914	0.141	Nedensellik yok
BİSTBANKA>>>CDS	3	4.172	0.124	Nedensellik yok

Tablo 20’de Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi

bulguları raporlanmıştır. Seriler arasında bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

4.6. CDS ile BİST Sınai Pay Endeksi Arasındaki İlişki Bulguları

CDS ile BİSTSINAİ serileri arasındaki etkileşimlerin incelendiği bu aşamada kurulan Denklem (10) modeli regrese edilmektedir.

Tablo 21. CDS ve BİSTSINAİ Serilerinin Optimum Gecikme Sayısı Seçimi

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	-33.56	NA	0.01	0.44	0.48	0.46
1	296.00	646.76	0.00	-3.62	-3.51	-3.58
2	311.85	30.71*	7.88e-05*	-3.77*	-3.58*	-3.70*
3	312.72	1.68	0.00	-3.73	-3.46	-3.62
4	314.06	2.51	0.00	-3.70	-3.35	-3.56
5	318.98	9.17	0.00	-3.71	-3.29	-3.54
6	321.25	4.18	0.00	-3.69	-3.19	-3.49
7	323.16	3.45	0.00	-3.66	-3.09	-3.43
8	326.50	5.98	0.00	-3.66	-3.00	-3.39

CDS ile BİSTSINAİ serilerinin optimum gecikme sayısı seçimi Tablo 21’de gösterilmektedir. Bilgi kriterlerince en çok doğrulanan gecikme 2 (iki) olarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı tespit edilmiştir.

Tablo 22. Johansen (1988) Eşbütünleşme Test Bulguları

Sıfır Hipotezi (H ₀):	İz İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	24.913	25.872	0.066
En çok bir eşbütünleşme vardır	1.751	12.518	0.982

Sıfır Hipotezi (H ₀):	Max-Özdeğer İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	23.162	19.387	0.013
En çok bir eşbütünleşme vardır	1.751	12.518	0.982

Notlar: *MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p değerleridir.

Tablo 22’de serilerin Johansen (1988) eşbütünleşme test bulgularına yer verilmiştir. Tabloda %5 anlamlılık düzeyinde “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki sıfır hipotezi reddedilerek, seriler arasında bir adet eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak Johansen (1988) eşbütünleşme testine göre seriler arasında uzun

dönemli bir ilişki mevcuttur.

Tablo 23. FMOLS Bulguları

Bağımlı Değişken: BİSTSINAİ	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
CDS	-0.234	0.068	-3.456	0.001
C (Sabit)	6.929	0.380	18.257	0.000

Tablo 23’te FMOLS tahmincisi test bulgularına yer verilmiştir. Bulgularda, CDS primlerinde meydana gelebilecek %1’lik bir artışın BİST Sınai pay endeksi üzerinde -%0.234’lük bir azalış yaratmaktadır.

Tablo 24. Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Bulguları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme uzunluğu (k+dmax)	Ki-kare test ist.	Ki-kare p-değeri	Karar
CDS>>>BİSTSINAİ	3	7.397	0.025	Nedensellik var (%5 ve %10)
BİSTSINAİ>>>CDS	3	6.232	0.044	Nedensellik var (%5 ve %10)

Tablo 24’de Toda-Yamamoto (1995) nedensellik test bulguları raporlanmıştır. %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde seriler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

4.7. CDS ile BİST Ulusal Tüm Pay Endeksi Arasındaki İlişki Bulguları

CDS ile BİSTTUM serileri arasındaki etkileşimlerin incelendiği bu aşamada kurulan Denklem (11) modeli regrese edilmektedir.

Tablo 25. CDS ve BİSTTUM Serilerinin Optimum Gecikme Sayısı Seçimi

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	-27.88	NA	0.00	0.37	0.41	0.39
1	297.57	638.69	0.00	-3.64	-3.53	-3.60
2	310.11	24.29*	8.05e-05*	-3.75*	-3.56*	-3.67*
3	311.61	2.86	0.00	-3.72	-3.45	-3.61
4	313.32	3.23	0.00	-3.69	-3.35	-3.55
5	317.46	7.71	0.00	-3.69	-3.27	-3.52
6	321.16	6.80	0.00	-3.69	-3.19	-3.49
7	323.46	4.17	0.00	-3.67	-3.09	-3.43
8	327.01	6.35	0.00	-3.66	-3.01	-3.40

CDS ile BİST-Tüm serilerinin optimum gecikme sayısı seçimi Tablo 25’te gösterilmektedir. Bilgi kriterlerince en

çok doğrulanan gecikme 2 (iki) olarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı tespit edilmiştir.

Tablo 26. Johansen (1988) Eşbütünleşme Test Bulguları

Sıfır Hipotezi (H ₀):	İz İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	29.234	25.872	0.018
En çok bir eşbütünleşme vardır	2.058	12.518	0.965

Sıfır Hipotezi (H ₀):	Max-Özdeğer İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	27.176	19.387	0.003
En çok bir eşbütünleşme vardır	2.058	12.518	0.965

Notlar: *MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p değerleridir.

Tablo 26’de serilerin Johansen (1988) eşbütünleşme test bulgularına yer verilmiştir. Tabloda %5 anlamlılık düzeyinde “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki sıfır hipotezi reddedilerek, seriler arasında bir adet eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak Johansen (1988) eşbütünleşme testine göre seriler arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur.

Tablo 27. FMOLS Bulguları

Bağımlı Değişken: BİSTTUM	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
CDS	-0.660	0.056	-11.859	0.000
C (Sabit)	9.276	0.312	29.750	0.000

Tablo 27’de FMOLS tahmincisi test bulgularına yer verilmiştir. Bulgularda, CDS primlerinde meydana gelebilecek %1’lik bir artışın BİST Ulusal Tüm pay endeksi üzerinde -%0.66’lük bir azalış yaratmaktadır.

Tablo 28. Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Bulguları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme uzunluğu (k+dmax)	Ki-kare test ist.	Ki-kare p-değeri	Karar
CDS>>>BİSTTUM	3	5.686	0.058	Nedensellik var (%10)
BİSTTUM>>>CDS	3	5.004	0.082	Nedensellik var (%10)

Tablo 28’de Toda-Yamamoto (1995) nedensellik test bulguları raporlanmıştır. %10 anlamlılık düzeyinde seriler arasında çift yönlü nedensellik söz konusudur.

4.8. CDS ile BİST-30 Vadeli Pay Endeksi Arasındaki İlişki Bulguları

CDS ile BİST30-Vadeli serileri arasındaki etkileşimlerin incelendiği bu aşamada kurulan Denklem (12) modeli regrese edilmektedir.

Tablo 29. CDS ve BİST30VADELİ Serilerinin Optimum Gecikme Sayısı Seçimi

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	-252.6	NA	0.08	3.18	3.22	3.20
1	132.70	756.3070*	0.0007*	-1.58*	-1.47*	-1.54*
2	132.85	0.28	0.00	-1.54	-1.34	-1.46
3	133.27	0.80	0.00	-1.49	-1.22	-1.38
4	133.78	0.97	0.00	-1.45	-1.10	-1.31
5	135.56	3.32	0.00	-1.42	-1.00	-1.25
6	137.07	2.77	0.00	-1.39	-0.89	-1.19
7	137.66	1.08	0.00	-1.35	-0.77	-1.11
8	138.35	1.23	0.00	-1.30	-0.65	-1.04

CDS ile BİST 30-Vadeli serilerinin optimum gecikme sayısı seçimi Tablo 29’de gösterilmektedir. Bilgi kriterlerince en çok doğrulanan gecikme 1 (bir) olarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğunun 1 olduğu modelde, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı tespit edilmiştir.

Tablo 30. Johansen (1988) Eşbütünleşme Test Bulguları

Sıfır Hipotezi (H ₀):	İz İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	29.897	25.872	0.015
En çok bir eşbütünleşme vardır	9.066	12.518	0.176

Sıfır Hipotezi (H ₀):	Max-Özdeğer İstatistiği	0,05 için Kritik Değer	Olasılık Değeri*
Eşbütünleşme yoktur	20.832	19.387	0.031
En çok bir eşbütünleşme vardır	9.066	12.518	0.176

Notlar: *MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p değerleridir.

Tablo 30’de serilerin Johansen (1988) eşbütünleşme test bulgularına yer verilmiştir. Tabloda %5 anlamlılık düzeyinde “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki sıfır hipotezi reddedilerek, seriler arasında bir adet eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak Johansen (1988) eşbütünleşme testine göre seriler arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur.

Tablo 31. FMOLS Bulguları

Bağımlı Değişken:	Katsayı	Std. Hata	T-İst.	Olasılık Değeri
-------------------	---------	-----------	--------	-----------------

BİST30VADELİ				
CDS	-0.451	0.277	-1.627	0.106
C (Sabit)	7.962	1.551	5.134	0.000

Tablo 31’de FMOLS tahmincisi test bulgularına yer verilmiştir. Bulgularda, CDS primlerindeki %1’lik bir artışın BİST30VADELİ pay endeksi üzerinde -%0.45’lük bir azalış ortaya koymakta, fakat bu etki istatistiksel olarak (0.1056>0.05) anlamlı değildir.

Tablo 32. Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Bulguları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme uzunluğu (k+dmax)	Ki-kare test ist.	Ki-kare p-değeri	Karar
CDS>>>BİST30VADELİ	2	0.308	0.579	Nedensellik yok
BİST30VADELİ>>>CDS	2	0.253	0.615	Nedensellik yok

Tablo 32’de Toda-Yamamoto (1995) nedensellik test bulguları raporlanmıştır. Seriler arasında nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Türkiye’nin 5 yıllık USD cinsinden CDS primleri ile Borsa İstanbul pay endekslerinden BİST-100, BİST-30, BİST-50, BİST-Banka, BİST-Sınai, BİST-Tüm ve BİST30-Vadeli endeksleri arasındaki ilişkinin incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda, 2009-2022 dönemini kapsayan 14 yıllık süreçte Amerikan Dolar bazlı 168 aylık veriden yararlanılmıştır. Verilerin analizinde birim kök testleri, Johansen eşbütünleşme testi, FMOLS tahmincisi ve Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmıştır.

CDS ile BİST-100 endeksi arasındaki etkileşim analizinin bulgularına göre optimum gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı belirlenmiştir. Johansen eşbütünleşme testine göre %5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında bir adet eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, yani uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. FMOLS tahmincisi test sonuçlarına göre CDS primlerinde meydana gelebilecek %1’lik bir artışın BİST-100 pay endeksi üzerinde -%0.746’lık bir azalışa neden olduğu tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre %10 anlamlılık düzeyinde, CDS primi ile BİST-100 pay endeksi arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

CDS ile BİST-30 endeksi arasındaki etkileşim analizinin bulgularına göre optimum gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı belirlenmiştir. Johansen eşbütünleşme testine göre %5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, yani uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. FMOLS tahmincisi test sonuçlarına göre CDS primlerinde meydana gelebilecek %1’lik bir artışın BİST-30 pay endeksi

üzerinde -%0.829’lık bir azalışa neden olduğu tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre %10 anlamlılık düzeyinde, CDS primi ile BİST-30 pay endeksi arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

CDS ile BİST-50 endeksi arasındaki etkileşim analizinin bulgularına göre optimum gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı belirlenmiştir. Johansen eşbütünleşme testine göre %5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, yani uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. FMOLS tahmincisi test sonuçlarına göre CDS primlerinde meydana gelebilecek %1’lik bir artışın BİST-50 pay endeksi üzerinde -%0.808’lık bir azalışa neden olduğu tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre %10 anlamlılık düzeyinde CDS priminden BİST-50 pay endeksi doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

CDS ile BİST-Bankacılık endeksi arasındaki etkileşim analizinin bulgularına göre optimum gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı belirlenmiştir. Johansen eşbütünleşme testine göre %5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, yani uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. FMOLS tahmincisi test sonuçlarına göre CDS primlerinde meydana gelebilecek %1’lik bir artışın BİST-Banka pay endeksi üzerinde -%1.374’lük bir azalışa neden olduğu tespit edilmiştir. Seriler arasında nedensellik ilişkisi sözkonusu değildir.

CDS ile BİST-Sınai endeksi arasındaki etkileşim analizinin bulgularına göre optimum gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı belirlenmiştir. Johansen eşbütünleşme testine göre %5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, yani uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. FMOLS tahmincisi test sonuçlarına göre CDS primlerinde meydana gelebilecek %1’lik bir artışın BİST-Sınai pay endeksi üzerinde -%0.234’lük bir azalışa neden olduğu tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde, CDS primi ile BİST-Sınai pay endeksi arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

CDS ile BİST-Tüm endeksi arasındaki etkileşim analizinin bulgularına göre optimum gecikme uzunluğunun 2 olduğu modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı belirlenmiştir. Johansen eşbütünleşme testine göre %5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, yani uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. FMOLS tahmincisi test sonuçlarına göre CDS primlerinde meydana gelebilecek %1’lik bir artışın BİST-Tüm pay endeksi üzerinde -%0.66’lük bir azalışa neden olduğu tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre %10 anlamlılık düzeyinde, CDS primi ile BİST-Tüm

pay endeksi arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

CDS ile BİST 30-Vadeli endeksi arasındaki etkileşim analizinin bulgularına göre optimum gecikme uzunluğunun 1 olduğu modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, modelin istikrar koşullarını sağladığı belirlenmiştir. Johansen eşbütünleşme testine göre %5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, yani uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. FMOLS tahmincisi test sonuçlarına göre CDS primlerinde meydana gelebilecek %1'lik bir artışın BİST 30-Vadeli pay endeksi üzerinde -%0.45'lük bir azalışa neden olduğu tespit edilmiştir. Seriler arasında nedensellik ilişkisi sözkonusu değildir.

Genel olarak bulguları özetlemek gerekirse, Johansen eşbütünleşme testine göre kurulan tüm modellerde seriler arasında uzun dönemli bir ilişki sözkonusudur. FMOLS sonuçlarında, CDS primlerindeki artışın tüm hisse senedi endekslerinde azalışa neden olduğu görülmüştür. CDS primlerinin en fazla BİST-Bankacılık, en az ise BİST-Sınai endeksini negatif etkilediği tespit edilmiştir. CDS primi ile BIST-100, BIST-30, BIST-Sanayi ve BIST-Tüm arasında çift yönlü nedensellik, CDS'den BIST-50'ye doğru tek yönlü nedensellik bulunurken, CDS ile BIST-Bankacılık ve BIST 30-Vadeli endeksleri arasında nedensellik tespit edilememiştir.

Çalışmada ulaşılan sonuçlar, literatürde önceden yapılmış çalışmaların; Fonseca ve Wang (2015), Başarır ve Ketten (2016), Bektur ve Malcıoğlu (2017), Sovbetov ve Saka (2018) Şahin ve Özkan (2018), Karşlıoğlu ve Sevim, (2022) sonuçları ile örtüşmektedir. Bu bağlamda CDS primlerinin yükselmesi sonucunda hisse senedi yatırımcılarının portföylerinde bulunan hisse senetlerini satma eğiliminde bulunabilecekleri ve alıcı olmaması durumunda da piyasalarda akışkanlık problemleri doğabileceği düşünülebilir (Kılıcı, 2017b: 146).

CDS primleri ile hisse senetleri endeksleri arasında tek yönlü ya da iki yönlü etkileşimin bulunması kredi risk priminin yükselmesinin hisse senedi piyasasında olumsuz beklentiye sebep olabileceği, başka bir anlatımla hisse senedi piyasasında satış baskısının artacağı veya hisse senedi piyasasındaki negatif şokların kredi risk primini yükselterek ülkeye yatırım yapılması için gerekli güven ortamını olumsuz etkileyeceği şeklinde yorumlanabilir. Çalışmanın sonuçlarından da çıkarılabildiği gibi ülkenin maruz kaldığı riskler finansal piyasaları da negatif yönde etkilemektedir. Bu nedenle ulusal ve uluslararası yatırımcıların ülkeye çekilebilmesi için gerekli olan güven ortamının temin edilmesi gerekmektedir.

Çalışmadaki kredi risk primi değişkeninin hisse senedi piyasalarının toplam riskinin iki bileşeninden biri olması ve sistematik risk içinde bulunması nedeniyle, portföy yöneticilerinin özenle takip etmesi gereken finansal göstergelerdir. Bu çalışmanın portföy yöneticileri, ulusal ve uluslararası yatırımcılara kılavuzluk etmesi ve finans alanında yapılacak çalışmalara destek olması

beklenmektedir. CDS primlerinin farklı borsa endeksleri ya da şirket hisse senedi fiyatı bazında etkileşimi konusunda, farklı yöntemler kullanılarak gelecekte çalışmalar yapılabilir.

Kaynakça

- Acaravcı, S.K. ve Karaömer, Y. (2017). Borsa İstanbul (BİST-100) ve Kredi Temerrüt Takası (CDS) Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. *Mediterranean International Conference on Social Sciences by UDG*, 246-259. Retrieved from <https://124.im/AMz>
- Akyol H. ve Baltacı, N. (2019). CDS Primlerinin Makroekonomik Belirleyicilerinin İncelenmesi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Global Journal of Economics and Business Studies*, 8(16), 33-49. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/gumusgjebs/issue/51662/590990>
- Alptürk, Y., Sezal, L. Ve Gürsoy, S. (2021). Türkiye'de jeopolitik risk ile CDS primleri arasındaki ilişki: Asimetrik nedensellik analizi. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 25(1), 107-126. <https://doi.org/10.51945/cuiibfd.900224>
- Asandului, M. Lupu, D. and Claudiu, M. G. (2015). Dynamic Relations Between CDS and Stock Markets in Eastern European Countries. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, (4), 150-170. Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3435839
- Aydın, G.K., Hazar, A. ve Çütçü, İ. (2016). Kredi Temerrüt Takası ile Menkul Kıymet Borsaları Arasındaki İlişki: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke Uygulamaları. *Türk Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 1(2), 1-20. Retrieved from <http://tursbad.hku.edu.tr/en/pub/issue/24633/345932>
- Başarır, Ç. ve Ketten, M. (2016). Gelişmekte Olan Ülkelerin CDS Primleri ile Hisse Senetleri ve Döviz Kurları Arasındaki Kointegrasyon ilişkisi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(15), 369-380. <https://doi.org/10.20875/sb.72076>
- Bektur, Ç. ve Malcıoğlu G. (2017). Kredi Temerrüt Takasları ile BIST 100 Endeksi Arasındaki İlişki: Asimetrik Nedensellik Analizi. *Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(3), 73-83. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/basbed/issue/38798/456767>
- Bozkurt, H. Y. (2013). *Zaman Serileri Analizi*, (2. bs.). Bursa: Ekin Basın Yayın Dağıtım.
- Chau, F., Han, C. and Shi, S. (2018). Dynamics and Determinants Of Credit Risk Discovery: Evidence From CDS and Stock Markets. *International Review of*

- Financial Analysis, 55, 156-169. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.11.004>
- Çil Yavuz, N. (2006). Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2), 162-171. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/doujournal/issue/66655/1042914>
- Çil Yavuz, N. (2015). *Finansal Ekonometri*. İstanbul: Der Yayınları.
- Değirmenci, N. ve Pabuçcu H. (2016). Borsa İstanbul ve Risk Primi Arasındaki Etkileşim: VAR ve NARX Model. *Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(35), 248-26. Retrieved from <https://asosjournal.com/DergiTamDetay.aspx?ID=7594>
- Eren, M. ve Başar, S. (2016a). Effects of Credit Default Swaps (CDS) On Bist-100 Index. *Ecoforum Journal*, 5(3), 123-129.
- Eren, M. ve Başar, S. (2016b). Makroekonomik Faktörler ve Kredi Temerrüt Takaslarının BIST- 100 Endeksi Üzerindeki Etkisi: ARDL Yaklaşımı. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 30(3), 567-589. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/atauniiibd/issue/24334/257894>
- Esen S., Zeren F. ve Şimdi, H. (2015). CDS and Stock Market: Panel Evidence Under Cross-Section Dependency. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 1(1), 31-46. Retrieved from <https://ojs.lib.uom.gr/index.php/seeje/article/view/9034>
- Fonseca, J. D. and Gottschalk, K. (2015). The co-movement of credit default swap spreads, stock market returns and volatilities: Evidence from Asia-Pacific markets. Working paper. Retrieved from https://nzfc.ac.nz/papers/original_16/CreditEquity.pdf
- Fung, H. G., Sierra, G. E., Yau, J. and 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. <https://doi.org/10.3905/jai.2008.708849>
- Gazel, S. (2017). BİST Sınai Endeksi İle Çeşitli Metaller Arasındaki İlişki: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5 (52), 287-299. <http://dx.doi.org/10.16992/ASOS.12637>
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*, 4th Edition. McGraw Hill.
- Hancı, G. (2014). Kredi Temerrüt Takasları ve Bist-100 Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. *Maliye Finans Yazıları*, (102), 9-24. <https://doi.org/10.33203/mfy.170744>
- Hancı, G. (2014). Kredi Temerrüt Takasları ve Bist-100 Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. *Maliye ve Finans Yazıları*, (102), 9-22. <https://doi.org/10.33203/mfy.170744>
- İlhan, B. ve Bayır, M. (2021). BİST Sınai ve BİST Mali Endeksi ile CDS, Faiz, Döviz Kuru, Toplam Krediler ve COVID-19 Arasındaki Dinamik İlişki. *Third Sector Social Economic Review*, 56(4), 3090-3110. <http://dx.doi.org/10.15659/3.sektor-sosyal-ekonomi.21.12.1719>
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economics Dynamic and Control*, 12, 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Kara, C. Ç. (2022). BİST 100 Endeksi İle Çeşitli Yatırım Araçları Arasındaki İlişkinin Toda-Yamamoto Nedensellik Testi İle Analiz Edilmesi. *Balıkesir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(1), 35-45. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/bauniibfd/issue/70923/1091063>
- Karlıoğlu, İ. ve Sevim, U. (2022). Hisse Senedi Fiyatları ile Ülke Risk Primi (CDS) Arasındaki İlişki. *Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi*, 24(3), 576-593. <https://doi.org/10.31460/mbdd.945899>
- Kılıcı, E. N. (2017a). CDS primleri ile ülke kredi riski arasındaki ilişkinin değerlendirilmesi; Türkiye örneği. *Maliye ve Finans Yazıları*, (108), 71-85. <https://doi.org/10.33203/mfy.357664>
- Kılıcı, E. N. (2017b). CDS Primleri İle Bir Ülkenin Ekonomik ve Finansal Değişkenleri Arasındaki Nedensellik İlişkinin Değerlendirilmesi: Türkiye Örneği. *Küresel İktisat ve İşletme Çalışmaları Dergisi*, 6(12), 145-154. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/402940>
- Lee, J. (2017). An Empirical Study on Spillover Effects between CDS and FX at Korean Market. *World Journal of Research and Review*, 4(5), 15-20. Retrieved from https://www.wjrr.org/download_data/WJRR0405004.pdf
- Longstaff, F. A., Pan, J., Pedersen, L. H. and Singleton, K. J. (2011). How sovereign is sovereign credit risk?. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2), 75-103. <https://doi.org/10.1257/mac.3.2.75>
- Lovreta, L. & Mladenovic, Z. (2018). Do The Stock and CDS Markets Price Credit Risk Equally in The Long-Run?. *The European Journal of Finance*, 24(17), 1699-1726. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2018.1501402>
- Mateev, M. and Marinova, E. (2019). Relation between credit default swap spreads and stock prices: A non-linear perspective. *Journal of Economics and Finance*, 43, 1-26. <https://www.doi.org/10.1007/s12197-017-9423-9>

- Mert, M. ve Çağlar, A. E. (2019). Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Münyas, T. (2018). CDS Primi ve Piyasa Göstergeleri Arasındaki İlişkinin Değerlendirilmesi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz: Türkiye Örneği. *Atlas International Refereed Journal on Social Sciences*, 4(15), 1689-1696. <https://doi.org/10.31568/atlas.237>
- Özen, E. ve Vurur, S. (2020). COVID-19 Salgınının CDS Primleri ile Borsa Endeksleri Arasındaki İlişki Üzerine Etkileri: Başlıca Avrupa Endeksleri İçin Bir Uygulama. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 5, 97-114. <https://doi.org/10.30784/epfad.810614>
- Paul, U. C. (2020). The causal relationship between private sector credit growth and economic growth in Bangladesh: Use of Toda-Yamamoto Granger Causality test in VAR model. *Munich Personal RePEc Archive*, 1-22. Retrieved from <https://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/104476>
- Phillips, P. C. B. and Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variable regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57, 99-125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Ratner, M. and Chiu, C. C. J. (2013). Hedging stock sector risk with credit default swaps. *International Review of Financial Analysis*, 30, 18-25. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2013.05.001>
- Sadeghezadeh, K. (2019). Borsa Endekslerinin Ülke Risklerine Duyarlılığı: Seçilmiş Ülkeler için Bir Panel Veri Analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(2), 435-450. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/atauniiibd/issue/44281/443287>
- Sevüktekin, M. ve Çınar. (2017). Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı (5. bs.). Bursa: Dora Yayıncılık.
- Shahzad, S. J. H., Mensi, W., Hammoudeh, S., Balcilar, M. and Shahbaz, M. (2018). Distribution specific dependence and causality between industry-level US credit and stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 52, 114-133. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2017.09.025>
- Sovbetov, Y. and Saka, H. (2018). Does it take two to tango: Interaction between credit default swaps and national stock indices. *Journal of Economics and Financial Analysis*, 2(1), 129-149. <http://doi.org/10.1991/jefa.v2i1.a15>
- Sun, X., Wang, J., Yao, Y., Li, J., and Li, J. (2020). Spillovers among sovereign CDS, stock and commodity markets: A correlation network perspective. *International Review of Financial Analysis*, 68, 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.10.008>
- Sümer, K. K. (2013). Makro Ekonometrik Modeller, İstanbul: Beşir Kitabevi.
- Şahin, E. E. and Özkan, O. (2018). Kredi Temerrüt Takası, Döviz Kuru Ve Bist100 Endeksi İlişkisi. *Hittit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(3), 1939-1945. <https://doi.org/10.17218/hittitsosbil.450178>
- Şenol, Z. (2021). Volatility Spillover between the Stock Market, Exchange Rates, Interest Rates and CDS Premiums: Evidence from Turkey (Borsa Endeksi, Döviz Kuru, Faiz Oranları ve CDS Primleri Arasındaki Oynaklık Yayılımları: Türkiye Örneği). *Business and Economics Research Journal*, 12(1), 111-126. <https://doi.org/10.20409/berj.2021.313>
- Tarı, R. (2010). Ekonometri, 6. Baskı, İstanbul: Umuttepe Yayınları.
- Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Topaloğlu, E. E. ve Ege, İ. (2020). Kredi Temerrüt Swapları (CDS) ile Borsa İstanbul 100 Endeksi Arasındaki İlişki: Kısa ve Uzun Dönemli Zaman Serisi Analizleri, *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 12 (2), 1373-1393. <https://doi.org/10.20491/isarder.2020.918>
- Vashkevich, A. & Basazinew, S. (2013). Relationship Between Sovereign Credit Default Swap and Stock Markets. *Student Umeå School of Business and Economics, Master Thesis*, 1-82. Retrieved from <https://www.diva-portal.org/smash/record.jsf?pid=diva2%3A651679&dsid=-1617>
- Weber, M. and Norden, L. (2009). The co - movement of credit default swap, bond and stock markets: An empirical analysis. *European financial management*, 15(3), 529-562. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2007.00427.x>
- Weistroffer, C., Speyer, B., Kaiser, S. and Mayer, T. (2009). Credit default swaps. *Deutsche bank research*, 27. Retrieved from https://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/cds_example_DB.pdf
- Yenice, 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), 135-151. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/jefa/issue/32427/360572>
- Yılmaz Z. ve Balı S. (2012). Kredi Temerrüt Takası Marjları ile İMKB 100 Endeksi Arasındaki İlişki. 16. Finans Sempozyumu, 10-13 Ekim 2012, Erzurum. Retrieved

from <https://docplayer.biz.tr/33617734-16-finans-sempozyumu-ekim-2012-erzurum.html>

Zivot, E. and Andrews D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270. <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>

Extended Summary

The Aim of Study

This study aims to determine the relationship between Turkey's 5-year USD denominated Credit Default Swaps (CDS) and BIST-100, BIST-30, BIST-50, BIST-Bank, BIST-Industrial, BIST-All and BIST30 Futures indices. For this purpose, 168 monthly data for a 14-year period covering the period 2009-2022 are included in the research process. Conventional and structural break unit root tests, Johansen cointegration test, FMOLS estimator and Toda-Yamamoto causality test are used to analyze the data. The study analyzes the interaction between the dollar-denominated monthly closing prices of seven different stock indices traded on Borsa Istanbul and the CDS premium. In the national literature, stock index prices in Turkish Lira are included in the research processes. The first factor that distinguishes this study from the national literature is the inclusion of monthly closing prices of stock indices in US dollars. In this way, it is aimed to look at the stock market from the perspective of foreign investors with dollar-based prices. Another factor is the inclusion of seven different stock indices in the research process. In this context, the study is expected to contribute to the literature.

Literature

In the literature research, a large number of national and international studies were found, which were conducted with different methods, on the relationship between CDS premiums and stock market indices. Summaries of some of these studies are given. Studies on the relationship between CDS premiums and stock market indices in the literature have been examined in detail with different analysis methods. The difference of this study from previous studies is that index values are taken in dollar terms, Johansen cointegration test, FMOLS test and Toda-Yamamoto tests are applied. In addition, no study has been found on the interaction of Turkey's CDS premiums with BIST-100, BIST-30, BIST-50, BIST-Bank, BIST-Industrial, BIST-All and BIST30-Forward indices. In this context, it is expected that this study will contribute to the literature.

Methodology

First of all, the stationarity properties of the series subject to the research are tested with Philips-Perron (1988) and Zivot-Andrews (1992) unit root tests. Cointegration and causality tests are selected according to the unit root test findings. Johansen (1988) cointegration test is applied to determine the existence of long-run relationships between the series. In cases where a long-run cointegration relationship between the series is detected, the FMOLS method developed by Philips-Hansen (1990) was used to estimate the direction and degree of the relationship. Finally, Toda-Yamamoto (1995) causality test is used to obtain information about the causality relationship between the series.

Findings

It is found that all models do not have autocorrelation and

changing variance problems and the models meet the stability conditions. According to the Johansen cointegration test findings, a long-run relationship is found between the series in all models. According to the FMOLS estimator test results, an increase in CDS premiums leads to a decrease in all stock indices. CDS premiums have the highest negative effect on BIST-Banking index and the lowest negative effect on BIST-Industrial index. According to Toda-Yamamoto causality test results, bidirectional causality is found between CDS premium and BIST-100, BIST-30, BIST-Industrial and BIST-All, unidirectional causality is found from CDS to BIST-50, while no causality is found between CDS and BIST-Bank and BIST30-Dated indices.

Conclusion

The existence of a one-way or two-way interaction between CDS premiums and stock indices may cause an increase in the credit risk premium to cause negative expectations in the stock market, in other words, the selling pressure in the stock market will increase or negative shocks in the stock market will increase the credit risk premium and make an investment in the country. can be interpreted as negatively affecting the necessary environment of trust. As it can be deduced from the results of the study, the risks that the country is exposed to affect the financial markets negatively. For this reason, it is necessary to provide the necessary environment of trust in order to attract national and international investors to the country.