

---

## BİST 100 ENDEKSİ İLE CDS PRİMLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİDE COVID-19 ETKİSİ

---

N. Serap VURUR<sup>1</sup>

### Öz

Türkiye geliştirmekte olan bir ülke olarak dış finansman kaynaklarına ve yabancı portföy yatırımlarına ihtiyaç duymaktadır. Çalışma, küresel COVID-19 pandemi dönemi ve öncesi dönemde Kredi Temerrüt Swap (CDS) primleri ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişki ve bu ilişkide farklılaşma olup olmadığının ortaya konmasını amaçlamaktadır. Çalışmada 02 Ocak 2015- 06 Kasım 2020 tarihleri arasındaki beş yıllık devlet tahvillerine ait günlük CDS primleri ve BİST 100 endeks verileri kullanılmıştır. CDS primleri ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişki, Gregory Hansen eş bütünleşme ve Toda Yamamoto nedensellik analizleri ile yapısal kırılma öncesi, sonrası ve tüm dönem olarak incelenmiştir. Ayrıca etki tepki ve varyans ayrıştırma analizlerine de yer verilmiştir. Gregory Hansen yapısal kırılmalı eş bütünleşme analizi uzun dönemde değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğunu göstermiştir. Çalışmada yapısal kırılma öncesi dönem ve tüm dönemde nedensellik ilişkisinin yönü BİST 100 endeksinden CDS primlerine doğrudur. Kırılma sonrasındaki dönemde ise nedensellik ilişkisinin yönünün CDS primlerinden BİST 100 endeksine doğru olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum yapısal kırılma dönemlerinde CDS primleri ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişkinin yönünün değişebileceğini göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Kredi Temerrüt Takası (CDS), BİST 100, COVID-19, Nedensellik  
**JEL Sınıflandırması:** G 10, G17.

---

## COVID-19 EFFECT ON THE RELATIONSHIP BETWEEN BIST 100 INDEX AND CDS PREMIUMS

---

### Abstract

As a developing country, Turkey needs foreign financing sources and foreign portfolio investments. The study aims to reveal the relationship between the Credit Default Swap (CDS) premiums and the BIST 100 index during and before the global COVID-19 pandemic and whether there is a differentiation in this relationship. January 02, 2015-November 06, 2020 five-year government bond daily CDS premiums and BIST 100 index data were used in the study. The relationship between CDS premiums and the BIST 100 index was examined before, after, and all periods of structural fracture by Gregory Hansen co-integration and Toda Yamamoto causality analyses. Also, impulse-response and variance decomposition analysis are given place. Gregory Hansen cointegration analysis with fracture showed that there is a cointegration relationship between variables in the long run. In the study, the direction of the causality relationship in the period before the structural break and in the whole period is from the BIST 100 index to the CDS premiums. In the period after the break, it was concluded that the direction of the causality relationship was from CDS premiums to BIST 100 index. This indicates that the direction of the relationship between CDS premiums and the BIST 100 index may change during periods of structural break.

**Keywords:** CDS, BIST 100, COVID-19, Causality  
**JEL Classification:** G 10, G 17

---

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Afyon Kocatepe Üniversitesi, Bolvadin Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, Muhasebe Finans Yönetimi Bölümü, serapvurur@aku.edu.tr, ORCID: 0000-0003-4339-6474

## 1.Giriş

Yoğun küreselleşmeyle birlikte yatırımcılar farklı ülke piyasalarına yatırım yaparak portföy riskini azaltma olanağına sahiptir. Ancak yatırımcılar farklı ülke piyasalarına yatırım yaptıklarında pek çok riskle karşılaşma olasılıkları da artmaktadır. Ülke risklerinin göstergesi olarak Standard & Poor's, Moody's ve Fitch gibi derecelendirme kuruluşlarınca belirlenen kredi notlarıyla birlikte CDS (Kredi Temerrüt Swapları) primleri de risk ölçüsü olarak kullanılmaktadır. CDS primleri 1990'lı yılların başında borçlunun temerrüde düşme riskine karşı koruma sağlayan bir takas sözleşmesi olarak ortaya çıkmıştır. CDS primleri günlük olarak belirlenmektedir ve bu nedenle mevcut koşulları daha hızlı yansıtabilmektedir. Ekonomik ve finansal göstergelerdeki bozulmalar, yaşanan istikrarsızlıklar CDS primlerinde artışa yol açmaktadır. CDS primlerindeki artışlar, borçlanma maliyetlerini ve yatırımcıların hisse senedi piyasalarındaki risk algısını arttırmaktadır.

Piyasalardaki risk algısı artışı, son dönemde ilk kez bir salgın hastalık nedeniyle gerçekleşmektedir. COVID-19, Çin'de 2019 yılının sonu itibarıyla başlayan ve tüm dünyayı etkisi altına alan hala durdurulamayan bir salgındır. Dünya çapında 30 Ekim 2020 itibarıyla 1.196.362 ölümlerle birlikte 46 milyondan fazla doğrulanmış vaka bulunmaktadır (WHO, 2020). Virüsü kontrol altına almak için uygulanan karantina önlemlerinin küresel ekonomi üzerinde 2008 krizinden daha derin bir etki yaratması öngörülmektedir. COVID-19 salgınının, yakın tarihin ekonomik açıdan en maliyetli salgınlardan biri haline gelmesi beklenmektedir (Boissay ve Rungcharoenkitkul, 2020:1). Salgın hem reel ekonomiyi hem de finansal piyasaları etkilemektedir. Uluslararası Para Fonu (IMF) dünya ekonomisinin bu yılına ilişkin beklentisi %4,4'lük küçülmüştür (IMF, 2020). Dünya çapında tüm borsa endeksleri 2020 yılının Ocak ve Şubat ayının ortalarına kadar oldukça yüksek verimsağlamışlardır. Mart ayının başlarından itibaren borsalarda endişeler belirginleşmiştir. Örneğin, Dow Jones Industrial Average endeksi Mart 2020'de tek günlük en büyük düşüşlerden ikisine tanık olurken, S&P 500 endeksi 19 Şubat 2020 ile 23 Mart 2020 arasında yaklaşık yüzde 41 oranında düşmüştür. Aynı dönemde BİST 100 endeksi 27 Mart 2020 tarihinde günlük yüzde 5,67 düşerek Temmuz 2016'dan beri görülen en büyük değer kaybını yaşamıştır. Türkiye'nin CDS primleri ise en yüksek noktaya 652,3 puanla 07 Nisan 2020'de ulaşmıştır. Küresel finansal piyasalarda yaşanan düşüşlerin gelişmekte olan piyasalardaki finansal ve makroekonomik koşulları önemli ölçüde sıkıntıya sokması beklenmektedir (Bergant vd. 2020:2). COVID-19 nedeniyle artan belirsizlik yatırım kararlarını aşırı derecede riskli duruma getirmektedir. Riskin artması ülkelerin CDS primlerinde artışı beraberinde getirmiştir.

Çalışmanın amacı gelişmekte olan bir ülke kategorisinde değerlendirilen Türkiye'nin CDS primleri ile ekonominin barometresi olarak görülen BİST 100 endeksi arasındaki ilişkinin yönünde COVID-19 pandemisinin değişikliğe yol açıp açmadığını belirlemektir. Çalışmayı literatürdeki diğer çalışmalardan ayıran nokta CDS primleri ile borsa ilişkisinin yönünü pandemi öncesi ve sonrası dönem olarak ortaya koymasındır.

Çalışmamızın ikinci bölümünde literatür, üçüncü bölümde veri seti, dördüncü bölümde kullanılan metodoloji beşinci bölümünde ise elde edilen bulgulara yer verilerek altıncı bölümde sonuçlar değerlendirilmiştir.

## 2. Literatür Özeti

CDS primleri ile piyasalar arasındaki ilişkiye dair literatürde çok sayıda çalışma bulunmasına rağmen, hisse senedi ve CDS piyasaları arasındaki ilişkiye dair ampirik kanıtlar hala belirsizdir (Longstaff ve diğerleri, 2003; Byström, 2005; Norden ve Weber, 2009; Forte ve Peña, 2009; Flannery vd., 2010; Forte ve Lovreta, 2015; Hilscher vd., 2015; Marsh ve Wagner, 2015; Tolikas ve Topaloğlu 2017; Kliber, 2019; Ali vd. 2020). Çoğu durumda hisse senetlerinin CDS'e öncülük ettiği iddia edilmektedir. İlgili görüş Forte ve Peña (2009), Norden ve Weber (2009), Hilscher vd. (2015) ve Narayan vd. (2014) ve Chau vd. (2018) tarafından desteklenmektedir. Literatürdeki çalışmaların bir kısmı özel sektörde yer alan şirketlerin CDS primleri ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırmıştır (Byström, 2005; Mataev ve Marinova, 2019).

Türkiye örneğinde CDS primleri ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişkiyi konu alan çok sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmaların sonuçlarına göre CDS primleri ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalar 3 grupta incelenebilir. Değirmenci ve Pabuçcu (2016), Başarır ve Ketten (2016), Şahin ve Özkan (2015) CDS primleri ile BİST 100 endeksi arasında çift yönlü bir nedensellik olduğunu belirten çalışmalardır. Kayhan vd. (2016), Bektur ve Malcioğlu (2017) ile Topaloğlu ve Ege (2020)'nin çalışmalarında CDS primlerinden BİST 100 endeksine doğru tek yönlü bir ilişki öngörülmüştür. Öte yandan BİST 100 endeksinden CDS primlerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine ait bulgular ise Avcı (2020) ve Gün (2018) tarafından ortaya konmuştur. Türkiye örneğine ilişkin literatürde bu üç farklı görüşe ek olarak Acaravcı ve Karaömer (2017) ise CDS primleri ile BİST 100 endeksi arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığını belirtmiştir.

COVID-19 pandemisinin ortaya çıktığı 2020 yılında pandeminin BİST 100 endeksine etkisini inceleyen çalışmalar yapıldığı görülmektedir. Göker vd. (2020) olay analizi yöntemi kullanarak yaptıkları çalışmalarında BİST 100 endeksi kapsamında yer alan sektörlerin büyük bir kısmının pandemiden negatif etkilendiğini ortaya koymuştur. Özdemir (2020) ise COVID-19 pandemisinin Borsa İstanbul sektör endekslerine etkisini Hatemi J asimetrik nedensellik testi ile incelemiştir. Çalışmada COVID-19 pandemisinin mali sektör endeksini olumsuz, teknoloji sektör endeksini ise olumlu etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Kartal (2020) yaptığı çalışmasında COVID -19 pandemisi esnasında Türkiye'nin CDS primlerinin davranışını incelemiştir. Pandemi öncesi dönemde CDS primlerinin; BİST 100 endeksi, VIX endeksi, MSCI Türkiye endeksi ve USD / TL döviz kurlarından etkilendiğini tespit etmiştir. Ancak pandemi döneminde CDS primlerini MSCI gelişmekte olan piyasa endeksi, COVID-19'dan yeni ölümlerin sayısı, USD / TL döviz kurları, ağırlıklı ortalama fon maliyeti, COVID-19 yeni vaka sayısı ve VIX endeksinin etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Çalışmada kümülatif vaka sayısı, kümülatif ölüm sayısı ve önlemlerin hiçbir dönemde Türkiye'nin CDS primlerinin üzerinde etkisi olmadığını belirtmiştir. Kartal vd. (2020)'e göre pandemi öncesinde yabancı yatırımcı miktarı, CDS primleri, devlet tahvil faiz oranları, MSCI gelişmekte olan piyasalar endeksi ve VIX oynaklık endeksinin BİST 100 endeksine önemli etkisi vardır. Pandemi döneminde ise sırasıyla MSCI gelişmekte olan piyasalar endeksi, VIX oynaklık endeksi, yabancı yatırımcıların hisse senedi piyasasında elde tutma tutarı, TCMB tarafından tutulan menkul kıymet tutarı ve hisse senedi piyasası işlem hacminin BİST 100 endeksini etkilediği sonucuna varmıştır.

Türkiye'nin gelişmekte olan bir ülke olarak dış finansman kaynaklarına ve yabancı portföy yatırımlarına ihtiyaç duyması ve CDS primlerinin borsa ve döviz yatırımcıları için kararlarını belirlemede ve riski ölçmede kullandıkları önemli bir etken olması bu çalışmanın motivasyonunu oluşturmaktadır. CDS primleri ile BİST 100 endeksine ilişkisine ait çalışmalar çoğunlukla pandemi öncesine ait çalışmalardır. Pandemi döneminde yapılan çalışmalarda ise BİST 100 endeksi getirilerindeki değişim, CDS primlerini etkileyen faktörler üzerinde durulmuştur. Pandemi öncesi ve pandemi dönemi CDS primleri ile BİST 100 endeksi ilişkisinin yönü ve ilişkinin yönünün değişip değişmediğine ilişkin çalışmaya rastlanmamıştır. Çalışmamızda gelişmekte olan bir ülke kategorisinde değerlendirilen Türkiye'nin CDS primleri ile BİST 100 endeksi arasında ilişkinin yönü tüm dönem, pandemi öncesi ve pandemi dönemi olarak eş bütünleşme testleri, nedensellik analizi ve etki tepki analizleri ile ayrı dönemler halinde incelenmiştir.

### 3. Veri Seti

Çalışmada Türkiye'nin beş yıllık devlet tahvillerine ait CDS primleri ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişkinin COVID-19 pandemi öncesi ve pandemi sırasındaki etkileşiminin ortaya konması amaçlanmıştır. Bu amaçla 01 Ocak 2015- 6 Kasım 2020 tarihleri arasındaki günlük 5 yıllık devlet tahvillerinin CDS primleri ve BİST 100 endeks verileri kullanılmıştır. Bu tarih aralığı Türkiye'nin orta vadedeki yapısal kırımlarını daha iyi öngörebilmek için seçilmiştir. CDS primleri ve BİST 100 endeks serilerinin logaritmaları alınmıştır.

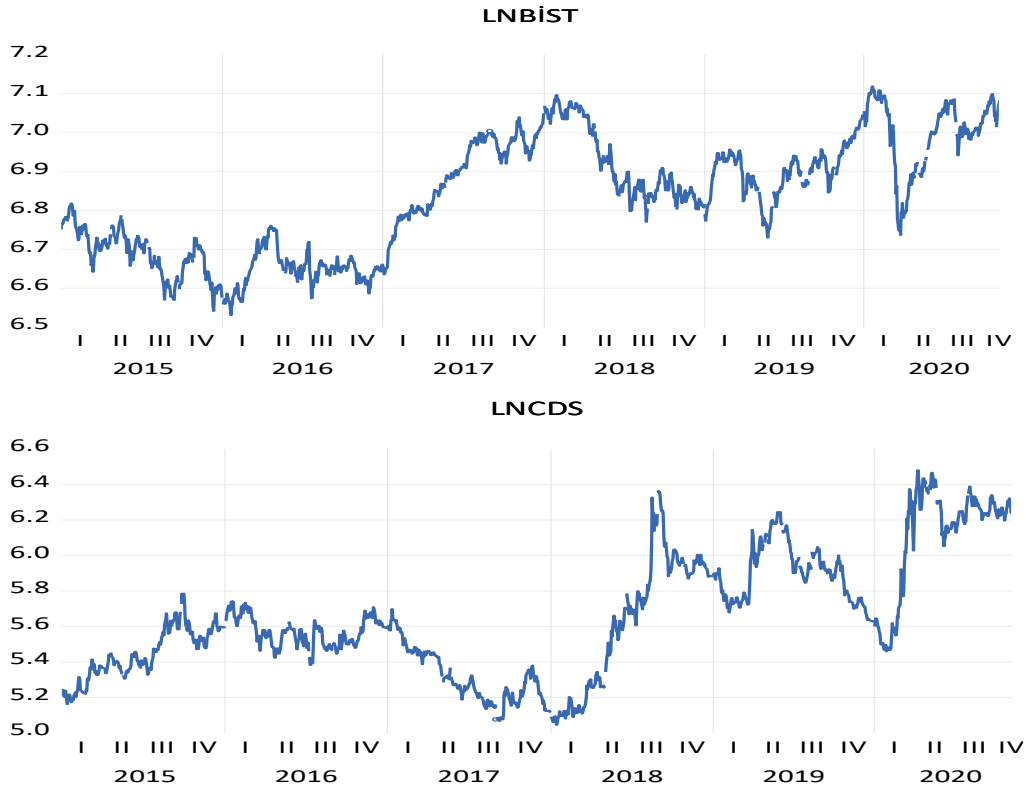
Araştırma dönemi; yapısal kırılma test sonuçlarında verilen tarihler dikkate alınarak: COVID-19 öncesi dönem (2 Ocak 2015-09.03. 2020) ve COVID-19 dönemi (10.03. 2020 – 6 Kasım2020) olarak ikiye ayrılmıştır. Ayrıca 2 Ocak 2015-6 Kasım 2020'i kapsayan tüm dönemde analize dahil edilmiştir.

Tablo 1: Veri Seti

Değişken Adı	Sembol	Kaynak
Kredi Temerrüt Swap	CDS	Reuters
BİST 100 Endeksi	LNBIŞT	İnvesting

Şekil 1’de LNCDS ve LNBIŞT 100 getirilerinin grafiksel gösterimi yer almaktadır. Şekil 1’de görüldüğü üzere, Ocak 2015 ve Kasım 2020 arasındaki dönemde Bist 100 Endeksi ve CDS’lerin grafikleri zıt yönlü hareket etmektedir. BİST 100 endeksinin yükseldiği 2017 dördüncü çeyrek ve 2018 ilk çeyreğinde Türkiye’nin CDS primlerinin en düşük seviyede olduğu görülmektedir. BİST 100 endeksinin düşüş gösterdiği 2018 üçüncü çeyrek ve 2020 birinci çeyrekte CDS primlerinin en yüksek olduğu dönemlerdir. Serilere ilişkin grafikler serilerde yapısal kırılmaların yaşandığını da göstermektedir.

Şekil 1: LNBIŞT 100 ve LNCDS Serileri



Değişkenler arasındaki bütünleşme dereceleri, kullanılacak eş bütünleşme ve nedensellik testleri için belirleyici olacaktır. Bununla birlikte ele alınan dönemde yaşanan COVID-19 pandemisi ve diğer sosyal, politik, ekonomik ve benzeri nedenlerden dolayı meydana gelen değişikliklerden dolayı serilerde oluşan yapısal kırılmaları ortaya koymak için ise yapısal kırılmalı birim kök testi olan Lee Strazicich (LM) kullanılmıştır.

#### 4. Metodoloji

Serilerin durağanlık seviyelerini belirlemek için yapısal kırılmalı Lee ve Strazicich (LM) birim kök testi kullanılmıştır. Serilere ilişkin eş bütünleşme ilişkisi Gregory Hansen eş bütünleşme testi ile araştırılmıştır. Seriler arasındaki nedensellik yönünün belirlenmesi için ise Toda Yamamoto nedensellik analizi yapılmıştır. Değişkenler arasındaki dinamik ilişkinin ortaya konması içinde etki tepki ve varyans ayrıştırma analizi yapılmıştır.

#### 4.1. Lee ve Strazicich (LM) Birim Kök Testi

Zivot-Andrews ve Lumsdaine-Papell birim kök testleri birim köke ilişkin temel hipotezleri yapısal kırılmanın olmadığı varsayımına dayandırmaktadır ve kritik değerleri bu varsayımına göre elde ederler. Lee ve Strazicich (2003, 2004) bu testlerde kullanılan hipotez alternatifinin “yapısal kırılmalı durağan” olmaması gerektiğini ortaya koymuşlardır. Çünkü temel hipotezin alternatifi yapısal kırılmaların var olması şeklinde olabilir, bu durum incelenen seride yapısal kırılmalı birim kökün varlığını gösterir (Yılancı,2009:329).

Lee ve Strazicich (2003, 2004), Schmidt ve Phillips (1992)'in Lagrange Çarpanları (LM) birim kök testinden yola çıkarak Zivot-Andrews birim kök testine alternatif tek kırılmalı, Lumsdaine-Papell birim kök testine alternatif iki kırılmalı birim kök testini geliştirerek serilerin yapısal kırılmalı trend durağan olarak değerlendirme sorununu ortadan kaldırmışlardır (Diler, 2020:375).

LM birim kök testi için regresyon denklemi;

$$y_t = \delta z_{t+e_t} \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$Z_t$  = Dışsal değişken vektörü,  $\varepsilon_t$ ; iid  $(0, \sigma^2)$  özelliğindeki kalıntıları temsil etmektedir.

Düzye tek kırılmalı birim kök testi Model A için denklem;

$D_t$ ,  $t \geq T_B + 1$  iken 1 diğer durumlarda sıfır değeri alan gölge değişkeni için (1) numaralı modelde  $Z_t$  yerine  $[1, t, D_t]'$  yazılarak oluşturulur.  $T_B$  kırılma zamanını vermektedir.

Düzye iki kırılmalı birim kök testi Model AA için denklem;

$D_{jt}, j=1,2$  için  $t \geq T_B + 1$  iken 1, diğer durumlarda sıfır değeri alan gölge değişken için  $Z_t$  yerine

$[1, t, D_t, DT_t]'$  yazılarak oluşturulur.

Düzye ve eğimde tek kırılmayı gösteren Model C için denklem;

$D, T_t$ ,  $t \geq T_B + 1$  iken 1 diğer durumlarda sıfır değerini alan gölge değişkeni için  $Z_t$  yerine  $[1, t, D_t, D_t]'$  yazılarak oluşturulur.

Sabit ve trendde iki kırılmaya izin veren Model CC denklemi için;

$J=1,2$  için  $DT_{jt}, t \geq T_B + 1$  iken  $t - T_{BJ}$  diğer durumlarda sıfır değerini alan gölge değişkeni için  $Z_t$  yerine  $[1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$  yazılır.

LM birim kök test istatistiği, aşağıdaki regresyondan elde edilir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta z_t + \emptyset \tilde{s}_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Tek kırılmalı LM birim kök testi için kritik değerler Lee ve Strazicich (2004)'den, iki kırılmalı LM birim kök testi için kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'den elde edilmektedir. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değerinin kritik değerden büyük olması durumunda yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilir.

#### 4.2. Gregory Hansen Eş Bütünleşme Testi

Gregory ve Hansen (1996) eş bütünleşme testi yapısal kırılma olması durumunda eşbütünleşme ilişkisini araştırmaktadır. Gregory ve Hansen (1996) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin araştırılmasında üç farklı model geliştirmiştir. Bu modellere ilişkin denklemler aşağıdaki gibi yazılabilir:

Ortalama değişimi ifade eden model denklemi;

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1 y_{2t} + e_t \quad (3)$$

Trendli ortalama değişimi ifade eden model denklemi;

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta_t t + \alpha_1 y_{2t} + e_t \quad (4)$$

Rejim değişim modelini ifade eden model denklemi;

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t} \varphi_{t\tau} + e_t \quad (5)$$

$\delta_{ti}$  denklemde yapısal kırılmaya karşılık gelen kukla değişkeni ifade etmektedir.

$$\delta_{ti} = \begin{cases} 0 & \text{eğer } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{eğer } t > [n\tau] \end{cases} \quad (6)$$

yapısal kırılma noktasını gösterir. [ ] ise yapısal kırılma noktasının tam sayı kısmını belirtmede kullanılır. Sıfır hipotezi eşbütünleşme yoktur şeklinde kurulmaktadır. Elde edilen test istatistiği Gregory Hansen tarafından geliştirilen kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olması durumunda iki değişken arasında eşbütünleşme yoktur sıfır hipotezi reddedilir. Yapısal kırılma ile beraber eşbütünleşme ilişkisi vardır alternatif hipotezi ise kabul edilir.

#### 4.3.Toda Yamamoto Nedensellik Testi

Toda Yamamoto nedensellik testi seriler arasında aynı seviyede durağanlık veya değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi gerektirmemektedir.

Toda Yamamoto nedensellik yaklaşımında ilk olarak Vektör Otoregresif (VAR) modeli kurularak gecikme uzunluğunun (p) tespit edilmesi gerekmektedir. İkinci olarak gecikme uzunluğu p'ye en yüksek bütünleşme derecesi dmax ilave edilir. Üçüncü aşamada, p+dmax gecikme için serilerin orijinal değerleri üzerine EKK modeli tahmin edilmektedir. Test modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Y_{t=\varphi+} = \sum_{i=1}^{p+dmax} \alpha_{1i} Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+dmax} \alpha_{2i} X_{t-1} + \mu_{1t} \quad (7)$$

$$X_{t=\varphi+} = \sum_{i=1}^{p+dmax} \beta_{1i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+dmax} \beta_{2i} Y_{t-1} + \mu_{1t} \quad (8)$$

Son adımda, değişkenler için sırasıyla kısıtlama konur. (p) gecikme için standart Wald testi kullanılarak, bu kısıtlamaların anlamlılığı sınanır. Denklemlerde X'ten Y'ye doğru bir nedensellik olup olmadığı  $\beta_{1t} = 0$  ve Y'den X'e doğru bir nedensellik olup olmadığı  $\delta_{1t} = 0$  sıfır hipotezleri geliştirilmiş Wald testi ile sınanarak test edilmektedir.

#### 5. Bulgular

Bu çalışmada yapısal kırılmalı Lee Strazicich (LM) birim kök testi kullanılmıştır. Birim kök testlerine ilişkin sonuçlar Tablo 2 ve 3 'de görülmektedir:

Tablo 2: Tek kırılmalı LM Birim Kök Testi Sonuçları

	LNCDS Model A	LNBİST Model A	LNCDS Model C	LNBİST Model C
Test İstatistiği	-2,2734	-3,0030	- 2,8342	-3,1872
Gecikme Uzunluğu	6	2	6	2
Kırılma Tarihi	26.03.2020	27.01.2020	27.12.2019	17.01.2020
Kritik Değerler (%5)	-3,2300	-3,2300	-4,0318	-4,0434

Tek kırılmalı LM test sonuçları Tablo 2'de görülmektedir. LNCDS ve LNBİST 100 serilerine ilişkin hem düzeyde kırılmaya izin veren Model A hem de sabitte ve trendde kırılmaya izin veren Model C'de test istatistiklerinin mutlak değeri kriter değerden küçük olduğundan LM testinin temel hipotezini kabul etmektedir. Buna göre tüm seriler birim kök içermektedir. Model A'ya göre LNCDS serisi için kırılma tarihi 26.03.2020 LNBİST serisi için 27.01.2020'dir. Model C'ye göre ise LNCDS serisi için kırılma tarihi 27.12.2019 iken LNBİST serisi için 17.01.2020 tarihidir. Bu tarihler CDS primlerinde pandemi riskinin daha önce yansıdığı ve kırılmanın Türkiye'deki ilk vaka açıklanmasından önce olduğunu düşündürmektedir.

Tablo 3: İki Kırılmalı LM Birim Kök Testi Sonuçları

	LNCDS Model A	LNBIŞT Model A	LNCDS Model C	LNBIŞT Model C
Test İstatistiği	-3,5050	-1,7838	-4,4513	-5,2574
Gecikme Uzunluğu	8	1	8	1
Kırılma Tarihi	29.12.2017 03.01.2020	28.01.2018 13.02.2020	03.08.2018 23.12.2019	15.08.2018 27.01.2020
Kritik Değerler (%5)	-3,8406	-3,8206	-4,7656	-5,6520

Tablo 3' de görülmekte olan iki kırılmalı LM testi Model A'ya göre LNCDS için kırılma tarihleri 29.12.2017 ve 03.01.2020 iken LNBIŞT serisi için kırılma tarihleri 28.01.2018 ve 13.02.2020 tarihleri belirlenmiştir. Model C'ye göre ise LNCDS serisi için kırılma tarihi 03.08.2018 ve 23.12.2019 tarihidir. LNBIŞT serisi içinse Model C'ye göre 15.08.2018 ve 27.01.2020 tarihleri kırılma tarihleri olarak belirlenmiştir. CDS primlerinde ve BIŞT 100 'de 2018 yılında görülen kırılma tarihleri o dönemde Türkiye- Amerika geriliminin etkileri olarak yorumlanabilir. Modellerin farklı kırılma tarihleri vermesinin nedeni Model A'nın düzeyde Model C'nin ise trendde değerlendirme yapmasından kaynaklanmaktadır. Mutlak değerde düzeyde kırılmaya izin veren Model A'da BIŞT ve CDS serilerinin test istatistikleri kritik değerlerden küçük olmasından dolayı, yapısal kırılma tarihiyle yapısal kırılmalı birim kök sıfır hipotezi kabul edilerek serilerin birim köklü olduğu kabul edilmiştir. Hem sabit hem de trendde kırılmayı dikkate alan Model C sonuçlarındada, BIŞT ve CDS serilerinin test istatistikleri mutlak değerde kritik değerlerden küçük olmasından dolayı, yapısal kırılma tarihiyle yapısal kırılmalı birim kök sıfır hipotezi kabul edilir ve seriler birim köklüdür.

Bir sonraki aşamada değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini ortaya koymak için yapısal kırılmayı dikkate alan Gregory Hansen eş bütünleşme testi uygulanacaktır. Gregory ve Hansen (1996), tek bir yapısal kırılmanın sabit ve/veya eğimde gözlenebileceğini ifade ederek üç farklı model önermişlerdir. Bunlar sabitte kırılma (C), trendli modelde sabit kırılma (C/T) ve rejimde değişim C/S modelleridir.

Tablo 4: Gregory Hansen Yapısal Kırılmalı Eş Bütünleşme Testi sonuçları

Model	Kırılma Tarihleri	t- istatistiği	%1	%5	%10
C*	29.12.2019	-4,92 (2)	- 5.13	- 4.61	- 4.34
C/T**	07.03.2020	-5,02 (5)	- 5.45	- 4.99	- 4.72
C/S**	10.03.2020	-5,12(8)	- 5.47	- 4.95	- 4.68

Parantez içindeki değerler gecikme sayısını ifade etmektedir. \* Sabitte kırılma \*\*Trend de kırılma \*\*\* Rejim değişimi

Tablo 4' de yapısal kırılma altında değişkenler arasında uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisini gösteren Gregory Hansen eş bütünleşme test sonuçları verilmiştir. Tüm modeller için ADF istatistiği mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük olduğundan LNCDS ile LNBIŞT değişkenleri arasında bir eş bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Gregory Hansen eş bütünleşme testinde C modeli 29.12.2019 tarihini verirken C/T ve C/S modelleri 07.03.2020 ve 10.03.2020 tarihlerini kırılma tarihleri olarak göstermektedir. Bu tarihler Türkiye'deki ilk vakanın açıklanmasının tarihi ile uyumludur.

Çalışmada değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisini ortaya koymak için Toda Yamamoto nedensellik analizi yapılacaktır. Türkiye ekonomisinde pandemi öncesinde ve sırasında CDS primleri ile BIŞT 100 endeksi arasındaki ilişkinin yönünü tespit etmek için yapısal kırılma tarihi olarak kabul edilen 10.03.2020 tarihi öncesi ve sonrası ayrı ayrı değerlendirilecektir. Buna ek olarak tüm döneme ilişkin nedensellik ilişkisi de araştırılmıştır.

Toda Yamamoto nedensellik testinde ilk olarak Vektör Otoregresif (VAR) modeli kurularak gecikme uzunluğu (p) tespit edilir. Bu gecikme uzunluğu p' ye en yüksek bütünleşme derecesi d max ilave edilir (Pittis, 1999; Wolde-Rufael, 2005). Optimal gecikme sayısı, Akaike Bilgi kriteri (AIC), Bayesian ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) seçim kriterleriyle belirlenmiştir. Çalışmada kırılma öncesi kurulan VAR modelinin, Akaike Bilgi kriterine (AIC) göre optimal gecikme uzunluğu 4 iken kırılma sonrası kurulan VAR modelinin Akaike Bilgi kriterine (AIC) göre optimal gecikme uzunluğu 7 olarak belirlenmiştir. Belirlenen gecikme uzunluklarının LM testine göre otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. Ayrıca VAR modelin kararlılık koşulunu sağlayıp sağlamadığını belirlemek amacıyla karakteristik kökler incelenmiş ve köklerin birim çember içinde olduğu sonucuna varılmıştır. LNCDS serisi I (1) seviyesinde durağandır. Bu doğrultuda serilerin Toda Yamamoto nedensellik analizi için gerekli olan p + dmax seviyeleri tespit edilmiştir. Toda Yamamoto test istatistik değeri ki kare dağılımının yer aldığı Wald Testi ile sınanmaktadır.

Tablo 5: BİST 100 Endeksi ile CDS Primi Arasındaki Nedensellik İlişkisi

Kırılma Öncesi (02.01.2015-09.03.2020)			
Hipotez	X <sup>2</sup> Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Nedenselliğin Yönü
LNBİST LNCDS'in Granger nedeni değildir.	6,8685	0,0383**	LNBİST → LNCDS
LNCDS LNBİST'in Granger nedeni değildir.	3,7348	0,2916	
Kırılma Sonrası (11.03.2020-06.11.2020)			
Hipotez	X <sup>2</sup> Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Nedenselliğin Yönü
LNBİST LNCDS'in Granger nedeni değildir.	9,3177	0,1565	LNBİST ← LNCDS
LNCDS LNBİST'in Granger nedeni değildir.	16,7174	0,0104**	
Tüm Dönem (02.01.2015-06.11.2020)			
Hipotez	X <sup>2</sup> Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Nedenselliğin Yönü
LNBİST LNCDS'in Granger nedeni değildir.	18,5821	0,009*	LNBİST → LNCDS
LNCDS LNBİST'in Granger nedeni değildir.	8,3858	0,2112	

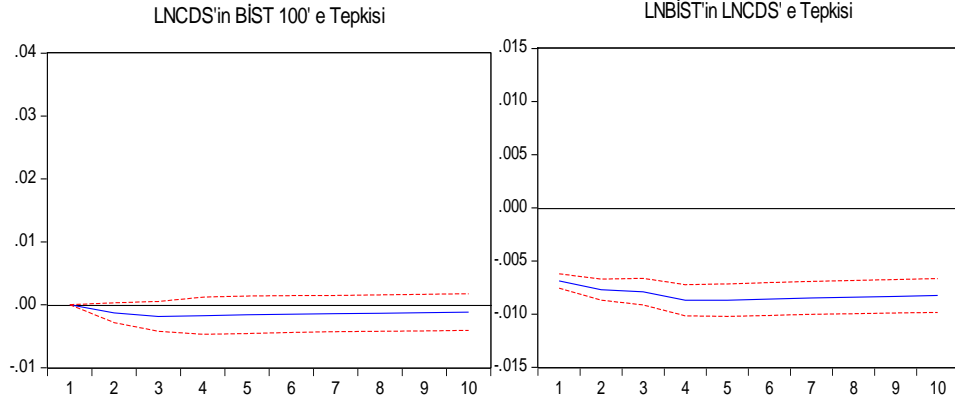
\*, \*\*ve \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5' de yapısal kırılma öncesi dönem, kırılma sonrası dönem ve tüm döneme ilişkin BİST 100 endeksi ve CDS primleri arasındaki ilişkiyi ortaya koyan Toda Yamamoto nedensellik analizi sonuçları görülmektedir. Yapısal kırılma öncesi dönemde BİST 100 endeksinden CDS primlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Kırılma sonrasında BİST 100 ile CDS primleri arasındaki ilişkinin yönü değişmiştir. Tablo 5' de görüldüğü üzere yapısal kırılma sonrası dönemde ilişkinin yönü CDS primlerinden BİST100 endeksine doğrudur. Tüm döneme ilişkin nedensellik analiz sonucu ise nedensellik ilişkisinin BİST 100 endeksinden CDS primlerine doğru olduğunu göstermektedir.

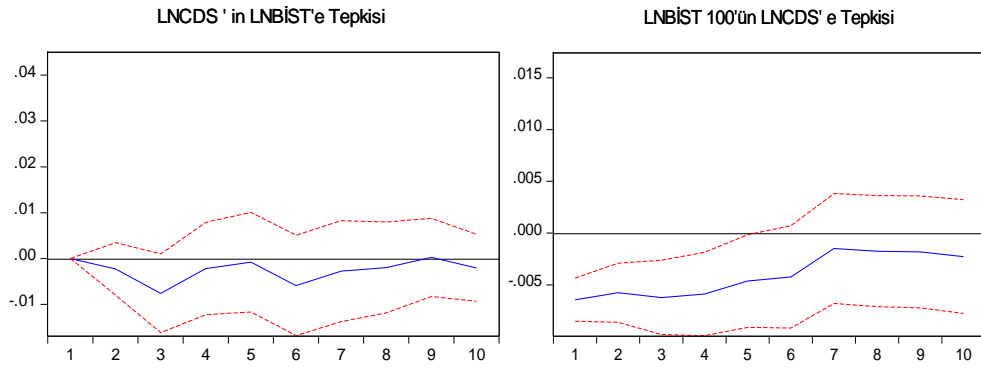
Değişkenler arasındaki dinamik ilişkilerin ortaya konması amacıyla etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri yapılmıştır. Etki -tepki analizi değişkenlerdeki değişimin işareti, süresi ve büyüklüğü ile ilgili bilgi verir. Bağımlı değişkenlerdeki değişimlerin ne kadarının kendi şoklarından ne kadarının diğer değişkenlerin şoklarından kaynaklandığını ortaya koymak içinse varyans ayrıştırma analizi yapılmıştır. Gerek etki-tepki gerekse varyans ayrıştırma analizleri yapılırken Cholesky ayrıştırma yöntemi kullanılmıştır. Şekil 2, 3 ve 4' de etki tepki grafiklerine yer verilmiştir.



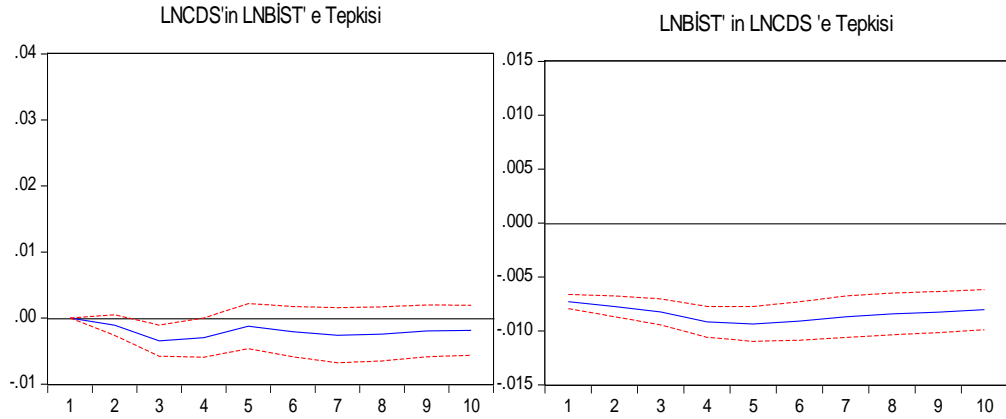
Şekil 2: Kırılma Öncesi Döneme İlişkin Etki Tepki Grafikleri



Şekil 3: Kırılma Sonrası Döneme İlişkin Etki Tepki Grafikleri



Şekil 4: Tüm Döneme İlişkin Etki Tepki Grafikleri



Şekil 2'de kırılma öncesi dönemde CDS primlerinde beklenmedik bir artış gerçekleştiğinde BİST 100 endeksinin verdiği tepkiler yer almaktadır. CDS primlerinde beklenmedik bir artış durumunda BİST 100 endeksi, BİST100 endeksinde beklenmedik bir artış gerçekleştiğinde de CDS primleri negatif tepki vermektedir. Şekil 3' de görüldüğü üzere kırılma sonrası dönemde de hem CDS primleri hemde BİST 100 beklenmedik bir artış durumunda birbirlerine negatif bir tepki vermektedir. Tüm dönemde CDS primlerinde beklenmedik bir artış gerçekleştiğinde BİST 100 endeksinin verdiği tepkiler Şekil 4' de görülmektedir. CDS primlerinde beklenmedik bir artış durumunda BİST 100 endeksi negatif bir tepki vermektedir. BİST 100 endeksinde beklenmedik bir artış gerçekleştiğinde de bu kez CDS primleri negatif tepki vermektedir. Tüm tepkiler istatistiksel olarak anlamlıdır.

Yapısal kırılma öncesi dönem, kırılma sonrası dönem ve tüm döneme ilişkin varyans ayrıştırma analiz sonuçları Tablo 6' da görülmektedir.

Tablo 6: Değişkenlere İlişkin Varyans Ayrıştırma Analizi Sonuçları

Kırılma Öncesi Döneme İlişkin Varyans Ayrıştırma Analizi Sonuçları			
LNCDS'in Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Std Hata	LNCDS	LNBIŞT100
1	0,0341	100.000	0,0000
5	0.0738	98.7528	0,1954
10	0.0785	98.0873	0,2471
LNBIŞT'in Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Std Hata	LNBIŞT100	LNCDS
1	0.0138	78,4705	21,5294
5	0.0296	80,6704	19,3295
10	0.0399	87,3793	12,6206
Kırılma Sonrası Döneme İlişkin Varyans Ayrıştırma Analizi Sonuçları			
LNCDS'in Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Std Hata	LNCDS	LNBIŞT100
1	0,0299	100.0000	0,0000
5	0,0728	99,5618	0,4381
10	0.0960	99,5070	0,4928
LNBIŞT'in Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Std Hata	LNBIŞT100	LNCDS
1	0,0135	28,8450	71,1549
5	0,0317	35,0198	64,9801
10	0,0441	36,7105	63,2894
Tüm Döneme İlişkin Varyans Ayrıştırma Analizi Sonuçları			
LNCDS'in Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Std Hata	LNCDS	LNBIŞT100
1	0.0282	100.0000	0,0000
5	0.0688	99.7741	0.2258
10	0.0960	99.7870	0.2129
LNBIŞT'in Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Std Hata	LNBIŞT100	LNCDS
1	0.0130	72.3702	27.6297
5	0.03022	64.9564	35.0435
10	0.04284	63.3048	36.6952

Kırılma öncesi dönemde CDS primlerindeki değişimin büyük bir bölümü (%98) kendisi tarafından açıklanırken, BIŞT 100 endeksinin CDS primlerindeki değişimi açıklama yüzdesinin %24 'tür. Aynı dönemde BIŞT 100 endeksindeki değişimin %87'i kendisi tarafından açıklanırken, CDS primlerinin dönem ilerledikçe açıklama yüzdesinin azaldığı ve 10. dönemde CDS primlerinin BIŞT 100 endeksindeki değişimin %12' sini açıkladığı görülmektedir.

Kırılma sonrası dönemde, CDS primlerindeki değişimin büyük bir bölümü (%99) kendisi tarafından açıklanırken, BIŞT 100 endeksinin CDS primlerindeki değişimi açıklama yüzdesinin %49 olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan, BIŞT 100 endeksindeki değişimin büyük bir kısmının (%71) CDS primlerince açıklandığı görülmektedir. CDS primlerinin dönem ilerledikçe açıklama yüzdesinin azalmış ve 10. dönemde CDS primlerinin BIŞT 100 endeksindeki değişimi açıklama gücünün %63 olmuştur.

Tüm döneme ilişkin varyans ayrıştırma sonuçlarına göre, CDS primlerindeki değişimin büyük bir bölümü (%99) kendisi tarafından açıklanırken, BİST 100 endeksinin CDS primlerindeki değişimi açıklama yüzdesi %21 olmuştur. Diğer taraftan, BİST 100 endeks değişiminin %63'ü kendisi tarafından açıklanırken, CDS primlerinin dönem ilerledikçe açıklama yüzdesinin arttığı ve 10. dönemde CDS primlerinin BİST 100 endeksindeki değişiminin %36' sını açıkladığı görülmektedir.

Yapılan analiz sonuçları değerlendirildiğinde, CDS primleri ve BİST 100 endeksi arasında COVID-19 döneminde artan bir etkileşim olduğu görülmektedir. Gregory Hansen eş bütünleşme testi, BİST 100 endeksi ile CDS primleri arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir. Toda Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre ise tüm tarih aralığını kapsayan dönem ve pandemi öncesi dönem nedensellik ilişkisi BİST 100 endeksinden CDS primlerine doğru iken pandemi sonrası ilişkinin yönü CDS primlerinden BİST 100 endeksine doğru gerçekleşmiştir. Etki tepki ve varyans ayrıştırma analizlerinin sonuçları nedensellik analizinden farklı sonuçlar ortaya koymaktadır.

#### 4.Sonuç

Çalışma küresel COVID-19 pandemi dönemi ve pandemi öncesi dönemde beş yıllık devlet tahvili CDS primleri ile BİST 100 arasındaki ilişki ve bu ilişkide farklılaşma olup olmadığını ortaya koymayı amaçlamaktadır. Türkiye'nin gelişmekte olan bir ülke olarak dış finansman kaynaklarına ve yabancı portföy yatırımlarına ihtiyaç duyması ve CDS primlerinin borsa ve döviz yatırımcıları için kararlarını belirlemede ve riski ölçmede kullandıkları önemli bir etken olması bu çalışmanın motivasyonunu oluşturmaktadır. Bu amaçla pandemi döneminin yapısal kırılmaya yol açıp açmadığının tespit edilmesi için Lee Strazicich (LM) birim kök testi yapılmıştır. İlk vaka açıklama tarihinin piyasalara kırılma tarihi olarak yansıdığı görülmüştür. Sonrasında Gregory Hansen eş bütünleşme testi kullanılarak eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Gregory Hansen eş bütünleşme testi ile CDS primleri ve BİST 100 endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı ortaya konmuştur. Kırılma öncesi dönem COVID-19 pandemisi öncesini, kırılma tarihi sonrası dönem ise COVID-19 pandemi dönemini ifade etmektedir. Tüm dönem, COVID-19 pandemi öncesi ve pandemi sonrası dönemde ilişkinin yönü Toda Yamamoto nedensellik analizi ile incelenmiştir. COVID-19 öncesi dönem ve tüm dönemde nedensellik ilişkisinin yönü BİST 100 endeksinden CDS primlerine doğrudur. COVID-19 pandemisi sonrasındaki dönemde ise nedensellik ilişkisinin yönünün CDS primlerinden BİST 100 endeksine doğru olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tüm dönem ve COVID-19 öncesi dönemde ilişkinin yönü son dönemde yapılan Gün (2018), Avcı (2020)'nin çalışmalarına benzer bir şekilde BİST 100 endeksinden CDS primlerine doğru iken COVID-19 pandemisi sonrasında ilişkinin yönü CDS primlerinden BİST 100 endeksine doğru değişiklik göstermiştir.

Amprik literatürde BİST 100 endeksi ile CDS primleri arasındaki ilişkiyi ortaya koyan çalışmalardan farklı olarak bu çalışma yapısal kırılma yaşandığında ya da yüksek risk yaratabilecek durumlarda BİST100 endeksi ve CDS primi ilişkisinin yönünün değişebileceğini göstermektedir. Bu çalışmanın sonuçları, pandemi döneminde getirilerini arttırmak isteyen yatırımcıların stratejik planlama yapabilmeleri için yararlı bilgiler sunmaktadır. Çalışmada pandeminin sona ermemesi nedeniyle kırılma sonrası veri sayısının azlığı çalışmanın kısıtını oluşturmaktadır. Gelecek çalışmalarda farklı gelişmekte olan ülkelerin CDS primleri ve borsa endeksleri arasındaki ilişki yapısal kırılmaya verdikleri tepkiler farklı analizlerle incelenebilir.

#### Kaynakça

- Acaravcı S.K., Karaömer Y. (2017). Borsa İstanbul ve Kredi Temerrüt Takası Arasındaki İlişkinin İncelenmesi, *Mediterranean International Conference on Social Sciences by UDG.*, Podgorica, 260-274.
- Ali R., Ullah U., Khan M., Shaheer M., Abbas F. (2020). Empirical Evidence Of Co-Movement Between The Canadian CDS, Stock Market And TSX 60 Volatility Index: A Wavelet Approach, *SEISENSE Journal of Management* Vol 3 No 3, 51-64. Doi:10.33215/sjom.v3i3.353.

- Avcı B. Ö. (2020). Interaction Between Cds Premiums And Stock Markets: Case Of Turkey. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt-Sayı: 13(1), 1-8. Doi:10.25287/ohuiibf.526638.
- Baker, S., Bloom, N., Davis, S.J., Kost, K.J., Sammon, M.C., Viratyosin, T. (2020). The unprecedented stock market impact of COVID-19. *NBER Working Paper No. 26945*, 1-22. Doi:10.3386/w26945.
- Barro, R., Ursua, J.F., Weng, J. (2020). The Coronavirus And The Great Influenza Pandemic: Lessons From The "Spanish Flu" For The Coronavirus's Potential Effects On Mortality And Economic Activity. *NBER Working Paper No. 26866*, 1-22. Doi:10.3386/w26866.
- Başarrı, Ç. ve Keten, 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. Doi:10.20875/sb.72076.
- Bektur Ç., Malcıoğlu G. (2017). Kredi Temerrüt Takasları İle Bist 100 Endeksi Arasındaki İlişki: Asimetrik Nedensellik Analizi, *AİBÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. Cilt:17, Yıl:17, Sayı: 3, 73-83.
- Bergant, K., Grigoli, F., Hansen, N, Sandri, D. (2020). Dampening Global Financial Shocks In Emerging Markets: Can Macroprudential Regulation Help? In : World Economic Outlook, April 2020: The Great Lockdown, World Economic and Financial Surveys, 1-40. Available at: <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2020/04/14/World-Economic-Outlook-April2020-The-Great-Lockdown-49306>.
- Boissay, F., Rungcharoenkitkul, P. (2020). Macroeconomic Effects Of Covid-19: An Early Review. BIS Bulletin No.7, 1-9. available on <https://www.bis.org/publ/bisbull07.pdf>.
- Bystrom, H. (2005). CreditGrades and the iTraxx CDS index market. *Financial Analysts Journal*, 62, 65–76. Doi:10.2469/faj.v62.n6.4354
- Chau F., Han C., Shi S. (2018). Dynamics And Determinants Of Credit Risk Discovery: Evidence From CDS And Stock Markets. *International Review of Financial Analysis*. Volume 55, 156-169. Doi:10.1016/j.irfa.2017.11.004
- Değirmenci, N. ve Pabuçcu, H. (2016). Borsa İstanbul Ve Risk Primi Arasındaki Etkileşim: Var ve NARX Model. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4, 248-261. Doi: 10.16992/ASOS.7594
- Diler, H.G. (2020). Enflasyondan Korunma Aracı Olarak Altın Yatırımı. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 11(2) ,370-384.
- Evcı S. (2020). Kredi Temerrüt Swapları İle Borsa İstanbul Arasındaki Eşbütünlüşme İlişkisinin Analizi. *Gaziantep İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt 2, Sayı 1, 100-117.
- Flannery, M.J., Houston, J.F. and Partnoy, F. (2010). Credit Default Swap Spreads as Viable Substitutes for Credit Ratings, *University of Pennsylvania Law Review*, Vol.158, 2085-2123.
- Forte, S., Lovreta, L. (2015). Time Varying Credit Risk Discovery In The Stock And CDS Markets: Evidence From Quiet And Crisis Times. *European Financial Management* 21, 430–461. Doi:10.1111/j.1468-036X.2013.12020.x
- Göker İ.E., Eren B.S., Karaca S.S. (2020). The Impact of the COVID-19 (Coronavirus) on The Borsa İstanbul Sector Index Returns: An Event Study, *Gaziantep University Journal Of Social Sciences* 2020 Special Issue, 14-41.
- Gün, M. (2018). The co-movement of credit default swaps and stock markets in emerging economies. *Recent Perspectives and Case Studies in Finance and Econometrics*, Gönüllü, O. and İçke, B., T. (Ed.). Ijopec, United Kingdom,55-69.

- Gregory A.W., Hansen B. (1996). Practitioners Corner: Test of Cointegration in Models With Regime and Trend Shift. *Oxford Bulletin and Economics and Statics*. Vol 58 Issue 3, 555-560. Doi:10.1111/j.1468-0084.1996.mp58003008.x
- Hancı G. (2014) Kredi Temerrüt Takasları ve Bist 100 arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Maliye ve Finans Yazıları*, (102), 9-22. Doi:10.33203/mfy.170744.
- Hilscher, J., Pollet, J. M., Wilson, M. I. (2015). Are Credit Default Swaps A Sideshow? Evidence That Information Flows From Equity To CDS Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(3), 543–567. Doi: 1 0. 1 01 7/S00221 0901 500022.
- IMF (2020). A Crises No like Other. Erişim: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/ar/2020/eng/spotlight/covid-19/> 30.10.2020.
- Kartal M. T. (2020). The behavior of Sovereign Credit Default Swaps (CDS) spread: evidence from Turkey with the effect of Covid-19 pandemic, *Quantitative Finance and Economics*, (3), 489–502. Doi: 10.3934/QFE.2020022
- Kartal M. T., Depren Ö., Depren S.K. (2020). The Determinants Of Main Stock Exchange Index Changes In Emerging Countries: Evidence From Turkey In Covid-19 Pandemic Age, *Quantitative Finance and Economics Volume 4*, Issue 4, 526–541. Doi: 10.3934/QFE.2020025
- Kayhan, S., Adigüzel U., Bayat T. (2016). CDS Primlerinin Borsa Endeksleri Üzerindeki Etkisi: BİST-100 Örneği, 17.Uluslararası Ekonometri, *Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu Bildiriler Kitabı*, Cumhuriyet Üniversitesi Ekonometri Bölümü, 2-4 Haziran, 290-293, Sivas.
- Klibe Forte, S., Peña, J. I. (2009). Credit Spreads: An Empirical Analysis On The Informational Content Of Stocks, Bonds, And CDS. *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 2013–2025.
- Kliber, A. (2019). The Sovereign Credit Default Swap Market – Is There Anything to be Afraid of? A Comparison of Selected Central and Western European Economies, *Argumenta Oeconomica* No 2 (43), 137-167. <http://argumenta.ae.wroc.pl/>.
- Kremers, Jeroen J.M., Ericsson N.R., Dolado J.J. (1992). The Power Of Cointegration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 54(3). 325-348.
- Longstaff, F. A., Mithal, S., Neis, E. (2005). Corporate Yield Spreads: Default Risk Or Liquidity? New Evidence From The Credit Default Swap Market. *The Journal of Finance*, 60(5), 221–353. Doi:10.1111/j.1540-6261.2005.00797.x
- Marsh, I. W., Wagner, W. (2016). News-Specific Price Discovery In Credit Default Swap Markets. *Financial Management*, 45(2), 315–340. Doi:/10.1111/fima.12095
- Mateev M., Marinova E. (2019). Relation between Credit Default Swap Spreads and Stock Prices: A Non-linear Perspective, *J Econ Finan* 43:1–26. Doi:10.1007/s12197-017-9423-9
- Narayan, P. K., Sharma, S. S., Thuraiamy, K. S. (2014). An Analysis Of Price Discovery From Panel Data Models Of CDS And Equity Returns. *Journal of Banking & Finance*, 41, 167–177. Doi:10.1016/j.jbankfin.2014.01.008
- Norden L., Weber M. (2009). The Co-movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets: an Empirical Analysis, *European Journal Management*, Vol. 15 Issue 3 529-562. Doi:10.1111/j.1468-036X.2007.00427.
- Özdemir, L. (2020). Covid-19 Pandemisinin Bist Sektör Endeksleri Üzerine Asimetrik Etkisi, *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5; 3. 546-556. Doi:10.29106/fesa.797658.
- Pittis, N. (1999). Efficient Estimation Of Cointegrating Vectors And Testing For Causality In Vector Autoregressions. *Journal of Economic Surveys*, 13(1), 1-35.

- Şahin, E., E., Özkan, O. (2018). Kredi Temerrüt Takası, Döviz Kuru ve BİST100 Endeksi İlişkisi, *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(3), 1939-1945. Doi: 10.17218/hititsosbil.450178
- Tolikas K, Topaloglou, N. (2017). Is Default Risk Priced Equally Fast İn The Credit Default Swap And The Stock Markets? An Empirical Investigation, *J. Int. Financ. Markets Inst. Money* 51 (2017) 39–57. Doi:10.1016/j.intfin.2017.09.029.
- Topalođlu E.E., 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 Doi:10.20491/isarder.2020.918.
- Yılandı, V. (2009). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İin İşsizlik Histerisinin Sınanması. *Dođuş Üniversitesi Dergisi*, 10 (2), 324-335. <http://journal.dogus.edu.tr/index.php/duj/article/view/53>
- Wolde-Rufael, Y. (2005). Energy Demand And Economic Growth: The African Experience. *Journal of Policy Modelling*, 27(8), 891-903. Doi:10.1016/j.jpolmod.2005.06.003
- WHO (2020) COVID-19 Numbers. Erişim: <https://COVID19.who.int>, 30.10.2020.

---

## THE EFFECT OF COVID 19 ON THE RELATIONSHIP BETWEEN CDS PREMIUMS IN BIST 100 INDEX

---

### *Extended Abstract*

**Aim:** The study aims to determine the relationship between the five-year government bond CDS premiums and BIST 100 in the period of pre-pandemic and global COVID-19 pandemic and whether there is differentiation in this relationship. As a developing country, Turkey needs external financial sources and foreign portfolio investment. CDS premiums are an important factor for stock market and foreign exchange investors in determining investment decisions and measuring risk. The motivation of this study is to CDS premiums are an important factor used by the stock exchange and foreign exchange investors to determine investment decisions and to measure risk.

**Methods:** In the study, it is used daily data in the period of January 2, 2015-November 6, 2020 for CDS premiums and BIST 100 index for Turkey. CDS premiums and BIST 100 index data were used by taking logarithms. Firstly, Lee and Strazicich unit root (LM) test was performed in the study. After that, the long-term relationship between variables was investigated using the Gregory Hansen co-integration test. The direction of the relationship, the whole period, before and after the period of structural breakage, was examined by Toda Yamamoto causality analysis. In addition, impulse-response and variance decomposition analysis were conducted to reveal the dynamic relationships between variables.

**Findings:** According to single break LM test results, the break date for Model A LNCDS series is 26.03.2020 and for LNBIST series is 27.01.2020. According to Model C, the breaking date for the LNCDS series is 27.12.2019 and the date for the LNBIST series is 17.01.2020. According to model a two-break LM test, the breaking dates for LNCDS were 29.12.2017 and 03.01.2020, while the breaking dates for LNBIST series were 28.01.2018 and 13.03.2020. According to Model C, the breaking date for the LNCDS series is 03.08.2018 and 23.12.2019. For the LNBIST series, the dates of 15.08.2018 and 27.01.2020 were determined as breaking dates according to Model C. The breaking dates in 2018 for CDS premiums and BIST 100 can be interpreted as the effects of socio-economic events in Turkey's agenda at that time. In the study, Gregory Hansen cointegration analysis, which considers the structural breakage, was performed to examine the long-term relationship. In the Gregory Hansen cointegration test, it was concluded that there is a long-term cointegration relationship between LNCDS and LNBIST variables. Gregory Hansen gives 29.12.2019 the breaking date for the C model in the cointegration test while the C/T and C/S models show the dates 07.03.2020 and 10.03.2020 as the breaking dates. These dates are consistent with the date of announcement of the first COVID-19 case in Turkey. In order to determine the relationship between CDS premiums and the BIST 100 Index before and after the pandemic in the Turkish economy, the pre-break date, post-break date and the entire period were examined separately by Toda Yamamoto causality analysis. An unidirectional causality relationship was found from the BIST 100 index to CDS premiums during the entire period and the pre-structural breaking period. In the post-structural break, the direction of the relationship is from CDS premiums to the BIST 100 index. Impact response and variance analysis results show that the effect of CDS premiums on the BIST 100 index is relatively low before the breaking date and for the whole period. However, after the breaking period, the effect of CDS premiums on the BIST 100 index increased.

**Conclusion:** When the results of the analysis are evaluated, there is an interaction between CDS premiums and stock returns. The direction of the relationship during the whole period and before the structural break was from the BIST 100 index to the CDS premiums. Similar to the recent studies of Gun (2018) and Avci (2020)'s studies, it is changed from CDS premiums to BIST 100 index after the breaking. Unlike the studies that reveal the relationship between the BIST 100 index and CDS premiums in the empirical literature, this study shows that the relationship between BIST 100 index and CDS premiums may change when a structural break occurs or in situations that may create

high risk. The results of this study will provide useful information for investors who want to increase their returns during the pandemic period and to be able to do strategic planning.