

BÖLÜM 12

GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERDE KREDİ TEMERRÜT TAKASI VE BORSA ENDEKS İLİŞKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ¹

Deniz KARACA²

Mustafa Cem KIRANKABEŞ³



¹ Bu çalışma Deniz Karaca tarafından Doç. Dr. Mustafa Cem Kirankabeş danışmanlığında T.C. Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsünde tamamlanan “Makro Ekonomik Göstergelerin Ülke Riski Göstergesi Olan Kredi Temerrüt Takasları (CDS) Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği” adlı yüksek lisans tezinden üretilmiştir.

² T.C. Ziraat Bankası, Sındırgı Şubesi, dkaraca111@gmail.com, ORCID No:0000-0002-6834-7479

³ Doç. Dr., Balıkesir Üniversitesi, İİBF, E-posta: ckirankabes@balikesir.edu.tr, ORCID No: 0000-0002-0807-5897

GİRİŞ

Kredi Temerrüt Takasları (CDS), alınmış olunan bir borcun geri ödenme durumunda meydana gelecek riskten korunmak amacıyla üçüncü tarafa belli tutarda prim ödeyerek alacağını garantilemesi maksadıyla yaptırdığı kredi türev ürünüdür. Daha genel tanımıyla ise borcun geri ödenme ihtimaline karşı ortaya çıkacak riskten korunmak için üçüncü tarafa belirli miktarda prim ödeyerek alacağını garanti altına almak maksadıyla yaptırdığı kredi türev ürünüdür. Bu bağlamda daha kısa bir tanımla ifade etmek gerekirse, taraflar arasında kredi riskinin transferini sağlayan finansal sigortalama sözleşmeleridir.

CDS'leri düzenleyici kuruluşlardan biri olan Uluslararası Swap ve Türevleri Birliği (ISDA), 1985 yılında kurulmuş olup uluslararası tezgâh üstü (OTC) türev piyasalarını düzenleyerek daha güvenilir bir ortam sağlama amacıyla faaliyetlerine devam etmektedir. ISDA, tüm türev ürünleri kullanıcıları için etkin risk yönetimini daha kolay hale getirmek amacıyla güvenli ve verimli türev piyasalarını teşvik eder. ISDA 76 ülkeden 1000'den fazla üye kuruma sahiptir. Bu üyeler, şirketler, yatırım yöneticileri, hükümet ve uluslararası kuruluşlar, sigorta şirketleri, enerji ve emtia firmaları, uluslararası ve bölgesel bankalar da dahil çok sayıda çeşitli türev piyasası katılımcılarını içerisinde barındırmaktadır. Piyasa katılımcılarının yanında, üyeler ayrıca borsalar, aracılar, takas odaları ve depolar gibi türev piyasa altyapısının temel bileşenlerini ve ek olarak hukuk firmaları, muhasebe firmaları ve diğer hizmet sağlayıcıları da içerir ("isda.org", 2024). ISDA, çok sayıda uluslararası otoritedeki esas düzenlemelerin doğru şekilde uygulanabilmesini sağlamayı ve geliştirmeyi, türev ürünlerinin en doğru şekilde anlaşılabilmesi için gerekli düzenlemeleri yapmayı, riski doğru yönetmeyi ve güvenliğini sağlamak için gerekli uygulamaları desteklemeyi kendine amaç edinmiştir (Culp, Van der Merwe and Staerkle, 2016, s.6).

Moody's, Standard & Poor's ve Fitch Ratings gibi uluslararası kuruluşlar tarafından belirli aralıklarla yayınlanan ülke kredi notları ülkenin borçlarını ödeyebilme kapasitesi hakkında bilgi vermekte olup yatırımcılar için kritik öneme sahiptir. 2008 yılında yaşanan küresel finansal kriz sonrası kredi derecelendirme kuruluşlarına olan güvenin azalması, CDS primlerini alternatif ülke kredi riskini gösteren bir türev ürün olarak öne çıkarmıştır. Günümüzde CDS primleri kredi derecelendirme kuruluşlarının belirlemiş oldukları ülkelerin kredi notlarına alternatif olarak izlenmektedir.

Bu çalışmada gelişmekte olan ülkelerde kredi temerrüt takası (CDS) ve borsa endeksi ilişkisi Türkiye örneği üzerinden değerlendirilmeye çalışılmıştır. Borsa endeksi olarak Borsa İstanbul 100 endeksi (BIST 100) kullanılmıştır. BIST 100 endeksi ile CDS primleri arasındaki ilişkilerin araştırılması için öncelikle Johansen Eş Bütünleşme Analizleri yapılmış ve daha sonrasında

veriler arasında kısa dönemde dengeden sapma eğilimleri test edilmesi için Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) analizi yapılmıştır. Son olarak CDS Primleri ile BIST 100 arasındaki iki yönlü nedensellik ilişkisinin saptanması için ise Granger Nedensellik Testinden yararlanılmıştır. Çalışmada 31.10.2013 ile 30.09.2019 yılları arasında aylık veriler kullanılmıştır.

1. CDS PRİMLERİNİN HESAPLANMASI VE FİYATLANMASI

CDS primi yüksek olan kuruluşlar ve ülkelerin, borç temin edebilmek için katlandıkları maliyetler de yüksek olmaktadır. Daha yüksek maliyetler daha büyük riskleri doğurmaktadır. Bu nedenle CDS primi, yatırımcıların ülkenin kredi riskini değerlendirmeleri için önemli bir gösterge konumundadır. Ülke risk primindeki artış, yabancı yatırımcıların potansiyel yatırımları engellemekle birlikte mevcut yatırımların da kaybına sebebiyet verebilmektedir (Bayrakdaroğlu ve Mirgen, 2021; s.66).

Bir ülkeye olan güven ile risk primi arasında ters yönlü ilişki vardır. Ülkeye olan güven az ise o ülkenin kredi risk primi yüksek olacaktır buna bağlı olarak da ülkenin borçlanma maliyetleri artacaktır. Kredi risk primi hesaplanırken 100 baz puan artışının karşılığı %1 faiz oranı olarak varsayılır. Bunun anlamı CDS primi 100 olduğu zaman borç ödemesi yapılırken faiz oranının %1'e karşılık gelmesidir. Bunu örnek ile anlatmak gerekirse, X ülkesinin CDS primi 26 iken, Y ülkesinin CDS primi 189 olması durumunda X ülkesinin borç alma halinde %1'in altında bir faiz oranı öderken Y ülkesi ise %1,89 oranında faiz ödemesi yapacaktır ("data kapital", 2022). Toplam koruma miktarının ya da sözleşme tutarının belli yüzdesi olarak oluşturulan swap primleri, sıklıkla çeyrek dönemlerde ödenir. Swap priminin hesaplanması, "**Gün/360 × Baz Puan × Sözleşme Tutarı**" olarak formüle edilmiştir (Longstaff vd., 2003; s.5).

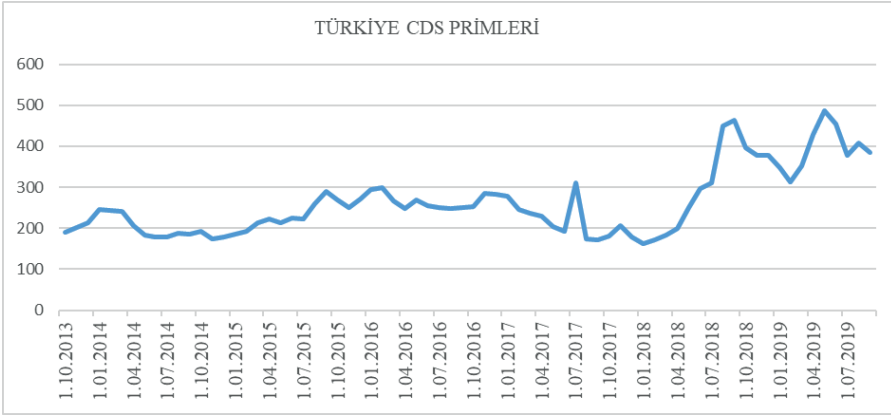
Örneğin, Z bankası, portföyünde bulunan 20.06.2010 vadeli %10 değişken faizli ve nominal değeri 30 milyon \$ olan tahviller üzerine, 2 yıllık koruma satın alma talebinde bulunur. Z bankası, 10.06.2006 tarihinde, D bankasıyla yaptığı CDS sözleşmesine göre, sözleşme tutarı üzerinden yıllık %5 CDS primi ödeyecektir. Altı ayda bir prim ödemesi yapılacaktır. Tahvili ihraç eden işletmenin borcunu ödeyememesi durumunda, D bankası, Z bankasına, tahvillerin teslimi karşılığında tahvillerin nominal değerini ödeyecektir. İki yıllık swap vadesi boyunca tahvil ihraççısının temerrüde düşmemesi durumunda, Z bankasının D bankasına yapacağı swap primi ödemeleri aşağıdaki gibi olacaktır. Altı aylık prim ödemelerinin tutarı, **[%5 x (180 gün/360) x 30.000.000 \$] = 750.000 \$**dır. İki yıllık toplam koruma karşılığın da Z bankası D bankasına 3.000.000 \$ ödeyecektir. Tahvil ihraç edenin 10.03.2007 tarihinde temerrüde düşme durumu olursa, Z bankası D bankasına 10.12.2006 tarihi ile 10.03.2007 tarihi arasında 3 ay için, **[%5 x (90 gün /360) x 30.000.000 \$] = 375.000 \$** ödeyecektir.

D bankası ise tahvillerin kendisine teslim edilmesinden sonra Z bankasına 30.000.000 \$ ödeyecektir (Karabıyık ve Anbar, 2006).

CDS swaplarının kotasyonu ise “alış baz puanı / satış baz puanı” şeklindedir (Backshall, 2004; s.7). CDS’lerin fiyatlanması yapılırken; risk taşıyan kredi miktarının, referans kredinin temerrüde düşme ihtimalinin ve beklenen geri dönüş oranının fonksiyonu olarak hesaplanır. Portföy CDS’lerinin fiyatlandırılmasında bunlara ek olarak vade, ekonomik koşullar, arz ve talep gibi durumlar da etkilidir (Finger, 1999, s.9).

Grafik 1’de Türkiye’ye ait 31.10.2013 ile 30.09.2019 tarihleri arasındaki aylık CDS verileri görülmektedir. Bu veri seti çalışmamızın analiz kısmında da kullanılmıştır.

Grafik 1: Türkiye 31.10.2013 ile 30.09.2019 tarihleri arasındaki aylık CDS Primleri



Kaynak: Grafik 1 Yazar tarafından oluşturulmuştur.

2. BORSA İSTANBUL VE BİST 100 ENDEKSİ

Borsa İstanbul, yatırımcıları bir araya getiren ve alım-satım işlemlerinin güvenli, adil ve rekabetçi bir zeminde yapılmasını sağlayan kuruluştur. Türkiye’de borsa işlemleri, kısa adı BİST olan Borsa İstanbul’da gerçekleştirilir. Bu kurum, ülkemizde faaliyet yürüten tek borsa organizasyonu olma özelliği taşır. İlk kez İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) ismiyle faaliyete geçen kuruluş, Borsa İstanbul adını 5 Nisan 2013 tarihinde almıştır. Türkiye’de hisse senedi alım satım işlemlerini gerçekleştiren her birey, Borsa İstanbul (BİST) bünyesinde faaliyet gösterir. İstanbul Borsası 9 üyeden oluşan bir kurul tarafından yönetilir (“getmidas.com”, 2024).

BIST 100 endeksi, Borsa İstanbul’da işlem gören piyasa ve işlem hacmi açısından en yüksek 100 hisse senedinin performansını ölçmek için kullanı-

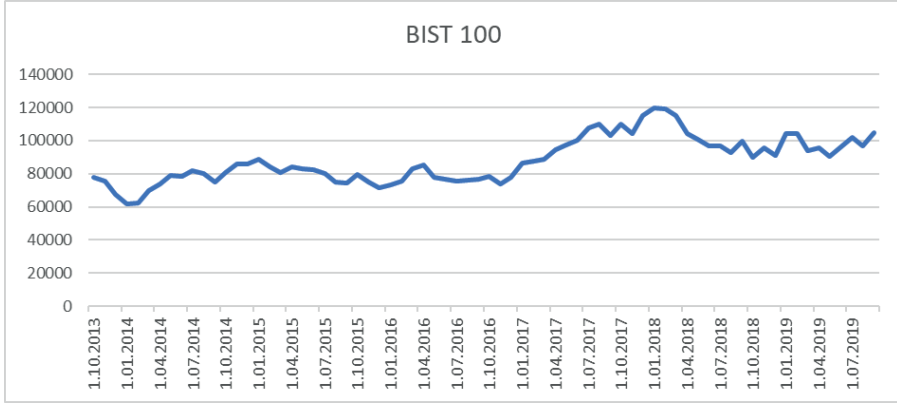
lan temel göstergedir. Aynı zamanda Türk borsasının göstergesi olarak da kabul edilen BIST 100 endeksinin işlem kodu ise: XU100'dür. Borsa İstanbul'un en popüler endekslerinden biri olan BIST 100 endeksi, tüm büyük yatırımcılar tarafından dikkatle takip edilen bir endekstir. Bunun en büyük sebebi, borsanın düşme ve yükselme yorumlarının BIST 100 endeksi dikkate alınarak yapılmasıdır. Bu anlamda BIST 100 endeksi içinde yer alan 100 şirketin hisse senedi, borsanın genel performansını göstermektedir ("alnusyatirim.com", 2024).

CDS'ler ile hisse senetleri fiyatları arasında Norden ve Weber (2009); Coronado, Corzo ve Lazcano (2012); Mateev ve Marinova (2019) negatif ve güçlü bir korelasyon tespit etmişlerdir. Chan, Fung ve Zhang (2009), yedi Asya ülkesinin CDS primleri ile endeksler arasındaki ilişkiyi 2001-2007 yılları aralığı için incelemişlerdir. Çalışma sonuçlarına göre değerlendirilen ülkelerin birçoğunda CDS primleri ile hisse senedi endeksleri arasında güçlü ve ters yönlü ilişki saptamışlardır (Bayrakdaroğlu ve Mirgen, 2021; s.66).

Literatürde çalışmamıza benzer şekilde Borsa İstanbul ile CDS primleri arasındaki ilişkinin değerlendirildiği çalışmalarda bulunmaktadır. Hancı (2014) tarafından yapılan ve Ocak 2008-Aralık 2012 yıllarını kapsayan bir çalışmada Türkiye'ye ait CDS baz puan ile günlük BIST-100 getirileri arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada CDS baz puanı ile BIST 100 getirileri arasında negatif yönlü bir ilişkinin varlığı ortaya koyulmuştur. Benzer şekilde Şahin ve Özkan (2018), 2012-2017 yılları arasında CDS ve BIST 100 aylık verilerini kullanarak gerçekleştirdikleri çalışmalarında CDS ve BIST 100 arasında çift yönlü nedensellik ilişkisini ortaya koymuşlardır. Atmışdörtoğlu (2020) ise CDS'lerin standart sapmalarında oluşan değişikliğin borsa endeksinden etkilendiği ve bu etkiye maruz kalan ülkenin incelenen ülke grupları içinde en fazla Türkiye üzerinde gerçekleştiği sonucuna ulaşmışlardır (Bayrakdaroğlu ve Mirgen, 2021; s.67). Çalışmamızla benzer şekilde gerçekleştirilen diğer bir çalışmada Karşlıoğlu ve Sevim'in (2022) nedensellik analizi ile CDS- BIST 100 ilişkisini incelediği görülmektedir. Karşlıoğlu ve Sevim çalışmalarında 2010- 2020 yılları arasında CDS primi ve BIST 100 endeksi arasında çift yönlü nedensellik tespit etmiştir.

Grafik 2'de Türkiye'ye ait 31.10.2013 ile 30.09.2019 tarihleri arasındaki aylık BIST 100 endeks verileri görülmektedir. Bu veri seti çalışmamızın analiz kısmında da kullanılmıştır.

Grafik 2: Türkiye 31.10.2013 ile 30.09.2019 tarihleri arasındaki aylık BIST 100 Değerleri



Kaynak: Grafik 1 Yazar tarafından oluşturulmuştur.

3. YÖNTEM

Çalışmada 31.10.2013 ile 30.09.2019 yılları arasında aylık veriler kullanılarak Türkiye'nin CDS primi ile Borsa İstanbul'da işlem gören piyasa ve işlem hacmi açısından en yüksek 100 hisse senedinin performansını ölçmek için kullanılan temel gösterge olan BIST 100 endeksi arasındaki ilişkiyi belirlemek amacıyla öncelikle Johansen Eşbütünleşme Analizi yapılmıştır. Eşbütünleşme analizi sonrasında ise veriler arasında kısa dönemde dengeden sapma eğilimlerinin test edilmesi amacıyla Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) testi yapılmıştır. CDS primleri ile BIST 100 endeksi arasındaki iki yönlü nedensellik ilişkisinin analizi için ise Granger Nedensellik Testi kullanılmıştır.

3.1. Johansen Eşbütünleşme Analizi

Johansen Eşbütünleşme Analizinin yapılabilmesi için gerekli olan serilerin 1.dereceden durağan olma şartının test edilmesi amacıyla önce serilerin durağanlığını sınavan birim kök testleri yapılmıştır. Zaman serisinin ortalaması ile varyansı zaman içinde farklılık göstermiyor ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı kalıyorsa, bu zaman serisi durağandır (Gujarati, 1999, s. 713).

Eşbütünleşme yaklaşımı uzun dönemde serilerin farkının alınmasından oluşan bilgi kayıplarını ve çözümsüzlüğünü önleyen bir yaklaşımdır. Johansen, geliştirdiği yöntem ile değişkenler seti arasında var olabilecek bütün farklı eşbütünleşme ilişkilerinin tahminine olanak verir. Bu yaklaşımda iki değişken için her iki değişkenin de I(1) olursa sadece bir tane "α" eşbütünleşme parametresi olduğunu bu sebeple de bir tane eşbütünleşme vektörünün söz konusu olduğu ispatlanabilir. İki'den fazla değişken varsa α'nın tek olduğu

ispat edilemez. “n” değişken durumunda “n-1” sayıda eşbütünleşme vektörü söz konusu olabilir. Johansen eşbütünleşme testi değişkenlerin I(1) ve I(0) olması varsayımlarına dayanır (Tarı, 2018, s.415-427).

H_0 : en azından r sayıda eşbütünleşme vektörü vardır.

H_1 : $r \geq p$ (trace testi)

H_1 : $r = p$ (max eigenvalue testi)

Johansen eşbütünleşme analizinde iki adet test vardır bunlar Trace Test ve Maksimum Testtir. Bu iki test istatistiği Johansen-Juselius (1990), Osterwald-Lenum (1992) tablo değerleriyle karşılaştırılır. Maksimum özdeğer ve Trace test istatistiği tablo değerinden küçük ise serilerin kointegre olmadıklarına karar verilir tam tersi durumda ise serilerin kointegre olduklarına karar verilir (Tarı, 2018, s.428-429).

Trace Testi hipotezleri:

H_0 : $r \leq r_0$

H_1 : $r \geq r_0 + 1$

Burada r kointegre vektör sayısıdır. Maksimum Özdeğer Test hipotezleri:

H_0 : $r = r_0$

H_1 : $r = r_0 + 1$ Şeklinde yazılır ve test istatistiği > Kritik Değer olursa sıfır hipotezi reddedilir. Eşbütünleşme testi uzun dönem ilişkisini araştırır. Serilerin uzun dönem ilişkisinin bulunmasından sonra kısa dönem dinamiklerini analiz etmek için Hata Düzeltme Modeli (VECM) yaklaşımı kullanılmıştır. Serilerin eşbütünleşik olması, seriler arasında uzun dönemli denge olduğunu gösterir. Ancak kısa dönemde bir dengesizlik söz konusu olabilmektedir. VECM modelinde uzun dönemdeki dengeden uzaklaşmaların varlığı ve ortalamadan sapmaların her dönem ortalamaya nasıl yaklaştığı araştırılır. Bu sapmaların her dönemde ne kadar azalmakta olduğunu ve dengeye ne zaman ulaşılacağını gösterir (Tarı, 2018, s.435).

3.2. Granger Nedensellik Testi

Nedensellik analizi istatistiksel anlamda, bir zaman serisi değişkeninin gelecek dönemdeki tahmin edilen değerlerinin, kendisinin ya da ilişkisi olan başka zaman serisi değişkeninin geçmiş dönem değerlerinden etkilenerek elde edilmesidir (Işığınçok, 1994, s.94).

H_0 : Granger nedeni değildir.

H_1 : Granger nedenidir.

Granger nedensellik testine göre hesaplanan F istatistiği (m;n-2m) serbestlik derecesindeki α anlamlılık düzeyindeki tablo değerinden büyük oldu-

ğu durumda sıfır hipotezi reddedilir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi modele dahil edilen katsayıların anlamlı olduğunu gösterir (Granger, 1969, s.431).

4. BULGULAR ve YORUMLAR

Kredi riskinden korunmak amacıyla yapılan sigortalama sözleşmesi olarak ifade edilen CDS primleri ile BIST 100 endeks değerleri arasındaki ilişkinin tespit edilmesi amacıyla yapılan eşbütünleşme ve nedensellik ilişkilerinin analiz sonuçları aşağıda anlatılmıştır.

Tablo 1. BIST 100 ve CDS Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN	ADF TEST İSTATİSTİĞİ	KRİTİK DEĞERLER		
		%1	%5	%10
BİST100	-2.512 [11]	-4.09	-3.47	-3.16
DBİST100	-8.77 [11]	-4.09	-3.47	-3.16
CDS	-2.56[11]	-4.09	-3.47	-3.16
DCDS	-8.34 [11]	-4.09	-3.47	-3.16

Not: Birim kök testinde düzey ve fark için sabitli ve trendli model kullanılmıştır. Gecikme uzunluğu için Schwarz Bilgi Kriteri ve Akaike Bilgi Kriteri kullanılmıştır. Uygun gecikme sayısı köşeli parantez ile belirtilmiştir.

Tablo 1'deki sonuçlara göre BİST100 serisi düzey değerleri için ADF-t istatistiği %1, %5, ve %10 anlam düzeyinde mutlak değerde kritik değerlerden düşük olduğundan dolayı birim kök içermektedir. BİST100 serisinin farkı alındığında DBİST100 için hesaplanan ADF-t istatistiği değerleri mutlak değerde kritik değerlerden büyük olduğundan birim kök içermediği gözlenmiştir. Tablodaki sonuçlar BİST100 serisinin düzeyde durağan olmadığını farkı alındığında I(1) durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 1'deki sonuçlara göre CDS serisi düzey değerleri için ADF-t istatistiği %1, %5, ve %10 anlam düzeyinde mutlak değerde kritik değerlerden düşük olduğundan dolayı birim kök içermektedir. CDS serisinin farkı alındığında DCDS için hesaplanan ADF-t istatistiği değerleri mutlak değerde kritik değerlerden büyük olduğundan birim kök içermediği gözlenmiştir. Tablodaki sonuçlar CDS serisinin düzeyde durağan olmadığını farkı alındığında I(1) durağan olduğunu göstermektedir. Tüm değişkenler birinci fark alındığında durağanlaştığı için çalışmanın bundan sonraki kısmında Johansen Eşbütünleşme testi yapılmıştır.

İncelenen model:

$$CDS_t = c + b_1 Bist100 + u_1$$

Çalışmada VAR testinden önce uygun gecikmelerin belirlenmesi için tüm bilgi kriterlerini içeren uygun gecikme uzunluğu değerlendirmesi yapılmıştır.

Tablo 2. BIST 100 ve CDS Primleri Gecikme Uzunluğu Göstergesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1.102.904	NA	1.19e+12	33.48193	33.54828	33.50815
1	-9.859.786	223.2205	3.89e+10	30.05996	30.25902*	30.13861
2	-9.792.700	12.40076	3.59e+10	29.97788	30.30964	30.10897*
3	-9.739.859	9.447363	3.45e+10	29.93897	30.40344	30.12250
4	-9.731.237	1.489140	3.80e+10	30.03405	30.63123	30.27003
5	-9.676.651	9.097649	3.65e+10	29.98985	30.71974	30.27826
6	-9.606.634	11.245*	3.35e+1*	29.89889*	30.76148	30.23974

Tablo 2’de görüldüğü gibi tüm bilgi kriterlerine göre en uygun gecikme sayısı 6 gecikme olarak tespit edilmiş ve Johansen Eşbütünleşme analizinde kullanılmıştır. Johansen Eşbütünleşme analizi sonuçları aşağıda yer alan Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 3. BIST 100 ve CDS Primleri İz İstatistiği ve Maximum Özdeğer İstatistiği Göstergeleri

İZ İSTATİSTİĞİNE GÖRE EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ				
Hipotezler	Özdeğer	İz İstatistiği	%5 Kritik Değer	Prob.**
None *	0.265223	24.57413	20.26184	0.0119
At most 1	0.067490	4.541918	9.164546	0.3374
MAXİMUM ÖZDEĞER İSTATİSTİĞİNE GÖRE EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ				
Hipotezler	Özdeğer	Maksimum Özdeğer İstatistiği	%5 Kritik Değer	Prob.**
None *	0.265223	20.03221	15.89210	0.0105
At most 1	0.067490	4.541918	9.164546	0.3374

H_0 : Değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur.

H_1 : Değişkenler arasında eşbütünleşme vardır.

Eşbütünleşme testi sonuçları incelendiğinde, hesaplanan hem İz istatistiği değerleri hem de Maksimum Öz Değer test istatistiği değerleri kritik değerden büyük oldukları için H_0 reddedilir yani %5 önem seviyesinde BİST100 değişkeni ile CDS değişkeni arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Johansen Eşbütünleşme testi sonucuna bakıldığında da uzun dönemde BİST100 değişkeni ile CDS değişkeninin birbirini etkilediği söylenebilir.

BİST100 değişkeni ile CDS değişkeni arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmasından sonra bu değişkenler arasında kısa dönemde dengeden sap-

ma eğilimlerinin test edilmesi amacıyla vektör hata düzeltme modeli testi yapılmıştır.

Tablo 4. BIST 100 ve CDS Primleri VECM Göstergeleri

Error Correction:	D(CDS)	D(BIST100)
CointEq1	-0.104038	5.890859
	(0.02455)	(3.62499)
	[-4.23776]	[1.62507]

Not: Standart hata için () kullanılmıştır. T istatistiği için [] kullanılmıştır.

Kritik değerlerle karşılaştırıyoruz.

$$\%10= 1.65 \quad \%5=1.96$$

Hata düzeltme testinde, hata düzeltme parametresinin anlamlı ve negatif çıkması beklenmektedir. Hata düzeltme testi sonuçlarına mutlak değerde bakarak hata düzeltme kat sayısının -0.10 olduğunu t istatistiği değerinin de -4.23 olduğunu görürüz t-istatistiği sonucu kritik değerle karşılaştırdığımız da modelin çalıştığını ve bir dönemde ortaya çıkabilecek dengesizliğin bir sonra ki dönemde düzelebileceğini görürüz. BIST 100 ile CDS arasındaki uzun dönem ilişkisinin tutarlıdır ve kısa dönemde yaşanabilecek bir şok sonucu birbirlerinden uzaklaşmaları durumunda uzun dönemde tekrar yakınlaşacaklardır. Bir şok etkisi yaşanması durumunda $\frac{1}{0.10} = 10$ dönem sonra ortadan kalkacaktır.

Tablo 5. BIST 100 ve CDS Primleri Uzun Dönem Katsayıları

Cointegrating Eq:	CointEq1
CDS(-1)	1.000000
BIST100(-1)	-0.009051
	(0.00322)
	[-2.81159]
C	390.9803
	(282.003)
	[1.38644]

Not: Standart hata için () kullanılmıştır. T istatistiği için [] kullanılmıştır.

Analiz sonucunda elde edilen uzun dönem katsayıları ile oluşturulan denklem;

$$CDS_t = -390.98 + 0.009Bist100 + ut$$

BİST100 t-istatistiği kritik değerlerle karşılaştırıldığında BİST100 uzun dönem katsayısı anlamlı çıkmıştır. Dolayısıyla kurduğumuz model de uzun dönemde BİST100 göstergesinde 1 puanlık bir artış CDS'leri 0.009 puan artıracakını göstermiştir.

Çalışmada son olarak Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Çalışmada kullanılan BİST100 ve CDS değişkenleri arasındaki Granger Nedensellik testi sonuçları aşağıda yer alan Tablo 6'da görülmektedir.

Tablo 6. BİST 100 ve CDS Primleri Arasındaki Granger Nedensellik Sonuçları

	F istatistiği	Prob (Olasılık Değeri)	SONUÇ
BİST100_CDS	4.72610	0,0006	BİST100 den CDS Primlerine doğru nedensellik ilişkisi vardır.
CDS_BİST100	2.42524	0,0381	CDS Primlerinden BİST100 endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

H_0 : Bağımsız değişkenler bağımlı değişkenin nedeni değildir

H_1 : Bağımsız değişkenler bağımlı değişkenin nedenidir.

Granger nedensellik testi sonucundan görüldüğü gibi her iki analiz sonucunda hesaplanan F istatistiği (m;n-2m) serbestlik derecesindeki α anlamlılık düzeyindeki tablo değerinden büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiştir. Sonuç olarak BİST100 ile CDS primleri arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.



Şekil 1: Değişkenler Arası Nedensellik İlişkisi

5. SONUÇ ve ÖNERİLER

Çalışmamızda 31.10.2013 ile 30.09.2019 yılları arasında aylık veriler kullanılmıştır. Veriler Borsa İstanbul ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası EVDS veri tabanından elde alınmıştır. Çalışmanın analiz bölümünde CDS primleri ile BİST100 arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığının saptanma-

sı için Johansen Eşbütünleşme analizinden yapılmıştır. Bu analiz sonucunda hesaplanan hem İz istatistiği değerleri hem de Maksimum Öz Değer test istatistiği değerlerine baktığımızda kritik değerden büyük oldukları için H_0 reddedilmiştir yani %5 önem seviyesinde CDS primleri ile BIST 100 endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu bulunmuştur. Johansen Eşbütünleşme testi sonucuna göre uzun dönemde BİST100 değişkeni ile CDS değişkeninin birbirini etkilediği görülmüştür. Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülke olarak dış finansman ihtiyacı duyan ve bu finansmanın bir kısmını hisse senetleri piyasası yolu ile sağlayan ülkelerde olmasını beklediğimiz gibi uzun dönemde borsa endeksi ile CDS primleri arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Sonuç olarak uzun dönemde CDS primlerinin borsa yatırımcısının kararlarını belirlemede ve riski ölçmede kullandıkları önemli bir kriterdir diyebiliriz.

Granger nedensellik testi sonucundan BIST 100 endeksi ile CDS primleri arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuçtan hareketle, Türkiye'nin CDS priminde meydana gelen bir değişimin BIST 100 Endeksi'ni etkilediği, aynı zamanda BIST 100 Endeksi'ndeki bir değişimin de Türkiye'nin CDS primini etkilediği söylenebilir. Çalışma yapmış olduğumuz dönemde ülkemizde BİST100 ve CDS primleri birbirlerinin Granger nedeni olması dolayısıyla BIST 100 endeksinde yaşanacak olan olumlu değişmelerin piyasalar tarafından olumlu algılanması beklenmektedir yani yatırımcılar açısından risk kavramında olumlu yönde değişmeler yaşanması beklenmektedir dolayısıyla CDS primlerinde pozitif yönde değişmeler meydana gelmesine neden olacaktır. Aynı zamanda CDS primlerinde yaşanacak olan düşüşlerin kredi temerrüt riskinin azaldığı anlamına gelmesi ve borçlanma maliyetlerinin azalması anlamına gelmesi de yatırımcılar açısından yatırım kararlarını olumlu yönde etkileyecektir bu da daha çok yatırım yapılması aynı zamanda yatırımcı sayısının artması anlamını taşımaktadır ve bu bağlamda BİST100 endeksinde olumlu değişmelere neden olması beklenmektedir.

KAYNAKÇA

- alnusyatirim.com, BIST100 (Erişim Tarihi: 05.03.2024). <https://www.alnusyatirim.com/bist100>
- Atmışdörtöğlü, A. (2020). Kredi temerrüt swapları ve gelişmekte olan ülkelerde seçilmiş göstergeler üzerine bir araştırma. *Bankacılık ve Sermaye Piyasası Araştırmaları Dergisi*, 4(9), 44-56. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/bspad>
- Backshall, T. (2004). Improving performance with credit default swaps. *The Barra Credit Series, Barra Inc*
- Bayrakdaroğlu, A., & Mirgen, Ç. (2021). Kredi Temerrüt Takası (CDS) ve Borsa Endeks İlişkisi: BRICS Ülkeleri Üzerine Bir Araştırma. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 6(IERFM Özel Sayısı), 65-78. <https://doi.org/10.30784/epfad.1019759>
- Chan, K. C., Fung, H. G. and Zhang, G. (2009); On the relationship between Asian credit default swap and equity markets. *Journal of Asian Business Studies*, 4(1), 2-11. <https://doi.org/10.1108/15587890980000414>
- Coronado, M., Corzo, M. T. and Lazcano, L. (2012). A case for Europe: The relationship between Sovereign CDS and stock indexes. *Frontiers in Finance and Economics*, 9(2), 32-63. Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2190408
- Culp, C. L., Van der Merwe, A., and Staerke, B. (2016). Single-name credit default swaps: A review of the empirical academic literature. *Johns Hopkins Institute for Applied Economics, AF/No, 11*.
- Data kapital. <https://www.datakapital.com/iktisat-sozlugu/kredi-risk-primi> (Erişim Tarihi: 19.04.2022).
- Finger, C. C. (1999). Credit derivatives in creditmetrics. *Financier*, 6(4), 18.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.
- getmidas.com, Borsa İstanbul (BIST) (Erişim Tarihi: 05.03.2024). <https://www.getmidas.com/borsa-terimleri/borsa-istanbul-nedir>
- Gujarati, D. N. (1999). Temel Ekonometri (Çev. Ümit Şenesen, Gülay G. Şenesen). *Literatür Yayıncılık*.
- Hancı, G. (2014). Kredi temerrüt takasları ve BIST-100 arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Maliye ve Finans Yazıları*, 102, 9-22. <https://doi.org/10.33203/mfy.170744>
- Işığışık, E. (1994). *Zaman serilerinde nedensellik çözümlemesi: Türkiye'de para arzı ve enflasyon üzerine ampirik bir araştırma*. Uludağ Üniversitesi Basımevi.
- ista.org. Uluslararası Swap ve Türev Ürünler Birliği (Erişim Tarihi: 15.04.2022). <https://www.isda.org/about-isda/>

- Karabıyık, L., ve Anbar, A. (2006). Kredi temerrüt swapları ve kredi temerrüt swaplarının fiyatlandırılması. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (31).
- Karlıođlu, 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>
- Longstaff, P. F., Longstaff, F. A., Mithal, S., and Neis, E. (2003). *The credit-default swap market: is credit protection priced correctly? Working Paper*.
- 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), 1-26. <https://doi.org/10.1007/s12197-017-9423-9>
- Norden, L. and Weber, M. (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>
- Şahin, E. E. ve Özkan, O. (2018). Kredi temerrüt takası, döviz kuru ve BIST 100 endeksi ilişkisi. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(3), 1939-1945. <https://doi.org/10.17218/hititsosbil.450178>
- Tarı, R. (2018). Ekonometri (On üçüncü Baskı). *Kocaeli Üniversitesi: Umuttepe Yayınları*, s, 368.