

**Ecem Demirhan<sup>1</sup>**  
*Araştırmacı*

### **COVID-19 Küresel Salgınının Türkiye CDS Primlerine ve BİST 100 Endeksine Etkisi**

11 Mart 2020 tarihinde Dünya Sağlık Örgütü tarafından “küresel salgın” olarak ilan edilen COVID-19, sağlık açısından olduğu kadar ekonomi genelinde de bir belirsizlik ortamı yaratıyor. Her geçen gün artmaya devam eden vaka sayıları belirsizlik ortamını beslerken bu belirsizlik, riski ve korkuyu beraberinde getirmekte ve finansal piyasalarda da olumsuz etkiye neden olmakta.

Bu çerçevede, ülkelere ilişkin risk algısını gösteren hisse senedi piyasa endekslerini ve CDS primlerini, ilk vakanın görüldüğü Çin ve 1 Nisan 2020 itibarıyla en fazla sayıda vakanın görüldüğü Amerika Birleşik Devletleri ve İtalya için Türkiye ile karşılaştırmalı olarak inceledik. Buna ek olarak COVID-19 salgınının Türkiye piyasalarında yarattığı etkiyi analiz etmek için 5 yıl vadeli CDS primleri ve BİST 100 getirilerindeki değişkenliği (volatilitiyi) hesapladık.

Sonuçlar bu küresel salgının finansal varlık riskliliğinin ve fiyat değişimindeki belirsizliğin en temel göstergelerinden biri olan volatilitiyi etkilediğini göstermekle beraber, her iki piyasanın hareketlerinin vaka sayısına verdikleri tepki açısından yatırım kararlarında yol gösterici nitelik taşıdığı görülmektedir.

<sup>1</sup> <https://www.tepav.org.tr/tr/ekibimiz/s/1399/Ecem+Demirhan>

## 1- Arka Plan

Ülkelerin hisse senedi piyasa endeksleri, döviz kurları ve faiz oranları finansal piyasalarda yaşanan olumsuz durumları ve riski gözlemlenmede önemli göstergelerdir. Son 15 yılda ise ülkelerin devlet borcunu geri ödeyememe (temerrüt) riskine karşı sigorta işlevi gören Kredi Temerrüt Takas (Credit Default Swap - CDS) sözleşmelerinin primleri uluslararası yatırımcılar tarafından yakından takip edilen ana parametre haline gelmiştir.<sup>2</sup> Son dönemde ülke riskliliğinin popüler göstergesi olarak kabul edilen CDS, yatırımcının tahvil yatırımı yaptığı devletin borcunu ödeyememe riskine karşı oluşacak zararın karşılanmasını sağlayan sigorta tipi bir kredi türev sözleşmesidir.<sup>3</sup>

Bir ülkeye yatırım yapmak için ülke tahvillerini alan bir yatırımcı bu tahvillerin karşılığında o ülkeye fon sağlamış olmaktadır. Yatırımcı, belirli bir süre ve belirli bir faiz oranı üzerinden sağladığı bu fonu vade sonu geldiğinde faizi ve anaparasıyla birlikte alacak ve tahvilleri geri verecektir. Eğer yatırımcı yatırım yaptığı ülkenin bu borcu ödeyemeyeceğini düşünüyorsa sigorta yaptırarak ödemesini garanti altına alabilir. İşte burada devreye CDS'ler girmektedir. Yatırımcı elindeki tahvili CDS sözleşmesini satan kuruluşa götürerek ve belirli prim ödemeleri yaparak o ülkenin borcunu ödememe riskini garanti altına alacaktır. Bu kurum yatırım yapılan ülkenin borcunu ödeyemediği durumda yatırımcının tüm zararını karşılamaktadır. Sistem, kredi ve sigorta sistemiyle benzer işlemektedir. CDS sözleşmesini satan kuruluşa ödenen prime CDS primi denmektedir.<sup>4</sup>

Bu bağlamda CDS sözleşmeleri yatırımcıların temerrüt riskine karşı sigortalanmasını sağlarken, bu sigortalanmanın bedeli olan CDS primleri ise yatırım yapılacak ülkelerin risk durumlarına ayna tutan bir gösterge olarak da okunabilmektedir. CDS primlerinde bir değişim meydana gelmesi ya da volatilitenin artması durumunda, yatırım yapılan ülkeye yönelik risk algısının olumsuz yönde olduğu ve geri ödeyememe riskinin arttığı yorumu yapılabilmektedir. Kısacası, bir yatırımcı CDS primlerinin artması ya da azalması durumuna bakarak ülkedeki risk durumu hakkında yorum yapabilmekte ve yatırımlarını o yönde oluşturabilmektedir.

---

<sup>2</sup> Weistroffer, C., Bernhard Speyer., ve Norbert Walter. (2009). "Credit default swaps." Deutsche bank research. 29 Mart 2020 tarihinde erişildi.

[https://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/cds\\_example\\_DB.pdf](https://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/cds_example_DB.pdf)

<sup>3</sup> Tang, Dragon Yongjun., ve Hong Yan. 2012. "What Moves CDS Spreads?" Social Science Electronic Publishing. 29 Mart 2020 tarihinde erişildi.

[https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1786354](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1786354)

<sup>4</sup> Weistroffer, C., Bernhard Speyer., ve Norbert Walter. (2009). "Credit default swaps." Deutsche bank research. 29 Mart 2020 tarihinde erişildi.

[https://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/cds\\_example\\_DB.pdf](https://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/cds_example_DB.pdf)

## 2- COVID-19 Döneminde CDS Primleri ve Hisse Senedi Piyasalarındaki Değişimler

COVID-19'un ilk görüldüğü ülke olan Çin ve 1 Nisan 2020 itibarıyla en fazla sayıda vakanın görüldüğü Amerika Birleşik Devletleri (ABD)<sup>5</sup> ve İtalya'ya<sup>6</sup> ilişkin CDS primlerinin 01.03.2019 - 31.03.2020 dönemi için bir yıllık seyri, Türkiye ile karşılaştırmalı olarak Şekil 1'de incelenmiştir. Ayrıca her ülke için vaka sayıları CDS primleri ile birlikte Şekil 2'de yer almaktadır. Öne çıkan sonuçlar her bir ülke için şu şekilde özetlenebilir:

- Şekil 2'de 5 yıl vadeli ülke CDS primlerinin vaka sayılarındaki artışa paralel bir seyir izlediği açıkça görülmektedir.
- Çin'de COVID-19'un resmi olarak açıklandığı 7 Ocak 2020 tarihinde 15,6 civarlarında seyreden ABD 5 yıllık CDS primleri, 31 Mart itibarıyla yüzde 28,5 artarak 20,0 seviyesine gelmiştir (Şekil 1). Şekil 2'de de görüldüğü gibi vaka sayılarının artışı ile CDS primleri bu süreçte paralellik göstermektedir.
- Öte yandan salgının kaynağı olan Çin'de 7 Ocak 2020'de 33,4 seviyesinde olan CDS primleri 16 Mart tarihinde yüzde 141,4 oranında artarak pik seviyesi olan 80,5 noktasına gelmiştir. 31 Mart tarihine gelindiğinde ise Çin'de vaka sayısındaki artışın stabil hale gelmesiyle birlikte CDS primlerinin 52,5 seviyesine gerilediği görülmektedir (Şekil 1).
- Benzer bir şekilde İtalya'nın risk primlerinin 16 Mart tarihinde yüzde 102 oranında arttığı görülürken, 31 Mart'a gelindiğinde ülke CDS primi 176,8 olarak seyretmektedir ki bu vakanın açıklandığı 7 Mart tarihine göre yüzde 37,1'lik bir artışa karşılık gelmektedir (Şekil 1). Şekil 2'de ayrıca İtalya CDS primlerinin vaka sayısındaki artışa paralel bir seyir izlediği görülmektedir.
- Risk algısının COVID-19 öncesinde diğer ülkelere kıyasla görece daha yüksek olduğu Türkiye'de ise, 7 Ocak 2020 tarihinde 281 civarlarında seyreden CDS primlerinin 31 Mart itibarıyla yüzde 92,2 artarak 540,6 seviyesine geldiği tespit edilmiştir (Şekil 1).

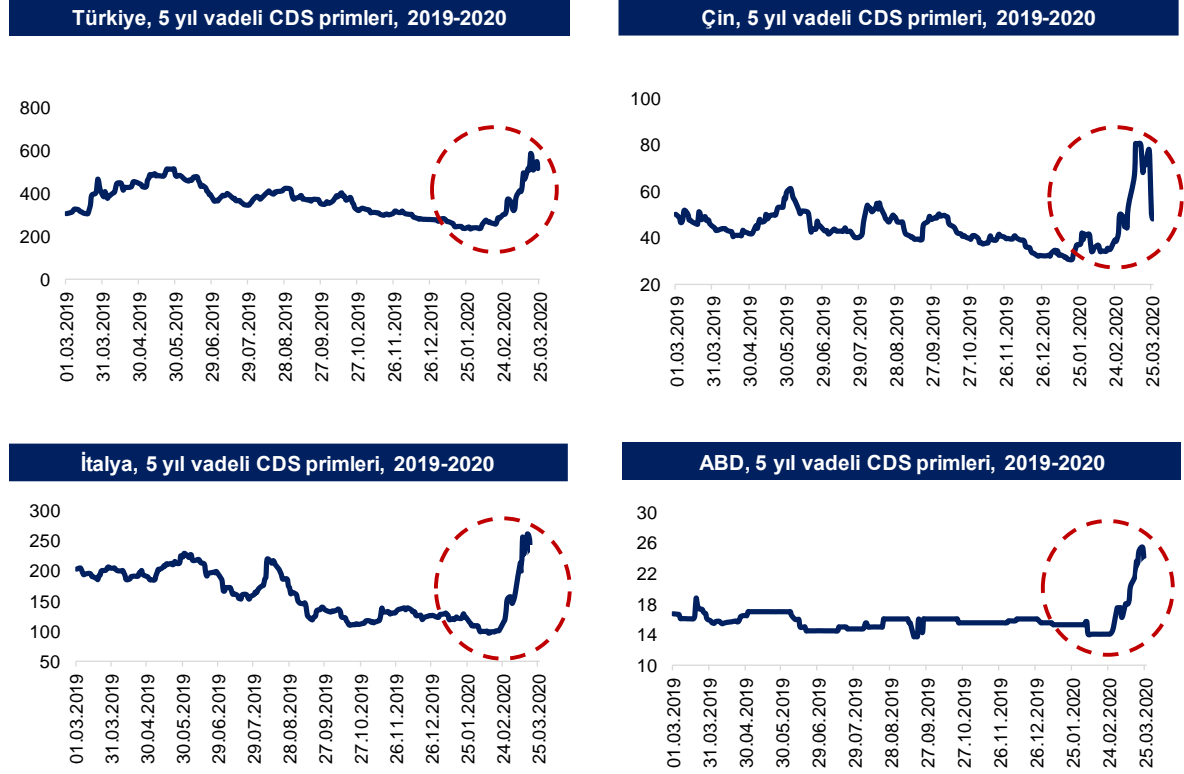
<sup>5</sup> ABD'de 01.04.2020 10:55 itibarıyla toplam vaka sayısı 189.633'tür.

<https://coronavirus.jhu.edu/map.html>

<sup>6</sup> İtalya'da 01.04.2020 10:55 itibarıyla toplam vaka sayısı 105.792'dir.

<https://coronavirus.jhu.edu/map.html>

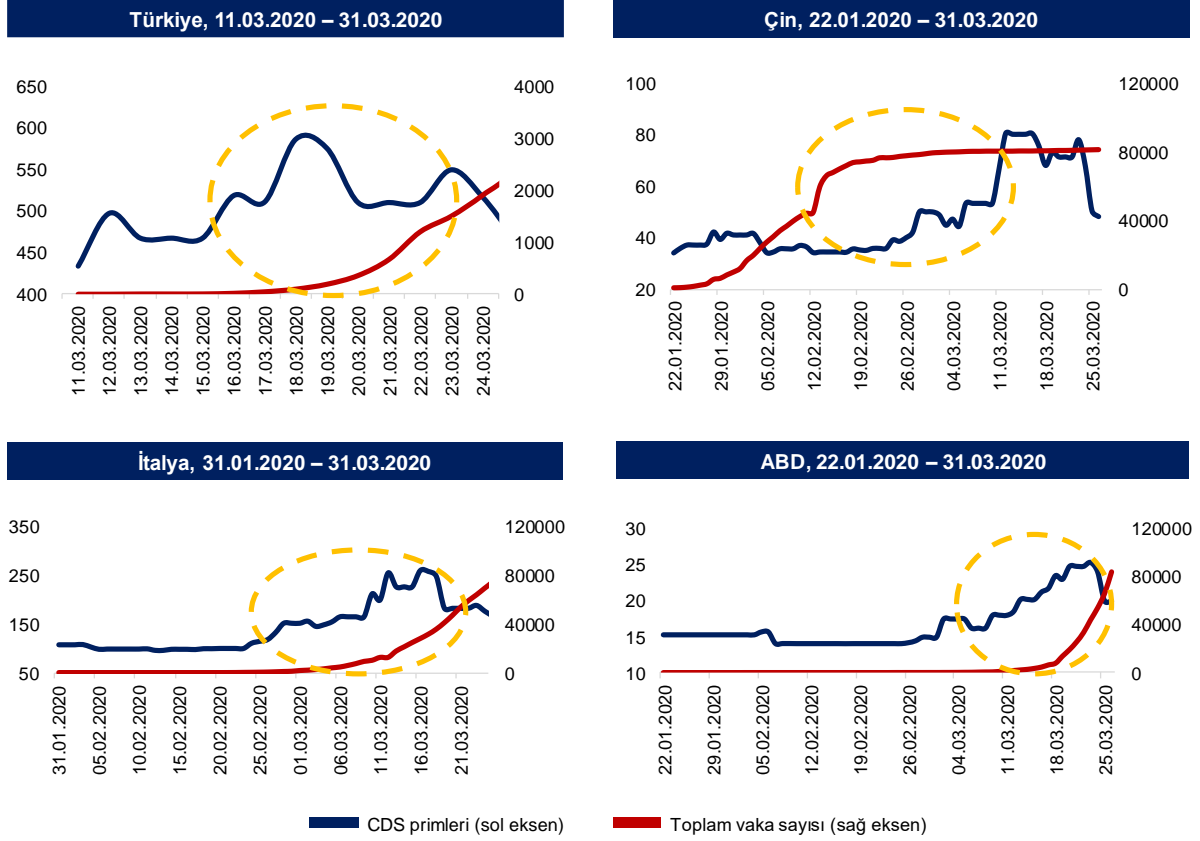
**Şekil 1 - Seçili ülkelerde 5 yıl vadeli ülke CDS primleri, 01.03.2019 - 31.03.2020**



	5 yıl vadeli CDS primleri			
	Türkiye	Çin	İtalya	ABD
07.01.2020	281,3	33,4	128,9	15,6
16.03.2020	518,4	80,5	260,4	21,2
31.03.2020	540,6	52,5	176,8	20,0
Değişim, % (07.01.2020 - 16.03.2020)	84,3	141,4	102,0	36,6
Değişim, % (07.01.2020 - 31.03.2020)	92,2	57,4	37,1	28,5

**Kaynak:** Thomson Reuters, TEPAV hesaplamaları

**Şekil 1 - Seçili ülkelerde 5 yıl vadeli ülke CDS primleri ve toplam COVID-19 vaka sayıları**

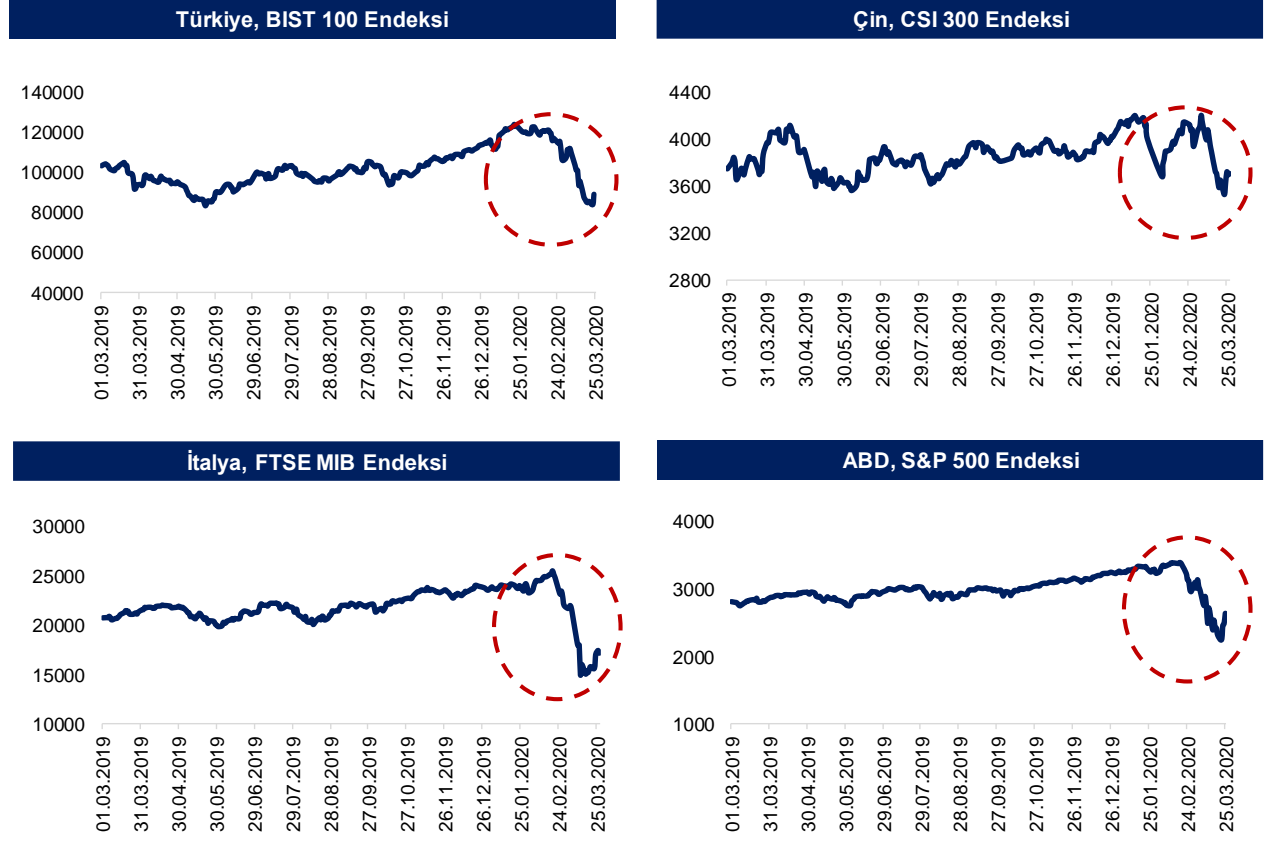


**Kaynak:** Thomson Reuters, Coronavirus COVID-19 Global Cases by the Center for Systems Science and Engineering (CSSE) at Johns Hopkins University (JHU), TEPAV görselleştirmeleri  
 \*Tarihler ABD, İtalya ve Türkiye için ilk vakanın görüldüğü günden bugüne kadarki dönemi kapsamaktadır.

CDS primlerine ek olarak önemli bir başka gösterge olan ülkelerin hisse senedi piyasasındaki fiyatlar ise, yatırımcıların şirketlerin gelecek kârlılıkları ile ilgili beklentilerinin yanı sıra, o ülkenin finansal ve politik istikrarı ile ilgili beklentilerini de yansıtmaktadır. Dolayısıyla fiyatlardaki değişimler yatırımcının risk algısına göre şekillenmektedir. Öte yandan küresel salgınlar gibi öngörülemez olayların ülkelerin finansal varlıklarını doğrudan etkilemesi beklenmektedir. Daha güvenli yatırım araçları arayan yatırımcıların ise ülke borsalarından çıkışlarının yarattığı panik ortamı; fiyatların düşmesine ve volatilitenin artmasına neden olabilmektedir. Bu kapsamda COVID-19'un ilk görüldüğü ülke olan Çin, Amerika Birleşik Devletleri (ABD) ve İtalya'ya ilişkin hisse senedi piyasalarının bir yıllık seyrini Türkiye ile karşılaştırmalı olarak 01.03.2019 - 31.03.2020 dönemi için Şekil 3'te incelenmiştir. Ayrıca her ülke için vaka sayılarının hisse senedi piyasası ile olan ilişkisi de Şekil 4'te yer almaktadır. Öne çıkan sonuçlar her bir ülke için şu şekilde özetlenebilir:

- Salgının kaynağı olan Çin'de CSI 300 endeksi 7 Ocak 2020'den günümüze yüzde 11,4 değer kaybettiği görülmektedir (Şekil 3).
- İtalya'nın hisse senedi piyasası FTSE MIB ise aynı tarih aralığında yüzde 28,1 değer kaybı yaşadığı tespit edilmiştir (Şekil 3).
- ABD borsası S&P 500 için ise bu değer kaybı yüzde 20,2 olarak gerçekleşmiştir. Şekil 4'te ABD borsasının sert düşüşü gözlenmektedir.
- BIST 100'de ise değer kaybı aynı tarih aralıkları için yüzde 20,4 seviyesinde gerçekleşmiştir.

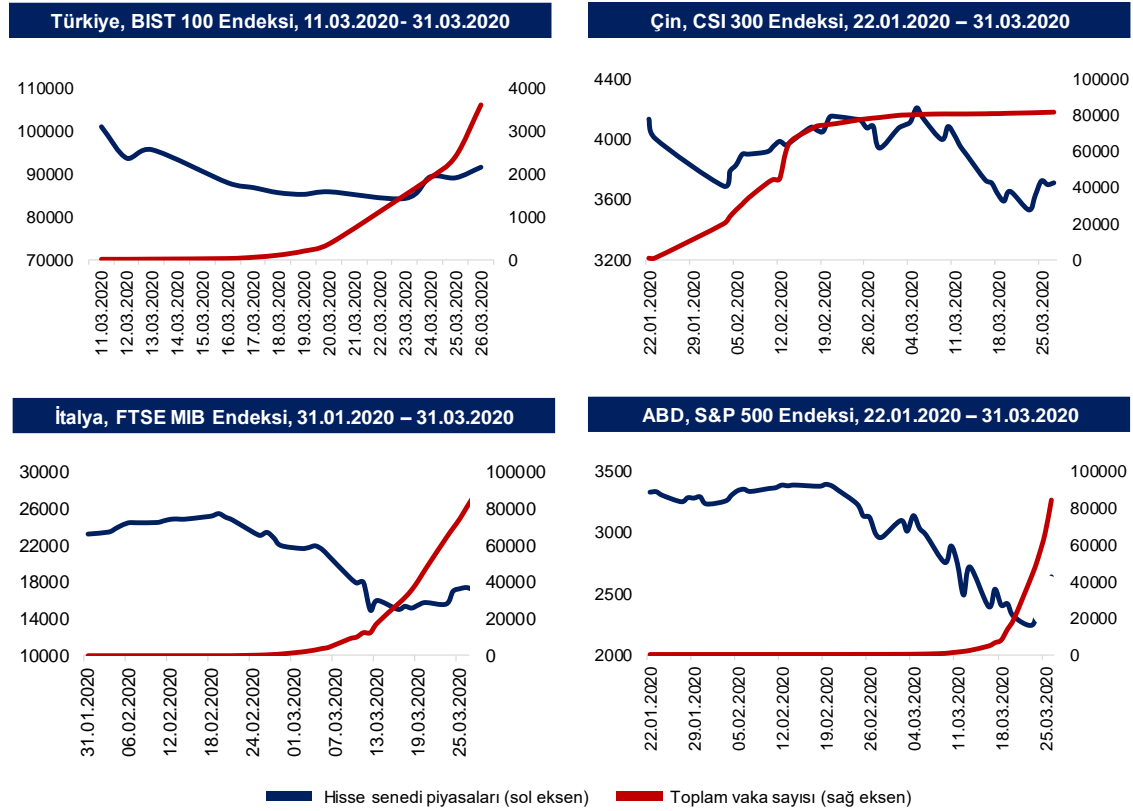
**Şekil 2 - Hisse senedi piyasaları, 01.03.2019 - 31.03.2020**



	Hisse Senedi Piyasaları			
	Türkiye BIST 100	Çin CSI 300	İtalya FTSE MIB	ABD S&P 500
07.01.2020	112.600	4.160	23.723	3.237
31.03.2020	89.643	3.686	17.050	2.584
Değişim, % (07.01.2020 - 31.03.2020)	-20,4	-11,4	-28,1	-20,2

**Kaynak:** Thomson Reuters, TEPAV hesaplamaları

**Şekil 3 - Seçili ülkelerin hisse senedi piyasaları ve toplam COVID-19 vaka sayıları**



**Kaynak:** Thomson Reuters, Coronavirus COVID-19 Global Cases by the Center for Systems Science and Engineering (CSSE) at Johns Hopkins University (JHU), TEPAV görselleştirmeleri

\*Tarihler ABD, İtalya ve Türkiye için ilk vakanın görüldüğü günden bugüne kadarki dönemi kapsamaktadır.

Yukarıda yer alan grafiklerde hisse senedi piyasaları ve ülke CDS primlerinin küresel boyutta etki yaratmış COVID 19 salgınına verdiği cevaplar izlenmiştir. Yazının devamında ülke riskini gözlemleyebilmede çok iyi iki araç olan bu iki enstrümanın getirilerindeki değişkenlikte (volatilité) salgın sonrası dönemde salgın öncesi döneme göre anlamlı bir farklılığın olup olmadığı incelenmiştir. Bu kapsamda finansal varlıkların riskliliğinin ve fiyat değişimindeki belirsizliğin bir ölçüsü olan volatilitéyi analiz etmek için COVID-19'un Çin tarafından resmi olarak açıklandığı 7 Ocak 2020 tarihi ile Türkiye'de ilk vakanın görüldüğü ve Dünya Sağlık Örgütü tarafından COVID-19'un "küresel salgın" olarak ilan edildiği 11 Mart 2020 tarihleri ele alınmıştır. Bu kapsamda küresel salgın için belirlenen tarihlerin 5, 10, 20, 30 ve 45 gün öncesi COVID-19 öncesi ve 5, 10, 20, 30 ve 45 gün sonrası COVID-19 sonrası olarak gruplandırılarak getiriler üzerinden volatilité değişimleri<sup>7</sup> hesaplanmıştır. Volatilité serilerini oluşturmak için GARCH (1,1)<sup>8</sup> yöntemi temel alınmıştır.

COVID-19 öncesi ve sonrası dönemde volatiliteler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir farklılık olup olmadığını test ederken uygulanan test sonuçlarının Sig. değeri 0,05'ten küçükse

<sup>7</sup> Volatilité hesaplayabilmek için ilk olarak Türkiye 5 yıl vadeli CDS primleri ve BİST 100 endeksinin kapanış fiyatları üzerinden logaritmik fark fonksiyonu kullanılarak getiriler hesaplanmıştır. Oluşturulan getiriler üzerinden GARCH (1,1) yöntemi ile volatilité serisi oluşturulmuştur.

<sup>8</sup> Literatür incelendiğinde volatilité tahmini için en çok kullanılan yöntemin GARCH(1,1) olduğu görülmektedir. Bollerslev (Bollerslev 1986, 310), finansal zaman serilerinin zamanla değişen varyanslarını modellemek için Engle (Engle 1982, 988) tarafından geliştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans modelini genişleterek volatilitéyi

CDS primlerinin ve hisse senedi verilerinin COVID-19 öncesi ve sonrası gözlemleri arasında anlamlı farklılık vardır yorumu yapılabilmektedir. Bir başka ifadeyle incelenen COVID-19 salgını belirtilen aralıklarda Türkiye'nin CDS ve hisse senedi piyasasında etkili olmuştur sonucuna varılabilmektedir. Eğer bu değer 0,05'ten büyükse CDS primlerinin ve hisse senedi verilerinin COVID-19 öncesi ve sonrası gözlemleri arasında anlamlı farklılık yoktur yorumu yapılabilmekte ve COVID-19 salgını belirtilen aralıklarda Türkiye'nin CDS primlerinde ve hisse senedi piyasasında etkili olmamıştır sonucuna varılabilmektedir. Uygulanan metodoloji ile ilgili ayrıntılı bilgiler Ek bölümünde paylaşılmaktadır.

Tablo 1'de yer alan sonuçlara göre yaşanan bu salgının ele alınan periyotlarda volatiliteler açısından anlamlı bir farklılığa neden olduğu gözlenmektedir. Tabloda sarı renk ile işaretlenmiş alanlar anlamlı farklılıkların gözlemlendiği değerleri göstermektedir. Sonuçlar şu şekilde özetlenebilir:

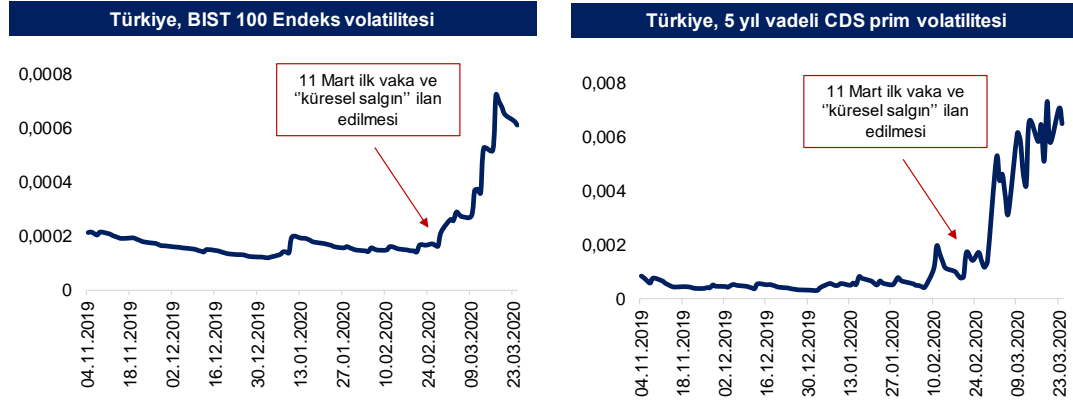
- Şekil 5'te BİST 100 ve 5 yıl vadeli CDS primlerinin salgının resmi olarak açıklandığı 7 Ocak 2020 tarihinin 45 gün öncesi ile günümüze kadar olan dönemde volatiliteler hareketleri görülmektedir. Salgının küresel bir boyut kazanması ve Türkiye'de ilk vakanın görüldüğü 11 Mart tarihi ile birlikte artan hareketler dikkat çekicidir.
- Tablo 1'de Türkiye'de 7 Ocak 2020 tarihinin 5, 10, 20, 30 gün öncesi ve sonrası karşılaştırmasında yaşanan COVID-19 salgınının hem 5 yıl vadeli CDS primleri hem de BİST 100 getirilerindeki değişkenlikte (volatiliteler) etkili olduğu görülmektedir.
- Bununla birlikte Türkiye'de ilk vakanın görüldüğü 11 Mart 2020 tarihinin 5 ve 10 gün öncesi ve sonrası karşılaştırıldığında BİST 100 için her iki zaman aralığında volatiliteler arasında anlamlı bir farklılığa rastlanırken, 5 yıl vadeli CDS primlerinde ise vakanın ortaya çıktığı tarihin 10 gün sonrası 10 gün öncesine göre anlamlı bir farklılık göstermiştir (Tablo 1).

---

açıklamada gerekli olan değişken ihtiyacını daha aza indirmek için GARCH modelini önermiştir. Bu şekilde çok fazla parametrenin tahminine gerek kalmadan volatiliteler modellenmektedir.



**Şekil 4 - BIST 100 ve Türkiye 5 yıl vadeli CDS primlerinin volatilitesi, 04.11.2019\* - 31.03.2020**



**Kaynak:** TEPAV hesaplamaları

\*Analiz kapsamında Salgının Çin tarafından resmi olarak açıklandığı 07.01.2020 tarihinin 45 gün öncesine kadar gidilmiştir.

**Tablo 1 - Türkiye'nin 5 yıllık ülke CDS primlerinin ve hisse senedi piyasası volatiliteleri**

		BIST 100	5 yıl vadeli CDS primi	USD/TL
		Sig. değeri		
07.01.2020	[-5, +5]	0,043	0,025	0,080
	[-10, +10]	0,000	0,005	0,074
	[-20, +20]	0,000	0,000	0,732
	[-30, +30]	0,000	0,000	0,000
	[-45, +45]	0,848	0,000	0,001
11.03.2020	[-5, +5]	0,043	0,290	0,017
	[-10, +10]	0,000	0,003	0,005

**Kaynak:** TEPAV hesaplamaları

Çalışma kapsamında volatilitelerin karşılaştırılması iki durumda yapılmıştır. Birinci durumda Türkiye'nin 5 yıl vadeli CDS primleri volatilitelerinin COVID-19 salgınına verdiği tepkiler karşılaştırılırken ikinci durumda ise BİST 100 volatilitelerinin COVID-19 salgınına verdiği cevap karşılaştırılmıştır. Sonuç olarak, volatiliteler her iki piyasa için de benzer davranış göstererek COVID-19 salgını öncesine göre istatistiksel olarak anlamlı farklılık göstermiştir. Yapılan analize ek olarak sunulan görsellerde COVID-19 salgını toplam vaka sayılarına bağlı olarak her iki piyasanın hareketlerinin yol gösterici nitelikte olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak, finansal varlık riskinin en temel göstergesi olan volatilitenin yaşanan COVID-19 salgınına bağlı olarak artması, uzun vadede yatırımcıların Türkiye piyasaları ile ilgili olumsuz beklentilerinin oluşmasına ve fon çıkışlarına neden olabilir yorumu yapılabilmektedir. Elde edilen bir diğer sonuç ise ülke CDS primlerinin hisse senedi piyasalarıyla benzer davranış sergilediği, gelişen olaylara hızlı tepki verdiği ve riski gözlemlenmesi de önemli bir enstrüman olduğudur.

### 3- Ek

Çalışma kapsamında COVID-19 salgınının Türkiye CDS primlerinin ve hisse senedi piyasalarının davranışını volatilité açısından etkileyip etkilemediği incelenmiştir. Bunun için COVID-19'un Çin tarafından resmi olarak açıklandığı 7 Ocak 2020 tarihi ile Türkiye'de ilk vakanın görüldüğü ve Dünya Sağlık Örgütü tarafından COVID-19'un "küresel salgın" olarak ilan edildiği 11 Mart 2020 tarihleri ele alınmıştır. Bu tarihlerin 5, 10, 20, 30 ve 45<sup>9</sup> gün öncesi ve sonrasındaki 5 yıl vadeli CDS primleri ile hisse senedi getirilerindeki değişkenlik (volatilité) hesaplanmıştır.

COVID-19 öncesi ve sonrası grupların ortalamaları arasındaki farklılığın istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığına bakmak için öncelikle verilerin dağılımının normalliği test edilmelidir. Veriler normal dağılımlı ise parametrik testler uygulanırken veriler normal dağılım göstermiyorsa parametrik olmayan testler kullanılmalıdır. Normallik dağılımını belirlemek için SPSS 20 programı kullanılarak Normallik Testi yapılmıştır. Normallik dağılımı için %95 güven aralığında oluşturulan hipotezler şu şekildedir:

*H<sub>0</sub> = %95 güven aralığında veriler normal dağılıma sahiptir.*

*H<sub>1</sub> = %95 güven aralığında veriler normal dağılıma sahip değildir.*

Normallik testinin sonuçlarında dağılımın cinsine karar vermek için Kolmogorov- Smirnov ya da Shapiro-Wilk test sonuçları daha çok tercih edilir. Bu iki test arasında literatürde en çok tercih edilen test ise Shapiro-Wilk testidir. Shapiro-Wilk testinin Sig. değerinin 0,05'ten büyük ya da küçük olmasına göre dağılımın normalliğine karar verilir. Test sonucunda çıkan Sig. değeri > 0,05 ise *H<sub>0</sub>* hipotezi kabul edilir ve verilerin normal dağıldığı söylenir. Eğer test sonucu çıkan Sig. değeri < 0,05 ise *H<sub>0</sub>* hipotezi reddedilir ve verilerin normal dağılıma sahip olmadığı söylenir.

Çalışma konusu Türkiye'de COVID-19 öncesi ve sonrası durumları arasındaki farkın anlamlı olup olmadığına bakıldığı için değişkenimiz bağımlı değişken olmaktadır. Bu nedenle uygulayacağımız testlerin bağımlı özellik gösteren değişkenlere uygun testler olması gerekmektedir. Normallik testi sonuçlarında veriler normal dağılıma sahipse parametrik bir test olan Bağımlı Örneklem t testi (Paired t test) uygulanırken, normal dağılıma sahip olmayan testler için parametrik olmayan Wilcoxon İşaretli Sıralar Testi uygulanmıştır. Wilcoxon testi ilk durum ile son durum arasındaki farklılığın anlamlı olup olmadığını araştıran Bağımlı Örneklem t testinin parametrik olmayan karşılığıdır. Wilcoxon İşaretli Sıralar Testi için test edilen hipotezler şu şekildedir:

*H<sub>0</sub> = Eş deneme sonuçları eşittir. Deneme sonuçları arasındaki pozitif ve negatif farklar toplamı birbirine eşittir. Ölçümler arasında anlamlı farklılık yoktur.*

*H<sub>1</sub> = Eş deneme sonuçları birbirine eşit değildir. Negatif farkların toplamı pozitif farkların toplamına göre çok küçüktür ya da çok büyüktür. Ölçümler arasında anlamlı farklılık vardır.*

<sup>9</sup> 11 Mart 2020 tarihi için veri olmaması nedeniyle sadece 5 ve 10 gün öncesi ve sonrası hesapları yapılmıştır.

Normal dağılıma sahip olan bağımlı değişkenler için kullanılan Bağımlı Örneklem t testi için kurulan hipotez ise şu şekildedir:

*H<sub>0</sub>*= %95 güven aralığında COVID-19 öncesi ve sonrası arasında ortalama bakımından istatistiksel olarak anlamlı farklılık yoktur.

*H<sub>1</sub>*= %95 güven aralığında COVID-19 öncesi ve sonrası arasında ortalama bakımından istatistiksel olarak anlamlı farklılık vardır.

Bu hipotezleri test ederken test sonucunda çıkan Sig. değerinin 0,05'ten küçük olması durumunda *H<sub>0</sub>* hipotezi reddedilir ve Türkiye'nin COVID-19 salgınına maruz kaldığı günün öncesi ve sonrası arasında istatistiksel olarak anlamlı farklılık olduğu söylenir. Eğer Sig. değeri 0,05'ten büyükse *H<sub>0</sub>* hipotezi kabul edilir ve iki grup arasında anlamlı farklılık olmadığı söylenir.