



KREDİ TEMERRÜT SWAPLARI (CDS) VE FED PARA POLİTİKALARININ TÜRK TAHVİL FAİZLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ: YAPISAL KIRILMALI BİR EKONOMETRİK ANALİZ

THE EFFECTS OF CREDIT DEFAULT SWAPS (CDS) AND FED MONETARY POLICIES ON TURKISH BOND INTERESTS: AN ECONOMETRIC ANALYSIS WITH STRUCTURAL BREAKS

Ömer AKÇAYIR¹



1. Öğr. Gör. Dr., Nevşehir Hacı Bektaş Veli
Üniversitesi, Sağlık Hizmetleri Meslek
Yüksekokulu, omerakcayir@nevsehir.edu.tr
<https://orcid.org/0000-0002-1645-5312>

Makale Türü	Article Type
Araştırma Makalesi	Research Article
Başvuru Tarihi	Application Date
10.04.2021	04.10.2021
Yayına Kabul Tarihi	Admission Date
03.08.2021	08.03.2021

DOI

<https://doi.org/10.30798/makuiibf.912907>

Öz

Bu çalışmada CDS'lerin ve FED para politikalarının Türk tahvil faizleri üzerindeki etkileri, 2010:M03-2021:M02 dönemi için yapısal kırılmalı zaman serisi analizi yöntemleriyle analiz edilmiştir. Pearson korelasyon analizinde; CDS primleri ve FED faiz oranının tahvil faizleri ile pozitif yönlü ve yüksek korelasyona sahip oldukları tespit edilmiştir. Serilerin durağanlık seviyeleri Carrion-i- Silvestre vd. (2009) GLS çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ile incelenmiş ve tüm serilerin birinci farkta durağan oldukları belirlenmiştir. Seriler arasındaki eşbütünlük ilişkileri Maki (2012) testi ile incelenmiş ve serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri görülmüştür. Uzun ve kısa dönem analizleri DOLS yöntemiyle gerçekleştirilmiş ve CDS primlerindeki artışların Türk tahvil faizlerini artırdığı görülmüştür. FED faizlerindeki artışların Türk tahvil faizlerini her iki vade de artırdığı, etkinin 5 yıllık tahvillerde daha yüksek olduğu bulunmuştur. FED'in QE uygulamalarının Türk tahvil faizlerini kısa dönemde azalttığı tespit edilmiştir. Seriler arasındaki nedensellik ilişkileri VECM yöntemiyle incelenmiş, CDS primleri ile FED para politikalarından Türk tahvil faizlerine doğru uzun dönemde herhangi bir nedenselliğin olmadığı ama kısa dönemde FED faiz oranı ve FED bilançosundan Türk tahvil faizlerine doğru güçlü nedensellik ilişkilerinin var olduğu belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: : CDS, FED Politikaları, Tahvil Faizleri, Yapısal Kırılma, VECM.

Abstract

In this study, the effects of CDS and FED monetary policies on Turkish bond interest rates were analyzed by using time series analyses with structural break for the period 2010:M03-2021:M02. It has been determined that CDS premiums and FED interest rates have a positive and high correlation with Turkish bond interest rates in the Pearson correlation analysis. The stationarity levels of the series were examined by Carrion-i-Silvestre et al. (2009) GLS unit root test with multiple structural breaks. It was determined that all series were stationary at the first difference. The cointegration relations between the series were examined with the Maki (2012) method and it has been observed that the series act together in the long-term. Long and short term analyzes were performed by using the DOLS method. It has been observed that the increases in CDS increased Turkish bond interest rates. It was found that the increases in FED interest rates increased the Turkish bond interest rates in both maturities but the effect was higher for 5-year bonds. It has been determined that the QE implementations of FED reduce the Turkish bond interest rates in the short term. Causality relations among the series were analyzed by the VECM method. It was determined that there was no causality from CDS and FED policies to Turkish bond rates in the long run, but there were strong causality relationships from the FED interest rates and the FED balance sheets to Turkish bond rates in the short run.

Keywords: CDS, FED Policies, Bond Rates, Structural Break, VECM

EXTENDED SUMMARY

Research Problem

The goal of this study is to examine with the structural break time series analysis methods the effects of CDS premiums and FED monetary policies on Turkish bond interest rates for 2010: M03-2021: M02 monthly period. In addition, it is aimed to analyze the causality relationships among the series with the VECM method.

Research Questions

Are CDS premiums seen as an indicator for financial investors in terms of sovereign risk level of Turkey? Are these premiums affects the interest of bonds issued by Turkey in short run and / or long run? Are conventional and unconventional monetary policies implemented by the FED a determinant for interest rates of Turkish bonds? Is there a differentiation in the effects of the aforementioned factors on bonds with different maturities? Are there breaks in the economy during the analysis of the sample period in Turkey? If yes, what are the effects of these breaks on the bond market?

Literature Review

When looking at the studies examining the effects of CDS premiums and FED monetary policies on the macroeconomic indicators of countries; Koy (2014) investigated the relationship between CDS and Euro bonds in sample of 8 countries for the period of the European Debt Crisis and concluded that CDS affects the bond interest rates in France and Italy. Atmisdortoglu (2019) has analyzed the effects of CDS premiums on the stock market indexes, bond yields and exchange rates in Turkey, China and Russia. It has been determined that while the exchange rate and the CDS cannot have a meaningful impact on interest rates, the greatest impact in Turkey. Ergenc and Genc (2020) has determined that the increase in CDS premium of Turkey periodically increases the exchange rate, gold futures rate and government bond interest. In addition, BIST bank index, exchange rate and the increases in the interest rate of government bonds decreased the CDS premiums. Mazak and Ozkul (2020) investigated the causality relationship between Eurobonds and stock market securities and CDS premiums in Turkey. It has concluded that CDS premiums affect the bonds. Tanyildizi and Yigiter (2021) analyzed the effects of CDS premiums on real markets, commodity prices, bond benchmark interest rates and BIST100 index and it has been determined negative relations. One of the studies on the effects of the FED policies Bartkiewicz (2018) revealed that increased the GDP of developing countries, decreased the bond yields and caused the stock markets to rise the QE policies implemented by the FED after 2009. Feldkircher et al. (2021) investigated effects of the expansionary monetary policies implemented by the FED on stock markets, industrial production, unemployment, inflation and interest rates during the Covid-19 pandemic. According to empirical results; monetary expansion enabled higher growth and stock market

returns and resulted in a more favorable long-term financing conditions and a depreciation of the USD. Finally, Agiralioğlu and Demirci (2021) investigated the spillover effects of the QE policies of FED on stocks, bonds and exchange rates in fragile five countries. It has been found that the spread between 2008-2012 is stronger than other periods.

Methodology

In the study started with the Pearson correlation analysis, the stationarities of the series was examined by Carrion-i-Silvestre, Kim and Perron (2009) with unit root test with multiple structural breaks; cointegration analysis between series examined by Maki (2012) cointegration test with multiple structural breaks. While long run and short run analysis performed by the DOLS method; causality relationships among the series were analyzed by the VECM method.

Results and Conclusions

It has been determined that CDS premiums and FED interest rate have a positive and high correlation with Turkish bond rates in Pearson (1895) correlation analysis. It was determined that all series are I(1) with the help of Carrion-i-Silvestre et al. (2009) test. It was observed that the series included in all four models were cointegrated in the long term in Maki (2012) cointegration test. The structural break dates determined by the Maki (2012) test were included in the regression analysis with dummy variables. It was observed that the increases in CDS premiums increased the Turkish bond interest rates in both maturities (5 years & 10 years) in the long-term analyzes performed by the DOLS method. It was determined that while the increases in the FED interest rates increased the Turkish bond interest rates in both maturities, this effect was higher for 5-year bonds. It has been determined that the QE policies of FED did not significantly affect statistically Turkish bond interest rates in the long run. Considering dummy variables; it has been observed that while CDS premiums of Turkey have fallen 232 in 2016 have reduce the interest rate of the bonds, the increasing in interest rates by FED has had an increasing effect on Turkish bond interest rates since 2017. Likewise in the short term analysis with the DOLS method, it was observed that the increases in the CDS premium increased the Turkish bond interest rates and this effect has been found to be lower than in the long term. It has been determined that the short-run effects of the FED interest policies on 5-year Turkish bond interest rates is higher than on the long-run, while its effect on 10-year bond interest rates is lower than on the long-run. It has been determined that the short-run effects of the increases in the FED balance sheet on Turkish bond interest rates is negative, great and and statistically significant contrary to long-run ones. Considering the coefficients of dummy variables; it was noteworthy that effects of policy shifts of FED and the problems in Turkey's economy on bond yields were more significant in the short term. It has been observed that the error correction mechanism works in all models. In the VECM causality test; while there is no causality from CDS premiums and FED monetary policies to Turkish bond rates in the long run, it has been determined that there are strong causality relationships from the FED interest rate and the FED balance sheet to the Turkish bond rates in the short run.

1. GİRİŞ

Günümüz küreselleşen ekonomik sisteminde uluslararası sermaye hareketleri önemli bir yere sahiptir. Artan teknoloji sayesinde bilgi iletişim maliyetlerinin düşmesi, iletişim ve işlem hızının artması, dünyanın her bölgesinden yatırımcıların diğer ülke finansal piyasalarında işlem yapabilmelerine olanak sağlamıştır. Bu süreçte uluslararası yatırımcılar tarafından bir ülkede yatırım kararlarının verilmesinde veya yatırımların başka ülkelere kaydırılmasında göz önünde bulundurulmuş bir kısım önemli makroekonomik göstergeler bulunmaktadır. Bunlar gelecek adına yatırımcılara bazı öncül bilgileri sunsa da ani gelişebilecek riskler açısından asimetrik bilgi nedeniyle tehlikelere açıktır (Mora, 2006). Bu açıdan yatırım kararlarında; ilgili ülkenin sağladığı getiri ve sahip olduğu risk düzeyi verileri ön plana çıkmaktadır (Kurtuldu, 2014; Durgan, 2016).

Günümüz ekonomilerinde faizli veya faizsiz çok farklı türlerde yatırım araçları söz konusudur. Ülkelerin yabancı yatırımcılara sağlayabileceği finansal getiriler; çoğunlukla tahvil faizleri veya borsa kâr payları şeklinde olmaktadır. Tahviller; ülkelerin hazine kurumlarınca veya büyük ölçekli işletmeler tarafından ihraç edilen borçlanma senetleri olup, kısa (üç aya kadar), orta (1 yıl) ve uzun vadeli (5 yıl ve üstü) vadeli olabilmektedirler (Hazine Müsteşarlığı, 2015). Uluslararası finansal sermaye sahipleri bir ülkenin tahvillerini portföylerine eklemeyen önce; faiz oranları ile doğrudan ilişkili tahvil getirisine ve ülke risk primine bakmaktadırlar (Delice, 2015). Yabancı yatırımcılar bir ülkenin tahvilini satın aldıklarında, üstlendikleri riskleri azaltmak ya da tamamen kurtulmak için elde edecekleri olası getirilerin bir kısmından vazgeçerek, alacaklarını teminat altına almak amacıyla aracı kurumlara sigortalatmaktadırlar (Ötkeç-Robe ve Podpiera, 2010). Bu noktada ülke risk primi ya da kredi temerrüt swapı (Credit Default Swap: CDS); 5 yıl vadeli 10.000 ABD Doları değerindeki tahvilin sigortalanması için aracı kurumların talep ettikleri Dolar miktarı ile belirlenmektedir (Kliber, 2011). Kısaca CDS; bir riskten kaçınma (hedging) işlemi bedeli olup (Partnoy, 2007), kredinin batma riskinin değiş-tokuş edilmesini ifade eden bir türev işlemidir (Eğilmez, 2020).

CDS değerinin yükselmesi, tahvil ihraç eden ülkenin risk seviyesinin arttığını göstermektedir (Tanyıldızı, 2020). CDS primi artan ülkelerin, dış piyasalardan borçlanma alternatifleri azalmakta ya da borçlanabilmek için daha yüksek maliyetlere katlanmak zorunluluğu doğmaktadır (Flannery vd., 2010). Uluslararası borçlanmalarda genel olarak; Londra'daki likiditesi yüksek bankaların bankalararası piyasada birbirlerine ABD Doları cinsinden borçlanmada uyguladıkları faiz oranı (LIBOR: London Interbank Offered Rate) ile ülke risk primi dikkate alınmaktadır (Erdem, 2018). Bu işlemler sonucunda her bir ülkeye uygulanacak faiz oranı, yaklaşık olarak Denklem (1)'de ifade edilen eşitlik yardımıyla hesaplanabilir (Talışlı vd., 2020):

$$i = LIBOR + \left(\frac{CDS}{100} \right) \quad (1)$$

Örneğin; LIBOR'un %2 olduğu bir dönemde CDS primi 32 olan bir ülke $\%2 + \left(\frac{32}{100}\right) = \%2,32$ ile dış borç bulabiliyorken, aynı dönemde CDS primi 439 olan başka bir ülke $\%2 + \left(\frac{439}{100}\right) = \%6,39$ faiz oranı ile borçlanabilecektir (Bu hesaplamalar yaklaşık bir fikir sahibi olmak için verilmiştir. Gerçek hesaplamalar daha detaylıdır. Daha detaylı bilgi için Talaslı vd. (2020) çalışmasına bakılabilir).

Ülkelerin kredi risk primleri (CDS'leri) temel olarak sistematik riskler göz önüne alınarak belirlenmektedir (Norden ve Weber, 2009: 530). Bu risk faktörleri arasında ekonomik ve sosyal sorunlar, iç ve dış politikada yaşanan problemler önemli bir yer tutmaktadır (Doshî, Jacobs ve Zurita, 2017: 44). Ülkelerin CDS primleri 200'ün üzerinde ise kırılmalı, 300'ün üzerinde aşırı kırılmalı olduğu kabul görmektedir (Eğilmez, 2020). CDS verilerinin hesaplanmasına ve yayınlanmasına 1990'lı yıllarda başlanmış (Shikha, 2012), 2000'li yıllarda bu verinin uluslararası alanda kullanımı artmış, 2008 krizi ile birlikte de tüm dünyada ülkelerin risklilik seviyesinin iyi bir göstergesi olarak yakından takip edilmeye başlanmıştır (Azad, 2013).

Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerin tahvillerine olan talebi (ve tahvil faizlerini) belirleyen bir diğer önemli husus da ABD Merkez Bankası FED'in uygulamakta olduğu para politikalarıdır (Ağralıoğlu ve Demirci, 2021). FED geleneksel para politikaları kapsamında politika faiz oranını düşürdüğünde veya bunun yeterli gelmediği durumlarda geleneksel olmayan para politikası olarak miktarsal genişleme (QE: Quantitative Easing) politikaları uyguladığında küresel piyasalardaki rezerv para ABD Dolar miktarı bollaşmakta, bu paranın bir kısmı gelişmekte olan ülkelerin tahvil ve hisse senedi piyasalarına yönelmekte ve bu şekilde tahvil faizlerinin düşmesini sağlayabilmektedir (Lim, Mohapatra ve Stocker, 2014). Özellikle 2008 küresel ekonomik krizi ve Covid-19 salgını döneminde FED faiz oranlarını sıfıra yakın bir noktaya kadar düşürmüştü, bunun ekonomiyi canlandırmak için yeterli gelmemesi üzerine bankaların ellerindeki sorunlu kredileri kendi üzerine devralarak, bankalar üzerinden piyasalara para enjekte etmiştir (Reynard, 2018). Bu işlemler sonucunda Ağustos 2008'de 901 Milyar Dolar olan FED bilançosu 17 Mart 2021 itibarıyla 7 Trilyon 693 Milyar Dolara çıkmıştır (Fred, 2021a). Elbette ki ulusal piyasada miktarı bollaşan bu paraların bir kısmı ticari ya da finansal işlemler aracılığıyla ABD dışına çıkarak, getirisi cazip olan ülkelerin finansal piyasalarında işlem görmeye başlamakta ve onların makroekonomik verilerini etkilemektedir. Bu noktada FED'in uyguladığı faiz ve miktar politikaları ile ülke CDS'lerinin, tahvil faizlerine olan etkilerinin ampirik olarak incelenmesi ve elde edilen çıkarımlara uygun olarak ekonomi politikalarının gözden geçirilmesi yararlı olacaktır.

Çalışmada CDS primleri ile FED'in uyguladığı para politikalarının Türkiye'nin ihraç ettiği tahvillerin faiz oranları üzerindeki etkileri 2010:M03-2021:M03 dönemine ait aylık veriler kullanılarak, yapısal kırılmalı zaman serileri analiz yöntemleriyle ele alınmıştır. Dönem seçiminde; CDS primi verilerine erişilebilen en eski dönem ve güncel verilere erişilebilen en son dönem temel alınmıştır. Çalışmada özellikle 2008 krizinin ortaya çıktığı Eylül 2008 dönemi verileri de kullanılmak istenmiş, ancak 2008:M09-2010:M02 dönemi CDS verilerine erişilememiştir. Çalışmanın ikinci bölümünde;

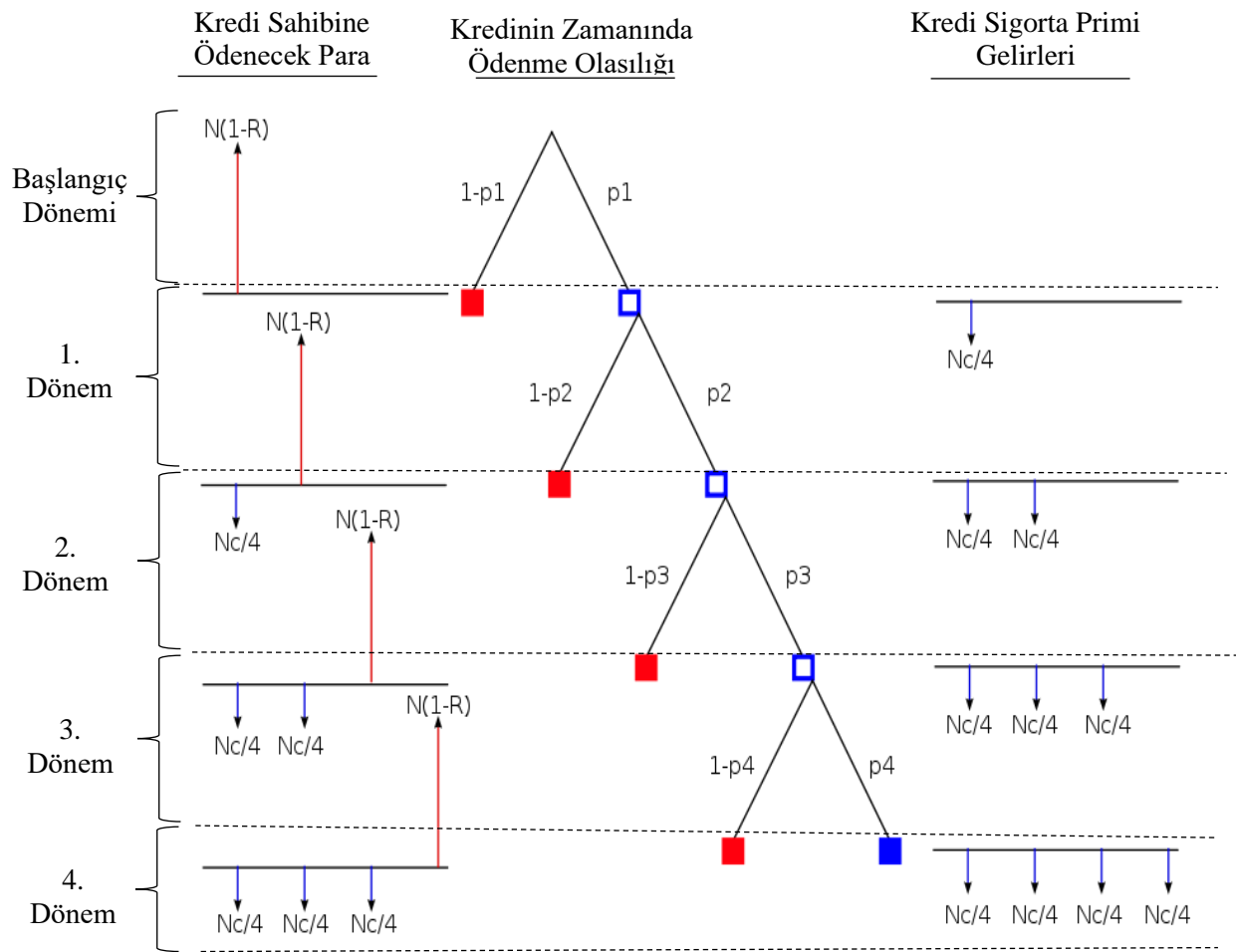
CDS primlerinin teorik düzeyde hesaplanma mekanizması incelenmiş, üçüncü bölümünde Türkiye'nin CDS primleri, tahvil faizleri ve FED'in uyguladığı faiz oranları ile FED bilançosunda yaşanan değişimler grafikler yardımıyla görsel olarak analiz edilmiştir. Konuyla ilgili literatürde yer alan çalışma özetlerinin ele alındığı dördüncü bölümün ardından, beşinci bölümde ise ekonometrik analizler yer almaktadır. Altıncı ve son bölümde sonuç, tartışma ve öneriler ile çalışma sona erdirilmiştir. Bu çalışmanın; CDS primlerinin tahvil faizleri ve Hazine'nin borç yükü üzerindeki olası etkilerini bir kez daha gündeme getirmesi ve politika yapıcıların dikkatini CDS primleri üzerine çekerek, bu primleri yükseltebilecek politikalardan uzak durmalarının gerektiğinin vurgulanması yönüyle ülke ekonomisine olumlu katkılar sunması beklenmektedir. Çalışmanın, kullanılan veri seti, geliştirilen ekonometrik modeller ve kullanılan analiz yöntemleriyle de literatüre ek bir katkı yapması umulmaktadır.

2. KREDİ TEMERRÜT SWAPLARININ HESAPLANMASI

İlk olarak köklü bir ABD bankası olan ve 1999 yılında Deutsche Bank tarafından satın alınan Trust Bank tarafından 1991 yılında hesaplanan CDS (Tett, 2009) primleri, 1994 yılından itibaren ABD'li yatırım bankası J.P. Morgan & Co tarafından da yaygın biçimde uygulanmaya başlanmıştır. J.P. Morgan 1997 yılında geliştirdiği BISTRO (Broad Index Securitized Trust Offering: Geniş Endeksli Menkul Kıymetleştirilmiş Güven Teklifi) ürünlerinde bankaların bilançolarını arındırmak (en net/risksiz halini görebilmek) için de CDS primlerini kullanmaya başlamıştır (Lanchester, 2009). 2000'li yıllarda ABD Teminat ve Borsa Komisyonu (SEC-Securities and Exchange Commission) ve Emtia Vadeli İşlem Ticaret Komisyonu (CFTC-Commodity Futures Trading Commission) tarafından da CDS primleri önemli bir gösterge olarak kullanılmaya başlanmıştır. 2008 küresel ekonomik kriziyle birlikte, verilen kredilerin sigortalanmasının gereği daha net biçimde görülmüş ve tüm dünyada CDS önemli bir ölçüt olarak kullanılmaya başlanmıştır. Günümüzde CDS primleri Uluslararası Takas ve Türevler Derneği (ISDA-International Swaps and Derivatives Association) tarafından yayınlanmaktadır. ISDA'nın günümüzde 75 ülkede faaliyet gösteren, 925 üyesi bulunan çok uluslu, bağımsız bir şirkettir (ISDA, 2021).

CDS primlerinin hesaplanmasında kullanılan hesaplanma şekline bakıldığında; N kadarlık kredi sigortası risk priminin her dönem c oranındaki kısmının ödeneceği ve bu işlemin 4 çeyreklik dönemde tamamlanacağı varsayımı altında her bir çeyreklik dönemde (3 ayda bir) $Nc/4$ kadarlık CDS primi ödenmesi gerekmektedir. R ; geri dönüşüm oranı olmak üzere, kredinin her temerrüde düşmesi durumunda $N(1 - R)$ kadarlık kısmı kredi sahibine geri ödenecektir. 4 dönemlik bir incelemede her bir dönemde kredinin ödenme olasılığı sırasıyla p_1, p_2, p_3 ve p_4 olduğu bir durumda risk haritası, prim ödemeleri ve krediyi sigortalayan kuruma kalan getiri "Şekil 1" yardımıyla incelenebilir. Bu şekilde kırmızı ile gösterilenler; kredinin ödenmeme (temerrüde düşmesi) durumunu, mavi ile gösterilenler; kredinin ödenmesi gereken zamanda geri ödendiğini ifade etmektedir (Duffie, 1998):

Şekil 1. Kredi Risk ve Getiri Diyagramı



Kaynak: Wikipedia (2021) ve Nakisa (2012) tarafından hazırlanan diyagram, yazar tarafından tekrar düzenlenmiş ve genişletilmiştir.

Şekil 1'e göre kredi veren kurumun eline geçmesi taahhüt edilen para $N(1 - R)$ kadardır. Krediyi veren kurum buna karşılık her bir dönemde $Nc/4$ kadarlık sigorta primini, krediyi sigortalayan kuruma ödeyecektir. İlk dönem kredinin ödenme olasılığı p_1 , ödenmeme olasılığı $1 - p_1$ olsun. Kredi ödenmezse ($1 - p_1$ durumu gerçekleşirse), kredi verenin alacağı para $N(1 - R)$, krediyi sigortalayan kurumun elde edeceği gelir $Nc/4$ olacaktır. İkinci dönemde kredinin ödenme olasılığı p_2 , ödenmeme olasılığı $1 - p_2$ olsun. Kredi ödenmezse ($1 - p_2$ durumu gerçekleşirse) kredi verenin alacağı para $N(1 - R)$, krediyi sigortalayan kurumun elde edeceği gelir $2 * (Nc/4)$ olacaktır. Üçüncü dönem kredinin ödenme olasılığı p_3 , ödenmeme olasılığı $1 - p_3$ olsun. Kredi ödenmezse ($1 - p_3$ durumu gerçekleşirse) kredi verenin alacağı para yine $N(1 - R)$, krediyi sigortalayan kurumun elde edeceği gelir $3 * (Nc/4)$ olacaktır. Dördüncü ve son dönemde kredinin ödenme olasılığı p_4 , ödenmeme olasılığı $1 - p_4$ olduğunu varsayıldığında, kredi bu dönemde ödenmeyecek olursa ($1 - p_4$ durumu gerçekleşirse) kredi verenin alacağı para yine $N(1 - R)$ olurken, krediyi sigortalayan kurumun elde edeceği gelir $4 * (Nc/4)$ olacaktır (Hull ve White, 2000).

$t_{i-1} - t_i$ döneminde kredinin temerrüde düşmeden ödenme olasılığı p_i , ödenmeme ve temerrüde düşme olasılığı $1 - p_i$ olup, $\delta_1, \dots, \delta_4$ indirgeme oranları veri iken net bugünkü değerler (NPV) Tablo 1’de elde edilmiştir.

Tablo 1. Net Bugünkü Değerler

Temerrüde Düşme Dönemi	Sigorta Primi Ödemelerinin Net Bugünkü Değeri	Temerrüt Ödemelerinin Net Bugünkü Değeri	Olasılık
Kredi t_1 döneminde temerrüde düşmüşse	0	$N(1 - R)\delta_1$	$1 - p_1$
Kredi t_2 döneminde temerrüde düşmüşse	$-\left(\frac{Nc}{4}\right)\delta_1$	$N(1 - R)\delta_2$	$p_1(1 - p_2)$
Kredi t_3 döneminde temerrüde düşmüşse	$-\left(\frac{Nc}{4}\right)(\delta_1 + \delta_2)$	$N(1 - R)\delta_3$	$p_1p_2(1 - p_3)$
Kredi t_4 döneminde temerrüde düşmüşse	$-\left(\frac{Nc}{4}\right)(\delta_1 + \delta_2 + \delta_3)$	$N(1 - R)\delta_4$	$p_1p_2p_3(1 - p_4)$
Temerrüt yaşanmazsa	$-\left(\frac{Nc}{4}\right)(\delta_1 + \delta_2 + \delta_3 + \delta_4)$	0	$p_1p_2p_3p_4$

Kaynak: ISDA (2003) ve Wikipedia (2021).

Tablo 1’deki veriler kullanılarak CDS priminin bugünkü değeri (Present Value: PV) Denklem (2) yardımıyla hesaplanabilir (Koresh vd., 2018):

$$PV = (1 - p_1)N(1 - R)\delta_1 + p_1(1 - p_2) \left[N(1 - R)\delta_2 - \left(\frac{Nc}{4}\right)\delta_1 \right] + p_1p_2(1 - p_3) \left[N(1 - R)\delta_3 - \left(\frac{Nc}{4}\right)[(\delta)_1 + \delta_2] \right] + p_1p_2p_3(1 - p_4) \left[N(1 - R)\delta_4 - \left(\frac{Nc}{4}\right)[(\delta)_1 + \delta_2 + \delta_3] \right] - p_1p_2p_3p_4 \left[(\delta)_1 + \delta_2 + \delta_3 + \delta_4 \right] \left(\frac{Nc}{4}\right) \quad (2)$$

Denklem (2) basitleştirilerek yeniden düzenlendiğinde, yani tüm terimlerde ortak olan $N(1 - R)$ ’lerin ve $\left(\frac{Nc}{4}\right)$ ’lerin ortak çarpan parantezine alındığında, CDS primlerinin net bugünkü değeri Denklem (3) kullanılarak hesaplanabilir:

$$PV = N(1 - R)[(1 - p_1)\delta_1 + p_1(1 - p_2)\delta_2 + p_1p_2(1 - p_3)\delta_3 + p_1p_2p_3(1 - p_4)\delta_4] - \left(\frac{Nc}{4}\right)[p_1\delta_1 + p_1p_2\delta_2 + p_1p_2p_3\delta_3 + p_1p_2p_3p_4\delta_4] \quad (3)$$

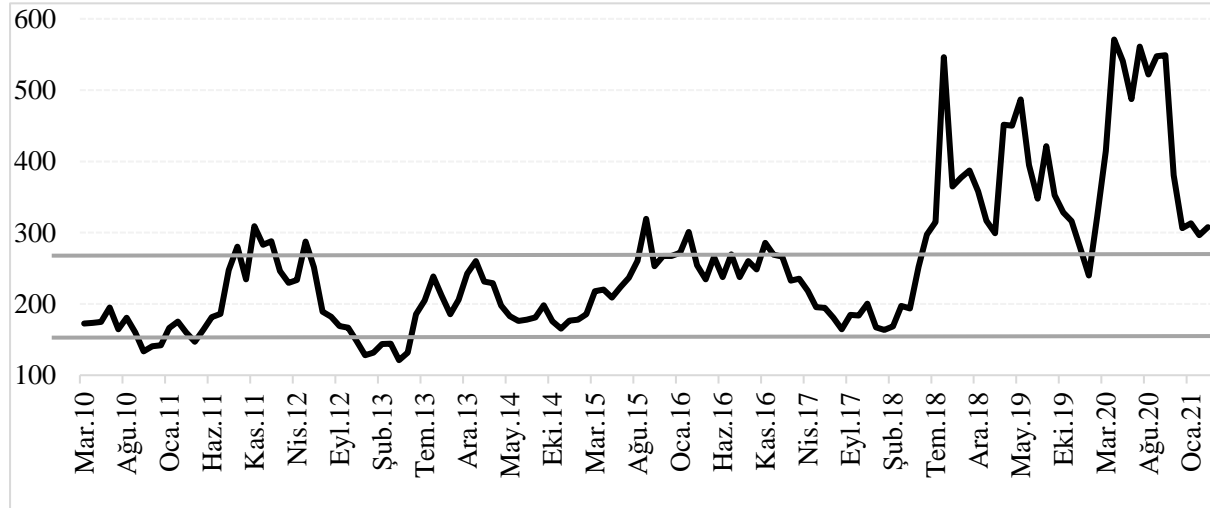
Buradaki örnek hesaplama 4 dönemli bir CDS primi için örneklendirilmiş olup, prim ödeme vadeleri değiştikçe, kullanılan formülasyon da revize edilmelidir (Weithers, 2007).

3. TÜRKİYE’NİN CDS PRİMLERİ, FED PARA POLİTİKALARI VE TÜRK TAHVİL FAİZLERİNİN İNCELENMESİ

Finansal piyasalara borç vermek suretiyle fon arz edenler için alacağın sigortalanma maliyetini gösteren CDS primleri, ülkelerin risklilik düzeylerinin uluslararası alanda kabul gören en geçerli göstergelerinden biri olup, bu veri özellikle yabancı fon sahipleri tarafından, yatırım yapılacak ülkelerin risk-getiri düzeylerinin belirlenmesinde göz önünde bulundurulmaktadır (Akgüneş, 2021). Temmuz 2011’de Yunanistan’ın CDS primi 25.000’e ulaşmış, bu dönemde Yunanistan’ın dış borçlanma maliyeti %50’nin üzerine çıkmıştır. Benzer durum Covid-19 salgınının dünyayı etkisi altına aldığı Mart 2020

döneminde de bazı gelişmekte olan ülkelerde de yaşanmış, bu dönemde Venezuela'nın CDS primi 77.150'ye, Arjantin'in CDS primi 11.156'ya Türkiye'nin CDS primi de 497'ye yükselmiştir (Eğilmez, 2020). Türkiye'nin CDS primlerinin zaman içindeki değişimi Grafik 1 yardımıyla incelenebilir.

Grafik 1. Türkiye'nin CDS Primlerinin Zaman İçindeki Değişimi

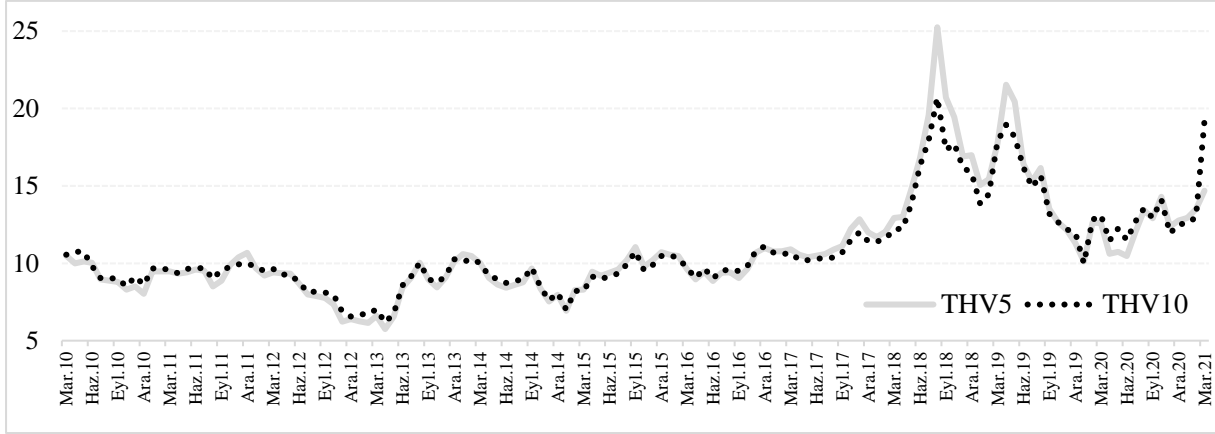


Kaynak: Investing (2021a)'dan alınan veriler kullanılarak yazar tarafından çizilmiştir.

Bu grafikteki kırmızı çizgi; CDS için kritik değerleri göstermekte olup, bu değer 200'ü aştığı dönemler Türkiye'nin dış şoklar karşısında kırılmalı, 300'ü aştığı dönemler ise aşırı kırılmalı kabul edildiği dönemlerdir. Bu bilgi kapsamında, Haziran 2013 – Mayıs 2014 döneminde ve Şubat 2015-Mayıs 2017 döneminde kırılmalı olarak ifade edilebilecek Türkiye ekonomisi, Haziran 2018'den itibaren aşırı kırılmalı bir hale gelmiş, Şubat 2020'den sonra da bu hal kalıcı şekilde dönüşmüştür. Bu dönemlerden ilki; FED'in 2008 küresel ekonomik krizi sonrasında uygulamaya koyduğu genişletici para politikalarını artık sonlandıracağını açıkladığı dönem olup, burada TL 3 ayda %10 değer kaybetmiştir. Ağustos 2013'te yayımlanan ABD merkezli yatırım bankası Morgan Stanley'in raporunda; dış finansmana olan ihtiyaçları nedeniyle en kırılmalı 5 ekonomiyi (Hindistan, Brezilya, Endonezya, Türkiye ve Güney Afrika) belirlemiş ve bunlar arasında en kırılmalı olanının da Türkiye olduğunu açıklamıştır (Stanley, 2013). Bu ülkeler daha sonra literatürde "Kırılmalı Beşli" olarak anılmaya başlanmıştır.

İkincisi FED'in faiz artırımlarına başladığı dönem, üçüncüsü ise ABD ile Türkiye arasındaki Rahip Brunson kriziyle başlayan yukarı yönlü döviz kuru ataklarının olduğu dönemlerdir. Şubat 2020'den sonraki dönem ise Dünya Sağlık Örgütü'nün (WHO) küresel pandemi ilan ettiği Covid-19 salgını ile birlikte ülkede üretim faaliyetlerinin yavaşlaması, turizmin %65 oranında (34 Milyar Dolardan 12,5 Milyar Dolara) düşmesi (TUİK, 2021) ve işsizliğin artmasının gibi makroekonomik etkileri üzerinde barındırmaktadır. Türkiye'nin tahvil faizlerindeki değişimler Grafik 2'de gösterilmiştir.

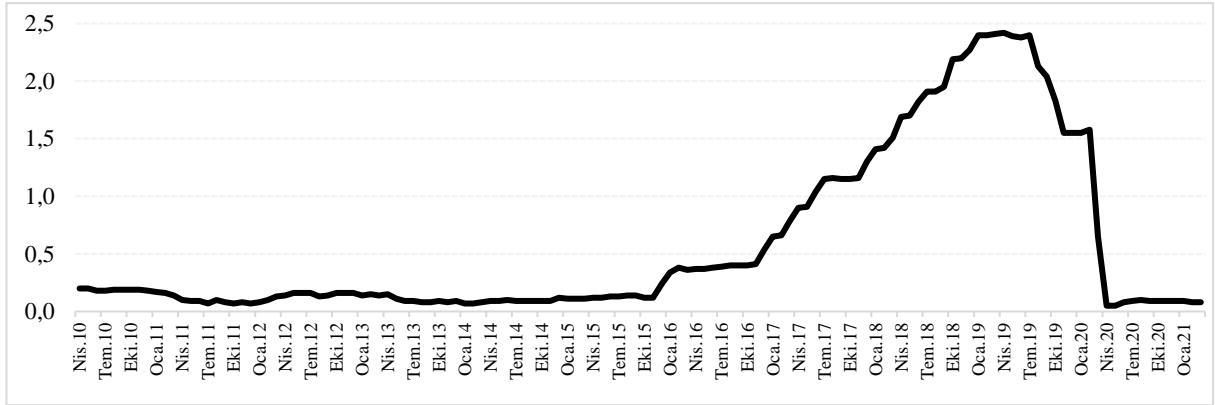
Grafik 2. Türkiye'nin Tahvil Faizlerindeki Değişimler



Kaynak: Investing (2021a, 2021b)'den alınan veriler kullanılarak yazar tarafından çizilmiştir.

Grafik 2'ye bakıldığında; 5 yıllık ve 10 yıllık tahvillerin faizlerinin (THV5 ve THV10) genel olarak birbirine oldukça yakın olduğu, 2018'de yaşanan Rahip Brunson krizi döneminde 5 yıllık tahvil faizlerinin belirgin biçimde yüksek düzeyde kaldığı, 2021 yılının ilk aylarında ise 10 yıllık tahvil faizlerinin daha fazla arttığı gözlenmektedir. Nisan 2013 döneminde %5'e kadar düşen faiz oranlarının 2010-2017 döneminde genel olarak %10 civarında dalgalandığı, sonrasında %25'lere kadar arttığı dikkat çekmektedir. Tüm dünyadaki faiz oranları için bir öncü gösterge olma potansiyeline sahip olan FED faiz oranlarında (Iacoviello ve Navarro, 2018) yaşanan değişimler Grafik 3 yardımıyla incelenebilir.

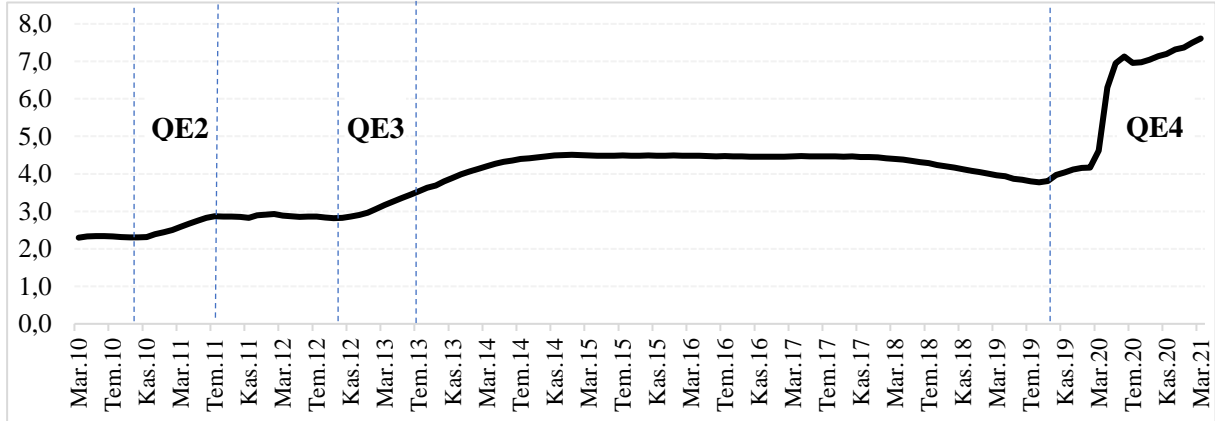
Grafik 3. FED Faiz Oranlarında Yaşanan Değişimler



Kaynak: FRED (2021a)'dan alınan veriler kullanılarak yazar tarafından çizilmiştir.

Grafik 3'e bakıldığında 2008 krizi sonrasında %0'a yakın seviyelere indirilen FED faiz oranlarının Kasım 2015'ten itibaren kademeli olarak artırıldığı ve Şubat 2019'da %2,4 ile en yüksek seviyesine ulaştığı, Temmuz 2019'a kadar bu seviyede kalan FED faiz oranının Aralık 2019'da baş gösteren Covid-19 salgınıyla birlikte hızlı biçimde %0 seviyelerine kadar düşürüldüğü görülmektedir. FED bilançosunda yaşanan değişimler (QE) Grafik 4 yardımıyla incelenebilir.

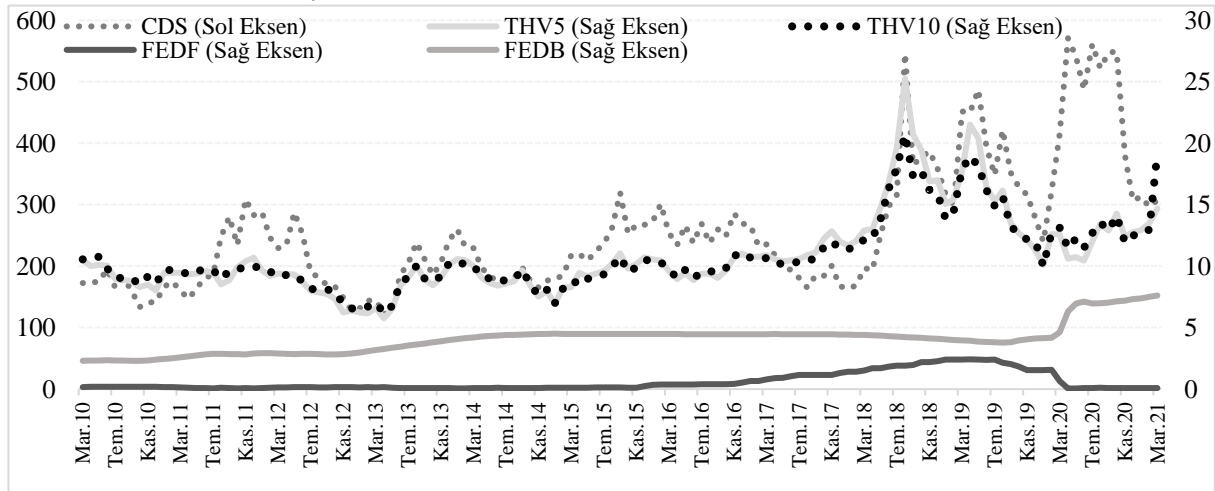
Grafik 4. FED Bilançosunda Yaşanan Değişimler (Trilyon Dolar)



Kaynak: FRED (2021b)'den alınan veriler kullanılarak yazar tarafından çizilmiştir.

Grafik 4'e göre FED Kasım 2010-Haziran 2011 döneminde 600 Milyar Dolarlık QE2 programını uygulamış, ancak ekonomide beklediği iyileşmeyi göremeyince Eylül 2012-Mayıs 2013 döneminde QE3 programı kapsamında bankalardan her ay 85 Milyar Dolarlık tahvil, 40 Milyar Dolarlık da ipoteğe dayalı finansal varlık satın almıştır. Aralık 2013'ten başlamak üzere aylık tahvil alımları 10'ar Milyar Dolar, ipoteğe dayalı finansal varlık alımları da 5'er Milyar Dolar azaltılarak miktarsal genişlemeye azalan hızla devam edilmiştir. 29 Ekim 2014'teki FED toplantısında QE politikalarına son veren FED (Sumner, 2019), Eylül 2019'da QE4 programını açıklamış FED, Covid-19 ile birlikte piyasaya Mart 2020'de 700 Milyar Dolar arz etmiş, bu miktar Temmuz 2020'de 2 Trilyon Dolara ulaşmıştır. Türkiye'nin CDS primleri, FED politikaları ve Türkiye'nin tahvil faizleri arasındaki ilişkileri Grafik 5 yardımıyla incelenebilir.

Grafik 5. Türkiye'nin CDS Primleri, FED Para Politikaları ve Türk Tahvil Faizleri



Kaynak: Investing (2021a, 2021b, 2021c) ve FRED(2021a, 2021b)'den temin edilen verilerle yazar tarafından çizilmiştir.

Grafiğe göre Türkiye'nin tahvil faiz oranları ile CDS primleri arasında yakın bir etkileşim bulunmaktadır. FED faiz oranları ile Türkiye'nin tahvil faiz oranları arasında Şubat 2018-Mart 2020 döneminde görece anlamlı bir benzeşim görülmektedir. FED faiz oranları ile FED bilançosunu

arasındaki zıt yönlü hareketler de dikkat çekmektedir. 2018 Rahip Brunson krizi döneminde 5 yıllık tahviller ile 10 yıllık tahvillerin faizleri arasında belirgin bir ayrışma yaşandığı da dikkati çekmektedir.

4. LİTERATÜR ÖZETİ

Konuyla ilgili literatür özeti; CDS primlerinin diğer değişkenler üzerindeki etkileri ve FED para politikalarının diğer değişkenler üzerindeki etkileri şeklinde ikiye ayrılarak, tarih sırasına göre sunulmuştur. İncelenen akademik çalışmalar tablo halinde sunularak, konunun takibi kolaylaştırılmaya çalışılmıştır.

Tablo 2. CDS Risk Primlerindeki Değişimlerin Tahvil ya da Başka Değişkenler Üzerine Etkilerini Konu Alan Çalışmalar

Yazar	Konu ve Özet	Sonuç
Chan vd., (2009).	CDS primleri ile yedi Asya ülkesindeki hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki incelenmiştir. Ampirik çalışmalar neticesinde yedi Asya ülkesinin beşi için CDS değerleri ile borsa getirileri arasında güçlü bir negatif ilişki ortaya konmuştur.	Etkilemektedir.
Koy (2014)	Avrupa Krizi dönemine ait 8 ülke örneğinde, öncü gösterge olarak CDS primleri ile Euro-tahviller arasındaki ilişkinin fonksiyonunu araştırmıştır. Fransa ve İtalya verilerine göre CDS değerleri, tahvil primlerini etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.	Bazı ülkeler için etkilemektedir.
Özpinar vd., (2018)	Döviz kuru ve faizin CDS'ye uzun ve kısa dönem etkileri incelenmiş, döviz kurlarının, CDS değerlerinin nedenseli olduğu belirlenmiştir. Ayrıca gösterge faizlerin de CDS'ler üzerinde anlamlı etkileri olduğu sonucuna ulaşılmıştır.	Etkilemektedir.
Atmisdortoglu (2019)	Türkiye, Çin ve Rusya örneğinde CDS primleri ile borsa, tahvil ve döviz kuru gibi bazı makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiler için ampirik bir analiz yapılmıştır. Analizlerde borsanın çok etkilendiği sonucuna ulaşılmasına rağmen, döviz kuru ve faizlerde anlamlı bir etkiye rastlanmamıştır. En büyük etki ise Türkiye örneğinde görülmüştür.	Sadece borsaları etkilemektedir.
Akyol ve Baltacı (2019)	Türkiye'nin CDS değerlerini belirleyen ulusal değişkenlerin; reel faiz oranları, borsa, cari denge, enflasyon ve portföy yatırımları olduğu, küresel değişkenler olarak MSCI-Europe endeksi, VIX korku endeksi, FED faizleri, petrol fiyatları ve ABD ekonomi politika belirsizlikleri olduğu ortaya konmuştur.	Etkilemektedir.
Ergenç ve Genç (2020)	Türkiye örneğinde CDS artışlarının döviz kuru, altın vadeli işlemler oranı ve devlet tahvil faizini dönemsel olarak artırdığı, BİST banka endeksi, döviz kuru ve devlet tahvili faiz oranındaki artışların ise CDS değerlerini düşürdüğü sonucuna ulaşılmıştır.	Etkilemektedir.
Mazak ve Özkul (2020)	Türkiye örneğinde Eurobond ve menkul kıymetler ile CDS primleri arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılmıştır. CDS'lerin tahvilleri etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.	Etkilemektedir.
Akın ve Işıklı (2020)	Çalışmada, cari denge ve büyüme verilerinin CDS üzerindeki etkileri ampirik olarak araştırılmıştır. Cari açık ve ekonomik daralmanın, teorik beklentilerle uyumlu biçimde CDS değerlerinde artışa neden olduğu sonucuna varılmıştır.	Etkilemektedir.
Tanyıldızı ve Yiğiter (2021)	CDS primlerinin reel piyasalar ve emtia fiyatları üzerindeki etkilerinin yanı sıra korku endeksi olarak bilinen VIX endeksi, tahvil gösterge faiz oranları ve BİST100 endeksine etkileri incelenmiş, teorik beklentilerle uyumlu olarak negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir.	Etkilemektedir.
Akgüneş (2021)	Çalışmada, Türkiye'nin CDS değerleri, tahvil faizleri, BIST endeksleri ve döviz kurlarının aralarındaki nedensellik ilişkileri araştırılmış; BIST _{Banka} verilerinin CDS'in tek yönlü nedenseli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.	Etkilememektedir.

Tablo 3. FED Para Politikalarının Diğer Ülkelerin Tahvil Faizleri ya da Başka Değişkenleri Üzerine Yayılma Etkilerini (Spillover Effect) Konu Alan Çalışmalar

Yazar	Konu ve Özet	Sonuç
Chen vd.,(2014)	Çalışmada FED ve diğer etkili merkez bankalarının para politikalarının gelişmekte olan ülkeler üzerindeki yayılma etkileri araştırılmıştır. Geleneksel olmayan para politikalarının geleneksel politikalara kıyasla gelişmekte olan ülkeleri, gelişmiş ülkelerden daha çok etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Beklenmeyen politikaların yayılma etkinin, sinyali verilen politikalara kıyasla çok daha yüksek olduğu görülmüştür.	Etkilemektedir.
Gambacorta vd., (2014)	Küresel kriz sonrasında gerçekleşen geleneksel olmayan para politikalarının G-8 ülkeleri üzerindeki etkileri var olmakla beraber, çok büyük olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Geleneksel para politikasının etkileri açısından ise fiyat seviyesi üzerindeki etkisinin daha zayıf ve daha az kalıcı olduğu belirlenmiştir.	Beklenenden az etkilemektedir.
Bhattarai vd.,(2015)	ABD parasal genişlemesinin gelişmekte olan ülkeler üzerindeki yayılma etkisinin oldukça yüksek olduğunu ortaya koymuştur. Özellikle kırılma beşli olarak ifade edilen ülkelere sermaye akışına neden olduğu gibi uzun dönem tahvil getirileri, borsalara para girişi ve döviz paritelerini kuvvetli olarak etkilediği sonuçlarına ulaşılmıştır.	Etkilemektedir.
Bartkiewicz (2018)	78 farklı akademik araştırmanın meta-analizinin yapıldığı çalışmada 2009 sonrasında FED'in parasal genişlemelerin gelişmekte olan ülkelere etkisi incelenmiştir. Genişletici para politikaların gelişmekte olan ülkelerin gayrisafi yurtiçi harcamalarını artırdığı, tahvil getirilerini azalttığı, borsaların yükselmesine yol açtığı ortaya konulmuştur. FED politikalarının gelişmekte olan ülkelere sermaye akışına neden olduğu ve reel ekonomilerini etkilediği gözlenmiştir.	Etkilemektedir.
Banaian vd., (2020)	2003 sonrasında FED faiz kararlarının, TCMB faiz kararları perspektifinde yabancı mevduat faiz oranları, reel efektif döviz kurları ve büyüme arasındaki ilişki ampirik olarak araştırılmıştır. Bulgulara göre; TCMB'nin faiz kararlarının FED'in kararlarından etkilendiği, fakat FED kararlarının Türkiye'deki döviz kuru etkilenmediği belirlenmiştir.	Etkilemektedir.
Feldkircher vd., (2021)	Covid-19'un neden olduğu küresel ekonomik kriz ile mücadele amacıyla FED'in uyguladığı genişletici para politikalarının borsalar, endüstriyel üretim, işsizlik, enflasyon ve faiz oranlarına etkisini araştırmıştır. Ampirik sonuçlara göre; parasal genişleme daha yüksek büyümeye ve borsa getirilerine imkân sağlamış, daha uygun uzun vadede finansman koşullarının oluşmasına ve ABD Dolarının değer kaybetmesine neden olmuştur.	Etkilemektedir.
Ağırlioğlu ve Demirci (2021)	Çalışmada FED'in geleneksel olmayan para politikalarının, gelişmekte olan kırılma beşli piyasa ekonomilerinin hisse senedi, tahvil ve döviz kuru üzerindeki yayılma etkileri araştırılmıştır. 2008-2012 yılları arasındaki yayılma etkisinin diğer dönemlere göre daha kuvvetli olduğu bulunmuştur.	Etkilemektedir.

Literatürde yer alan çalışmalara bakıldığında; genel olarak Türkiye'nin CDS primlerinin tahvil faizlerine olan etkilerinin çok araştırılmadığı, konuya değinen çalışmalarda ise sadece bir vadeli tahvilin ele alındığı, bu çalışmada olduğu gibi 5 yıllık ve 10 yıllık tahvillerin ayrı ayrı incelenmediği görülmüştür. Benzer durum FED para politikaları için yapılan çalışmalarda da göze çarpmaktadır. Hatta FED para politikalarının diğer makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri kısmen incelenmiş olsa bile, diğer ülkelerdeki tahvil faizlerine olan etkilerinin yeterince ele alınmadığı görülmektedir. Bu noktada bu çalışmanın literatüre yeni ve önemli katkılar sunması beklenmektedir.

5. EKONOMETRİK ANALİZ

5.1. Veriler

Bu çalışmada CDS ve FED para politikalarının Türk tahvil faizleri üzerindeki etkilerini analiz edebilmek amacıyla 2010:M03-2021:M02 dönemine ait Tablo 4'te yer verilen aylık veriler kullanılmıştır. Dönem seçimi yapılırken; CDS primlerine erişilebilen en eski dönemden, güncel en son dönem temel alınmıştır.

Tablo 4. Ekonometrik Analizde Kullanılan Veriler

	Veri	Kısaltması	Alındığı Kaynak
Bağımlı Değişkenler	Türkiye'nin 5 Yıllık Tahvil Faizleri (%)	THV5	Investing (2021a)
	Türkiye'nin 10 Yıllık Tahvil Faizleri (%)	THV10	Investing (2021b)
Bağımsız Değişkenler	Türkiye'nin 5 yıllık CDS Primleri (USD) (Endeks)	CDS	Investing (2021c)
	FED Faiz Oranı (%)	FEDF	Fred (2021a)
	FED Bilançosu (Milyar Dolar)	FEDB	Fred (2021b)

Tablo 4'te yer alan verilerden CDS primlerinin ve FED bilançosu verilerinin doğal logaritmik dönüşümleri yapılarak analizlerde kullanılmıştır. Tablo 5'te veri setinin tanımlayıcı istatistikleri rapor edilmiştir.

Tablo 5. Veri Setinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	THV5	THV10	CDS	FEDF	FEDB
Ortalama	10,88	10,79	5,47	0,59	8,27
Medyan	10,03	9,94	5,46	0,16	8,34
En Çok	25,25	20,70	6,35	2,42	8,94
En Az	5,75	6,17	4,80	0,05	7,74
Standart Sapma	3,30	2,84	0,36	0,75	0,29
Çarpıklık	1,66	1,33	0,56	1,34	0,10
Basıklık	6,37	4,64	2,78	3,31	2,98
Jarque-Bera	123,72	54,02	7,29	40,44	0,23
Olasılık	0,00	0,00	0,03	0,00	0,89
Standart Sapmaların Kareleri Toplamı	1436,9	1061	17,4	73,6	11
Gözlem Adedi	133	133	133	133	133

Tablo 5'e bakıldığında; 5 yıllık tahvil faizlerinin 2010-2021 döneminde en düşük değerini %5,75 ile Nisan 2013'te, en yüksek değerini ise %25,25 ile Ağustos 2018'de aldığı görülmektedir. 10 yıllık tahvil faizleri de aynı dönemlerde %6,17 ile en düşük, %20,70 ile en yüksek değerlerini almıştır. Türkiye'nin CDS primleri Nisan 2020'de 571,02 (Logaritmik olarak 6,34) ile en yüksek değerine ulaştığı, Nisan 2013'te ise 121,13 (Logaritmik olarak 4,79) ile en düşük değerine indiği görülmektedir. FED faiz oranları Nisan 2019'da %2,42 ile en yüksek değerine çıkarken, Nisan-Mayıs 2020'de %0,05 ile en düşük seviyesini görmüştür. Analiz döneminde FED bilançosunun en düşük değerinin Mart 2010'da 2 Trilyon 298 Milyar Dolar (Logaritmik olarak 7,74) olurken, en yüksek değerinin Mart 2021'de geldiği 7 Trilyon 610 Milyar Dolarlık (Logaritmik olarak 8,94) değer olduğu belirlenmiştir. Burada logaritmik değerler arasındaki farkın düşük olması ve aykırı (outlier) değerleri emilimine etmiş olması, yapılacak analizler sonucunda değişen varyans sorununun olmayacağına da bir kanıt oluşturmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2021). Serilerin standart sapmaları düşük, çarpıklık veya basıklık sorunları yok ve normal dağılıma sahip olmaları da yapılacak analizlerin güvenilir olacağına önsel kanıtlar sunmaktadır. Çalışmada toplam 133 gözlem (133 aylık veri seti) kullanılmış olup, bu da güvenilir bir zaman serisi analizi yapabilmek için yeterli düzeydedir. Veri setinin 5 yıllık ve 10 yıllık tahvil faizleriyle olan Pearson (1895) korelasyon ilişkileri Tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6. Pearson Korelasyon Matrisleri

	THV5	CDS	FEDF	FEDB		THV10	CDS	FEDF	FEDB
THV5	1	0,69	0,78	0,33	THV10	1	0,73	0,74	0,38
CDS	0,69	1	0,38	0,57	CDS	0,73	1	0,38	0,57
FEDF	0,78	0,38	1	0,11	FEDF	0,74	0,38	1	0,11
FEDB	0,33	0,57	0,11	1	FEDB	0,38	0,57	0,11	1

Tablo 6’da 5 yıllık tahvil faizleri ile en yüksek korelasyona sahip olan değişkenin %78 ile FED faiz oranı olduğu, onu %69 ile Türkiye’nin CDS priminin ve %33 ile FED bilançosunun takip ettiği görülmektedir. 10 yıllık tahvil faizlerinin FED faiz oranına duyarlılığı %74’e düşerken, Türkiye’nin CDS primlerine olan duyarlılığı %73’e, FED bilançosuyla birlikte hareket etme eğilimi de %38’e yükselmiştir. Bu sonuçlar da CDS primlerinin ve FED para politikalarının Türkiye’nin tahvil faizleri üzerindeki etkilerinin, vadeye göre değişiklik gösterebileceğini, bu nedenle analizlerin farklı vade yapıları tahviller için yinelenmesinin doğru bir yaklaşım olacağını göstermektedir.

5.2. Modeller

Bu çalışmada CDS ve FED para politikalarının Türk tahvil faizleri üzerindeki etkilerini analiz edebilmek için aşağıda yer alan ekonometrik modeller kullanılmıştır:

$$\text{Model 1: } THV5_t = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \beta_2 FEDF_t + e_t \quad (4)$$

$$\text{Model 2: } THV5_t = \alpha_0 + \alpha_1 CDS_t + \alpha_2 FEDB_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Model 3: } THV10_t = \gamma_0 + \gamma_1 CDS_t + \gamma_2 FEDF_t + \epsilon_t \quad (6)$$

$$\text{Model 4: } THV10_t = \delta_0 + \delta_1 CDS_t + \delta_2 FEDB_t + u_t \quad (7)$$

Burada FED faiz oranı ile FED bilançosu birbiriyle etkileşimli veriler olup, çoklu doğrusal bağlantı sorununa neden olmamaları için ayrı ayrı modellerde ele alınmışlardır. Türkiye’nin CDS priminin artmasının, Türkiye’nin borçlanma maliyetlerini ve tahvil faizlerini artırması beklendiği için analizler sonunda $\beta_1 > 0$ ve $\gamma_1 > 0$ çıkması beklenirken; FED’in miktarsal genişleme politikaları uygulamasının piyasadaki likiditeyi artırarak, Türkiye’nin borçlanma maliyetlerini ve tahvil faizlerini azaltacağı beklendiği için yapılacak analizler sonucunda teorik olarak $\alpha_2 < 0$ ve $\delta_2 < 0$ çıkması beklenmektedir.

5.3. Yöntemler

Analiz döneminde FED’in QE2, QE3 ve QE4 gibi farklı miktarsal genişleme dönemlerinin, Mayıs 2013’ten sonra QE programlarının kademeli olarak azaltılması ve Covid-19 salgınının yaşanmış olması (bu sebeple merkez bankalarının buna faiz indirimleri ve miktarsal genişlemelerle karşılık vermiş olmaları) nedeniyle birden fazla yapısal kırılma yaşanmış olması olasıdır. Bu nedenle çalışmada çoklu yapısal kırılmalı analiz yöntemleri kullanılmıştır. Bu çerçevede serilerin durağanlıkları Carrion-i-

Silvestre, Kim ve Perron (2009) birim kök testiyle, serilerin arasındaki eşbütünlüşme analizleri Maki (2012) yöntemiyle yapılmıştır. Uzun ve kısa dönem analizleri; seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisini göz önünde bulundurabilen DOLS yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Seriler arasındaki nedensellik ilişkileri ise yine seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisini göz önünde bulundurabilen VECM (Vector Error Correction Model) yöntemiyle analiz edilmiştir.

5.3.1. Birim Kök Testleri

Carrion-i- Silvestre, Kim ve Perron (2009) tarafından geliştirilen GLS tabanlı çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi, seride var olabilecek yapısal kırılmaları 5 noktaya kadar içsel olarak belirleyebilmektedir. Carrion-i- Silvestre vd. (2009) burada Zivot ve Andrews (1992), Perron ve Zhu (2005), Perron ve Yabu (2009), Kim ve Perron (2009) yöntemlerini temel alarak geliştirdikleri bu testte bir y_t serisinin, deterministik (d_t) ve rassal (u_t) bölümlerden oluştuğunu varsayarak yola çıkmışlardır:

$$y_t = d_t + u_t \quad (8)$$

Buradan rassal hata terimleri serisi (u_t) AR(1) sürecine göre açılacak olursa;

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (9)$$

elde edilir. Burada $u_0 = 0$ olduğu kabul edilerek, sabit terimde değişimi (yapısal kırılmayı) öngören Model 0, trendte değişimi öngören Model I ve her ikisinde karma değişimi öngören Model II geliştirilmiştir. Söz konusu yapısal kırılmaları belirleyebilmek için $DU_t(T_j^0) = 1$ ve $DT_t^*(T_j^0) = (1 - T_j^0), t > T_j^0, 0$ diğer durumlarda kukla değişkenleri kullanılmıştır. Burada $T_j^0 = [T\lambda_j^0]$ j . yapısal kırılma tarihini göstermektedir. $\lambda_j^0 = \frac{T_j^0}{T} \in (0,1)$ şeklindeki kırılma kesir parametresidir. Carrion-i- Silvestre vd. (2009) buradan 5 farklı test istatistiği elde etmişlerdir:

$$P_T^{GLS}(\lambda^0) = \frac{\{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)\}}{s^0(\lambda^0)} \quad (10)$$

$$MZ_\alpha^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (11)$$

$$MSB^{GLS}(\lambda^0) = \left(s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (12)$$

$$MZ_t^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (13)$$

$$MP_t^{GLS}(\lambda^0) = \left[c^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s(\lambda^0)^2 \quad (14)$$

Bu testlerden MZ_{α} ve MZ_t testlerinin H_0 hipotezleri “Seride birim kök vardır” şeklinde iken P_T , MSB ve MP_T testlerinin H_0 hipotezleri “Seride birim kök yoktur” biçimindedir. Tablo 7’de Carrion-i-Silvestre vd. (2009) yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 7. Carrion-i- Silvestre vd. (2009) Testi Sonuçları

	P_T^{GLS} Testi	MP_T^{GLS} Testi	MZ_{α}^{GLS} Testi	MSB^{GLS} Testi	MZ_t^{GLS} Testi	Yapısal Kırılma Tarihleri
CDS	14,52 (8,63)	13,65 (8,63)	-30,89 (-46,55)	0,12 (0,10)	-3,86 (-4,82)	2012:M01; 2013:M05; 2015:M02; 2016:M11; 2018:M04
THV5	13,50 (8,76)	12,76 (8,76)	-32,56 (-45,36)	0,12 (0,10)	-3,98 (-4,75)	2013:M04; 2014:M09; 2016:M02; 2018:M04; 2019:M05
THV10	17,49 (8,71)	16,21 (8,71)	-25,21 (-44,62)	0,13 (0,10)	-3,46 (-4,71)	2013:M04; 2014:M09; 2017:M08; 2018:M08; 2020:M01
FEDF	15,11 (8,87)	13,86 (8,87)	-29,20 (-44,31)	0,12 (0,10)	-3,78 (-4,69)	2011:M08; 2015:M10; 2016:M11; 2019:M01; 2020:M02
FEDB	28,65 (8,42)	25,75 (8,42)	-14,55 (-43,99)	0,18 (0,10)	-2,63 (-4,68)	2011:M03; 2012:M10; 2013:M12; 2018:M05; 2020:M02
ΔCDS	9,49 (9,18)	8,66** (9,18)	-50,26** (-46,08)	0,09** (0,10)	-5,00** (-4,78)	2011:M04; 2012:M07; 2015:M09; 2018:M07; 2020:M01
ΔTHV5	9,53 (8,49)	8,59** (8,49)	-45,14** (-44,85)	0,10** (0,10)	-4,74** (-4,73)	2013:M06; 2015:M06; 2016:M11; 20158:M08; 2019:M09
ΔTHV10	7,35** (8,80)	6,88** (8,80)	-62,49** (-44,32)	0,08** (0,10)	-5,51** (-4,70)	2013:M12; 2015:M01; 2016:M11; 2018:M08; 2020:M01
ΔFEDF	6,51** (8,82)	6,37** (8,82)	-62,11** (-44,21)	0,08** (0,10)	-5,57** (-4,69)	2011:M09; 2015:M12; 2017:M09; 2018:M10; 2019:M11
ΔFEDB	7,59** (8,97)	7,51** (8,97)	-56,35** (-46,05)	0,09** (0,10)	-5,30** (-4,79)	2011:M11; 2013:M05; 2014:M09; 20158:M02; 2020:M02

Not: Parantez içindekiler değerler %5 anlamlılık düzeyine sahip kritik değerlerdir. **, %5 düzeyinde durağanlığı gösterir. Testte sabitte ve eğimde yapısal kırılmalı Model II ile çalışılmıştır.

Tablo 7’deki sonuçlara bakıldığında; analizlerde kullanılan seriler düzey değerlerinde durağan değilken, birinci farkları alındığında durağanlaşmaktadırlar. Carrion-i Silvestre vd. (2009) yöntemi kullanılarak belirlenen yapısal kırılma tarihleri incelendiğinde;

- Türkiye’nin 2011 yılında yaşadığı hızlı büyüme,
- 2012 yılında uygulanan sıkı para politikaları,
- Mayıs 2013’te FED tarafından genişletici para politikalarının sonlandırılacağına açıklanması ve Ekim 2014’te sonlandırması,
- Kasım 2016’da Rus savaş uçağının Türk savunması tarafından düşürülmesiyle yaşanan sorunlar,
- Ağustos 2018’de ABD ile yaşanan Rahip Brunson krizi ve
- Şubat 2020’den itibaren dünyayı etkisi altına almaya başlayan DSÖ tarafından küresel pandemi ilan edildiği Covid-19 salgınının

Türkiye’nin CDS primlerini ve tahvil faizlerini önemli ölçüde etkilediği görülmektedir. FED’in para politikalarının ise QE uygulamaları ve Covid-19 salgına bağlı olarak değişimler gösterdiği dikkati çekmektedir.

5.3.2. Eşbütünlüşme Testi

Çalışmada seriler birinci farkta durağan yani $I(1)$ oldukları için, sahte regresyon sorunu ile karşılaşmamak amacıyla ilk olarak eşbütünlüşme testinin yapılması gerekmektedir (Tarı, 2012). Eşbütünlüşme testi için yine çoklu yapısal kırılmalara izin veren bir yöntem olduğu bilinen Maki (2012) eşbütünlüşme testi tercih edilmiştir. Zira bu testin uygulanabilmesi için analizde kullanılan bütün serilerin $I(1)$ olması gerekmektedir. Maki (2012), kendi yönteminin, seride birden fazla yapısal kırılma bulunduğu durumlarda, seride en fazla iki adet yapısal kırılmanın varlığına izin veren Gregory ve Hansen (1996) ve Hatemi-J (2008) yöntemlerinden daha güçlü olduğunu ifade etmiştir. Çünkü bu yöntem de 5 farklı noktaya kadar yapısal kırılma tarihleri içsel olarak belirlenebilmektedir. Maki (2012) modelde 4 farklı test yöntemi geliştirmiştir:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t \quad (15)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i D_{i,t} + u_t \quad (16)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i D_{i,t} + u_t \quad (17)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i D_{i,t} + u_t \quad (18)$$

Denklem-15 sabit terimde, denklem-16 eğimde yapısal kırılmaya izin veren trendsiz modeller iken denklem-17 sabitte, denklem-18 sabitte ve eğimde yapısal kırılmaya izin veren trendli modellerdir. H_0 (Null) hipotezi “Eşbütünlüşme yoktur” olarak belirlenmiştir (Maki, 2012). Tablo 8’de Maki (2012) yapısal kırılmalı eşbütünlüşme testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 8. Maki (2012) Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

	Tau (τ) Test İstatistiği	Kritik Değerler			Belirlenen Kırılma Tarihleri
		%1	%5	%10	
Model 1	-8,55**	-8,713	-8,129	-7,811	2011:M12; 2014:M12; 2016:M03; 2018:M01; 2019:M06
Model 2	-5,98*	-6,530	-5,993	-5,722	2011:M08; 2012:M12; 2016:M06; 2017:M10; 2018:M11
Model 3	-10,02***	-8,713	-8,129	-7,811	2013:M06; 2016:M10; 2018:M06; 2020:M02; 2020:M09
Model 4	-10,87***	-8,713	-8,129	-7,811	2012:M12; 2016:M07; 2018:M01; 2020:M02; 2020:M09

Not: Kritik değerler Maki (2012: 2013) Tablo 1’den alınmıştır. ***, ** ve *, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünlüşme ilişkisinin var olduğunu göstermektedir.

Tablo 8’de yer verilen bulgulara bakıldığında Model 1’de %5, Model 2’de %10, diğer modellerde %1 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezinin reddedilebildiği görülmektedir. Bu durumda

kurulan ekonometrik modellerde yer verilen seriler eşbütünleşik olup uzun dönemde beraber hareket etmektedirler. Elde edilen bu bulgulardan iki sonuç çıkarılabilir: Birincisi; Türkiye'nin tahvil faizlerinin, Türkiye'nin CDS primleri ve FED para politikalarıyla eşgüdümlü hareket ettiği, ikincisi ise; Engle ve Granger (1987)'ye göre bu modellerde yer verilen serilerle yapılacak analizlerde sahte regresyon sorunun olmayacağıdır. Maki (2012) ile tespit edilen yapısal kırılma tarihleri irdelendiğinde;

- %11,11'lik ekonomik büyümenin yaşandığı 2011 yılında,
- FED'in genişletici para politikası uygulamasına son vereceğini açıkladığı 2013 yılında,
- Genişletici para politikaların son bulduğu 2014 yılında,
- FED'in faiz oranlarını artırmaya başladığı 2016 yılında,
- FED faizlerinin en üst düzeye çıkartıldığı 2018 yılında,
- Covid-19 salgının ilk dalgasının yaşandığı 2020 yılı başlarında ve
- Covid-19 salgının ikinci dalgasının başladığı 2020 sonbaharında

Türkiye ekonomisinde önemli yapısal değişimler olduğu gözlenmektedir. Bu yapısal değişim tarihleri, yazar tarafından hazırlanan kukla (yapay) değişkenler yardımıyla uzun ve kısa dönem analizlerinde göz önünde bulundurulmuştur.

5.3.3. Uzun Dönem Analizi

Bu çalışmada serilerin eşbütünleşik olduğu tespit edildiği için uzun dönem ve kısa dönem analizlerinin, bu eşbütünleşme vektörünü de göz önünde bulunduran yöntemlerden biri olan FMOLS, CCR veya DOLS yöntemleriyle yapılması gerekmektedir. Saikkonen (1992) ve Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilmiş dinamik en küçük kareler yöntemi (DOLS), öz ilinti (otokorelasyon) ve değişen varyans problemlerine karşı güçlü tahminler yapabilmektedir (Hayashi, 2000). Ayrıca bağımsız değişkenin gecikme (lag) ve öncül (lead) değerlerini de modelde bağımsız değişken olarak kullanması yönüyle dirençli ve güçlü tahminler yapabilmektedir (Stock, 1994). Bu nedenle çalışmada uzun dönem ve kısa dönem regresyon analizleri DOLS yöntemi kullanılarak yapılmıştır. Bir X bağımsız değişkenler vektörünün, y bağımlı değişkeni üzerindeki etkilerini DOLS yöntemiyle analiz edebilmek için Denklem (19)'dan yararlanılmaktadır:

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta X_{t+j}' \delta + v_{1t} \quad (19)$$

Burada q ; optimal öncülleri, r ; optimal gecikmeleri göstermektedir. D_{1t}' ; deterministik bileşenler ve v_{1t} ; rassal hata terimleri serisidir. Tablo 9'da DOLS yöntemiyle elde edilen uzun dönem analizi sonuçları rapor edilmiştir.

Tablo 9. DOLS Uzun Dönem Analizi Bulguları

	Model 1 $THV5_t = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \beta_2 FEDF_t$	Model 2 $THV5_t = \alpha_0 + \alpha_1 CDS_t + \alpha_2 FEDB_t$	Model 3 $THV10_t = \gamma_0 + \gamma_1 CDS_t + \gamma_2 FEDF_t$	Model 4 $THV10_t = \delta_0 + \delta_1 CDS_t + \delta_2 FEDB_t$
CDS	4,95*** (0,00)	7,96*** (0,00)	3,52*** (0,00)	6,35*** (0,00)
FEDF	2,44*** (0,00)	-	2,12*** (0,00)	-
FEDB	-	-1,99 (0,22)	-	-0,30 (0,82)
K_{2011:M08}	-	-15,59 (0,13)	-	-
K_{2011:M12}	-2,22 (0,67)	-	-	-
K_{2012:M12}	-	-0,32 (0,97)	-	-0,32 (0,95)
K_{2013:M06}	-	-	-1,39 (0,70)	-
K_{2014:M12}	-3,81 (0,47)	-	-	-
K_{2016:M03}	-8,20 (0,12)	-	-	-
K_{2016:M06}	-	-17,01* (0,06)	-	-
K_{2016:M07}	-	-	-	-3,49 (0,49)
K_{2016:M10}	-	-	-2,63 (0,44)	-
K_{2017:M10}	-	23,81** (0,01)	-	-
K_{2018:M01}	-1,02 (0,85)	-	-	5,60 (0,28)
K_{2018:M06}	-	-	9,83** (0,02)	-
K_{2018:M11}	-	24,57** (0,02)	-	-
K_{2019:M06}	-7,45 (0,23)	-	-	-
K_{2020:M02}	-	-	-0,56 (0,92)	0,11 (0,98)
K_{2020:M09}	-	-	7,56* (0,08)	-4,72 (0,38)
Sabit T.	-17,54*** (0,00)	-15,95 (0,12)	-9,99*** (0,00)	-21,27** (0,02)
R²	0,87	0,86	0,92	0,61
\bar{R}^2	0,82	0,75	0,89	0,56
SER	1,39	1,64	0,88	1,87
MDV	10,90	10,83	10,72	10,79
LRV	5,17	8,76	2,11	12,82
SSR	180,83	187,17	73,28	413,23

Not: *** %1, ** %5 ve * %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı betimlemektedir.

DOLS uzun dönem analizi sonuçlarına göre; CDS'teki artışlar Türk tahvil faizlerini her iki vade yapısında da (5 yıllıkta da 10 yıllıkta da) artırmış olup, bu etkinin FED bilançosunun kullanıldığı modellerde daha yüksek olduğu görülmektedir. FED faiz oranlarındaki artışlar, gerek diğer ülkeler tarafından izlenmesi yönüyle, gerekse piyasadaki likiditeyi azaltması yönüyle Türk tahvil faizlerini her iki vade yapısında da artırmış olup, bu etkinin 5 yıllık tahvillerde daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. FED bilançosundaki artışlar (FED'in miktarsal genişleme politikası izlemesi), piyasadaki likiditeyi artırarak, Türk tahvil faizlerini her iki vadede de azaltmış, ancak bu etki istatistiksel olarak anlamlı boyuta ulaşamamıştır. Kukla değişkenlere bakıldığında; 2016 yılında CDS primlerinin 232'ye kadar düşmüş olmasının tahvil faizlerini azalttığı, 2017'den itibaren FED'in faiz oranlarını artırmasının ise Türk tahvil faizlerini artırıcı etkilerinin olduğu söylenebilir.

Tablo 9'un alt bölümünde yer alan model belirlilik katsayısı (R^2) ve düzeltilmiş belirlilik katsayısı (\bar{R}^2); tahmin edilen modelin yüzde olarak bağımlı değişkeni açıklayabilme kabiliyetini

ölçmektedir (Gujarati ve Porter, 2012). Tablodaki bulgulara göre tüm modeller, bağımlı değişkenlerindeki değişimleri başarılı bir şekilde açıklayabilmektedir. Bu tabloda yer alan SER; regresyonun standart hatasını (Standart Error of Regression), MDV; bağımlı değişkenin ortalamasını (Mean Dependent Variable) göstermekte olup, bir tahminde $SER < MDV$ olduğunda modelin, gözlemlerle uyumunun iyi olduğuna karar verilmektedir (Tarı, 2012). Tablo 9’da yer alan bütün modeller için bu koşul sağlandığından dolayı, kurulan ekonometrik modellerin gözlemlerle uyumunun iyi olduğuna karar verilmiştir. Tabloda yer alan LRV; uzun dönem varyansı (Long Run Variance) ve SSR (Sum Squared Resid); atıkların karelerinin toplamını göstermekte olup, başarılı tahmin için bu değerlerin mümkün derece küçük olması istenmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020). Tablo 9’da LRV değerlerinin oldukça küçük oldukları, SSR değerlerinin de görece küçük oldukları görüldüğü için yapılan tahminlerin başarılı oldukları ifade edilebilir.

5.3.4. Kısa Dönem Analizi

Uzun dönem analizinde olduğu gibi kısa dönemde de analiz DOLS yöntemiyle yapılmıştır. Serilerin düzey değerleriyle yapılan uzun dönem analizinden üretilen hata düzeltme terimleri ve birinci farkları alınan durağan seriler ile denklem 20’de temel olarak modellenen kısa dönem analizleri yapılmıştır.

$$\Delta y_t = \Delta X_t' \beta + \Delta D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta \Delta X_{t+j}' \delta + \theta \cdot ECT_{t-1} + v_{1t} \quad (20)$$

Denklem 20’de yer alan ECT_{t-1} ; uzun dönem analizden üretilen bir gecikmeli hata düzeltme terimi (Error Correction Term) serisidir. θ parametresinin negatif ve aynı zamanda istatistiksel olarak anlamlı bulunması durumunda; ilgili modelin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığına, yani kısa dönem sapmalarının da ortadan kalktığına karar verilmektedir. Bu durum, yapılan tahminlerin istikrarlı olduğuna bir kanıt oluşturmaktadır (Güriş vd., 2020). Tablo 10’da DOLS yöntemiyle elde edilen kısa dönem analizi sonuçları rapor edilmiştir.

Tablo 10. DOLS Kısa Dönem Analizi Bulguları

	<u>Model 1</u> $THV5_t = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \beta_2 FEDF_t$	<u>Model 2</u> $THV5_t = \alpha_0 + \alpha_1 CDS_t + \alpha_2 FEDB_t$	<u>Model 3</u> $THV10_t = \gamma_0 + \gamma_1 CDS_t + \gamma_2 FEDF_t$	<u>Model 4</u> $THV10_t = \delta_0 + \delta_1 CDS_t + \delta_2 FEDB_t$
ΔCDS	6,69*** (0,00)	6,73*** (0,00)	5,49*** (0,00)	6,11*** (0,00)
$\Delta FEDF$	3,82*** (0,00)	-	1,91*** (0,00)	-
$\Delta FEDB$	-	-8,11*** (0,00)	-	-1,60*** (0,00)
$\Delta K_{2011:M08}$	-	-4,93*** (0,00)	-	-
$\Delta K_{2011:M12}$	-0,60*** (0,00)	-	-	-
$\Delta K_{2012:M12}$	-	1,58*** (0,00)	-	-0,07*** (0,00)
$\Delta K_{2013:M06}$	-	-	0,09*** (0,00)	-
$\Delta K_{2014:M12}$	-1,25*** (0,00)	-	-	-
$\Delta K_{2016:M03}$	-0,78*** (0,00)	-	-	-
$\Delta K_{2016:M06}$	-	-0,68*** (0,00)	-	-
$\Delta K_{2016:M07}$	-	-	-	-1,41*** (0,00)
$\Delta K_{2016:M10}$	-	-	-0,05*** (0,00)	-

$\Delta K_{2017:M10}$	-	0,87*** (0,00)	-	-
$\Delta K_{2018:M01}$	0,27*** (0,00)	-	-	1,31*** (0,00)
$\Delta K_{2018:M06}$	-	-	0,36*** (0,00)	-
$\Delta K_{2018:M11}$	-	-1,64*** (0,00)	-	-
$\Delta K_{2019:M06}$	-2,44*** (0,00)	-	-	-
$\Delta K_{2020:M02}$	-	-	0,18 (0,32)	-0,38*** (0,00)
$\Delta K_{2020:M09}$	-	-	-1,11*** (0,00)	-1,82*** (0,00)
ECT_{t-1}	-0,02** (0,02)	-0,06** (0,03)	-0,05** (0,02)	-0,01** (0,03)
Sabit T.	-0,01 (0,19)	0,07*** (0,00)	-0,006 (0,22)	0,01 (0,12)
R^2	0,87	0,55	0,73	0,91
\bar{R}^2	0,84	0,48	0,70	0,90
SER	0,47	0,87	0,52	0,30
SSR	23,00	83,43	31,00	10,18

Not: *** %1, ** %5 ve * %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı betimlemektedir.

Kısa dönem analizinde; CDS'teki artışların Türk tahvil faizlerini kısa dönemde de artırdığı, bu etkinin FED faiz oranının kullanıldığı Model 1 ve Model 3'te uzun dönemdekinden daha fazla olduğu, FED bilançosunun kullanıldığı Model 2 ve Model 4'te ise CDS'in etkisinin uzun dönemdekinden daha düşük kaldığı görülmektedir. FED faizlerinin 5 yıl vadeli Türk tahvil faizlerine kısa dönemli etkisinin uzun dönemdekinden daha yüksek, 10 yıl vadeli tahvil faizlerine kısa dönemli etkisinin ise uzun dönemdekinden daha düşük olduğu belirlenmiştir. FED bilançosundaki artışların (QE uygulamalarının) ise tahvil faizlerine kısa dönemli etkisinin negatif, büyük ve uzun dönemdekinin aksine istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Kukla değişkenlerin katsayılarına bakıldığında; FED politika değişimlerinin ve Türkiye ekonomisinde yaşanan bazı problemlerin tahvil faizleri üzerindeki etkilerinin kısa dönemde daha anlamlı olduğu dikkati çekmiştir. Çalışmada yer verilen tüm modeller için yapılan kısa dönem analizlerinde hata düzeltme terimlerinin katsayıları negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olduğundan hata düzeltme mekanizmaları çalışmaktadır. Yani, kısa dönemli sapmaların bir süre sonra ortadan kalktığı söylenebilir. Tablonun alt panelinde yer alan test istatistikleri de yapılan tahminlerin başarılı olduğuna işaret etmektedir.

5.3.5. Nedensellik Testi

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi varken aralarındaki nedensellik ilişkilerinin standart Granger nedensellik testi ile sınanması hatalı sonuçlara yol açacaktır. Böyle durumlarda nedensellik ilişkilerinin Vektör Hata Düzeltme Modeline (VECM) dayalı nedensellik testi ile incelenmesi gerekmektedir (Güriş vd. 2020). Bu yöntemde kısa dönem ve uzun dönem nedensellik ilişkileri ayrı ayrı analiz edilebilmektedir (Serfraz, 2017). Çalışmada bu testi yapabilmek için kullanılan modeller aşağıda yer almaktadır. Normalde bu modellerin eşanlı denklem sistemi haline getirilmesi gerekmektedir birlikte, raporlama kolaylığı sunması açısından buraya kısaca alınmıştır. Uygulama aşamasında eşanlı denklem sistemleri kullanılmıştır.

$$\Delta THV5_t = \alpha_0 + \alpha_1 ECT_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{2i} \Delta THV5_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{3i} \Delta CDS_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{4i} \Delta FEDF_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{5i} \Delta FEDB_{t-i} + u_{it} \quad (21)$$

$$\Delta THV10_t = \gamma_0 + \gamma_1 ECT_{2,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{2i} \Delta THV10_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{3i} \Delta CDS_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{4i} \Delta FEDF_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{5i} \Delta FEDB_{t-i} + v_{it} \quad (22)$$

Burada m ve p ; optimum gecikme uzunluklarıdır. Bu testte Denklem (21)'de CDS'ten THV'e doğru nedensellik ilişkisinin varlığını sınamak için kullanılacak H_0 hipotezi; " $\alpha_{3i} = 0$, CDS'ten THV'e doğru nedensellik ilişkisi yoktur" şeklindedir. Benzer hipotezler diğer değişkenler ve Denklem (22) için de yazılabilir. Tablo 11'de VECM'e dayalı nedensellik testi sonuçları rapor edilmiştir.

Tablo 11. VECM Kısa Dönemli ve Uzun Dönemli Nedensellik Testi Sonuçları

Etkilenen Değişkenler	Kısa Dönemli Nedensellik Testi Sonuçları			Uzun Dönemli Nedensellik Testi Sonuçları
	Etkileyen Değişkenler			
	ΔCDS	$\Delta FEDF$	$\Delta FEDB$	ECT_{t-1}
$\Delta THV5$	6,24 (0,39)	20,13*** (0,00)	24,00*** (0,00)	0,03 [1,49]
$\Delta THV10$	1,31 (0,97)	18,21*** (0,00)	20,72*** (0,00)	0,001 [0,23]

Not: Normal parantez içindekiler olasılık değerleri, köşeli parantez içindekiler t istatistikleridir. *, %10 **; %5 anlamlılık düzeyinde nedenselliği temsil etmektedir. Optimum gecikme uzunluğu LR, FPE ve AIC kriterlerine göre 7 olarak alınmıştır. %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyindeki t istatistiği kritik değerleri; 1,64; 1,96 ve 2,57'dir.

Tablo 11'deki bulgulara göre; CDS primleri ve FED para politikalarından Türk tahvil faizlerine doğru uzun dönemde herhangi bir nedensellik etkisi yokken, kısa dönemde FED faiz oranı ve FED bilançosundan Türk tahvil faizlerine doğru güçlü (%1 anlamlılık düzeyinde) bir nedensellik ilişkisi vardır.

6. TARTIŞMA, SONUÇ VE ÖNERİLER

Çalışmada CDS (kredi temerrüt swapları) ve FED para politikalarının Türk tahvil faizleri üzerindeki etkileri, 2010:M03-2021:M02 dönemi için yapısal kırılmalı zaman serileri analizi yöntemleriyle test edilmiştir. Yapılan Pearson (1895) korelasyon analizinde; CDS primleri ve FED faiz oranının Türk tahvil faizleri ile pozitif ve yüksek korelasyona sahip oldukları görülmüştür. Serilerin durağanlık seviyeleri Carrion-i- Silvestre, Kim ve Perron (2009)'un geliştirdiği GLS tabanlı çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ile incelenmiş ve tüm serilerin düzeyde değil, birinci farkları alındığında

durağan hale geldikleri belirlenmiştir. Modellerde yer verilen seriler eşbütünleşiklikleri, 5 taneye kadar yapısal kırılmaya izin veren Maki (2012) yöntemiyle incelenmiş ve kurulan tüm modellerde yer verilen serilerin uzun dönemde kendi aralarında eşbütünleşme ilişkisi içinde hareket ettikleri görülmüştür. Maki (2012) testinde tespit edilen yapısal kırılma tarihleri yapay değişkenler yardımıyla analizlere eklenmiştir.

Uzun dönem analizleri Saikkonen (1992) ve Stock ve Watson (1993) çalışmalarıyla geliştirilen DOLS yöntemiyle gerçekleştirilmiş ve CDS'teki artışların Türk tahvil faizlerini her iki vade yapısında da (5 yıllıkta da 10 yıllıkta da) artırdığı, bu etkinin FED bilançosunun kullanıldığı modellerde daha yüksek olduğu görülmüştür. FED faiz oranlarındaki artışlar, hem diğer ülkeler tarafından takip edilmesi, hem de piyasadaki likiditeyi azaltması nedeniyle Türk tahvil faizlerini her iki vade yapısında da artırmış olup, bu etkinin 5 yıllık tahvillerde daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. FED bilançosundaki artışlar (FED'in miktarsal genişleme politikası izlemesi), piyasadaki likiditeyi artırarak, Türk tahvil faizlerini her iki vadede de azaltmış, ancak bu etki istatistiksel olarak anlamlı bir düzeye ulaşamamıştır. Kukla değişkenlere bakıldığında; 2016 yılında CDS primlerinin 232'ye kadar düşmüş olmasının tahvil faizlerini azalttığı, 2017'den itibaren FED'in faiz oranlarını artırmasının ise Türk tahvil faizlerini artırdığı tespit edilmiştir.

DOLS yöntemiyle gerçekleştirilmiş kısa dönem analizlerinde, CDS'teki artışların Türk tahvil faizlerini kısa dönemde de artırdığı ve bu etkinin FED faiz oranının kullanıldığı Model 1 ve Model 3'te uzun dönemdekinden daha fazla olduğu; FED bilançosunun kullanıldığı Model 2 ve Model 4'te ise CDS'in etkisinin uzun dönemdekinden daha düşük kaldığı görülmüştür. FED faizlerinin 5 yıl vadeli Türk tahvil faizlerine kısa dönemli etkisinin uzun dönemdekinden daha yüksek, 10 yıl vadeli tahvil faizlerine kısa dönemli etkisinin ise uzun dönemdekinden daha düşük olduğu belirlenmiştir. FED bilançosundaki artışların (QE uygulamalarının) ise tahvil faizlerine kısa dönemli etkisinin negatif, büyük ve uzun dönemdekinin aksine istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Kukla değişkenlerin katsayılarına bakıldığında; FED politika değişimlerinin ve Türkiye ekonomisinde yaşanan sorunların tahvil faizleri üzerindeki etkilerinin kısa dönemde istatistiksel olarak daha anlamlı olduğu dikkati çekmiştir. Tüm modeller için yapılan analizlerde, negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunan hata düzeltme terimlerinin katsayıları, modellerin hata düzeltme mekanizmalarının çalıştığını ve kısa dönemli sapmaların da ortadan kalktığını göstermektedir.

Eşbütünleşme ilişkilerinin tespit edildiği seriler arasındaki nedensellik ilişkileri VECM yöntemiyle test edilmiştir. CDS primleri ile FED para politikalarından Türk tahvil faizlerine doğru uzun dönemde herhangi bir nedensellik etkisi tespit edilemezken, kısa dönemde FED faiz oranı ve FED bilançosundan Türk tahvil faizlerine doğru güçlü nedensellik belirlenmiştir.

Ekonometrik bulgulara göre; CDS primlerinin Türkiye'nin tahvil faizlerinin temel belirleyicilerden biri olduğu sonucuna ulaşılabilir. Bu nedenle merkezi yönetimin dış borç yükünü

azaltabilmek ve daha makul oranlarla tahvil ihraç edebilmek için ülkedeki cari ve potansiyel riskleri azaltarak, CDS primlerini düşürmeye yönelik stratejiler ortaya koymanın gerekli olduğu belirtilmelidir. Türkiye ekonomisi açısından herhangi bir müdahale şansına sahip olunamayan dışsal bir faktör olarak FED para politikalarının da Türk tahvil faizlerini (özellikle kısa dönemde) önemli düzeyde etkileyebildiği görülmektedir. Bu açıdan en azından kısa vadeli şokların emilimine yönelik para politikalarının FED'in beklenen veya beklenmeyen, genişletici veya daraltıcı para politikaları ile senkronize yürütülmesi, politikaların etkinliğini daha da artıracaktır. Hazinesin finansman kaynaklarının çeşitlendirmesi ve daha da önemlisi yurtiçi tasarrufları artırmak suretiyle dış finansmana olan gereksinimlerin azaltılması gerekmektedir. Yurtiçi tasarruf oranları şayet istenen hacme ulaşırsa, Hazine iç piyasadan daha uygun vade ve faiz oranlarıyla borçlanabilme imkânı elde edebilir. Bunun gerçekleşebilmesi için ise bankaların ve Hazine'nin, tasarruf sahiplerine pozitif reel getiri imkânı sunabilecek birçok finansal enstrüman sağlamalarının yanı sıra, tasarruf sahiplerinin ülkedeki finansal sisteme güvenebilmelerini temin edecek politik ve hukuki güvenceleri vermeleri büyük önem arz etmektedir. Son olarak; kamu harcamalarının denk bütçe hedefiyle gerçekleştirilmesi ve böylece Hazine'nin sık sık tahvil ihraç eder ve piyasalardan borç toplar durumdan kurtarılması gerekmektedir. Tahvil ihracı açısından olağan gibi kabul edilen bu borçlanma yönteminin tehlikeli olarak ifade edilebilecek kısmı, ödemesi gelmiş senetlerin yeni ve daha yüksek faizli senetlerle kapatılmasıdır. Uzun vadede özel sektörün dışlanmasına (crowding out) da neden olabilecek bu yöntem, bir noktadan sonra sürdürülemez bir borç stokuna neden olmamalıdır.

Çalışmayı daha ileri taşımak isteyen araştırmacıların; şayet erişebilirlerse CDS primlerini daha erken tarihlere doğru derleyip, analizleri 2001 ve 2008 krizlerini de kapsayıcı biçimde gerçekleştirmeleri yararlı olabilecektir. Yine eğer olası ise ilgili veri setlerini haftalık olarak derleyip, analizleri bu şekilde gerçekleştirmeleri, kısa süreli finansal verilerin anlık etkilerinin gözlemlenebilmesine daha fazla olanak sağlayacaktır.

KAYNAKÇA

- Ağırlioğlu, S. ve Demirci, S. (2021). FED'in para politikalarının kırılmalı beşli ülkeleri üzerinde yayılma etkileri: panel VAR yaklaşımı ile modelleme. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 13(24), 1-15.
- Akgüneş, A.O. (2021). Kredi temerrüt takasları, borsa endeksleri, tahvil faizleri ve döviz kuru arasındaki ilişki: Türkiye örneği. *İktisadi İdari ve Siyasal Araştırmalar Dergisi*, 6(14), 71-83.
- Akın, T. ve Işıklı, E. (2020). Kredi temerrüt takası, büyüme ve cari açık ilişkisi: Türkiye örneği. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8, 91-98.
- Akyol, H. ve Baltacı, N. (2019). CDS primlerinin makroekonomik belirleyicilerinin incelenmesi: ARDL sınır testi yaklaşımı. *Küresel İktisat ve İşletme Çalışmaları Dergisi*, 8(16), 33-49.
- Atmisdortoglu, A. (2019). Credit default swaps and the research on selected indicators in emerging markets. *Pressacademia Procedia*, 10, 42-49.

- Azad, C. (2013). CDOs are back: will they lead to another financial crisis. *University of Pennsylvania, Wharton*.
- Banaian, K., Kaya, M.G. ve Kaplan, O.K. (2020). Federal Rezerv'in yaptığı faiz oranı değişikliklerinin Türkiye üzerine etkisi. *AL-FARABI International Journal on Social Sciences*, 5(2), 135-145.
- Bhattarai, S., Chatterjee, A. ve Park, W.Y. (2015). Effects of US quantitative easing on emerging market economies. *Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper*, No. 255.
- Bartkiewicz, P. (2018). The impact of quantitative easing on emerging markets – literature review. *Financial Internet Quarterly e-Finance*, 14(4), 67-76.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Kim, D. ve Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory*, 25, 1754–1792.
- Chan, K.C., Fung, H.G. ve Zhang, G. (2009). On the relationship between asian sovereign credit default swap markets and equity markets. *Journal of Asia Business Studies*, 4(1), 3-12.
- Chen, J., Griffoli, T.M. ve Sahay, R. (2014). Spillovers from United States monetary policy on emerging markets: different this time? *The IMF Working Paper MCMi IMF Working Paper*, No. WP/14/240.
- Delice, G. (2015). Uluslararası finansal sermaye akımlarını belirleyen faktörler. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 55(1), 55-77.
- Doshî, H., Jacobs, K. ve Zurita, V. (2017). Economic and financial determinants of credit risk premiums in the sovereign CDS market. *The Review of Asset Pricing Studies*, 7(1), 43-80.
- Duffie, D. (1998). Credit Swap Valuation. Erişim adresi <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download;jsessionid=7FEEED67CA1F666C0401920AA9056310?doi=10.1.1.139.4044&rep=rep1&type=pdf>.
- Durgan, S. (2016). *Türkiye'nin doğrudan yabancı yatırım potansiyelinin çekim modeli kullanılarak belirlenmesi*. (Yayımlanmamış uzmanlık tezi). T.C. Kalkınma Bakanlığı, Ankara.
- Eğilmez, M. (2020, 13 Mart). “CDS Primi Niçin Yükseliyor?” Kendime Yazılar, [Web günlük postası]. Erişim adresi <https://www.mahfiegilmez.com/2020/03/cds-primi-nicin-yukseliyor.html>.
- Engle, F.E. ve Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: representation and testing. *Econometrica*, (55), 251-276.
- Erdem, A. (2018). “Yurtdışı Piyasalarda Dövizle Borç Alınırken Faiz Hesaplama Mantığı”, Erişim adresi <https://blog.metu.edu.tr/e102792/2018/10/19/yurtdisi-piyasalarda-dovizle-borc-alinirken-faiz-hesaplama/>.
- Ergenç, S. ve Genç, E.G. (2020). Finans Türkiye’de kredi temerrüt takası primlerindeki değişimin incelenmesi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(37), 449-461.
- Feldkircher, M., Huber, F. ve Pfarrhofer, M. (2021). Measuring the effectiveness of US monetary policy during the COVID-19 recession. *Scottish Journal of Political Economy*, Erişim adresi <https://doi.org/10.1111/sjpe.12275>, 1–11.
- Flannery, M. J., Houston, J.F. ve Partnoy, F. (2010). Credit default swap spreads as viable substitutes for credit ratings. *University of Pennsylvania Law Review*, 158, 2085-2123.

- FRED (2021a, 23 Mart). Assets: total assets. <https://fred.stlouisfed.org/series/WALCL>.
- FRED (2021b, 23 Mart). Effective federal funds rate (FEDFUNDS). Board of Governors of the Federal Reserve System (US). <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>.
- Gambacorta, L., Hofmann, B. ve Peersman, G. (2014). The effectiveness of unconventional monetary policy at the zero lower bound: a cross-country analysis, *Money, Journal of Money, Credit and Banking*, 46(4), 615-642.
- Gregory AW ve Hansen BE (1996) Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *J Economet* 70, 99–126
- Gujarati, D.N. ve Porter, D.C. (2012). *Temel ekonometri*. (5. Basımdan Çeviri, Çev: Şenesen, Ü. ve Şenesen, G.G), İstanbul: Literatür Yayınevi
- Güriş, S., Çağlayan Akay, E. ve Güriş, B. (2020). *R ile temel ekonometri*. İstanbul: DER Yayınları.
- Hatemi-J, A. (2008). Forecasting properties of a new method to choose optimal lag order in stable and unstable VAR models. *Applied Economics Letters*, 15(4), 239–243.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton: Princeton University Press.
- Hazine Müsteşarlığı (2015). *Tüketici fiyatlarına endeksli anüite devlet tahvilleri*. Yatırımcı Kılavuzu, Aralık, Ankara.
- Hull, J. ve White, A. (2000). “Valuing Credit Default Swaps I: No Counterparty Default Risk”, Erişim adresi <https://web.archive.org/web/20061112185612/http://www.rotman.utoronto.ca/~hull/DownloadablePublications/CredDefSw1.pdf>.
- Investing (2021a, 23 Mart). Türkiye 5 Yıllık Tahvil Verimi. Erişim adresi <https://tr.investing.com/rates-bonds/turkey-5-year-bond-yield-historical-data>.
- Investing (2021b, 23 Mart). Türkiye 10 Yıllık Tahvil Faizi Geçmiş Verileri. Erişim adresi <https://tr.investing.com/rates-bonds/turkey-10-year-bond-yield-historical-data>.
- Investing (2021c, 23 Mart). Türkiye CDS 5 Yıllık USD (TRGV5YUSAC=R). Erişim adresi <https://tr.investing.com/rates-bonds/turkey-cds-5-year-usd-historical-data>.
- ISDA (2003, 26 Mart). “Credit Derivatives Definitions”. International Swaps and Derivatives Association.
- ISDA (2021, 25 Mart). “About ISDA”. Erişim adresi <https://web.archive.org/web/20110406073457/http://www.isda.org/www/>.
- Iacoviello, M. and Navarro, G. (2018). “Foreign Effects of Higher U.S. Interest Rates”, Erişim adresi <https://www.federalreserve.gov/econres/ifdp/files/ifdp1227.pdf>.
- Kim, D., ve Perron, P. (2009). Assessing the relative power of structural break tests using a framework based on the approximate Bahadur slope. *Journal of Econometrics*, 149, 26-51.
- Klîber, A. (2011). Sovereign CDS instruments in central Europe-linkages and interdependence. *Dynamic Econometric Models*, 11, 111–128.
- Koresh, G., Shapir, O.M., Amiram, D. ve Ben-Zion, U. (2018). The determinants of CDS spreads. *Journal of Banking and Finance*, 41, 271–282.
- Koy, A. (2014). Kredi temerrüt swapları ve tahvil primleri üzerine ampirik bir çalışma. *International Review of Economics and Management*, 2(2), 63-79.
- Kurtuldu, G. (2014). Doğrudan yabancı yatırımların tüketiciler tarafından yerel olarak algılanmasında etkili olabilecek faktörlerin değerlendirilmesi. *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(1), 15-37.

- Lanchester, J. (2009). “Outsmarted”, New Yorker, Erişim adresi <https://www.newyorker.com/magazine/2009/06/01>.
- Lim, J.J., Mohapatra, S. ve Stocker, M. (2014). Tinker, taper, QE, bye? the effect of quantitative easing on financial flows to developing countries. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 6820.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Mazak, M. ve Özkul, G. (2020). Kredi temerrüt takasları (CDS) ve devlet tahvilleri arasındaki ilişki: Türkiye üzerine bir inceleme. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8, 243–256.
- Mora, N. (2006). Sovereign credit ratings: guilty beyond reasonable doubt? *Journal of Banking & Finance*, 30(7), 2041-2062.
- Morgan Stanley (2013). “Research Report FX Pulse”, Erişim adresi <http://www.morganstanleyfa.com/public/projectfiles/dce4d168-15f9-4245-9605-e37e2caf114c.pdf>.
- Nakisa, R. (2012). “Cashflows for a Credit Default Swap”. Erişim adresi https://en.wikipedia.org/wiki/Credit_default_swap#/media/File:Cds_cashflows.svg.
- Norden, L. ve Weber, M. (2009), The co-movement of credit default swap, bond and stock markets: an empirical analysis. *European Financial Management*, 15(3), 529–562.
- Ötker-Robe, I. ve Podpiera, J. (2010). The fundamental determinants of credit default risk for European large complex financial institutions. *IMF Working Paper*, No. WP/10/153.
- Özpinar, Ö., Özman, H. ve Doru, O. (2018). Kredi temerrüt takası (CDS) ve kur-faiz ilişkisi: Türkiye örneği. *Bankacılık ve Sermaye Piyasası Araştırmaları Dergisi-BSPAD*, 2(4), 31-45.
- Partnoy, F. (2007). The promise and perils of credit derivatives. *University of Cincinnati Law Review*. Cincinnati, Ohio: University of Cincinnati, SSRN 929747, 75, 1019–1051.
- Pearson, K. (1895). Notes on regression and inheritance in the case of two parents. in “Proceedings of the Royal Society of London” Erişim adresi https://books.google.com.tr/books?id=60aL0zIT-90C&pg=PA240&redir_esc=y#v=onepage&q&f=false.
- Perron, P. ve Yabu, T. (2009). Testing for Shifts in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component. *Journal of Business and Economic Statistics*, 27, 369-396.
- Perron, P. ve Zhu, X. (2005), “Structural breaks with deterministic and stochastic trends” *Journal of Econometrics*, 129(1-2), 65-119
- Reynard, S. (2018). QE Equivalence to interest rate policy: implications for exit. *SNB (Swiss National Bank), Working Papers*, No. 19/2018.
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. *Econometric Theory*, 8, 1 - 27.
- Shikha, G. (2012). Credit default swap: regulations, changes and systemic risk. *Research Journal of Finance and Accounting*, 3(8), 27-37.
- Serfraz, A. (2017). Analyzing short-run and long-run causality between FDI flows, labour productivity and education in Pakistan. *ZÖSS Discussion Paper*, No. 61.
- Stock, J.H. ve Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61, 783-820.

- Stock, J.H. (1994). Unit roots, structural breaks and trends. Chapter 46 in *Handbook of Econometrics, Volume 4*, R. F. Engle & D. McFadden (eds.), 2739-2841, Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V.
- Sumner, S. (2019). “Understanding the Federal Reserve”, 2019, Erişim adresi https://www.mercatus.org/publications/monetary-policy/understanding-federal-reserve?utm_source=google&utm_medium=ad_link&utm_name=monetary_policy.
- Talashlı, İ.A., Yılmaz, E. ve Yılmaz, T. (2020). Türkiye’de dış borçlanma faiz oranının belirleyicileri. *TCMB Ekonomi Notları*, No. 2020-13.
- Tanyıldızı, H. (2020). *CDS primleri ile tahvil gösterge faiz oranları ve finansal endeksler ilişkisi: Türkiye örneği*. Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Anabilim Dalı, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Erzincan.
- Tanyıldızı, H. ve Yiğiter, Ş.Y. (2021). Kredi temerrüt takasları ve emtia fiyatları ilişkisi: Türkiye örneği. *Sosyoekonomi*, 29(47), 181-200.
- Tarı, R. (2012). *Ekonometri*. (8. Baskı). Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Tett, G. (2009). Fool’s Gold: How unrestrained greed corrupted a dream, shattered global markets and unleashed a catastrophe. *Little Brown*, 87(303), 48–67.
- TUİK (2021, 23 Mart). “Turizm istatistikleri”. <https://tuikweb.tuik.gov.tr/PreHaberBultenleri.do?id=33674>.
- Weithers, T. (2007). Credit derivatives, macro risks, and systemic risks. *Economic Review (FRB Atlanta)*, 92(4), 43–69.
- Wikipedia (2021, 8 Nisan). “Credit default swap”. https://en.wikipedia.org/wiki/Credit_default_swap.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2020). *Ekonometri Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta Yayınları.
- Zivot, E. ve D. Andrews, (1992), Further evidence of great crash, the oil price shock and unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.