

Türkiye’de CDS Primlerinin Belirleyicilerinin Ekonometrik Analizi

Sefa Özbek¹

Özet

Bu çalışmada temel iki hedef bulunmaktadır. Birincisi 2010:Ç2-2022:Ç1 örneklem döneminde Türkiye ekonomisinde Credit Default Swap (CDS) primlerinin kısa ve uzun dönem makroekonomik belirleyicilerini belirlemektir. İlgili belirleyicileri ARDL sınır testinin yanında FMOLS, DOLS ve CCR tahmincileri ile test etmek ve sonuçları karşılaştırmak ise ikinci hedefi oluşturmaktadır. Bu hedefler doğrultusunda bu çalışmada Türkiye ekonomisine ait CDS primleri, reel efektif döviz kuru, faiz oranı, uluslararası yatırım pozisyonu, döviz rezervleri, tüketici fiyat endeksi, cari açık ve büyüme oranı değişkenleri ile ekonometrik analizler yapılmıştır. Ampirik analiz sonuçlarına göre kısa ve uzun dönemde genel olarak değişkenlerin %5 düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu elde edilmiştir. Diğer yandan hem ARDL hem de FMOLS, DOLS, CCR tahminci sonuçlarının genel olarak birbiri ile uyumlu olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

GİRİŞ

Finansal küreselleşme sürecinin derinleşmesiyle birlikte uluslararası kurum ve kuruluşlar tarafından ülkelerin ekonomik yapısı konusunda bilgi veren bazı göstergeler geliştirilmiştir. Bu göstergelerden birisi de Kredi Temerrüt Takası (Credit Default Swap-CDS)’dir. 1995 yılında JP Morgan Chase tarafından geliştirilen CDS gelişmekte olan ülke ekonomileri için ülke risk priminin önemli bir ölçütü olarak kabul edilmektedir. CDS primleri; tahvil ya da bono ihraç ederek borçlanan ülkenin temerrüde düşmesi halinde borç veren tarafların zararlarının karşılanması için CDS satıcılarına ödedikleri bir tür yükümlülük tutarının belirli bir oranı olarak hesaplanan prim biçiminde ifade edilmektedir. Diğer bir deyişle CDS’ler borç alan tarafın kredi riskini

1 Dr. Öğr. Üyesi, Tarsus Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Gümrük İşletme Bölümü, sefazobek@yahoo.com, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1043-2056>

ifade eden finansal bir araçtır (Varlık ve Varlık, 2017, s. 10). Söz konusu primlerin yüksek olduğu ülkeler uluslararası sermaye yatırımları açısından riskli (borçlanma maliyetlerinin arttığı) görülmekte iken düşük CDS primlerine sahip ülkeler ise düşük riskli (borçlanma maliyetlerinin düştüğü) ülke olarak görülmektedir (IMF, 2013; Akyol ve Baltacı, 2019, s. 33). CDS primleri ülkelere ait finansal ortam hakkında bilgi veren ve ülkenin kredi riskini dengelemek için güvence sağlayan araçlardır.

Bir finansal araç olarak CDS sözleşmeleri ölçüğü büyük finansal kurum ve kuruluşlar arasında tezgâh üstü piyasalarda işlem görmektedir (Arora vd., 2012). CDS’ler kredi ya da borç sözleşmelerinden türetilmiş olan türev bir araçtır. Bu durumda dayanak varlık kredi ya da borç sözleşmesi olmaktadır. Kredi türevleri tezgâh üstü piyasalarda risk yönetimi ve yatırım amacıyla tercih edilmektedir (Hull vd., 2004, s. 2789). Tezgâh üstü piyasalarda işlem gören türev ürünler arasında bulunan CDS diğer ürünler kadar olmasa da önemli bir yere sahiptir. Dünyada finansal derinleşmenin başladığı 2000’li yıllar ile birlikte CDS piyasası önemli ölçüde büyümüş ve 2007 yılında 60 trilyon ABD Doları seviyesine gelmiştir (BIS, 2022). 2008 küresel krizinin ardından düşüş yaşamıştır. 2013’te 3 trilyon ABD Doları ve 2017 yılında ise 1,5 trilyon ABD Doları hacmine sahip olmuştur. Ancak krizin etkilerinin azalmasıyla tekrar yükseliş başlamıştır (Augustin, 2014; Ekrem vd., 2018). CDS sözleşmeleri 2021 yılı itibarıyla 8,9 trilyon ABD doları işlem hacmine sahiptir. Bu hacim ise tezgâh üstü piyasalarda işlem gören türev ürünler içerisinde yaklaşık %1,5’lik bir orana denk gelmektedir. Finansal piyasalarda CDS işlem hacimlerinin artmasıyla birlikte iktisat literatüründe de bu konudaki çalışma sayısının arttığı görülmektedir. Bu artış daha çok 2008 küresel krizinin ardından görülmüştür (Bhamra vd., 2010; Belke ve Gokus, 2014; Bouri vd., 2016; Kim vd., 2017).

Türkiye ekonomisinde 1980’li yıllar ile birlikte ticari ve finansal serbestleşme adımları atılmıştır. 1990’lı yılların ortalarında ise küreselleşme süreci derinleşmeye başlamıştır. Türkiye sosyo-demografik ve ekonomik potansiyeli itibarıyla gelişmekte olan ülkeler içerisinde pozitif açıdan ayrılmaktadır. Ancak yükselen ekonomiler arasında yer alan Türkiye, finansal kırılganlıkları olan bir ülke konumundadır. 2017 yılında Standard & Poor’s tarafından Türkiye, Arjantin, Katar, Mısır ve Pakistan ekonomileri kırılgan beşli ülkeler arasında gösterilmiştir (Ağır ve Özbek, 2021, s. 49). Bu tanımlamanın özünde yüksek cari açık, zayıf büyüme performansı ve dış rekabet gücünün düşmesi gibi sebepler yatmaktadır (Çeviş ve Ceylan, 2015, s. 6381-6382). Türkiye ekonomisinde CDS primlerinin seyri incelendiğinde 2010 yılında 140 ve 2011 yılında 287 seviyelerine geldiği görülmektedir.

2012 yılında bu prim 127 seviyelerine gerilemiştir. 2013 yılında tekrar önemli bir ivme kazanan CDS primleri 244 seviyelerini görmüştür. CDS primleri 2014 yılından 2019 yılına kadar ortalama 216 seviyelerinde gerçekleşmiştir. 2020 yılında 380 baz puan ile 2010'dan sonra en yüksek seviyeye gelen CDS primleri, COVID-19 salgını döneminde daha yüksek seviyelere ulaşmıştır (Bloomberg, 2022). 2008 krizi sonrası meydana gelen Avrupa borç krizi ile birlikte İspanya ve İtalya gibi önemli ülkelerde de CDS primlerinin yüksek olduğu görülmektedir. Türkiye'nin de en önemli dış ticaret partnerlerinin Avrupa ülkeleri olduğu göz önüne alındığında söz konusu risklerden etkilendiği söylenebilmektedir. Türkiye ekonomisinde son dönemde küresel salgın, küresel riskler ve iç-dış sosyal ve politik gelişmeler CDS primlerinin yükselmesinde temel sebepler arasında yer almaktadır. Diğer yandan küresel salgın sonrası Türkiye ekonomisinde meydana gelen enflasyon ataleti de belirsizlikleri artırmış ve risklerin yükselmesine yol açmıştır. 2018 sonrası artmaya başlayan döviz kuruyla birlikte özel sektör ve kamuya ait dış borçlar ile buna bağlı olarak CDS primlerinin de arttığı gözlenmiştir. Türkiye ekonomisinde CDS primleri ile ilgili Kunt ve Taş (2009), Fender vd. (2012), Akdoğan ve Chadwick (2013), Köseoğlu (2013), Tokat (2013), Bozkurt (2015), Ural ve Demireli (2015), Kim vd. (2015), Günay ve Shi (2016), Bourri, Boyrie ve Pavlova (2016), Kılıcı (2017; 2019), Ulusoy ve Yılmaz (2017), Akkaya (2017), Şenol (2021) ve Kandemir vd. (2022) çalışmalarının bulunduğu görülmektedir.

Bu çalışmada Türkiye'de 2010:Ç2-2022:Ç1 döneminde CDS primlerinin makroekonomik belirleyicileri araştırılmaktadır. Güncel dönem verileri kullanılarak Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (Autoregressive Distributed Lag-ARDL) modelinden yararlanılan çalışmada ayrıca Dinamik Sıradan En Küçük Kareler Yöntemi (Dynamic Ordinary Least Squares -DOLS), Modifiye Edilmiş Sıradan En Küçük Kareler (Fully Modified Ordinary Least Squares-FMOLS) ve Kanonik Eşbütünleşik Regresyon (Canonical Cointegrating Regression-CCR) tahmincilerinden de yararlanılmıştır. Böylece elde edilen tahmin bulguların karşılaştırılması ve sonuçların güvenilirliğinin artırılması amaçlanmaktadır. Bu yönüyle bu çalışma diğer çalışmalardan ayrılmakta ve özgün değer ortaya koymaktadır. Diğer yandan çalışmanın güncel dönem verileri aracılığıyla gerçekleştirilmekte ve söz konusu literatüre katkı sağlayacağı değerlendirilmektedir. Takip eden bölümde seçilmiş literatür araştırması ortaya konulmaktadır. Sonrasında örneklem dönemi ve model tanıtılarak, ekonometrik sonuçlar verilmektedir. Son bölümde ise elde edilen ekonometrik bulgular öncülüğünde değerlendirmeler ve politika önerileri sunulmaktadır.

LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Finansal serbestleşme adımlarının hızlanmasıyla CDS primlerinin belirleyicilerine yönelik çalışmaların arttığı görülmektedir. Ampirik yöntem olarak zaman serisi ve panel veri analizi yöntemlerinin sıklıkla kullanıldığı görülmektedir. Tablo 1'de CDS primlerinin belirleyicilerine yönelik seçilmiş güncel çalışmalar verilmektedir.

Tablo 1: Seçilmiş Literatür

Yazar	Dönem/Ülke	Değişken	Yöntem	Sonuç
Fontana ve Scheicher (2010)	Euro bölgesindeki 10 ülkenin 2006:01-2008:09 dönemine ait haftalık CDS primleri	CDS primleri, risksiz faiz oranı, kamu borçları risk algısı ve iTraxx endeksi	Regresyon analizi	Azalan global risk algısı CDS primlerini artırmaktadır.
Liu ve Morley (2012)	2008-2010 ABD ve 2005-2010 Fransa	Nominal efektif döviz kuru, faiz oranları ve CDS	Vektör Otoregresyon (Vector Autoregression-VAR) ve Granger nedensellik	Döviz kuru CDS primlerini önemli ölçüde etkiler ve CDS priminden döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik vardır.
Ho (2014)	Gelişmekte olan 8 ülke ekonomisi (Brezilya, Güney Kore, Tayland, Türkiye, Malezya, Güney Afrika, Endonezya ve Meksika) 2008Ç1-2013Ç2	Cari hesap, dış borç, uluslararası rezerv ve CDS	Panel eşbütünleşme	CDS primleri ile dış borç, cari hesap katsayıları ve uluslararası rezerv arasında eşbütünleşme vardır.
Kargı (2014)	2005:01-2013:03 Türkiye	GSYİH, faiz oranı ve CDS primleri	Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik	CDS, GSYİH ve faiz oranı arasında çift yönlü bir nedensellik vardır. CDS ve GSYİH arasında uzun dönemli bir ilişki vardır.
Bozkurt (2015)	2002:12-2014:06 Türkiye	Finansal istikrar ile CDS primleri	Regresyon analizi	Finansal istikrar göstergeleri CDS primi üzerinde etkilidir ve aralarındaki ilişki negatif yönlüdür.
Varlık ve Varlık (2017)	29.01.2008-14.10.2016 Türkiye	CDS primleri, döviz kuru sepeti, devlet iç borçlanma senetlerinin gösterge faiz oranı, VIX endeksi ve ABD'nin on yıllık hazine tahvili faiz oranı	GARCH-M	CDS'lerin oynaklığındaki artış CDS'lerin ortalama getirilerini etkilemekte ve VIX endeksi ile ABD'nin on yıllık hazine tahvil faizi CDS'lerin oynaklığını önemli ölçüde artırmaktadır.

Ekrem vd. (2018)	2006:Ç4-2017:Ç4 Kırılgan Beşli Ülkeleri	CDS, büyüme, kamu borcu, cari denge, EMBI+, faiz oranı ve reel kur	Panel ARDL	Uzun dönemde büyüme CDS primlerini negatif etkilemekte, kamu borcu ile CDS primleri pozitif, cari açık ile CDS primi pozitif, reel kur CDS primi ile pozitif, EMBI+ ile CDS primleri pozitif ilişki içindedir.
Ayaydın vd. (2018)	2009-2016 Türkiye	CDS primleri, faiz oranı, ekonomik büyüme, enflasyon oranı ve BIST100 hisse senedi getirisi	Regresyon analizi	CDS primlerini etkileyen faktörler; faiz oranı, enflasyon oranı, ekonomik büyüme, BIST100 hisse senedi getirisi ve dış borçlardır.
Kırca vd. (2018)	2015:12-2018:06 BRICS-T Ülkeleri	Aylık üretim sanayi endeksi, enflasyon ve CDS	Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünleşme ve Pesaran ve Smith (1995) katsayı tahmini	Sanayi üretim endeksinin artması ile CDS primlerinin etkilendiği ülkeler; Güney Afrika, Hindistan, Türkiye ve Çin'dir. Güney Afrika dışındaki ülke ekonomilerinde söz konusu endeksin artması CDS primlerini negatif yönde etkilemektedir. Enflasyonist bir süreçte ise CDS primleri Güney Afrika, Brezilya, Rusya ve Hindistan ekonomilerinde etkilenmektedir. Adı geçen ülkelerde (Hindistan dışında) enflasyon artışı CDS primlerini pozitif yönlü etkilemektedir.
Akyol ve Baltacı (2019)	2005:Ç2-2018:Ç4 Türkiye	CDS, cari denge, ekonomik büyüme, reel döviz kuru, reel faiz oranı, Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE), BIST100, portföy yatırımları, VIX volatilité endeksi, Amerikan Merkez Bankası (FED) efektif faiz oranı, Amerikan para politikası belirsizliği endeksi, Amerikan ekonomik politika belirsizliği endeksi, Avrupa Brent Petrol Spot FOB fiyatı ve The Morgan Stanley Composite Index (MSCI) Europe endeksi	ARDL sınır testi	Türkiye'nin CDS primlerini etkileyen yerel değişkenler; ülkeye yapılan portföy yatırımları, reel faiz oranları, cari işlemler dengesi, BIST100 endeks getirileri ve enflasyon oranlarıdır. Diğer yandan ABD merkez bankası faiz oranı ve ekonomi politikaları, VIX endeksi, ham petrol fiyatları gibi küresel gelişmeler CDS'i etkilemektedir.

Gül (2020)	2008:Ç1-2019:Ç2 Türkiye	CDS primleri, büyüme oranı, enflasyon oranı ve dış borç	Granger nedensellik	Enflasyon oranından CDS primlerine doğru tek yönlü bir nedensellik vardır. CDS primleri dış borcun nedenidir. CDS primleri ile büyüme oranları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur.
Özgelik ve Gökusu (2020)	2010:01-2019:06 Türkiye	Enflasyon oranı, faiz oranı ve CDS	ARDL sınır testi ve Granger nedensellik	Uzun dönemde kredi risk primlerindeki artış faiz oranlarını artırmaktadır. Enflasyon oranı kısa dönemde faiz oranıyla pozitif ilişki içindedir. Enflasyon ve kredi risk primindeki değişimler faiz oranındaki değişimlerin nedenidir. CDS primi enflasyon oranı üzerinde etkilidir ve aralarında nedensellik ilişkisi vardır.
Altınok ve Akça (2021)	2016:01-2020:010 BRICS-T ülkeleri	Sanayi üretim endeksi ve CDS	Konya (2006) bootstrap ve Granger nedensellik	Rusya ve Çin'de kredi temerrüt takasından sanayi üretim endeksine nedensellik vardır. Sanayi üretim endeksinden kredi temerrüt takasına nedensellik ilişkisi Brezilya, Türkiye, Rusya, Hindistan ve Çin'de vardır.
Kandemir vd. (2022)	12.04.2013-03.12.2020 Türkiye	Borsa İstanbul (BİST) 100 Endeksi, tahvil faiz oranı ile döviz kurları ve CDS	cDCC-EGARCH ve varyansta nedensellik	Türkiye ekonomisinde döviz kurunda istikrarlı seyir olması durumunda, borçlanma maliyetlerinin sürdürülebilirliğinin mümkün olabileceği sonucuna ulaşılmıştır.
Uçarkaya vd. (2022)	2005:01-2021:10 26 Gelişmiş ve gelişmekte olan ülke	Kredi derecelendirme notları ve CDS	T-testi	Gelişmiş ülkelerde negatif duyuruların CDS primlerini istatistiki olarak anlamlı etkilemediği, pozitif duyuruların ise istatistiki olarak anlamlı etkiye yol açtığı elde edilmiştir. Gelişmekte olan ülkelerde ise her iki durumda da istatistiki açıdan anlamlı etki ortaya çıkmıştır.

Tablo 1 incelendiğinde CDS primlerinin belirleyicilerinin örneklem dönemine, ülke/ülke grubuna ve ampirik yöntemle göre farklılık gösterdiği sonucuna ulaşılmaktadır.

EKONOMETRİK ANALİZ

Bu kısımda Türkiye’de 2010:Ç2-2022:Ç1 örneklem döneminde CDS primlerinin makroekonomik belirleyicilerinin kısa ve uzun dönemde geçerliliğine yönelik ampirik araştırma yapılmaktadır

Veri Seti ve Model

Türkiye ekonomisinde CDS primlerinin belirleyicilerine yönelik oluşturulan ekonometrik model;

$$\ln(CDS)_t = b_0 + b_1 \ln(REK)_t + b_2 \ln(FO)_t + b_3 \ln(UYP)_t + b_4 \ln(REZ)_t + b_5 \ln(TÜFE)_t + b_6(CD)_t + b_7(BÜY)_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

biçiminde oluşturulmuştur. (1)’de $\ln CDS$; Kredi temerrüt swapı priminin (baz puan) logaritmasını, $\ln REK$; reel efektif döviz kurunun logaritmasını, $\ln FO$; faiz oranının logaritmasını, $\ln UYP$; uluslararası yatırım pozisyonunun logaritmasını, $\ln REZ$; döviz rezervlerin logaritmasını, $\ln TÜFE$; tüketici fiyat endeksinin logaritmasını, CD ; ödemeler dengesinin cari işlemler hesabının GSYİH’ne oranını (%) ve $BÜY$; sabit fiyatlarla GSYİH’nin bir önceki aynı yılın aynı dönemine göre değişimini (%) ifade etmektedir. (1)’de ε ifadesi ile hata terimi ve t ise zaman boyutunu ifade etmektedir. Verilere Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), Uluslararası Ödemeler Bankası (Bank for International Settlements-BIS), Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (Organisation for Economic Co-operation and Development-OECD) ve Bloomberg veri tabanlarından ulaşılmıştır.

Ampirik Yöntem

Analizde öncelikle değişkenlere ait verilerin birim kök süreçleri incelenmektedir. Sahte regresyon sorunuyla karşılaşmamak için serilerin bütünleşme derecelerinin sınanması önem kazanmaktadır (Uzgören ve Uzgören, 2005; Oğul, 2022, s. 50). Ampirik analizde değişkenlere ait durağanlık sonucu Genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller-ADF) birim kök testi ile sınanmaktadır. Birim kök sürecinin sınanmasının ardından, analize dahil edilen değişkenlerin arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığının tespitinde ARDL yönteminden yararlanılmaktadır. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL testi, sınırlı örneklem sayısının bulunduğu durumlarda ve değişkenlerin aynı dereceden entegre olmalarına gerek duyulmadan kullanılabilen bir test olmasıyla Engle ve Granger (1987) ile Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme testlerinden ayrılmaktadır.

Uzun dönemli ilişkinin varlığının ortaya konulmasından sonra ARDL testinden elde edilen katsayıların yanında FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerinden faydalanılmaktadır. Böylece adı geçen testler ile ARDL

sonuçları karşılaştırılarak sonuçların tutarlı ve güvenilirliği artırılmaya çalışılmaktadır (Erdoğan vd., 2018)

ARDL sınır testi için oluşturulan kısıtsız hata düzeltme modeli;

$$\begin{aligned} \Delta \ln CDS_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta CDS_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln REK_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln FO_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta \ln UYP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{5i} \Delta \ln REZ_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{6i} \Delta \ln TÜFE_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{7i} \Delta CD_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^m \alpha_{8i} \Delta BÜY_{t-i} + \alpha_1 CDS_{t-1} + \alpha_2 \ln REK_{t-1} + \alpha_3 \ln FO_{t-1} + \alpha_4 \ln UYP_{t-1} + \alpha_5 \ln REZ_{t-1} + \\ & \alpha_6 \ln TÜFE_{t-1} + \alpha_7 CD_{t-1} + \alpha_8 BÜY_{t-1} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

(2) biçimindedir. (2)'de α , ε_i ve Δ ile sırasıyla sabit terimi, hata terimini ve fark operatörünü göstermektedir. (2) eşitliği tahmin edilerek ardından uzun dönemli ilişkinin tespiti Wald testi ile belirlenmektedir. Bu testin boş ve alternatif hipotezleri sırasıyla;

$$H_0: a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = 0 \quad (\text{Eşbütünleşme yoktur})$$

$$H_1: a_1 \neq a_2 \neq a_3 \neq a_4 \neq a_5 \neq a_6 \neq a_7 \neq a_8 \neq 0 \quad (\text{Eşbütünleşme vardır})$$

biçiminde kurulmaktadır. Elde edilen Wald Testi, Pesaran vd. (2001)'deki anlamlılık seviyeleri ile kıyaslanarak eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığı bilgisine ulaşılmaktadır. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının sınanmasının ardından uzun dönem katsayı tahmini yapılmaktadır. Söz konusu tahmin için (3) no'lu ARDL (m, n, p, r, s, t, u, ü) modeli;

$$\begin{aligned} \ln(CDS)_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \ln(CDS)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \ln(REK)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \ln(FO)_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} \ln(UYP)_{t-i} + \sum_{i=0}^s \alpha_{5i} \ln(REZ)_{t-i} + \sum_{i=0}^t \alpha_{6i} \ln(TÜFE)_{t-i} + \sum_{i=0}^u \alpha_{7i} CD_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{\ddot{u}} \alpha_{8i} (BÜY)_{t-i} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

biçiminde oluşturulmaktadır. (3) denklemi ile uzun dönem katsayıları tahmin edilmektedir. Kısa dönemli ilişkilerin belirlenmesi için kurulan model;

$$\begin{aligned} \Delta CDS_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \ln CDS_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta REK_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \Delta \ln FO_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} \Delta \ln UYP_{t-i} + \sum_{i=0}^s \alpha_{5i} \Delta \ln REZ_{t-i} + \sum_{i=0}^t \alpha_{6i} \Delta \ln TÜFE_{t-i} + \sum_{i=0}^u \alpha_{7i} \Delta CD_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{\ddot{u}} \alpha_{8i} \Delta BÜY_{t-i} + \alpha_9 ECM_{t-1} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

biçiminde kurulmaktadır. Bu eşitlikte ECM_{t-1} hata terimini göstermektedir.

Ampirik Bulgular

(1) modelinde yer alan değişkenlerin birim kök sürecini ortaya koymak için Dickey ve Fuller (1979) tarafından önerilen ADF testinden yararlanılmıştır. ADF testinin boş hipotezi (H_0) modeldeki serilerin birim kök sürecinin geçerliliği üzerine kurulmaktadır. Tablo 2'de ADF birim kök test sonuçları verilmektedir.

Tablo 2: ADF birim kök testi bulguları

ADF	Düsey			
	Sabitli	Olasılık Deęeri	Sabitli ve Trendli	Olasılık Deęeri
<i>lnCDS</i>	-1.111650	0.7022	-3.162510	0.1065
<i>lnREK</i>	-0.114748	0.9410	-0.581284	0.9736
<i>lnFO</i>	-1.321466	0.6105	-3.055932	0.1303
<i>lnUYYP</i>	-2.587162	0.1060	-1.910150	0.6311
<i>lnREZ</i>	-1.744453	0.4017	-1.620793	0.7672
<i>lnTÜFE</i>	1.880835	0.9997	-1.044974	0.9260
<i>CD</i>	-1.652376	0.4474	-2.039364	0.5630
<i>BÜY</i>	0.070082	0.9582	-9.628950***	0.0000
ADF	Birinci Fark			
	Sabitli	Olasılık Deęeri	Sabitli ve Trendli	Olasılık Deęeri
<i>lnCDS</i>	-5.462989***	0.0000	-5.443879***	0.0003
<i>lnREK</i>	-6.207503***	0.0000	-6.204208***	0.0000
<i>lnFO</i>	-4.228102***	0.0019	-4.199894**	0.0101
<i>lnUYYP</i>	-6.049010***	0.0000	-6.180733***	0.0000
<i>lnREZ</i>	-3.966395***	0.0038	-4.423982***	0.0057
<i>lnTÜFE</i>	-5.807459***	0.0000	-6.360182***	0.0000
<i>CD</i>	-3.175291**	0.0292	-3.209193*	0.0975
<i>BÜY</i>	-10.64075***	0.0000	-10.36377***	0.0000

Not: “***”, “**” ve “*” sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde anlamlılığı belirtmektedir. Modelin optimum gecikme sayısının belirlenmesi için Schwarz bilgi kriterine bakılarak maksimum gecikme sayısı “4” olarak alınmıştır.

Tablo 2’de verilen ADF test istatistięi sonucuna göre; (1) modelinde yer alan deęişkenlerin tümünün I(1) olduęu sonucuna ulaşılmıştır. Dięer bir ifadeyle söz konusu deęişkenlerin I(2) olmadığı ortaya konmuştur. Bu durumda ARDL sınır testi ile eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı araştırılabilmektedir. Tablo 3’te ARDL sınır test bulguları verilmektedir.

Tablo 3: ARDL sınır testi bulguları

<i>Model</i>	<i>Optimum Gecikme Uzunluğu</i>		<i>F İstatistik Değeri</i>
$\ln\text{CDS} = f(\ln\text{REK}, \ln\text{FO}, \ln\text{UYP}, \ln\text{REZERV}, \ln\text{TÜFE}, \text{CD}, \text{BÜY})$	ARDL (1, 1, 0, 0, 0, 2, 1, 1)		13.62080***
<i>Kritik Değerler</i>			
	%1	%5	%10
I (0)	2.73	2.17	1.92
I (1)	3.9	3.21	2.89
<i>Teshis Testleri</i>			
<i>Değişkenler</i>	<i>Katsayı</i>	<i>Olasılık Değeri</i>	
Jarque-Bera	1.342003	0.51196	
Ramsey Testi	2.094753	0.1450	
ARCH	0.917068	0.3445	
Breusch-Godfrey Seri Korelasyon LM Testi	0.376217	0.6904	
CUSUM	İstikrarlı	İstikrarlı	
CUSUMQ	İstikrarlı	İstikrarlı	

*Not: “***” %1 seviyesinde anlamlılığı belirtmektedir.*

Tablo 3’te hesaplanan F istatistiğinin %1 anlamlılık düzeyine göre kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durum değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Ayrıca Tablo 3’te tanısal testlere yer verilmiştir. Bu testler katsayıların istatistiki olarak sağlamlığını gösteren testlerdir. Tanısal testlerde yer alan sonuçlar; otokorelasyon sorunu, değişen varyans sorunu, fonksiyonel form sorununun olmadığını yanı sıra hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Tablo 4’te ARDL kısa ve uzun dönem katsayı tahmin sonuçları verilmektedir.

Tablo 4: ARDL katsayı tahmini sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Olasılık Değeri
<i>Kısa Dönem</i>		
<i>lnREK</i>	-1.722868***	0.0000
<i>lnFO</i>	-0.132370***	0.0013
<i>lnUYP</i>	-0.395974	0.3628
<i>lnREZ</i>	-1.835377***	0.0000
<i>lnTÜFE</i>	2.153121**	0.0430
<i>CD</i>	0.008836**	0.0335
<i>BÜY</i>	-0.006850***	0.0000
<i>ECT(-1)</i>	-0.571979***	0.0000
<i>Uzun Dönem</i>		
<i>lnREK</i>	-3.012119***	0.0002
<i>lnFO</i>	-0.231424***	0.0016
<i>lnUYP</i>	-2.689724*	0.0748
<i>lnREZ</i>	0.704706	0.2484
<i>lnTÜFE</i>	0.045586***	0.0032
<i>CD</i>	0.015449**	0.0140
<i>BÜY</i>	-0.029093***	0.0018

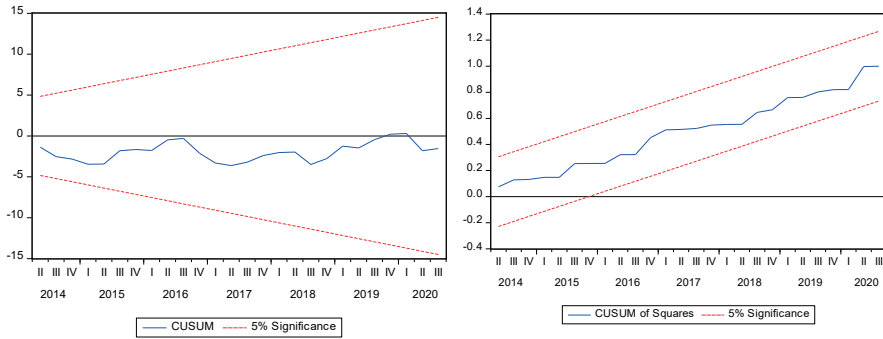
Not: “***”, “**” ve “*” sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde anlamlılığı belirtmektedir.

Tablo 4 sonuçlarına göre kısa dönemde lnUYP değişkeni dışındaki tüm değişkenler %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Kısa dönemde lnREK, lnFO, lnREZ ve BÜY değişkenlerinde meydana gelen %1’lik bir artışın lnCDS üzerinde sırasıyla %1,72; %0,13; %1,83 ve %0,01 oranında düşüşe yol açmaktadır. lnTÜFE ve CD’de meydana gelen %1’lik bir artış ise lnCDS’i %5 anlamlılık düzeyinde %2,15 ve %0,01 oranında artırmaktadır. Tablo 4’te yer alan ECT(-1) katsayısı hata düzeltme terimidir. Söz konusu katsayı teorik beklentilere uygun olarak negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuca göre modelde meydana gelecek olan bir şokun yaklaşık iki dönemde giderileceği bulgusu elde edilmiştir. Uzun dönem sonuçları incelendiğinde ise %10 anlamlılık düzeyinde lnREZ dışındaki tüm değişkenler istatistiki olarak anlamlıdır. Uzun dönemde lnREK, lnFO, lnUYP ve BÜY değişkenlerinde meydana gelen %1’lik bir artışın lnCDS üzerinde sırasıyla %3,01; %0,23; %2,69 ve %0,03 oranında düşüşe sebep olduğu sonucu elde edilmiştir. lnTÜFE ve CD’de ki %1’lik bir artışın ise

lnCDS primleri üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde %0,05 ve %0,01 oranında artırdığı görülmektedir.

Kısa ve uzun dönem katsayıların uygun olup olmadığını test etmek amacıyla ve ARDL modelinin kararlılığının sınanması için Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen Cumulative sum (CUSUM) ve Cumulative sum of squares (CUSUMQ) sonuçlarına göre tahmin edilen parametrelerin istikrarlı olduğu gözlemlenmektedir.

Şekil 1: CUSUM ve CUSUMQ testi sonuçları



ARDL testinin kısa ve uzun dönem katsayı tahmininin ardından Tablo 5'te uzun dönem katsayı tahmincilerinden FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerinin sonuçlarına ait sonuçlar verilmektedir.

Tablo 5: FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleri

Değişkenler	Katsayı Değeri	Standart Hata Değeri	t-istatistiği	Olasılık Değerleri
FMOLS				
<i>lnREK</i>	-1.832817***	0.393884	-4.653186	0.0002
<i>lnFO</i>	-0.124177**	0.051112	-2.429490	0.0209
<i>lnUYYP</i>	-4.098550***	0.978218	-4.189812	0.0002
<i>lnREZ</i>	-1.149416**	0.238103	-4.827387	0.0001
<i>lnTÜFE</i>	1.786705*	0.907531	1.968753	0.0577
<i>CD</i>	0.021293***	0.004800	4.436424	0.0001
<i>BÜY</i>	-0.000135	0.002343	-0.057577	0.9544
<i>C</i>	18.74302***	3.012857	6.221013	0.0000
DOLS				
<i>lnREK</i>	-2.597865**	1.080853	-2.403533	0.0371
<i>lnFO</i>	-0.341639***	0.097778	-3.494030	0.0058
<i>lnUYYP</i>	-5.125384**	1.793177	-2.858270	0.0170
<i>lnREZ</i>	-1.760102*	0.849638	-2.071589	0.0251
<i>lnTÜFE</i>	1.220085*	0.636726	1.916187	0.0843
<i>CD</i>	0.012117	0.013940	0.869233	0.4051
<i>BÜY</i>	-0.006766	0.011983	-0.564672	0.5847
<i>C</i>	23.99004**	8.042850	2.982779	0.0137
CCR				
<i>lnREK</i>	-1.887904***	0.549519	-3.435556	0.0017
<i>lnFO</i>	-0.120697**	0.052242	-2.310344	0.0275
<i>lnUYYP</i>	-4.594567***	1.528211	-3.006500	0.0051
<i>lnREZ</i>	1.397651*	0.689255	2.027770	0.0510
<i>lnTÜFE</i>	2.285366*	1.183053	1.931752	0.0623
<i>CD</i>	0.018975***	0.006124	3.098712	0.0040
<i>BÜY</i>	0.009625	0.007975	1.206867	0.2363
<i>C</i>	19.21451***	4.268380	4.501593	0.0001

Not: “***”, “**” ve “*” sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde anlamlılığı belirtmektedir.

Tablo 5'te FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre FMOLS yönteminde BÜY; DOLS yönteminde CD ve BÜY, CCR yönteminde BÜY değişkeni hariç diğer değişkenlerin istatistiki olarak anlamlı olduğu bulgusu elde edilmiştir. FMOLS yöntemine göre uzun dönemde lnREK, lnFO, lnUYP ve lnREZ değişkenlerinde meydana gelen %1'lik bir artışın lnCDS üzerinde sırasıyla %1,83; %0,12; %4,10; %1,15; ve %0,02 oranında düşüşe yol açmaktadır. lnTÜFE ve CD'de ise bu durum sırasıyla %1,79 ve %0,02 oranında artışa yol açmaktadır. DOLS yöntemine göre uzun dönemde lnREK, lnFO, lnUYP, lnREZ değişkenlerinde meydana gelen %1'lik bir artışın lnCDS üzerinde sırasıyla %2,60; %0,34; %5,12 ve %1,76 oranında düşüşe yol açtığı tespit edilmiştir. TÜFE değişkeninde meydana gelen %1'lik artış ise %1,22 oranında artışa yol açmaktadır. Son olarak CCR yöntemi incelendiğinde ise lnREK, lnFO, lnUYP ve lnREZ değişkeninde meydana gelen %1'lik bir artışın lnCDS üzerinde sırasıyla %1,89; %0,12; %4,59 ve 1,40 oranında düşüşe neden olmaktadır. lnTÜFE ve CD değişkenlerinde meydana gelen %1'lik artışın ise lnCDS primini sırasıyla %2,28 ve %0,02 oranında artırdığı sonucuna ulaşılmaktadır.

SONUÇ

Ülke ekonomilerinde küreselleşme süreci ile birlikte yapısal dönüşümler meydana gelmiştir. Bu süreçte hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelere yönelik olarak küresel birçok ölçüm yapılmaya başlanmıştır. Böylece ülke ekonomilerinin karşılaştırılması, ekonomik yapıları hakkında bilgi sahibi olunması ve risk faktörlerinin ortaya konulması amaçlanmaktadır. Bu çalışmada söz konusu ölçütler arasında yer alan CDS primlerinin diğer çalışmalardan ayrıştırılarak makroekonomik belirleyicilerine odaklanılmıştır. Söz konusu belirleyiciler Türkiye ekonomisinde 2010:Ç2-2022:Ç1 örneklem döneminde farklı zaman serisi yöntemleri ile ortaya konulmuştur.

ARDL yönteminde elde edilen ampirik bulgulara göre kısa dönemde reel efektif döviz kuru, faiz oranı, döviz rezervleri, cari denge ve ekonomik büyüme oranının CDS primleri üzerinde istatistiki olarak anlamlı ve negatif etkiye sahip olduğu görülmüştür. Uzun dönemde ise reel efektif döviz kuru, faiz oranı, uluslararası yatırım pozisyonu, cari denge ve ekonomik büyüme oranının istatistiki olarak anlamlı ve negatif etkiye sahip olduğu bulgusu elde edilmiştir. Uzun dönemde FMOLS sonuçlarına göre reel efektif döviz kuru, faiz oranı, uluslararası yatırım pozisyonu ve döviz rezervlerinin istatistiki olarak anlamlı ve CDS primlerini düşürücü etkiye sahip olduğu görülmüştür. Benzer sonuç DOLS ve CCR yöntemlerinde de görülmüştür. Diğer yandan kısa ve uzun dönemde hem ARDL hem

de FMOLS, CCR yöntemlerine göre tüketici fiyat endeksi ve cari denge değişkenlerinde meydana gelen artışların, CDS primlerini artırıcı etkiye yol açtığı görülmektedir. Tüketici fiyat endeksinin CDS primini artırıcı etkisinin kısa dönemde daha yüksek olduğu sonucu ortaya konulmuştur. Bu sonuç kısa dönemde beklentilerin bozulması ile açıklanabilmektedir. Diğer yandan cari denge değişkeninin katsayısının beklentilerin aksine pozitif olduğu görülmüştür. Analiz edilen örneklem döneminde Türkiye'nin genel olarak cari açık verdiği görülmektedir. Ayrıca ilgili dönemde 2008 küresel krizinin etkilerinin düşürülmesi için para otoriteleri tarafından genişletici para politikaları uygulanmıştır. Bu durum cari işlemler açığının finanse edilmesi açısından riskleri düşürmüştür. Dolayısıyla bu sebepler cari denge değişkeninin işaretinin pozitif olmasına yol açtığı değerlendirilmektedir. Kısa ve uzun dönemde diğer değişkenlerin işaretleri ise artan reel efektif döviz kurunun rekabet gücünü düşürmesi; faiz oranının enflasyonist baskıyı düşürmesi ve sıkılaşmayı artırması; uluslararası yatırım pozisyonunda meydana gelen iyileşmenin risk algısını düşürmesi, döviz rezervlerinin artmasının dış borç ödemeleri ve parite koşullarını dengeleyici etkiye sahip olması nedenleri ile CDS primini düşürücü etkiye sahip olduğu düşünülmektedir. Bu çalışmayı takip eden araştırmalarda CDS primlerinin belirleyicilerinin makroekonomik göstergelerinin yanında sosyo-demografik göstergeler açısından incelenmesi ilgili literatüre katkı sağlayacağı değerlendirilmektedir.

KAYNAKÇA

- Ağır, H., & Özbek, S. (2021). Eski ve yeni kırılğan beşli ülkelerinde dış borçlar sürdürülebilir mi? Dinamik panel veri analizi. *Research Journal of Politics, Economics & Management*, 9(2), 49-68.
- Akdoğan, K., & Chadwick, M. G. (2013). Nonlinearities in cds-bond basis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(3), 6-19.
- Akkaya, M. (2017). Türk tahvillerinin cds primlerini etkileyen içsel faktörlerin analizi. *Maliye ve Finans Yazıları*, 1(107), 130-145.
- Akyol, H., & Baltacı, N. (2019). Cds primlerinin makroekonomik belirleyicilerinin incelenmesi: ARDL sınır testi yaklaşımı. *Global Journal of Economics and Business Studies*, 8(16), 33-49.
- Altınok, H., & Akça, A. (2021). BRICS+ T ülkelerinde sanayi üretim endeksi ve kredi temerrüt takası arasındaki ilişki: konya bootstrap nedensellik yaklaşımı. *Maliye Dergisi*, (180), 252-269.
- Arora, N., Gandhi, P., & Longstaff, F.A. (2012). Counterparty credit risk and the credit default swap market. *Journal of Financial Economics*, 103(2), 280-293.
- Augustin, P. (2014). *Sovereign Credit Default Swap Premia*, Journal of Investment Management.
- Ayaydın, H., Çam, A. V., Barut, A., & Pala, F. (2018). Kredi Temerrüt Swaplarının Belirleyicileri: Türkiye İçin Ekonomimetric Bir Analiz. *TURAN: Stratejik Araştırmalar Merkezi*, 10(40), 539.
- Belke, Ansgar H., & Gokus, C. (2014). Volatility patterns of CDS, bond and stock markets before and during the financial crisis: evidence from major financial institutions. *International Journal of Economics and Finance*, 6(7), 53-70.
- Bhamra, Harjoat S., Kuehn, L. A. & Ilya A. Strebulaev. (2010). The Levered Equity Risk Premium and Credit Spreads: A Unified Framework. *Review of Financial Studies*, 23(2), 645-703
- BIS, <https://www.bis.org/> (Erişim Tarihi: 11.06.2022).
- Bloomberg, <https://www.bloomberght.com/>, (Erişim Tarihi: 11.06.2022).
- Bouri, E., de Boyrie, M. E., & Pavlova, I. (2017). Volatility transmission from commodity markets to sovereign CDS spreads in emerging and frontier countries. *International Review of Financial Analysis*, 49, 155-165.
- Bozkurt, İ. (2015). Finansal istikrar ile cds primleri arasındaki ilişkinin bulanık regresyon analizi ile tespiti: Türkiye örneği. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 6(13), 64-80.
- Brown, R. L., Durbin, J. & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relations over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 37, 149-92.

- Cevis, I., & Ceylan, R. (2015). Kırılğan beşlide satın alma gücü paritesi (sagp) hipotezinin test edilmesi. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 10(37), 6381-6393.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of The American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Ekrem, B., Çeviş, İ., Ceylan, R., & Yayla, N. (2018). Makroekonomik göstergelerin CDS primini açıklama gücü: Kırılğan beşli ülkeleri için bir panel ardl analizi. *ICOAEF'18 IV. In International Conference on Applied Economics and Finance & Extended with Social Sciences Bildiriler Kitabı*, 487-501.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276.
- Erdoğan, L., Tiryaki, A., & Ceylan, R. (2018). Türkiye'de uzun dönem ekonomik büyümenin belirleyicilerinin ARDL, FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleriyle tahmini. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 36(4), 39-57.
- Fender, I., Hayo, B., & Neuenkirch, M. (2012). Daily pricing of emerging market sovereign CDS before and during the global financial crisis. *Journal of Banking and Finance*, 36(10), 2786-2794.
- Fontana, A., & Scheicher, M. (2010). An analysis of euro area sovereign cds and their relation with government bonds. *European Central Bank (ECB) Working Paper Series*, No.1271.
- Gül, Y. (2020). Kredi temerrüt takasları ve makroekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(4), 659-669.
- Günay, S., & Shi, Y. (2016). Long-Memory in volatilities of CDS spreads: evidences from the emerging markets. *Journal for Economic Forecasting*, 1, 122.
- Ho, H. (2014). Long-Run determinant of the sovereign cds spread in emerging countries, CEPN (CNRS-UMR 7234), 1-10.
- Hull, J., Predescu, M., & White, A. (2004). The Relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements. *Journal of Banking & Finance*, 28, 2789-2811.
- International Monetary Fund, IMF, (2013). *Global Financial Stability Report*, 57-92.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Likelihood estimation and inference on co-integration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kandemir, T., Vurur, N. S., & Gökğöz, H. (2022). Türkiye'nin CDS primleri ile BIST 100, döviz kurları ve tahvil faizleri arasındaki etkileşimin cdc-cgarch ve varyansta nedensellik analizleriyle incelemesi. *Karamanoğlu*

Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi, 24(42), 510-526.

- Kargı, B. (2014). Credit default swap (CDS) spreads: the analysis of time series for the integration with the interest rates and the growth in Turkish economy. *Montenegrin Journal of Economics*, 10(1), 59-66.
- Kılıcı, E. N. (2017). CDS primleri ile ülke kredi riski arasındaki ilişkinin değerlendirilmesi; Türkiye örneği, *Maliye ve Finans Yazıları*, (108), 71-85.
- Kılıcı, E. N. (2019). Dış borçların ülke cds primleri üzerindeki etkisinin incelenmesi: Türkiye örneği, *Sayıştay Dergisi*, (112), 75-92.
- Kırca, M., Boz, F. Ç., & Yıldız, Ü. (2018). Enflasyon ve iktisadi büyümenin kredi risk primi (CDS) üzerindeki etkisi: BRICS ülkeleri ve Türkiye örneği, *ICOAEF'18 IV. International Conference on Applied Economics and Finance & Extended With Social Sciences*, November 28-29-30, 2018 / Kuşadası-Turkey.
- Kim, G. H., Li, H. & Zhang, W. (2017). The CDS bond basis arbitrage and the cross section of corporate bond returns. *Journal of Futures Markets*, 836-861.
- Kim, S. J., Salem, L., & Wu, E. (2015). The Role of macroeconomic news in sovereign cds markets: domestic and spillover news effects from the Us, the Eurozone and China. *Journal of Financial Stability*, 18, 208-224.
- Köseoğlu, S, D. (2013). The transmission of volatility between the CDS spreads and equity returns before, during and after the global financial crisis: evidence from Turkey. *In Proceedings of 8th Asian Business Research Conference*, 1-14.
- Kunt, A. S., & Taş, O. (2009). Kredi Temerrüt swapları ve türkiye'nin CDS priminin tahmin edilmesine yönelik bir uygulama, *İTÜ Dergisi/b*, 5(1), 78-89.
- Liu, Y., & Morley, B. (2012). Sovereign credit default swaps and the macroeconomy. *Applied Economics Letters*, 19(2), 129-132.
- OECD, <https://data.oecd.org/>, (Erişim Tarihi: 10.06.2022).
- Oğul, B. (2022). Tarımsal destekler ve tarımsal üretim ilişkisi: Türkiye ekonomisi üzerine ampirik bulgular, *Tarım Ekonomisi Araştırmaları Dergisi*, 8(1), 44-56.
- Özçelik, Ö., & Göksu, S. (2020). CDS primleri ve enflasyon oranının, faiz oranlarına etkisi: Türkiye örneği, *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(1), 69-78.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In: Strom, S., Holly, A., Diamond, P. (Eds.), Centennial Volume of Rangar Frisch, Cambridge: Cambridge University Press.

- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Senol, Z. (2021). Borsa endeksi, döviz kuru, faiz oranları ve CDS primleri arasındaki oynaklık yayılımları: Türkiye örneği. *Business and Economics Research Journal*, 12(1), 111-126.
- TCMB, <http://evds2.tcmb.gov.tr/>, (Erişim Tarihi: 10.06.2022).
- Tokat, H. A. (2013). Understanding volatility transmission mechanism among the cds markets: Europe & North America versus Brazil & Turkey. *Economia Aplicada*, 17(1), 5-1.
- Uçarkaya, S. , Babuşcu, Ş., & Hazar, A. (2022). Ülke kredi notlarının cds primleri üzerindeki etkisi: Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerine bir olay analizi. *Maliye ve Finans Yazıları*, (117), 135-158
- Ulusoy, A., & Yılmaz, H. (2017). Kredi notu eleştirilerini test eden mekanizma: CDS primleri. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 13(1), 61-77.
- Ural, M., & Demireli, H. (2015). APGARCH modeling of cds returns. *International Journal of Economic & Social Research*, 11(2), 171-18.
- Uzgören, N., & Uzgören, E. (2005). Zaman serilerinde sahte regresyon sorunu ve reel kamu harcamalarına yönelik bir ekonometrik model uygulaması. *Akademik Bakış*, 5, 1-14.
- Varlık, S., & Varlık, N. (2017). Türkiye'nin CDS priminin oynaklığı. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, (632), 9-17.