



BULLETIN OF ECONOMIC THEORY AND ANALYSIS

Journal homepage: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/beta>

Ülke Risk Priminin Belirleyicisi Olarak Merkez Bankası Kredibilitesi: Türkiye’den Kanıtlar

Serdar VARLIK  <https://orcid.org/0000-0002-4712-3193>

Mehmet ÖBEKCAN  <https://orcid.org/0000-0001-5713-2811>

To cite this article: Varlık, S. & Öbekcan, M. (2023). Ülke Risk Priminin Belirleyicisi Olarak Merkez Bankası Kredibilitesi: Türkiye’den Kanıtlar. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 8(2), 128-155.

Received: 25 May 2023

Accepted: 04 Jul 2023

Published online: 31 Dec 2023



©All right reserved



Bulletin of Economic Theory and Analysis

Volume 8, Issue 2, pp. 128-155, 2023

<https://dergipark.org.tr/pub/beta>

Original Article / Arařtırma Makalesi

Received / Alınma: 27.05.2023 Accepted / Kabul: 04.07.2023

lke Risk Priminin Belirleyicisi Olarak Merkez Bankası Kredibilitesi: Trkiye'den Kanıtlar

Serdar VARLIK^a

Mehmet BEKCAN^b

^a Doç. Dr., Hitit niversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi, İktisat Blm, Çorum, TRKİYE

<https://orcid.org/0000-0002-4712-3193>

^b Arş.Gr, Hitit niversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi, İktisat Blm, Çorum, TRKİYE

<https://orcid.org/0000-0001-5713-2811>

Z

Bu alıřmada Trkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) kredibilitesinin Trkiye'nin CDS priminin bir belirleyicisi olup olmadıęı Ocak 2008-Aralık 2022 dnemi iin incelenmektedir. alıřmanın bulguları Trkiye'nin CDS primi ile TCMB'nin kredibilitesi arasında uzun dnemli bir iliřki olduęunu gstermektedir. Merkez bankası kredibilitesinde meydana gelen artıř CDS primini dřrrken; dviz kurunun deęiřim oranında ve enflasyon oranında meydana gelen artıřlar ise CDS primini yükseltmektedir. Ayrıca hata dzeltme terimi, CDS primindeki bir sapmanın uzun dnem denge deęerine hızla uyarlandıęını gstermektedir. Dolayısıyla merkez bankasının enflasyon beklentilerini ynetmedeki başarısının lke risk primini dřrmesi, para politikasının kurumsal erevesinin baęımsızlık, Őeffaflık ve hesap verebilirlik ilkeleriyle iyileřtirilmesini bir politika nerisi olarak ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler

CDS Primi,
Merkez Bankası
Kredibilitesi,
ARDL

JEL Kodu

E52, E58, E59

İLETİŐİM Serdar VARLIK ✉ varlikserdar@gmail.com 📧 Hitit niversitesi, İİBF, İktisat, Çorum, TRKİYE.

Central Bank Credibility as A Determinant of Sovereign Risk Premium: Evidence from Turkey

ABSTRACT

In this study, whether the credibility of the Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) is a determinant of the CDS premium of Turkey or not is examined for the period of January 2008-December 2022. The findings of the study suggest that there is a long-term relationship between Turkey's CDS premium and the CBRT's credibility. Increase in the credibility of the central bank reduces the CDS premium, while increases in the rate of change of exchange rate and inflation rate increase the CDS premium. In addition, the error correction term indicates that a deviation in the CDS premium is quickly adjusted to the long-term equilibrium value. Therefore, the fact that the central bank's success in managing inflation expectations reduces the sovereign risk premium reveals the improvement of the institutional framework of monetary policy with the principles of independence, transparency and accountability as a policy recommendation.

Keywords

CDS Premium,
Central Bank
Credibility,
ARDL

JEL Classification

E52, E58, E59.

1. Giriş

Uluslararası yatırımcıların ülkelerin makroekonomik ve finansal durumlarını değerlendirirken dikkate aldıkları göstergelerin başında, kredi temerrüt takası (Credit Default Swap; CDS) primleri gelmektedir. Ülkelerin kredi risklerinin ölçülmesinde kullanılan ülke CDS'leri, ülkelerin makroekonomik ve finansal koşulları hakkında bilgi verdiği, geri ödememe risklerini (default risk) yansıttığı ve böylece risk algısının değerlendirilmesine olanak sağladığı için ülke risk primi ölçütü olarak kullanılmaktadır. Ülke CDS primindeki artışlar (düşüşler), ekonomide risklerin ve buna bağlı olarak fonlama maliyetlerinin yükseldiği (düştüğü), şeklinde yorumlanmaktadır. Bu bakımdan CDS'ler ülkelerin dış borçlanma maliyetlerini doğrudan etkilemektedir. Dolayısıyla CDS primi daha yüksek (düşük) olan ülkelerin reel ve finansal şoklar karşısında daha fazla kırılganlık (dayanıklılık) gösterdikleri düşünülmektedir.

2008 Küresel Krizi'nin ardından iktisat yazınında CDS'lere verilen önemin giderek arttığı ve bu çerçevede ülke CDS'lerinin belirleyicilerini inceleyen çok sayıda çalışmanın yapıldığı görülmektedir. CDS'lerin yurtiçi değişkenlerden oluşan belirleyicilerini Kim vd. (2017) ve Doshi vd. (2017) ekonomik büyüme ve istihdam gibi reel değişkenler ile; Fung vd. (2008), Alexander & Kaeck (2008), Chan vd. (2009), Weber (2009), Coronado vd. (2011), Belke & Gokus (2014), Fonseca & Gottschalk (2020) hisse senedi getirileri, Liu & Morley (2012) ve Fontana & Scheicher (2016) faiz oranı ve döviz kuru gibi finansal değişkenler ile; Ciro & De Mendonça (2015),

Levieuge vd. (2018) ve Chansriniyom vd. (2020) merkez bankası kredibilitesi ile; Chiaramonte & Casu (2013) bankacılık sektörünün bilanço hareketleri ile; Aizenman vd. (2016) ve Ho (2016) cari işlemler hesabı, dış borç ve uluslararası rezervler gibi dışsal kırılganlık göstergeleri ile açıklamaktadırlar.

CDS'lerin belirlenmesinde yurtdışı değişkenleri kullanan çalışmalardan Longstaff vd. (2007), Pan & Singleton (2007), Fender vd. (2012) Wang & Moore (2012), Ofori (2015), Blommestein vd. (2016), Hibbert & Pavlova (2017), Park vd. (2019) ve Akçelik & Fendoğlu (2019) küresel risk iştahı, küresel likidite, bulaşma etkileri ve majör merkez bankalarının faiz oranlarının CDS'leri belirlediği bulgusuna ulaşırken; Arouri vd. (2011), Hammoudeh vd. (2013) ve Lahiani vd. (2016) ise petrol fiyatlarının CDS'leri etkilediği bulgusuna ulaşmışlardır. Bununla birlikte CDS'lerin belirleyicilerini ülkelerin kredi derecelendirme notları, kredi görünümleri ve küresel haber etkileri ile açıklayan çalışmalar için Abid & Naifar (2006), Ismailescu & Kazemi (2010), Afonso vd. (2011), Finnerty vd. (2013), Blau & Roseman (2014), Wengner vd. (2015), Kim vd. (2015) örnek verilebilir.

Türkiye'nin CDS priminin yurtiçi belirleyicilerini inceleyen çalışmalardan Danacı vd. (2017), Kılıcı (2017), Kırca & Yıldız (2020) ve Gül (2020) ekonomik büyüme ve istihdam gibi reel değişkenlerin; Hancı (2014), Değirmenci & Pabuşcu (2016), Başarır & Keten (2016), Bektur & Malcıoğlu (2017), Sovbetov & Saka (2018), Topaloğlu & Ege (2020), Altuntaş & Ersoy (2020), Evcı (2020), Ergenç & Genç (2020) hisse senedi getirileri, döviz kuru ve faiz oranı gibi finansal değişkenlerin; Kunt & Taş (2008), Akdoğan & Chadwick (2013) , Akkuş vd. (2018) tahvil getirilerinin; Yılmaz & Ünlü (2018), Şahin (2018), Kılıcı (2019), Akkuş (2021) dış borç, cari açık ve uluslararası rezervler gibi dışsal kırılganlık göstergelerinin; Kahiloğulları (2018), Sevil & Ünkaracalar (2020) doğrudan yabancı yatırımların ve portföy yatırımlarının; Kocabıyık & Alptürk (2020) ekonomik güven endeksinin; Gün vd. (2016) ve Abioğlu vd. (2021) politik risklerin Türkiye'nin CDS primini belirlediği bulgusuna ulaşmışlardır. Aksoylu & Görmüş (2018), Varlık & Varlık (2017), Ekinci & Ekinci (2020), Türkiye'nin CDS priminin küresel risk iştahından etkilendiği sonucuna ulaşırlarken; Kaya vd. (2015), İskenderoğlu & Balat (2018) Alptürk vd. (2021), Sarıtaş vd. (2021) ise, Türkiye'nin CDS priminin kredi derecelendirme notlarından ve kredi görünümünden etkilendiğini gösteren çalışmalar yapmışlardır.

Yukarıda açıklanan çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada merkez bankası kredibilitesinin, ülke riskinin bir belirleyicisi olup olmadığı Türkiye için incelenmektedir. Bu noktadan hareketle çalışmada Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) kredibilitesinin Türkiye'nin CDS priminin bir belirleyicisi olup olmadığı sorusunun yanıtı aranmaktadır. Çalışma, söz konusu ilişkiyi Türkiye özelinde inceleyen ilk çalışmadır.

Çalışmada ülke risk primi ile merkez bankası kredibilitesi arasındaki ilişkiyi incelemek için Pesaran & Pesaran (1997), Pesaran & Smith (1998), Pesaran & Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (Autoregressive Distributed Lag Model; ARDL) kullanılmaktadır. ARDL modelinin kullanılmasının nedenleri; serilerin aynı derecede durağan olmalarını gerektirmeden eş bütünleşme ilişkisinin varlığını incelemeye olanak sağlaması, farklı derecede bütünleşik değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin tahmin edilebilmesi ve gözlem sayısı sınırlı olsa bile daha etkin sonuçlar üretebilmesidir. Dolayısıyla ARDL modeli, çalışmanın amacını test etmek açısından uygunluk göstermektedir.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Girişi takip eden ikinci bölümde merkez bankası kredibilitesi kavramı ve merkez bankası kredibilite ölçütleri açıklanmaktadır. Ardından çalışmaya konu olan dönemde Türkiye'nin ülke risk primi ile merkez bankası kredibilitesi ölçütleri arasındaki ilişki gösterilmektedir. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri seti tanıtılmaktadır. Dördüncü bölümde çalışmada kullanılan model açıklanmakta ve elde edilen bulgular sunulmaktadır. Sonuç bölümünde çalışma özetlenmektedir.

2. Merkez Bankası Kredibilite Endeksi – Kredibilite CDS İlişkisi –

Merkez bankası kredibilitesi, geçmişte ve şu anda uygulanan para politikalarına ve para politikalarındaki değişikliklere duyulan güven (Brunner, 1983: 36; Cukierman, 1986:6), merkez bankalarının hedeflerine, hedeflerine ulaşma kabiliyetlerine, kararlılıklarına ve aldıkları kararların tutarlılığına duyulan güven (Blinder, 1999: 64-65; De Mendonça & Tiberto, 2017: 196; Minella vd., 2003: 1025; Montes, 2009: 675; Perrier & Amano, 2000: 11) ve özel iktisadi karar birimlerinin enflasyon beklentilerinin enflasyon hedefleri doğrultusunda yönetilebilme başarısı (Bordo & Siklos, 2015: 1-2; Demertzis vd., 2012: 2; Drazen & Masson, 1994: 735; Lee & Kim, 2019: 3; Łyziak vd., 2007: 126; Potter & Smets, 2019: 85) çerçevesinde tanımlanmaktadır. Bu noktadan hareketle Agénor & Taylor (1992: 547) ve Svensson (2000: 22; 2011: 87), merkez bankası kredibilitesini, özel iktisadi karar birimlerinin enflasyon hedefine inandıkları ve orta-uzun vadeli

enflasyon beklentilerinin merkez bankasının enflasyon hedefine çıpalandığı bir durum olarak tanımlamaktadırlar.

Merkez bankası kredibilitesinin ölçümü için yapılan çalışmalar iki grupta sınıflandırılmaktadır (Levieuge vd., 2018: 6). Bomfim & Rudebusch (2000)'un metodolojisine dayanarak özel iktisadi karar birimlerinin enflasyon beklentilerinin tahminine odaklanan çalışmalar (Łyziak vd., 2007; Demertzis vd., 2009), enflasyon beklentilerini cari dönem enflasyon hedefi ve geçmiş enflasyon oranlarının ağırlıklı ortalaması ile tahmin etmektedirler.¹ İkinci gruptaki çalışmalar ise merkez bankası kredibilitesinin düzeyini, kredibilitiyi belirlediği düşünülen şeffaflık, hesap verebilirlik, merkez bankası bağımsızlığı ve kamu borcu gibi değişkenlerin belirli bir ağırlıkla çarpılıp toplanması yoluyla (Łyziak vd., 2007: 130-135) veya anket bazlı enflasyon beklentileri ile merkez bankasının enflasyon hedefi arasındaki kredibilite boşluğunun hesaplanması² yoluyla ölçmektedirler (Cecchetti & Krause, 2002; De Mendonça, 2007; De Mendonça & De Guimarães e Souza, 2009; Siscú, 2002;³ Varlık & Dağlaroğlu, 2021).

Bu çalışmada söz konusu yöntemler içinde anket bazlı enflasyon beklentileri ile merkez bankasının enflasyon hedefi arasındaki kredibilite boşluğunun hesaplanmasına dayanan ölçüm yaklaşımına yer verilmektedir. Tablo 1'de anket bazlı yöntem kullanılarak oluşturulan farklı endekslerde kredibilite düzeyinin nasıl ölçüldüğü ve kredibilite düzeyinin nasıl değerlendirildiği karşılaştırmalı olarak gösterilmektedir.

Kredibilite formüllerin hesaplanmasında kullanılan değişkenlerin sembolleri şöyledir: $E(\pi)$, özel iktisadi karar birimlerinin gelecek 12 aylık dönem için medyan enflasyon beklentilerini; π^T , merkez bankasının enflasyon hedefini; π_{max}^T , merkez bankasının enflasyon hedefine ait belirsizlik aralığının üst sınırını; π_{min}^T , belirsizlik aralığının alt sınırını ve π^F , merkez bankasının her yıla ait ilk enflasyon raporunda kamuoyuna açıkladığı enflasyon tahminini göstermektedir.

¹ Bu yöntemde merkez bankası kredibilitesinin düzeyi özel iktisadi karar birimlerinin enflasyon hedefine verdikleri ağırlık tarafından belirlenmektedir. Özel iktisadi karar birimlerinin enflasyon hedefine verdikleri ağırlık ne kadar büyük olursa, geçmiş dönemlerdeki enflasyon oranlarının ağırlıklı ortalamasına verdikleri ağırlık o kadar küçük olacağı için, enflasyon beklentileri merkez bankasının enflasyon hedefine o kadar yakınsayacak ve kredibilite düzeyi yükselecektir.

² Kredibilite boşluğu, özel iktisadi karar birimlerinin enflasyon beklentileri ile merkez bankasının enflasyon hedefi arasındaki farkı göstermektedir (Chansriniyom vd., 2020: 4).

³ Normalize edilmediği için Siscú (2002) tarafından geliştirilen merkez bankası kredibilite endeksi inceleme dışında tutulmuştur.

Tablo 1’de yer alan tüm endeksler normalize edilmişlerdir. Bu nedenle 0 ile 1 arasında değişen değerler almaktadırlar [0,1].⁴ Buna göre endeksler tam kredibilite durumunda 1 değerini, tam olmayan kredibilite durumunda 0 değerini almakta ve eksik kredibilite durumunda 0 ile 1 arasında gerçekleşmektedir. Endeksler 1’e yaklaşırken (0’a yaklaşırken) merkez bankası kredibilitesi yükselmektedir (düşmektedir).

Tablo 1

Merkez Bankası Kredibilite Endeksleri

Endeks	Kredibilite Düzeyi	Koşul	Düzyey / Formül
Cecchetti & Krause (2002)	Tam Kredibilite	$E(\pi) \leq \pi^T$	1
	Eksik Kredibilite	$\pi^T < E(\pi) < \%20$	$1 - \frac{E(\pi) - \pi^T}{0.2 - \pi^T}$
	Tam Olmayan Kredibilite	$E(\pi) \geq \%20$	0
De Mendonça (2007)	Tam Kredibilite	$E(\pi) = \pi^T$	1
	Eksik Kredibilite	$\pi_{min}^T < E(\pi) < \pi_{max}^T$	$1 - \frac{E(\pi) - \pi^T}{\pi_{max}^T - \pi^T}$
	Tam Olmayan Kredibilite	$E(\pi) \geq \pi_{max}^T \vee E(\pi) \leq \pi_{min}^T$	0
De Mendonça & De Guimarães e Souza (2009)	Tam Kredibilite	$\pi_{min}^T \leq E(\pi) \leq \pi_{max}^T$	1
	Eksik Kredibilite	$\pi_{max}^T < E(\pi) < \%20$	$1 - \frac{E(\pi) - \pi_{max}^T}{0.2 - \pi_{max}^T}$
	Eksik Kredibilite	$\%0 < E(\pi) < \pi_{min}^T$	$1 - \frac{E(\pi) - \pi_{min}^T}{-\pi_{min}^T}$
	Tam Olmayan Kredibilite	$E(\pi) \geq \%20 \vee E(\pi) \leq \%0$	0
Varlık & Dağlaroğlu (2021)	Tam Kredibilite	$\pi^T = E(\pi) = \pi^F < \%10$	1
	Tam Kredibilite	$\pi^T < E(\pi) \leq \pi^F < \%10$	1
	Tam Kredibilite	$\pi^F < E(\pi) \leq \pi^T < \%10$	1
	Eksik Kredibilite	$\pi^T < E(\pi) < \%10$	$1 - \frac{E(\pi) - \pi^F}{0.1 - \pi^F}$
	Eksik Kredibilite	$\%0 < E(\pi)$	$1 - \frac{E(\pi) - \pi_{min}^T}{-\pi_{min}^T}$
	Tam Olmayan Kredibilite	$E(\pi) \geq \%10 \vee E(\pi) \leq \%0$	0

Kaynak. Varlık & Dağlaroğlu (2021: 264).

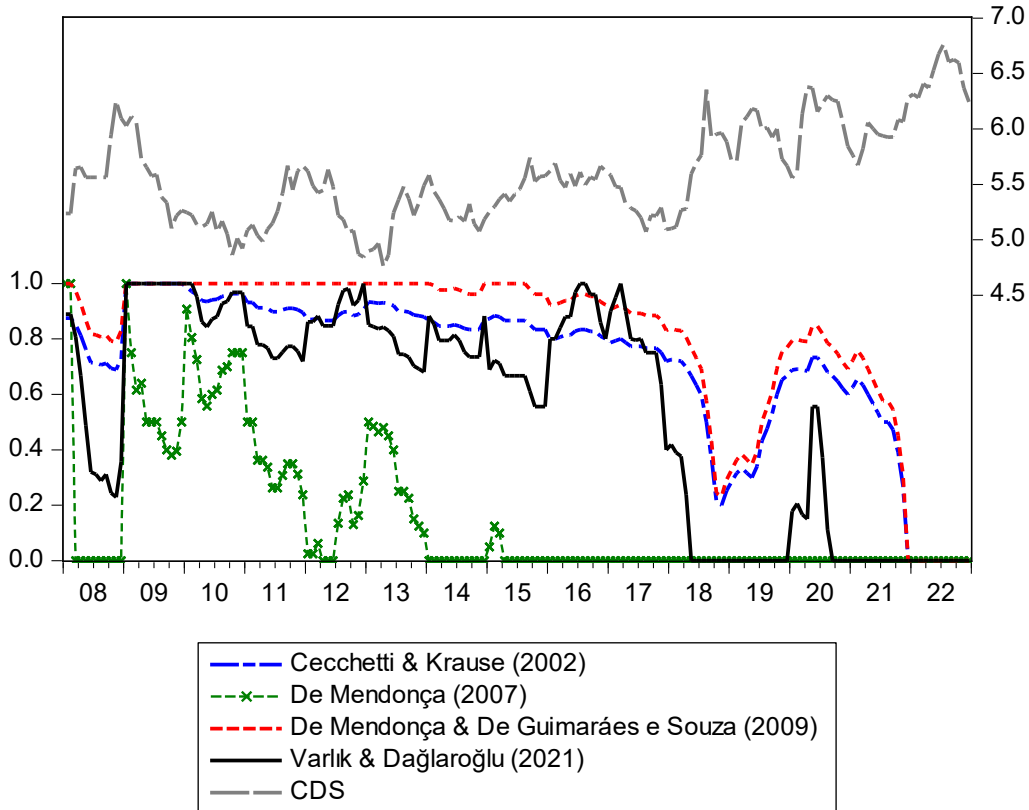
Tablo 1’de gösterilen kredibilite ölçütleri özel iktisadi karar birimlerinin gelecek 12 aylık dönem için medyan enflasyon beklentileri ile merkez bankasının enflasyon hedefi arasındaki farkın hesaplanmasına dayanmaktadır. Söz konusu ölçütler arasındaki temel farklılık, endeksler oluşturulurken enflasyona gösterilen toleransın düzeyine bağlı olarak kredibilite koşullarının katı ya da daha esnek yorumlanmasıdır. Buna göre tam kredibilite ve tam olmayan kredibilite durumunu

⁴ Normalizasyon işlemi bir serinin tek bir düzen içinde değerlendirilebilmesi için sayılarının 0 ile 1 arasında yeniden ölçeklendirilmesidir. Normalizasyon işlemleri; vektör normalizasyonu, doğrusal normalizasyon ve monoton olmayan normalizasyon olmak üzere üç farklı şekilde yapılmaktadır (Özdağoğlu, 2013:246). Merkez bankası kredibilitesi için yapılan endeksleme hesaplamalarında, min-maks yöntemine dayanan doğrusal normalizasyon işlemi uygulanmaktadır.

en esnek değerlendiren endeks De Mendonça & De Guimarães e Souza (2009) tarafından geliştirilen merkez bankası kredibilite endeksidir. Çünkü bu endekste tam kredibilite, beklenen enflasyon oranının enflasyon hedefine ait belirsizlik aralığının üst ve alt sınırları arasında kalmasıyla; tam olmayan kredibilite ise, beklenen enflasyon oranının %20 gibi yüksek bir enflasyon oranına büyük eşit olmasıyla veya deflasyon durumunun ortaya çıkmasıyla açıklanmaktadır. Tam kredibilite ve tam olmayan kredibilite durumlarını en katı değerlendiren endeks De Mendonça (2007) tarafından geliştirilen merkez bankası kredibilite endeksidir. Bu endekse göre tam kredibilite koşulu için beklenen enflasyon oranı hedeflenen enflasyon oranına eşit olmalıdır. Tam olmayan kredibilite ise beklenen enflasyon oranının enflasyon hedefine ait belirsizlik aralığının üst sınırına büyük eşit olması veya belirsizlik aralığının alt sınırına küçük eşit olması durumlarında gerçekleşmektedir. Eksik kredibilite durumunu en esnek değerlendiren endeksler sırasıyla Cecchetti & Krause (2002) ve De Mendonça & De Guimarães e Souza (2009) merkez bankası kredibilite endeksleridir. Çünkü her iki endekste de eksik kredibilite koşulu için, beklenen enflasyon oranının daha geniş bir aralıkta yer almasına tolerans gösterilmektedir. Varlık & Dağlaroğlu (2021) tarafından geliştirilen merkez bankası kredibilite endeksinde ise, merkez bankasının enflasyon hedefinin yanı sıra enflasyon tahminlerine de yer verilmektedir. Enflasyon oranı için belirlenen eşik değer %10 olması nedeniyle tam kredibilite koşuluna sınırlı bir esneklik gösterilmekte; eksik kredibilite ve tam olmayan kredibilite koşulları ise Cecchetti & Krause (2002) ve De Mendonça & De Guimarães e Souza (2009) merkez bankası kredibilite endekslerinden daha katı bir biçimde değerlendirilmektedir. Bununla birlikte Varlık & Dağlaroğlu (2021) merkez bankası kredibilite endeksinin, formülasyonundan dolayı diğer endekslerden daha dinamik bir biçimde hareket ettiği görülmektedir.

Şekil 1'de Türkiye'nin CDS primi ile çalışmada incelenen kredibilite endeksleri gösterilmektedir. Türkiye'nin CDS primi 2018 yılına kadar görece yatay bir aralıkta hareket etmiştir. Türkiye'nin aylık ortalama CDS primi Ocak 2008 – Aralık 2017 döneminde en yüksek 520 bp (Kasım 2008), en düşük 117 bp (Nisan 2013) ve dönem ortalaması olarak 223 bp gerçekleşmiştir. Bu dönemde beklenen enflasyon oranının %10'un altında gerçekleşmesine bağlı olarak kredibilite endekslerinin 1 ile 0.6 puan arasında yatay bir aralıkta seyrettiği, ılımlı bir düşüş eğilimine girdiği, ancak şiddetli bir kredibilite kaybının olmadığı görülmektedir.

2018 yılından itibaren bir yandan Türkiye'nin CDS primi belirgin bir yükseliş eğilimine girerken, diğer yandan merkez bankası kredibilitesinin hızla düştüğü dikkat çekmektedir. Ocak 2018 – Aralık 2022 döneminde aylık ortalama CDS primi en yüksek 865 bp (Temmuz 2022), en düşük 164 bp (Ocak 2018) olarak gerçekleşmiş ve ortalama CDS primi 441 bp düzeyine yükselmiştir. Merkez bankası kredibilitesindeki düşüş 2018 yılının ikinci yarısından itibaren hızlanmaya başlamıştır. Cecchetti & Krause (2002) ve De Mendonça ve De Guimarães e Souza (2009) merkez bankası kredibilite endekslerine göre kredibilite kaybı 2018 yılının ikinci yarısından 2019 yılının son çeyreğine kadar devam etmiş ve ardından bu endeksler yeniden yükseliş eğilimine girmiştir. Varlık & Dağlaroğlu (2021) merkez bankası kredibilite endeksi için yapılan hesaplama göre kredibilite kaybı 2017 yılının son çeyreğinden itibaren hızlanmış ve Mayıs 2018-Ocak 2020 döneminde tam kredibilite kaybı yaşanmıştır. Ocak-Ağustos 2020 tarihleri arasında kısa bir süre için eksik kredibilite süreci gözlemlenmiştir. Eylül 2020'den günümüze tam kredibilite kayplarının devam ettiği görülmektedir.



Şekil 1. Türkiye'nin CDS Primi ve TCMB Kredibilite Endeksleri. (Türkiye'nin beş yıllık CDS primi logaritması alınarak sağ dikey ekseninde gösterilmektedir. Kredibilite endeksleri sol dikey ekseninde gösterilmektedir. CDS değişkeni Thomson Reuters Data Stream veri tabanından elde

edilmektedir. Kredibilite endeksleri TCMB'nin Elektronik Veri Dağıtım Sistemindeki Piyasa Katılımcıları Anketi Tanımsal İstatistiklerinden yararlanılarak yazarlar tarafından hesaplanmaktadır.)

3. Veri Seti

Tahmin edilen ARDL Modelinin bağımlı değişkeni, Türkiye'nin ülke risk primidir. Türkiye'nin ülke risk primi için beş yıllık CDS primi logaritması alınarak kullanılmaktadır. Bağımsız değişkenler; merkez bankası kredibilite endeksi, döviz kuru ve enflasyon oranıdır.

Çalışmada alternatif koşullar için kredibilite gelişmelerini açıklaması ve enflasyon oranı için kullanılan eşik değerini geliştirmekte olan ülke merkez bankalarının kredibilitesinin değerlendirilmesine daha uygun olması nedeniyle, Varlık & Dağlaroğlu (2021) tarafından geliştirilen merkez bankası kredibilite endeksinin kullanılmasına karar verilmiştir. Şöyle ki; Türkiye ekonomisinde yıllık TÜFE enflasyon oranının ve 12 ay sonrasının yıllık TÜFE enflasyon beklentilerinin medyan değerinin merkez bankasının enflasyon hedefine ait belirsizlik aralığı içinde kalma başarısı, enflasyon tahminine ait belirsizlik aralığı içinde kalma başarısından daha azdır.⁵ Dolayısıyla enflasyon hedeflerinin enflasyon beklentilerini çıpalamak konusunda inandırıcılığı kaybaldığı için, merkez bankasının enflasyon hedefinin yanı sıra, ilgili yılın ilk enflasyon raporunda kamuoyuna duyurulan yılsonu enflasyon tahmini, bir ara hedef olarak hesaplamaya dahil edilmektedir.⁶ Öte yandan çift haneli enflasyon oranları geçmişte yüksek enflasyon deneyimi yaşayan ve enflasyon hedeflemesi stratejisine geçildikten sonra enflasyon oranlarını tek haneli düzeylere düşüren Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler için enflasyon dinamikleri açısından olumsuz bir psikolojik düzey olarak algılanmaktadır.⁷ Bu durum dikkate alınarak enflasyon oranı için kullanılan eşik değer %10 olarak belirlenmişlerdir. Dolayısıyla kredibilite ölçütü oluşturulurken %10 oranı adeta bir üst sınır olarak kullanılmaktadır. Merkez bankasının enflasyon tahmini %10'a yaklaşırken, enflasyon tahminine ait belirsizlik aralığının üst

⁵ Enflasyon oranının enflasyon hedefine ait belirsizlik aralığı içinde kalma başarısı %12.7'dir. Buna karşın enflasyon oranının enflasyon tahminine ait belirsizlik aralığı içinde kalma başarısı ise %22.2 olarak gerçekleşmektedir. Beklenen enflasyon oranının enflasyon hedefine ait belirsizlik aralığı içinde kalma başarısı %44.4'tür. Buna karşın beklenen enflasyon oranının enflasyon tahminine ait belirsizlik aralığı içinde kalma başarısı %72.7'ye yükselmektedir (Varlık & Dağlaroğlu, 2021: 262).

⁶ TCMB gerçekleşen enflasyonun yüksek ve oynak bir seyir izlemesi nedeniyle, beklentilerin çıpalanması konusunda başarısız olduğunu ve enflasyonun atalet kazandığını belirtmekte ve bu nedenle enflasyon tahminlerinin enflasyon beklentilerine bir referans oluşturacağını vurgulamaktadır (TCMB, 2020a: 5; 2020b: 3).

⁷ International Monetary Fund [IMF] (2018: 118-119), gelişmekte olan ülkeler için çift haneli enflasyon oranlarını fiyat gelişmeleri açısından tehlikeli bir eşik düzey olarak kabul etmektedir.

sınırının %10'u aşma olasılığı artmaktadır. Bu sayede kredibilite ölçütü oluşturulurken enflasyona daha az tolerans gösterileceği için, kredibilite gelişmeleri daha doğru bir biçimde yorumlanabilecektir (Varlık & Dağlaroğlu, 2021). Çalışmada merkez bankası kredibilite endeksi kısaca CI kısaltması ile gösterilmekte ve düzey olarak kullanılmaktadır.

Döviz kuru değişkeni için USD/TRY satış kurunun değişim oranı kullanılmaktadır. Bunun için USD/TRY satış kurunun logaritmasının birinci farkı alınmaktadır. Döviz kurunun değişim oranı FX simgesi ile gösterilmektedir. Yıllık enflasyon oranı değişkeni için, tüketici fiyat endeksinin logaritmasının 12 aylık farkı kullanılmaktadır. Söz konusu değişken INF simgesi ile gösterilmektedir. Küresel risk iştahı, CDS primini etkileyen değişkenlerden biri olarak kabul edilmektedir (Fontana & Scheicher, 2016; Huh & Kim 2021).⁸ VIX endeksi küresel risk iştahını (Bekaert & Hoerova, 2014; Jaramillo & Weber, 2013; Mallick vd., 2017; Rey, 2015), küresel risk primini (Brana ve Prat, 2016; IMF 2013; Matsumoto, 2011), küresel piyasa belirsizliklerini (González-Hermosillo & Hesse, 2009) ve küresel finansal stresi (Adler & Tovar, 2012; Carrière-Swallow & Céspedes, 2013) açıklamak için kullanılan bir değişkendir. Bununla birlikte VIX endeksi küresel finansal çevrimleri açıklamakta kullanılmaktadır (Rey, 2015; Akdi vd., 2020). Bu nedenle çalışmada VIX endeksinin, sabitlenmiş regresörde (fixed regressor) logaritmik olarak kullanılmasına karar verilmiştir.

Çalışma Ocak 2008 – Aralık 2022 dönemini kapsamaktadır. Dönem aralığı seçilirken veri setinin uygunluğu dikkate alınmaktadır. Çalışmada aylık veriler kullanılmaktadır. Türkiye'nin beş yıllık CDS primine Thomson Reuters Data Stream veri tabanından, USD/TRY döviz kuruna ve TÜFE endeksine TCMB'nin Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) ve VIX endeksine Federal Reserve Economic Data (FRED) veri tabanından ulaşılmaktadır. Bununla birlikte CI oluşturulurken EVDS'deki Piyasa Katılımcıları Anketi Tanımsal İstatistiklerinden yararlanılmıştır.

Çalışmada ARDL yönteminin kullanılmasına karar verilirken, öncelikle değişkenlerin durağanlığı sınanmaktadır. ARDL yönteminin uygulanabilmesi değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ olmalarını gerektirmektedir. Değişkenlerin $I(2)$ veya daha yüksek dereceden bütünleşik olmaları

⁸ Chicago Board Options Exchange (CBOE) tarafından hesaplanan ve 1993 yılından itibaren yayınlanan VIX endeksi, gelecek 30 gün boyunca S&P 500 endeksi için beklenen oynaklığı açıklamaktadır. VIX'teki artışlar (düşüşler) küresel risk iştahının düştüğünü -risk off mode- (arttığını-risk on mode-), yani yatırımcıların risk algılarının arttığını (azaldığını) göstermektedir. Bu nedenle VIX endeksinin arttığı (düştüğü) dönemler küresel finansal piyasalarda yaşanan belirsizliklerin ve piyasa risklerinin arttığı (düştüğü) dönemler olarak değerlendirilmektedir (Carr & Wu, 2009; Whaley, 2008).

durumunda ARDL yöntemi kullanılmamaktadır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağan olup olmadıklarına karar vermek için, Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Philip-Perron (PP) birim kök testleri yapılmıştır. ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçları Tablo 2'de sunulmaktadır.

Tablo 2

Birim Kök Testleri

Değişken		ADF		PP	
		Sabit	Trend ve Sabit	Sabit	Trend ve Sabit
CDS	Düzey	-2.063 (0.260)	-2.814 (0.194)	-2.139 (0.229)	-2.815 (0.194)
	Birinci Fark	-12.721*** (0.000)	-12.689*** (0.000)	-12.705*** (0.000)	-12.672*** (0.000)
CI	Düzey	-1.276 (0.661)	-2.282 (0.441)	-1.477 (0.543)	-2.550 (0.304)
	Birinci Fark	-10.901*** (0.000)	-10.875*** (0.000)	-10.807*** (0.000)	-10.778*** (0.000)
FX	Düzey	-9.483*** (0.000)	-9.868*** (0.000)	-8.716*** (0.000)	-8.691*** (0.000)
	Birinci Fark	----	----	----	----
INF	Düzey	1.347 (0.998)	0.489 (0.999)	4.876 (1.000)	3.500 (1.000)
	Birinci Fark	-3.173** (0.000)	-3.571** (0.035)	-6.081*** (0.000)	-6.518*** (0.000)
VIX	Düzey	-3.699*** (0.004)	-3.712** (0.024)	-3.632*** (0.006)	-3.659** (0.028)
	Birinci Fark	----	----	----	----

Not. *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Parantez içindeki değerler olasılıkları göstermektedir. Birim kök testlerinde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmaktadır. ADF Testinde maksimum gecikme uzunluğu otomatik olarak belirlenmektedir. PP Testinde Barlett Kernel Metodu kullanılmaktadır. Bandwith Genişliği Newey-West yöntemi ile belirlenmektedir.

Tablo 2'den elde edilen bulgular FX ve VIX değişkenleri için, birim kök olduğuna dair boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir. Bu nedenle söz konusu değişkenlerinin düzeyde durağan olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır [I(0)]. CDS, INF ve CI değişkenleri için yapılan birim kök testlerinde, birim kök olduğuna dair boş hipotez reddedilemediği için, bu değişkenlerin düzeyde durağan olmadıkları bulgusu elde edilmektedir [I(1)]. Ancak söz konusu değişkenlerin birinci farkları alındığında durağan oldukları görülmektedir. Dolayısıyla çalışmada kullanılan değişkenlerin aynı dereceden durağan olmamaları ve I(2) özelliği göstermemeleri, ARDL yaklaşımının kullanılmasına olanak sağlamaktadır.

4. Model ve Ampirik Bulgular

Eş bütünleşme testleri değişkenlerin birbiriyle olan uzun dönemli ilişkilerini analiz etmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri incelemek için artıklara dayanan Engle-Granger (1987), en çok benzerlik yöntemine dayanan Johansen (1988; 1991) ve Johansen-Juselius (1990) eş bütünleşme testleri kullanılmaktadır. Bu testlerinin uygulanabilmesi için değişkenlerin durağanlık derecelerinin aynı olması gerekmektedir (Pesaran vd., 2001).

Pesaran & Pesaran (1997), Pesaran & Smith (1998), Pesaran & Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif Modelde (Autoregressive Distributed Lag Model; ARDL) serilerin aynı derecede durağan olmaları gerekmeden, eş bütünleşme ilişkisinin varlığı incelenebilmektedir. ARDL modelinde değişkenler farklı derecede bütünleşik olmalarına rağmen, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki tahmin edilebilmektedir [I(2) olmadığı sürece]. Bununla birlikte ARDL modeli, gözlem sayısının ve aralığının sınırlı olduğu durumlarda daha etkin sonuçlar üretmektedir (Pesaran & Pesaran, 1997).

Çalışmada oluşturulan ARDL modelinin sınır testi (1) numaralı eşitlikte gösterilmektedir. Burada Δ sembolü değişkenlerin birinci farklarını ifade etmektedir. ε_t , hata terimleri vektörünü göstermektedir. $\alpha_1 \dots \dots \alpha_4$ modelin kısa dönem dinamiklerini, $\beta_1 \dots \dots \beta_4$ ise modelin uzun dönem katsayılarını yansıtmaktadır.

$$\begin{aligned} \Delta CDS_t = & \alpha_0 + \delta_0 VIX_t + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} (CDS)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} (CI)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} (FX)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} (INF)_{t-i} + \beta_1 CDS_{t-i} + \beta_2 CI_{t-i} + \beta_3 FX_{t-i} + \beta_4 INF_{t-i} \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

Modelde değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin varlığını saptayabilmek için F-istatistiği kullanılmaktadır. Bu amaçla F-istatistiği hesaplanarak Pesaran vd. (2001)'nin çalışmasındaki alt ve üst sınır kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır. F-istatistiği üst sınır değerden büyük ise boş hipotez reddedilmektedir; değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğu reddedilememektedir. F-istatistiği alt sınır değerden küçük ise boş hipotez reddedilememektedir; değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğu reddedilmektedir. F-

istatistiği alt ve üst sınır değerler arasında olduğunda, değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisi hakkında kesin bir yorum yapılamamaktadır.

Çalışmada değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin varlığını test etmek için (1) numaralı eşitlik en küçük kareler yöntemi ile tahmin edildikten sonra, gecikmeli değişkenlerin katsayılarının sifıra eşit olduğu ($H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$) boş (null) hipotezi, alternatif hipotez ($H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3$) ile test edilmektedir. Tablo 3'te sınır testi bulguları sunulmaktadır.

Tablo 3

Sınır Testi

F-istatistiği	k	Anlamlılık Düzeyi (%)	I(0)	I(1)
28.42	3	1	4.29	5.61
		5	3.23	4.35
		10	2.77	3.72

Not. k, modelin bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

F-istatistiği için belirlenen gecikme uzunluğu, AIC bilgi kriterine göre otomatik olarak seçilmiştir. Uygun gecikme uzunlukları CDS için 1, CI için 0, FX için 0 ve son olarak INF için 2'dir [ARDL(1, 0, 0, 2)]. Sınır testinden elde edilen bulgulara göre; F-istatistiği %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için hesaplanan üst sınır kritik değerlerden daha büyüktür. Bu nedenle değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olmadığını ileri süren boş hipotez reddedilerek, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna varılmaktadır.

Eş bütünleşme ilişkisinin varlığı bulunduğundan sonra uzun dönem ilişkisi incelenmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemek için oluşturulan ARDL modeli (2) numaralı eşitlikte gösterilmektedir.

$$\Delta CDS_t = \alpha_0 + \delta_0 VIX_t + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} (CDS)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} \alpha_{2i} (CI)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \alpha_{3i} (FX)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \alpha_{4i} (INF)_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Modelin uzun dönem bulguları için ARDL(1, 0, 0, 2) modeli tahmin edilmektedir. Uzun dönem tahmin sonuçları Tablo 4'te sunulmaktadır. Buna göre CI değişkenine ait uzun dönem

katsayı tahmininin negatif ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. CI'deki %1'lik artış, CDS'i -%0.60 oranında düşürmektedir. Bu bulgu merkez bankası kredibilitesindeki artışların uzun dönemde ülke risk primini düşürdüğünü ortaya koymaktadır. FX değişkenine ait uzun dönem katsayı tahmini pozitif ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bulunmaktadır. FX'te meydana gelen %1'lik artış CDS'i %0.75 oranında artırmaktadır. Benzer şekilde INF değişkenine ait uzun dönem katsayı tahmininin pozitif ve istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. INF'de meydana gelen %1'lik artış CDS'i yaklaşık olarak %0.92 oranında artırmaktadır. Bu bulgu döviz kurunun değişim oranında ve enflasyon oranında meydana gelen artışların uzun dönemde ülke risk primini önemli ölçüde artırdığını göstermektedir.

Tablo 4

Uzun Dönem Sonuçları

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
CI	-0.604	0.127	-4.758	0.000***
FX	0.757	0.155	4.883	0.000***
INF	0.918	0.396	2.315	0.021**

Not. *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

ARDL Modelinin son aşamasında değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi incelenmektedir. Bunun için hata düzeltme modeline başvurulmaktadır. Çalışmada tahmin edilen hata düzeltme modeli (3) numaralı eşitlikte yer almaktadır.

$$\Delta CDS_t = \alpha_0 + \delta_0 VIX_t + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} (CDS)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} \alpha_{2i} (CI)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \alpha_{3i} (FX)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \alpha_{4i} (INF)_{t-i} + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3) numaralı eşitlikte yer alan ECT_{t-1} , hata düzeltme terimini göstermektedir. λ katsayısı kısa dönemde ortaya çıkan bir dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir. Modelin kararlılığının sağlanabilmesi, $\lambda < 0$ ve istatistiksel olarak anlamlı olmasına bağlıdır.

Hata düzeltme modeline ait bulgular Tablo 5'te sunulmaktadır. Buna göre çalışmada tahmin edilen hata düzeltme teriminin istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olduğu görülmektedir.

λ katsayısı -0.21'dir. Bu bulgu incelenen dönemde CDS değişkeninde kısa dönemde meydana gelen herhangi bir sapmanın, uzun dönem denge değerine %21 uyarlanma hızıyla yaklaşacağını ifade etmektedir.

Tablo 5

Hata Düzeltme Modeli

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
Sabit Terim	0.875	0.119	7.350	0.000***
$\Delta(INF)$	1.868	1.126	1.658	0.099*
$\Delta(INF(-1))$	1.313	0.510	2.571	0.011**
VIX	0.109	0.027	3.984	0.000***
$ECT(-1)^*$	-0.210	0.019	-1.076	0.000***
$ECT_{t-1} = CDS - (-0.604 * CI + 0.757 * FX + 0.918 * INF)$				

Not. *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tahmin edilen ARDL modelinin uygunluğunu sınamak için başvurulmuş diagnostik testler Tablo 6'da sunulmaktadır. Modelde değişen varyans sorunu Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Testi kullanılarak incelenmektedir. İlgili test istatistiğine ait olasılık değerlerinin %5 anlamlılık düzeyinden büyük olması nedeni ile kalıntıların homoskedastik olduğunu ifade eden boş hipotez reddedilememekte ve sonuç olarak tahmin edilen ARDL modelinde değişen varyans sorunu olduğu bulgusuna ulaşılmamaktadır. Modelde otokorelasyon sorunu Breusch-Godfrey Sıra Korelasyon LM Testi kullanılarak incelenmektedir. İlgili test istatistiğine ait olasılık değerinin %5 anlamlılık düzeyinden büyük olması nedeni ile kalıntıların otokorelasyona sahip olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilememekte ve sonuç olarak tahmin edilen ARDL modelinde değişen varyans sorunu olduğu bulgusuna ulaşılmamaktadır. Modelin normallik dağılımı Jarque-Bera Testi yapılarak incelenmektedir. Jarque-Bera Testine göre boş hipotez olan hata terimlerinin normal dağıldığı hipotezi reddedilememekte ve böylece hata terimlerinin normallik dağılımına uyduğu bulgusuna ulaşılmaktadır. Ayrıca modelde herhangi bir tanımlama hatası olup olmadığı Ramsey Reset Testi kullanılarak incelenmektedir. İlgili test istatistiğine ait olasılık değerinin %5 anlamlılık düzeyinden büyük olması nedeni ile modelde tanımlama hatası olmadığı bulgusuna ulaşılmaktadır. Bununla birlikte tahmin edilen model yaklaşık olarak %93 oranında kabul edilebilir bir açıklama gücüne sahiptir. Modelin parametrelerinin tümünün birlikte anlamlılığını kontrol eden F-istatistiğinin %1 düzeyinde

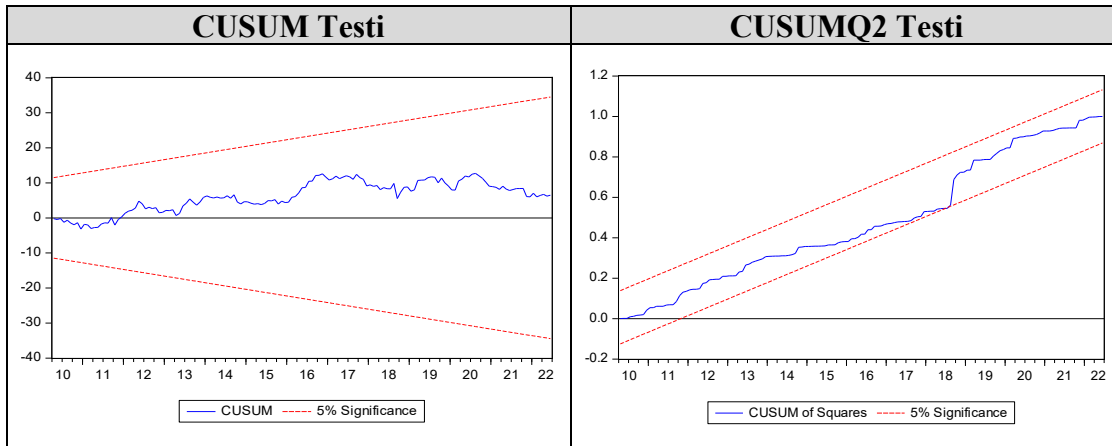
istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Sonuç olarak diagnostik test istatistikleri çalışmada tahmin edilen modelin uygunluğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 6

Diagnostik Test İstatistikleri

Diagnostik Testler	Test İstatistiği	Olasılık
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Test	1.199	0.306
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	1.562	0.213
Ramsey RESET Test	1.745	0.082
Jarque-Bera Normality Test	0.696	0.706
F-istatistiği	229.48	0.000
R ²	0.932	
Düzeltilmiş R ²	0.929	
AIC	-1.525	
DW-istatistiği	2.245	

ARDL modellerinde tahmin edilen katsayıların kararlılığı CUSUM (kümülatif toplam) ve CUSUMSQ2 (kümülatif karelerin toplamı) testleri ile değerlendirilmektedir. Katsayılara ilişkin CUSUM ve CUSUMQ2 testlerinin sonuçları Şekil 2’de gösterilmektedir. Modelin artıklarının sınır bandı içinde kalması nedeniyle tahmin edilen katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kararlıdır.



Şekil 2. Katsayıların Kararlılığı

5. Sonuç

Merkez bankası kredibilitesi merkez bankasının beklenti yönetiminin başarısını gösterdiği için, makroekonomik dengeleri etkileyerek ülke risk primi üzerinde belirleyici olmaktadır. Bu çalışmada TCMB'nin kredibilitesinin Türkiye'nin CDS primi üzerindeki etkisi ARDL modeli kullanılarak aylık verilerle Ocak 2008 – Aralık 2022 dönemi için incelenmektedir.

Çalışmada merkez bankası kredibilitesi ölçütü için, Varlık & Dağlaroğlu (2021) tarafından Türkiye ekonomisinin enflasyon dinamikleri dikkate alınarak geliştirilen merkez bankası kredibilite endeksi kullanılmaktadır. Söz konusu endeks hesaplanırken ilgili yılın ilk enflasyon raporunda açıklanan yılsonu enflasyon tahmini hesaplamaya dahil edilmekte ve endeks oluşturulurken enflasyon oranı için belirlenen eşik değer enflasyona daha az tolerans gösterilecek şekilde belirlenmektedir.

Elde edilen bulgular Türkiye'nin CDS primi ile TCMB'nin kredibilitesi arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. Merkez bankası kredibilitesinde meydana gelen %1'lik artışın CDS primini -%0.60 oranında azalttığı; döviz kurunun değişim oranında ve enflasyon oranında meydana gelen %1'lik artışların CDS primini sırasıyla %0.75 ve %0.92 oranlarında artırdığı bulgusuna ulaşılmaktadır. Ayrıca hata düzeltme teriminin -0.21 olması, CDS priminde kısa dönemde meydana gelen bir sapmanın uzun dönem denge değerine %21 uyarlanma hızıyla yaklaştığını göstermektedir. Çalışmanın bulguları Ciro & Mendonça (2015)'nin Kolombiya ekonomisi için elde ettiği bulgularla örtüşmektedir.

Merkez bankasının enflasyon beklentilerini yönetebilme başarısının ülke risk primini düşürmesi, para politikasının kurumsal çerçevesinin geliştirilmesinin ülke risk primini düşürmek için gerekli olduğunu ortaya koymaktadır. Buradan hareketle bağımsızlık, şeffaflık ve hesapverebilirlik ilkelerini geliştirerek para politikasının kurumsal çerçevesinin merkez bankası kredibilitesini artıracak şekilde tasarlanması, ülke risk primini düşürmek için bir politika önerisi olarak öne sürülmektedir. Daha somut öneriler çerçevesinde; enflasyon beklentilerini çıpalama gücü olan daha gerçekçi enflasyon hedeflerinin belirlenmesi, merkez bankası kanununun merkez bankası başkanlarının ve para politikası kurulu üyelerinin görev süreleri devam ederken görevden alınmalarını zorlaştıracak şekilde tasarlanması ve sözlü yönlendirme (forward guidance) politikalarının merkez bankasının kredibilitesini dikkate alacak şekilde yapılması sıralanabilir.

Kaynakça

- Abid, F., & Naifar, N. (2006). The determinants of credit default swap rates: an explanatory study. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 9(1), 23-42.
- Abioğlu, V., Özgür, M. I., & Soyu, E. (2021). İktisadi, finansal ve politik risklerin Türkiye CDS primine etkileri. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 67, 238-251.
- Adler, G., & Tovar, C. E. (2012). Riding global financial waves: the economic impact of global financial shocks on emerging market economies, *IMF Working Paper*, 188, Washington, DC.
- Afonso, A., Furceri, D., & Gomes, P. (2011). Sovereign credit ratings and financial markets linkages: application to European data. *Journal of International Money and Finance*, 31(3), 606-638.
- Agénor, P. R., & Taylor, M. P. (1992). Testing for credibility effects. *IMF Staff Papers*, 39(3), 545-571.
- Aizenman J., Jinjaraq, Y., & Park, D. (2016). Fundamentals and sovereign risk of emerging markets. *Pacific Economic Review*, 21(2), 151-177.
- Akçelik F., & Fendoğlu, S. (2019). Country risk premium and domestic macroeconomic fundamentals when global risk appetite slides. *CBRT Research Notes in Economics*, 19(4), 1-11.
- Akdoğan, K., & Chadwick, M. G. (2013). Nonlinearities in CDS-bond basis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(3), 6-19.
- Akkuş, H. T., Sakarya, Ş., & Tüzün, O. (2018). Tahvil faizleri ile CDS primleri arasındaki oynaklık yayılım etkilerinin belirlenmesi. *Bankacılar Dergisi*, 26(104), 41-54.
- Akkuş, Ö. (2021). CDS risk primleri ile dış borçlanma ilişkisi: simetrik ve asimetrik nedensellik analizi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 31, 215-228.
- Alexander, C., & Kaeck, A. (2008). Regime dependent determinants of credit default swap spreads. *Journal of Banking & Finance*, 32(6), 1008-1021.
- Alptürk Y., Sezal, L., & Gürsoy, S. (2021). Türkiye’de jeopolitik risk ile CDS primleri arasındaki ilişki: asimetrik nedensellik analizi. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 25(1), 107-126.
- Altuntaş, D., & Ersoy, E. (2020). CDS primi ile BIST 30 endeksi ve BIST bankacılık endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi. *Ekonomi ve Finansal Araştırmalar Dergisi*, 2(2), 144-155.
- Arouri, M. E. H., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2011). Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: implications for portfolio management. *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1387-1405.

- Başarır Ç., & Keten, M. (2016). Gelişmekte olan ülkelerin CDS primleri ile hisse senetleri ve döviz kurları arasındaki kointegrasyon ilişkisi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(15), 369-380.
- Bekaert, G., & Hoerova, M. (2014). The VIX, the variance premium and stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 183(2), 181-192.
- Bektur Ç., & Malcıoğlu, G. (2017). Kredi temerrüt takasları ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişki: asimetrik nedensellik analizi. *AİBÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(3), 73-83.
- Belke, A. H., & Gokuş, 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.
- Blau, B. M., & Roseman, S. B. (2014). The reaction of European credit default swap spreads to the U.S. credit rating downgrade. *International Review of Economics and Finance*, 34, 131-141.
- Blinder, A. S. (1999). *Central Banking in Theory and Practice*. The MIT Press, Cambridge, Mass.
- Blommestein, H., Eijffinger, S. & Zongxin, Q. (2016). Regime-dependent determinants of Euro area sovereign CDS spreads. *Journal of Financial Stability*, 22, 10-21.
- Bomfim, A., & Rudebusch, G. (2000). Opportunistic and deliberate disinflation under imperfect credibility. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(4), 707-721.
- Bordo, M. D., & Siklos, P. L. (2015). Central bank credibility: an historical and quantitative exploration. *NBER Working Paper*, No. 20824.
- Brana, S., & Prat, S. (2016). The effects of global excess liquidity on emerging stock market returns: evidence from a panel threshold model. *Economic Modelling*, 52, 26-34.
- Brunner, K. (1983). Has monetarism failed? *Cato Journal*, 3, 23-62.
- Carr, P., & Wu, L. (2009). Variance risk premiums. *Review of Financial Studies*, 22(3), 1311-1341.
- Carrière-Swallow, Y., & Céspedes, L. F. (2013). The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics*, 90(2), 316-325.
- Cecchetti, S. G., & Krause, S. (2002). Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84, 99-117.
- Chan, K. C., Fung, H., & 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.
- Chansriniyom, T., Epstein, N. P., & Nalban, V. (2020). The monetary policy credibility channel and the amplification effects in a semi-structural model. *IMF Working Paper*, 20(201).

- Chiaromonte, L., & Casu, B. (2013). The determinants of bank CDS spreads: evidence from the financial crisis. *The European Journal of Finance*, 19(9), 861-887.
- Ciro, J. C. G., & De Mendonça, H. F. (2016). Inflation targeting credibility and sovereign risk: evidence from Colombia. *Applied Economics Letters*, 23(14), 984-990.
- Coronado, M., Corzo, T., & Lazcano, L. (2011). A case for Europe: the relationship between sovereign CDS and stock indexes. *Frontiers in Finance and Economics*, 9(2), 32-63.
- Cukierman, A. (1986). Central bank behavior and credibility: some recent theoretical developments. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 68(5), 5-17.
- Danacı, M. C., Şit, M., & Şit, A. (2017). Kredi temerrüt swaplarının (CDS'lerin) büyüme oranıyla ilişkilendirilmesi: Türkiye örneği. *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(2), 67-78.
- De Mendonça, H. F. (2007). Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience", *Applied Economics*, 39(20), 2599-2615.
- De Mendonça, H. F., & De Guimarães e Souza, G. J. (2009). Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. *Economic Modelling*, 26(6), 1228-1238.
- De Mendonça, H. F. & Tiberto, B. P. (2017). Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: an assessment for developing countries. *International Review of Economics & Finance*, 50, 196-244.
- Değirmenci, N., & Pabuçcu, H. (2016). Borsa İstanbul ve risk primi arasındaki etkileşim: VAR ve Narx model. *The Journal of Academic Social Science*, 4(35), 248-261.
- Demetris, M., Marcellino, M., & Veigi, N. (2009). Anchors for inflation expectations. *De Nederlandsche Bank Working Paper*, No.229.
- Demetris, M., Marcellino, M., & Veigi, N. (2012). A credibility proxy: tracking U.S. monetary developments", *The BE Journal of Macroeconomics*, 12(1), 1-36.
- Doshi, H., Jacobs, K., & 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.
- Drazen, A., & Masson, P. R. (1994). Credibility of policies versus credibility of policy makers. *Quarterly Journal of Economics*, 109, 735-754.
- Ekinci, İ., & Ekinci, A. (2020). Ülke risk primi ile değişkenliği arasındaki ilişkinin incelenmesi: Türkiye örneği. *Maliye Dergisi*, Ocak-Haziran, 182, 51-63.
- Ergenç, S., & Genç, E. G. (2020). Türkiye'de kredi temerrüt takası primlerindeki değişimin incelenmesi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(37), 449-461. ,
- Evcı, S. (2020). Kredi temerrüt swapları ile Borsa İstanbul arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin analizi. *Gaziantep Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(1), 100-117.

- Fender, I., Hayo, B., & Neuenkirch, M. (2012). Daily pricing of emerging market sovereign CDS before and during the global financial crisis, *Journal of Banking & Finance*, 36, 2786-2794.
- Finnerty, J. D., Miller, C., & Chen, R. R. (2013). "The Impact of Credit Rating Announcements on Credit Default Swap Spreads. *Journal of Banking & Finance*, 37, 2011-2030.
- Fonseca, J. D., & Gottschalk, K. (2020). The co-movement of credit default swap spreads, stock market returns and volatilities: evidence from Asia-Pacific markets. *International Review of Finance*, 20(3), 551-579.
- Fontana, A., & Scheicher, M. (2016). An analysis of Euro area sovereign CDS and their relation with government bonds. *Journal of Banking & Finance*, 62, 126-140.
- Fung, H., & Sierra, G. E., & Yau, J. G. (2008). Are the U.S. stock market and credit default swap market related? evidence from the CDX indices. *Journal of Alternative Investments*, 11(1), 43-61.
- González-Hermosillo, B., & Hesse, H. (2009). Global market conditions and systemic risk. *IMF Working Paper*, No. 09/230.
- Gül, Y. (2020). Kredi temerrüt takasları ve makroekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(4), 659-669.
- Gün, M., Kutlu, M., & Karamustafa, O. (2016). Gezi Parkı olaylarının Türkiye kredi temerrüt swapları (CDS) üzerine etkisi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 8(1), 556-575.
- Hammoudeh, S., Liu, T., Chang, C. L., & Mcaller, M. (2013). Risk spillovers in oil-related CDS, stock and credit markets. *Energy Economics*, 36, 526-535.
- Hancı, G. (2014). Kredi temerrüt takasları ve BIST-100 arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Maliye ve Finans Yazıları*, 102, 9-22.
- Hibbert, A. M., & Pavlova, I. (2017). The drivers of sovereign CDS spread changes: local versus global factors. *Financial Review*, 52(3), 435-457.
- Ho, S. H. (2016). Long and short-runs determinants of the sovereign CDS spread in emerging countries. *Research in International Business and Finance*, 36, 579-590.
- International Monetary Fund. (2013). *World Economic and Financial Surveys: Global Financial Stability Report: Old Risks, New Challenges*, International Monetary Fund, Washington, DC.
- International Monetary Fund. (2018). *Challenges for Monetary Policy in Emerging Markets as Global Financial Conditions Normalize*. World Economic Outlook October, Chapter 3, 101-126.

- İskenderoğlu, Ö., & Balat, A. (2018). Ülke kredi notlarının CDS primleri üzerindeki etkisi: BRICS ülkeleri ve Türkiye üzerine bir uygulama. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 12(2), 47-64.
- İsmailescu, I., & Kazemi, H. (2010). The reaction of emerging market credit default swap spreads to sovereign credit rating changes. *Journal of Banking and Finance*, 24(12), 1-45.
- Jaramillo, L., & Weber, A. (2013). Bond yields in emerging economies: it matters what state you are in. *Emerging Market Review*, 17, 169-185.
- Kahiloğulları, A. (2018). Relationship between credit default swaps, direct foreign investments and portfolio investments: time series analysis for Turkey”, *Prizren Social Science Journal*, 2(3), 50-62.
- Kaya, Ö. E., Kaya, B., & Yalçın, K. (2015). Reaction of credit default swap spreads to rating announcements: an event study for Turkey. *Journal of Economics, Finance and Accounting*, 2(4), 558-571.
- Kılıcı, E. N. (2017). CDS primleri ile bir ülkenin ekonomik ve finansal değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisinin değerlendirilmesi: Türkiye örneği. *Global Journal of Economics And Business Studies*, 6(12), 145-154.
- Kılıcı, E. N. (2019). Dış borçların ülke CDS primleri üzerindeki etkisinin incelenmesi: Türkiye örneği”, *Sayıştay Dergisi*, 112, 75-91.
- Kim, S. J., Salem, L., ve Wu, E. (2015). The role of macroeconomic news in sovereign CDS markets: domestic and spillover news effects from the U.S., the Eurozone and China. *Journal of Financial Stability*, 18, 208-224.
- Kim, T. S., Park J. W., & Park, Y. J. (2017). Macroeconomic conditions and credit default swap spread changes. *Journal of Futures Markets*, 37(8), 766-802.
- Kırca, M., & Yıldız, Ü. (2020). Türkiye için kredi risk primi (CDS) ve ekonomik büyüme arasındaki zamanla değişen nedensellik ilişkileri. *Uluslararası Afro-Avrasya Araştırmaları Dergisi*, 5(10), 17-24.
- Kocabıyık, T., & Alptürk, Y. (2020). Güven endeksleri ve CDS primleri ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin keşfi. *Uluslararası İşletme, Ekonomi ve Yönetim Perspektifleri Dergisi*, 4(1), 148-168.
- Kunt, A. S., & Taş, O. (2008). Kredi temerrüt swapları ve Türkiye'nin CDS priminin tahmin edilmesine yönelik bir uygulama. *İTÜ Dergisi*, 5(1), 78-89.
- Lahiani, A., & Hammaudeh, S., & Gupta, R. (2016). Linkages between financial sector CDS spreads and macroeconomic influence in a nonlinear setting. *International Review of Economics & Finance*, 43, 443-456.
- Lee, S., & Kim, Y. M. (2019). Inflation expectation, monetary policy credibility, and exchange rates. *Finance Research Letters*, 31, 405-409.

- Levieuge, G., Lucotte, Y., & Ringuedé, S. (2018). Central bank credibility and the expectations channel: evidence based on a new credibility index. *Review of World Economics*, 154, 493-535.
- Liu, Y., & Morley, B. (2012). Sovereign credit default swaps and the macroeconomy. *Applied Economics Letters*, 19(2), 129-132.
- Longstaff, F. A., Pan, J., Pedersen, L. H., & Singleton, K. J. (2011). How sovereign is sovereign credit risk. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2), 75-103.
- Łyziak, T., Mackiewicz, J., & Stanisławska, E. (2007). Central bank transparency and credibility: the case of Poland. *European Journal of Political Economy*, 23(1), 67-87.
- Mallick, S., Mohanty, M. S., & Zampoli, F. (2017). Market volatility, monetary policy and term premium. *BIS Working Paper*, No. 606.
- Matsumoto, A. (2011). Global liquidity: availability of funds for safe and risky assets. *IMF Working Paper*, No. 11/136.
- Minella, A., De Freitas, P. S., Gıldfajn, I., & Muinhos, M. K. (2003). Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 22(7), 1015-1040.
- Montes, G. C. (2009). Reputation, credibility and monetary policy effectiveness. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 39(3), 673-698.
- Norden, L., & Weber, M. (2009). The co-movement of credit default swap, bond and stock markets: an empirical analysis. *European Financial Management*, 15(3), 529-562.
- Ofori, S. K. (2015). Regime switching determinants of the Japanese sovereign credit default swap spreads. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 6(2), 134-139.
- Özdağoğlu, A. (2013). Farklı Normalizasyon Yöntemlerinin TOPSIS'te Karar Verme Sürecine Etkisi. *Ege Akademik Bakış*, 13(2), 245-257.
- Pan, J., & Singleton, K. J. (2007). Default and recovery implicit in the term structure of sovereign CDS spreads. *The Journal of Finance*, 63(5), 2345-2384.
- Park, Y. J., Kutan, A. M., & Ryu, D. (2019). The impacts of overseas market shocks on the CDS option basis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 47, 622-636.
- Perrier, P., & Amano, R. (2000). Credibility and monetary policy. *Bank of Canada Review*, Spring, 11-17.
- Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: interactive econometric analysis*, Oxford University Press, Oxford.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. J. (1998). Structural analysis of cointegrating VARs. *Journal of Economic Survey*, 12(5), 471-505.

- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis, Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bound testing approaches to the analysis of long run relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Potter, S. M., & Smets, F. (2019). Unconventional Monetary Policy Tools: A Cross-Country Analysis, *BIS CGFS Papers*, No.63.
- Rey, H. (2015). Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. *NBER Working Paper Series*, No. 21162.
- Sarıtaş, H., Kılıç, E., & Nazlıoğlu, E. H. (2021). CDS primleri ve derecelendirme (raiting) notları ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişkinin incelenmesi: Türkiye örneği. *Maliye ve Finans Yazıları*, 116, 73-92.
- Sevil, G., & Ünkaracalar, T. (2020). CDS primleri ile portföy yatırımları arasındaki ilişkinin değerlendirilmesi: Türkiye örneği. *Maliye ve Finans Yazıları*, 113, 285-300.
- Siscú, J. (2002). Inflation expectations in an inflation-targeting regime: a preliminary analysis of the Brazilian case. *Applied Economics*, 6(4), 703- 711.
- Sovbetov, Y., & Saka, H. (2018). Does it take two to tango: interaction between credit default swaps and national stock indices. *Journal of Economics and Financial Analysis*, 2(1), 129-149.
- Svensson, L. E. O. (2000). How should monetary policy be conducted in an era of price stability? *NBER Working Paper*. No.w7516.
- Svensson, L.E.O. (2011). *Inflation Targeting*. B.M. Friedman ve M. Woodford (Eds.). Handbook of Monetary Economics 3B Elsevier Press, Amsterdam, 1237-1302.
- Şahin, C. (2018). Cari açık değerleri CDS puanları üzerinde etkili midir? Türkiye için bir perspektif. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 80, 189-206.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (2020a). 2021 Yılı Para ve Kur Politikası (16 Aralık 2020), TCMB, Ankara.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (2020b). Para Politikası Kurulu Toplantı Özeti (31 Aralık 2020), Sayı 2020-77. TCMB, Ankara.
- Topaloğlu, E. E., & Ege, İ. (2020). Kredi temerrüt swapları (CDS) ile Borsa İstanbul 100 endeksi arasındaki ilişki: kısa ve uzun dönemli zaman serisi analizleri. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 12(2), 1373-1393. V
- Varlık, S., & Dağlaroğlu, T. (2021). Merkez bankası kredibilitesinin ölçümüne alternatif bir yöntem arayışı–Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) örneği–. *Akdeniz İİBF Dergisi*, 21(2), 256-270.

- Varlık, S., & Varlık, N. (2017). Türkiye'nin CDS priminin oynaklığı. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 632, 9-17.
- Wang, P., & Moore, T. (2012). The integration of the credit default swap markets during the U.S. subprime crisis: dynamic correlation analysis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(1), 1-15.
- Wengner, A., Burghof, H. P., & Schneider, J. (2015). The impact of credit rating announcements on corporate CDS markets – are intra-industry effects observable? *Journal of Economics and Business*, 78, 79-91.
- Whaley, R. (2009). Understanding the VIX. *Journal of Portfolio Management*, 35, 98-105.
- Yılmaz, A., & Ünlü, A. (2018). Effect of some macroeconomic variables on risk perception: the Turkish case”, *Hacettepe University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 36(4), 117-147.

EXTENDED ABSTRACT

Credit Default Swap (CDS) premiums are an important variable that provides information about the macroeconomic and financial conditions of countries, reflects default risks and thus allows the assessment of risk perception. Increases (decreases) in the CDS premium indicate that risks in the economy and, accordingly, funding costs are rising (falling) and explain the fragility (resilience) of countries in the face of real and financial shocks.

Central bank credibility shows the confidence of private economic agents in the ability of central banks to achieve inflation targets and the consistency of their decisions. Central bank credibility shows the confidence of private economic agents in the ability of central banks to achieve inflation targets and the consistency of their decisions. In order to ensure central bank credibility, private economic agents have to find the commitments made by the central bank to control or keep inflation low convincing. When the credibility of central bank increases, on the one hand, the ability of the central bank to control the inflation rate increases, and on the other hand, the volatility of inflation rate and output level decreases, as the volatility in the policy interest rate decreases. In this way, the central bank has the flexibility to support other objectives besides price stability in the short term. In addition, since the credibility of the central bank shows the success of the expectations management of the central bank, it affects the macroeconomic balances and determines the sovereign risk premium. In economies where the credibility of the central bank is high, the sovereign risk premium is lower because inflation expectations can be controlled. On the contrary, when the central bank encounters a loss of credibility, macroeconomic balances deteriorate due to the failure of expectation management, and as a result, the sovereign risk premium increases.

Although many studies have been conducted focusing on the determinants of the sovereign risk premium after the Global Financial Crisis, it is observed that a limited number of studies have been conducted on the subject of central bank credibility as a determinant of the sovereign risk premium. Unlike previous studies examining the determinants of the country risk premium for Turkey, the original contribution of this study is that it shows that Turkey's country risk premium can be explained by the creditworthiness developments of the Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT). This reveals the originality of the study.

The Turkish economy shows an important laboratory feature to examine the relationship between the sovereign risk premium and the credibility of the central bank. Starting from this point, in this study, we examined whether the credibility of the CBRT is a determinant of the CDS premium of Turkey or not. We used monthly data for the period of January 2008-December 2022. The period of the study was determined by taking into account the appropriateness of the data set. We used ARDL method developed by Pesaran & Shin (1999) and Pesaran et al. (2001). The reasons for using the ARDL method in the study are that; (i) it allows to examine the existence of a cointegration relationship without requiring that the series are stationary at the same level, (ii) it allows estimating the long-term relationship between variables that are integrated at different levels, and (iii) it can produce effective results in cases where the number of observations is limited.

We determined the five-year CDS premium of Turkey as dependent variable of the ARDL model. The central bank credibility index, developed by Varlık ve Dağlaroğlu (2021) taking into account the inflation dynamics of the Turkish economy, was used for the criterion of central bank credibility. When generating this index, besides the inflation target, the year-end inflation forecast announced by the central bank in the first inflation report of the relevant year is taken into account, and also the threshold value selected for the inflation rate is determined in such a way that inflation is less tolerated. The formulation of the index in this way allows it to move more dynamically than other indices in the literature. Thanks to this feature, the index reacts faster and earlier to developments that cause credibility loss of the CBRT. This situation can be interpreted as the index provides early warning signals. During the periods when volatility in the exchange rate market intensifies and inflation rises rapidly, CBRT's credibility loss increases and even full credibility loss occurs. This shows that the index better explains the developments during periods of turbulence in the Turkish financial markets. In addition, the observation of the full loss of credibility of the CBRT Presidents on the dates when they are dismissed before their terms of office expired reveals that the index better explains the periods when the independence of the CBRT is damaged. On the other hand, apart from the central bank credibility, other independent variables of the model are rate of change of exchange rate and the inflation rate. The VIX index, which shows global risk appetite, is used as an external variable.

The findings of the bound test suggest that there is a long-term relationship between Turkey's CDS premium and the CBRT's credibility. It was concluded that a 1% increase in central

bank credibility reduces the CDS premium by 0.60%; a 1% increase in the rate of change of exchange rate and inflation rate increases the CDS premium by 0.75% and 0.92%, respectively. In addition, the error correction term is -0.21. This result indicates that a deviation in the CDS premium in the short-term approaches the long-term equilibrium value with an adjusted rate of 21%. The results of the diagnostic test statistics also show the suitability of the estimated model and the stability of the coefficients.

Therefore, the fact that the central bank's success in managing inflation expectations reduces the sovereign risk premium reveals that the improvement of the institutional framework of monetary policy is necessary to reduce the sovereign risk premium. Based on this, designing the institutional framework of monetary policy in such a way as to increase the credibility of the central bank by improving the principles of central bank independence, transparency and accountability can be put forward as a policy recommendation to reduce the sovereign risk premium.