

# KREDİ TEMERRÜT TAKAS PRİMİ VOLATİLİTESİ VE SEÇİLMİŞ MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERLE OLAN İLİŞKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ\*

Mustafa ÇEVİK<sup>1</sup>

Dilek ŞAHİN ÇEVİK<sup>2</sup>

**Atıf:** Çevik, M. ve Şahin Çevik, D. (2023). Kredi temerrüt takas primi volatilitesi ve seçilmiş makroekonomik değişkenlerle olan ilişkisi: Türkiye örneği. *Hittit Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(2), 461-482. doi:10.17218/hittitsbd.1360236

**Özet:** Bu çalışmada uygulamanın ilk kısmında Türkiye'nin ülke risk priminde gözlenen volatilitenin 2004-2022 dönemi için incelenmiştir. Daha sonra ülke risk primi ile seçili makroekonomik değişkenler (dolar kuru, enflasyon, faiz ve BİST-100) arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişki araştırılmıştır. Bu bağlamda çalışmada ARMA(3,3)-GJR GARCH (1,1) modeli ile volatilitenin modellenmesi yapılmış ve daha sonra ARDL sınır testi uygulanmıştır. Volatilitenin modellenmesi sonucunda ülke risk primi sistemine gelen şokların volatilitenin direnci düşük çıkmıştır. Yine volatilitenin modellenmesi sonucunda Asimetri katsayısına göre sistemde kaldıraç etkisi bulunmamaktadır. İncelenen dönemin uzun bir zaman dilimi olduğu göz önünde bulundurularak seride olabilecek yapısal kırılmalar, Varyansta Kırılma testi ile incelenmiş ve bulunan dört kırılma tarihi modele dâhil edilmiştir. Varyans denkleminde kırılma tarihlerinin dâhil edildiği modelin geçersiz çıkması sonucu ile volatilitenin direncinin düşük çıkması, birbirini destekleyen sonuçlar olarak dikkate çekilmektedir. ARDL sınır testi sonucunda ülke risk primleri ile modelde kullanılan makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisi belirlenmiştir. ARDL modelinde kısa ve uzun dönem birlikte dikkate alındığında ülke risk primleri üzerinde etki gücü en yüksek faktörün sermaye piyasası olduğu belirlenmiştir. Uzun dönemde fiyatlar genel düzeyi kaynaklı şoklar, ülke risk priminde artışa neden olurken kısa dönemde bağımsız değişkenlerden ülke risk primi üzerine çeşitli gecikmelerden anlamlı etkiler belirlenmiştir. ARDL modelinde kısa dönem sonuçları ile hesaplanan ECM'ye göre bir önceki dönemde oluşan şokun neden olduğu dengesizliğin %26'lık kısmı cari dönemde giderilerek uzun dönemli denge konumuna ulaşılmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Kredi Temerrüt Takas Primi, GJR-GARCH Modeli, Volatilitenin, ARDL Sınır Testi, Eşbütünlük Testi

**Araştırma Makalesi / Research Article**

**Makale Geliş Tarihi / Submitted:** 14.09.2023

**Makale Kabul Tarihi / Accepted:** 17.12.2023

\* Bu çalışma 26-27 Mayıs 2023 tarihinde Uluslararası Ekonomi Finans ve İşletme Kongresinde (EFİ 2023) sözlü bildiri olarak sunulmuştur.  
This study was presented as an oral presentation at the International Economy Finance and Business Congress (EFI 2023) on May 26-27, 2023.

<sup>1</sup> Sorumlu Yazar, Dr., Bağımsız Araştırmacı, [m.emrecevik@gmail.com](mailto:m.emrecevik@gmail.com) | <http://orcid.org/0000-0002-8735-5773>  
Corresponding Author, Dr., Independent Researcher, [m.emrecevik@gmail.com](mailto:m.emrecevik@gmail.com) | <http://orcid.org/0000-0002-8735-5773>

<sup>2</sup> Doç. Dr., Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, Turizm Fakültesi, Turizm İşletmeciliği Bölümü, [dilek58sahin@hotmail.com](mailto:dilek58sahin@hotmail.com) | <http://orcid.org/0000-0002-4830-8106> | <https://ror.org/04f81fm77>  
Assoc. Prof. Dr., Sivas Cumhuriyet University, Faculty of Tourism, Department of Tourism Management, [dilek58sahin@hotmail.com](mailto:dilek58sahin@hotmail.com) | <http://orcid.org/0000-0002-4830-8106> | <https://ror.org/04f81fm77>

---

***Credit Default Swap Premium Volatility and its Relationship With Selected  
Macroeconomic Variables: The Case of Türkiye***

**Citation:** Çevik, M. ve Şahin Çevik, D. (2023). Credit default swap premium volatility and its relationship with selected macroeconomic variables: the case of Türkiye. *Hitit Journal of Social Sciences*, 16(2), 461-482. doi: 10.17218/hititsbd.1360236

**Abstract:** In this study, in the first part of the empirical application, we examined the volatility observed in Türkiye's country risk premium for the 2004-2022 period. Then, we investigated the short- and long-term relationship between the country risk premium and selected macroeconomic variables (dollar exchange rate, inflation, interest and BIST-100). In this context, in the study, volatility modeling was done with the ARMA(3,3)-GJR GARCH (1,1) model and then the ARDL bound test was applied. As a result of volatility modeling, the volatility resistance of shocks to the country risk premium system was found to be low. Again, as a result of volatility modeling, there is no leverage effect in the system according to the Asymmetry coefficient. Considering that the examined period is a long time period, possible structural breaks in the series were examined with the Break in Variance test and the four break dates found were included in the model. The invalidity of the model that included break dates in the variance equation and the low volatility resistance are noteworthy as mutually supporting results. As a result of the ARDL bounds test, a long-term cointegration relationship was determined between country risk premiums and macroeconomic variables used in the model. Considering the short and long term together in the ARDL model, it has been determined that the factor with the highest impact on country risk premiums is the capital market. While shocks originating from the general level of prices cause an increase in the country risk premium in the long term, significant effects from various lags on the country risk premium, one of the independent variables, were determined in the short term. According to the ECM calculated with short-term results in the ARDL model, 26% of the imbalance caused by the shock in the previous period is eliminated in the current period and long-term equilibrium is achieved.

**Keywords:** Credit Default Swap Premium, GJR-GARCH Model, Volatility, ARDL Boundary Test, Cointegration Test

## 1. GİRİŞ

Bretton Woods sisteminin çökmesi sonucunda 1972 yılından itibaren döviz ve faiz piyasalarında yaşanan dalgalanmalar, finans piyasalarında belirsizliği artırmış ve bireysel-kurumsal yatırımcı için riskten korunma ihtiyacını doğurmuştur. Riskten korunma ve spekülasyon temelli para kazanma motivasyonu ise vadeli işlem ve opsiyon piyasalarında işlem hacimlerinin yıldan yıla yükselmesine neden olmuştur. 1970'li yıllardan günümüze değin finansal piyasalarda gözlenen en önemli gelişmelerden biri ise türev piyasalarda meydana gelen hızlı büyümedir. Bu çalışmanın odağında yer alan kredi temerrüt takası (CDS) ise kredi türevleri arasında yer almaktadır. Pollack'e (2003) göre kredi türevi; değeri tahvil yada krediye benzer bir dayanak varlığın kredi kalitesine bağlı olan ve karşı tarafa işleme konu olan dayanak varlığın riskini-getirisini transfer eden finansal araçtır. Kiff ve Morrow'e (2000) göre ise dayanak varlığın (kredi-tahvil) sahipliğini devretmeden risk ve getirisini karşı tarafa devreden araçtır. Finansal işlemlerde risk-getiri dayanak varlık olarak da bilinen referans varlıktan ka,ynaklıdır. Tanımlardan da anlaşılacağı üzere kredi türevinde koruma satın alan taraf ve sözleşmede belirtilen şartların hayat bulması durumunda sözleşmede yer alan tutarda ödemeyi alacak olan taraf olarak iki tarafın katılımı ile oluşan bir işlem söz konusudur. Türev araçlar arasında riskten korunma amacıyla kullanılan CDS ise firma düzeyinde olduğu gibi ülkelerin finansal risklerini de ölçen önemli bir risk göstergesi haline gelmiştir. İlk takas (swap) işlemine örnek olarak Avusturya Merkez Bankasının 1923 yılında yaptığı spot piyasa işlemi gösterilmektedir. Bu işlemde İngiliz Sterlinine karşılık Avusturya ulusal parası peşin satılıp vadeli olarak geri satın alınmıştır. Takas işlemlerinin gelişmeye başladığı dönem 1970'li yıllardır.

CDS, kredinin geri ödenmeme riskine karşı kredi verenin belirli bir prim karşılığında sigortalandığı ve söz konusu tarafların güvence altına alındığı bir finansal sözleşmedir (Atmışdörtoğlu, 2020, s.45). Başka bir ifadeyle, CDS alıcısını kredinin geri ödenmemesi riskine yönelik koruma altına alan kredi türevidir (Dinç ve diğerleri, 2018, s.182). CDS primleri ülkelerin kredi risklerini ölçmede kullanılmaktadır ve bundan dolayı uluslararası yatırımcıların söz konusu ülkeye yönelik risk algısının oluşmasında önemli bir göstergedir. Bu bağlamda, CDS priminin yükselmesi risk düzeyinin yüksek olduğunu ifade etmektedir. CDS düzeyi ülkeye gelecek yabancı yatırımlar üzerinde önemli bir belirleyicidir. CDS primlerini makroekonomik faktörlerin yanı sıra ülkelerin karşılaştığı sosyal ve siyasal gelişmeler ile tabiat felaketlerinin de etkilediği bilinmektedir.

Çalışmanın önemi, CDS yatırımcısının CDS’de görülen volatiliteye ve CDS üzerinde etkili olan makroekonomik değişkenlere göre pozisyon almasında yatmaktadır. Diğer bir anlatımla; CDS yatırımcısı doğal afetlerden siyasi gelişmelere, finansal iniş-çıkışlardan borç ödeme yeterliliğine kadar pek çok dış faktöre anında tepki veren CDS primlerine taraf olma konusunda karar verebilir.

Çalışmanın amacı, 2004-2022 dönemleri için Türkiye’nin kredi temerrüt takas primlerinin volalitesini inceleyerek bazı makroekonomik değişkenlerle olan ilişkisini analiz etmektir. İlgili literatürde CDS primlerinin makroekonomik değişkenlerle ilişkisinin incelendiği fakat volatilitenin özelliklerinin dikkate alınmadığı görülmüştür. Bu çalışma ile finans yazınına, risk primlerinin volatilitenin özellikleri ile ekonomiye yön veren değişkenlerin etkileşiminin incelenmesi ile katkı sağlamak istenmiştir.

Çalışmada bağımlı değişkeni temel alan volatilitenin modellenmesi yapılmış, ardından bağımlı değişken üzerinde etkisi olabilecek değişkenler ile sınır testi yapılmıştır. Çalışma dört bölüme ayrılmıştır. Giriş bölümünü takiben ikinci bölümde konu ile ilgili yazın incelemesine yer verilmiştir. Veri seti ve yöntemin bulunduğu üçüncü bölümün ardından dördüncü bölümde analiz bulgularına yer almaktadır. Çalışma sonuç bölümü ile tamamlanmıştır.

## 2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Kredi risk primi (CDS) ile ilgili yapılan ilk araştırmalara bakıldığında ekonomi ve finans alanına katkıda bulunan çalışmaların bulunduğu görülmektedir. CDS fiyatlamasına ilişkin ilk çalışma Duffie’ye (1999) aittir. Hull ve diğerleri (2004) geri kazanım oranı ve CDS fiyatlarının birbirini üzerindeki etkisini ele almıştır. Ardından çalışmaya temerrüt olasılıkları da dâhil edilerek prim hesaplaması yapılmıştır. Skinner ve Townend (2002) ise CDS fiyatlamasını regresyona dayalı modellerle incelemişlerdir.

Literatürde yapılan ilk araştırmaların yanı sıra CDS primleri ile ilgili yapılan çalışmaları; CDS primini etkileyen firma düzeyindeki değişkenler ve ülke düzeyindeki değişkenler olarak iki başlık altında incelemek mümkündür. CDS ile ilgili ülke düzeyinde yapılan çalışmalara bakıldığında CDS’i belirleyen ekonomik, finansal ve politik değişkenler bulunmaktadır. Söz konusu bu değişkenlerin CDS primleri üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalara bakıldığında, firma düzeyinde likidite, kaldıraç, borsa getirileri ele alınırken; ülke düzeyinde ekonomik göstere olarak enflasyon, cari açık, işsizlik, kamu borcu değişkenleri; finansal göstere olarak ise döviz kurları, faiz oranı, hisse senedi fiyatları ve borsa endeksi gibi değişkenler ele alınmaktadır.

Literatür incelendiğinde, kredi temerrüt takas primleri ile ilgili yapılan çalışmaların çoğunluğunun 2008 Küresel Finansal Krizden sonra yoğunlaşmaya başladığı ve CDS primi ile finansal piyasalar ve makroekonomik değişkenlere ilişkin yanı sıra yayılma etkisinin incelendiği

---

çok sayıda çalışmanın yapıldığı görülmektedir. Bunlardan bazılarını şu şekilde sıralamak mümkündür:

2008 küresel finans krizinin ülke CDS'leri arasındaki etkileşimini araştıran Yoshizaki ve diğerleri (2013) çapraz korelasyon fonksiyonu yaklaşımı ile Ocak 2009-Mart 2011 dönemini ele almıştır. AB üyesi beş ülke ile Japonya'nın 5 yıl vadeli CDS primlerinin kullanıldığı çalışma sonucunda Japonya ve Yunanistan dışındaki ülkelerin CDS fiyatları arasında nedensel bir bağlantı olduğu belirlenmiştir.

Ülke kredi notu duyurularının CDS primlerine etkisini ve gelişen ülke CDS primleri arasındaki yayılım etkisini araştıran Ismailescu ve Kazemi (2010) 22 örnekleme ait verileri lojistik regresyon yöntemi ile incelemiştir. Çalışma sonucunda risk primlerinin negatif bir haberi önceden tahmin etme yeteneğine sahip olduğu ve pozitif duyuruların yayılma etkisinin negatif duyurulardan daha büyük olduğu belirlenmiştir.

Aydın ve diğerleri (2016), 2010:01 ve 2015:01 dönemlerini kapsayan günlük frekanslı veriler ile ele alınan gelişmiş ve gelişmekte olan 10 ülkeye ait (Almanya, Brezilya, Endonezya, Fransa, İrlanda, İtalya, Malezya, Rusya, Şili, Türkiye) CDS primleri ile borsa kapanış fiyatları arasındaki ilişki ele alınmıştır. Regresyon Eğrisi Tahmini Modelleri kullanılarak gerçekleştirilen analizde, değişkenler arasında İrlanda 0,90 R<sup>2</sup> değeri ile en güçlü ilişki söz konusu iken; Şili, Endonezya gibi gelişmekte olan ülkeler için değişkenler arasında R<sup>2</sup> değerinin 0,10'un altında olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Türkiye'nin ülke CDS primleri ile sermaye piyasası ve döviz piyasasına ait aylık veriler yardımı ile Eşbütünlük ve nedensellik analizi yapan Şahin ve Özkan (2018) çalışma sonucunda sermaye piyasası ile CDS primleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulmuştur.

Dinç ve diğerleri (2018), Türkiye için Ocak 2012-Aralık 2016 tarihleri arası alınarak aylık CDS primlerinde ortaya çıkan kırılmalar çok kırılmalı birim kök testi ile belirlenmeye çalışılmıştır. Türkiye'nin kredi risk priminde Nisan 2013, Eylül 2014, Haziran 2015 ve Şubat 2016 tarihlerinde ki kırılmaların anlamlı olduğu gözlenmiştir.

Volatil petrol fiyatlarının ülke risk primlerine olan etkilerini araştıran Wang ve diğerleri, (2019) Copula-CoVaR modeli ile BRICS ve G7 ülke CDS primleri üzerinde araştırma yapmıştır. Çalışma sonucunda ilk sonuç, taban ve tavan petrol fiyatlarının CDS primlerinin yayılmasına olan etkisi benzer çıkmıştır. Petrol fiyatlarındaki volatilitenin diğer sonucu ise petrol ithal eden ülkeler özelinde ülke ekonomik durumuna göre değişkenlik göstermesidir.

Gemmil ve Marra (2019) CDS fiyatlarını Lehman Brothers skandalı öncesi ve sonrası için Merton Modeli ile araştırmıştır. Kuzey Amerika Yatırım Ekdesinde yer alan 125 firmanın 5 yıl vadeli CDS fiyatlarının esas alındığı çalışma sonucunda ortalama CDS fiyatının kriz öncesi döneme göre kriz sonrasında yüksek seviyede kaldığı belirlenmiştir.

Raimbourg ve Salvade (2020) GARCH modelleri yardımı ile kredi not duyurularının CDS volatilitesine olan etkileri 2008 - 2013 dönemi için incelemiştir. çalışma sonucuna göre; yatırım yapılabilir seviyede olan ülkenin notunun düşmesi ve negatif izlemeye alınması, CDS priminin oynaklığının azalmasına neden olurken, negatif izlemeye alma, spekülasyon ülkenin CDS volatilitelerini arttırdığı belirlenmiştir.

Atmışdörtöğlü (2020), gelişmekte olan ülkeler arasında yer alan Çin, Rusya ve Türkiye için CDS primleri ve bazı ekonomik göstergeler arasındaki ilişki incelenmiştir. 2010-2019 dönemi için günlük veriler ele alınarak VAR analizi yapılmıştır. Analiz bulguları, ele alınan değişkenler

---

arasında en büyük etkiye borsa endeksinin sahip olduğu görülmüştür. Buna karşılık döviz kuru ve faiz oranının önemli bir etkiye sahip olmadığı tespit edilmiştir.

Gül (2020) CDS, enflasyon, büyüme ve dış borç gibi makroekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. 2008:Ç1-2019:Ç2 döneminin ele alındığı çalışmada serilere birim kök testi yapılmış ve değişkenlerin fark durağan oldukları görülmüştür. Kredi temettü takasları ve ele alınan makroekonomik değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğu görülmüştür. Nedensellik test sonucunda, enflasyon oranlarından kredi temerrüt takaslarına tek yönlü nedenselliğin olduğu görülmüştür. Kredi temerrüt takaslarından dış borca doğru nedenselliğin olduğu görülmüştür. Son olarak kredi temerrüt takasları ve ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedenselliğin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Kırca ve Yıldız (2020), 2012M01-2016M12 dönemi için Türkiye’de kredi risk primleri ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Bulgular, ele alınan dönemde kredi risk primleri ve ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisinin olmadığı görülmüştür. Ayrıca alt dönemlerde değişkenler arasında zamanla değişen nedenselliğin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

CDS primlerini etkileyen faktörleri inceleyen Buz (2021), Türkiye örneğinde uzun dönemde CDS primleri üzerinde sermaye piyasası ile büyüme oranının negatif ve döviz piyasasının ise pozitif etkisi olduğunu belirtmiştir. Nedensellik analizi sonuçlarına göre ise sermaye ve faiz piyasalarından CDS primlerine tek yönlü ilişki; CDS primlerinden ödemeler dengesine ve milli hasılaya tek yönlü ilişki belirlenmiştir.

Kırkıl (2021), Lojistik regresyon yöntemi ile G-20 ülkelerinde 2008-2017 dönemleri arasında iç ekonomik veriler incelenerek ülkelerin temerrüt olasılığına etkileri araştırılmıştır. Analiz bulguları, GSYİH, döviz kuru ve tüketici fiyatları artış oranı verilerinin temerrüt olasılığını açıklama gücünün yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca dolar kurunda ortaya çıkan artışların ve bu artışların yol açtığı GSYİH azalmasının ülkelerin temerrüt olasılığını artıran bir faktör olduğu görülmüştür.

Bayrakdaroğlu ve Mirgen (2021), BRICS ülkeleri için CDS ve belirlenmiş borsa endeks değerleri arasındaki ilişki beş yıllık dönem için incelenmiştir. Panel veri analizinin yapıldığı çalışmada, değişkenler arasında negatif yönlü ve anlamlı bir ilişki olduğu görülmüştür. Bu bağlamda, CDS primlerinde ortaya çıkan düşüşlerin borsa endeks değerini artırdığını sonucuna ulaşılmıştır.

Estrada ve Romero (2022) Latin Amerika ülkelerinin risk primi volatilitelerini etkileyen faktörleri tek değişkenli GARCH modelleri ile araştırmıştır. çalışmada risk primlerini etkileyen faktörler ve volatilité farklı vadeleri içeren CDS primleri ile araştırılmıştır. Çalışma sonucunda Covid-19 gibi stres dönemlerinde volatilitenin arttığı belirlenmiştir. Ayrıca CDS'leri uluslararası finansal koşulların, bölgesel dinamiklerin ve küresel ekonomik krizler ile ilişkili olabilecek makroekonomik faktörlerin etkilediği belirlenmiştir.

Erer (2023), Türkiye’de ülke risk primini etkileyen değişkenleri farklı ekonomik devreler açısından ele almıştır. Ocak 2010 - Haziran 2022 dönemin ele alındığı çalışmada, Markov rejim değişim modeli kullanılmıştır. Ülkeye özgü faktörler ve küresel belirsizlikleri yansıtan unsurlara çalışmada yer verilmiştir. Analiz bulguları, ekonomide daralma dönemlerinde Türkiye’nin ülke risk primi üzerinde ülkeye has makroekonomik faktörlerin etkisinin daha fazla olduğu; ekonomik genişlemenin olduğu zamanlarda ülkeye has faktörlere ilaveten küresel belirsizliklerinde önemli bir faktör olarak ortaya çıktığı görülmüştür.

CDS literatüründe gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde risk primlerini belirleyen faktörler ile yayılma etkisi konularında yoğunlaşma olduğu görülmektedir. CDS primlerinde zayıf formda etkinlik sınaması ve uzun hafıza davranışını araştıran çalışmalara örnek olarak ise Günay ve Shi (2016); Çevik ve Karaca (2022) çalışmaları örnek gösterilebilir. Yine bu çalışma sonuçlarında; gelişmekte olan ülkelerde zayıf formda etkinliğin desteklenmediği belirlenmiştir. Gelişmiş ülkelerin risk primleri aşırı volatiliteden yoksun olduğu için çalışmalarda analiz dışında bırakılmıştır.

CDS primlerinin konu edildiği ulusal ve uluslararası literatürde tek ülke örnekleminde volatilitenin modellenmesi ile ARDL analizinin beraber yapılmadığı görülmüştür. İki ayrı zaman serisi analizi ile daha geniş bir bakış açısından değerlendirme yapılmıştır. Bu açıdan çalışmanın literatüre katkı sunacağı düşünülmektedir.

### 3. METODOLOJİ VE VERİ

Bu çalışmanın amacı, 2004-2022 dönemi için Türkiye'nin beş yıl vadeli kredi temerrüt takas primlerinin volatilitelerini incelemek ve belirli makroekonomik değişkenler ile eşbütünlük ilişkisini araştırmaktır. Bu bağlamda, çalışmada kullanılan değişkenlere Tablo 1'de yer verilmiştir. Açıklayıcı değişkenler belirlenirken literatürde en çok kullanılan makroekonomik değişkenler dikkate alınmıştır. Volatilitenin modellenmesi ve ARDL sınır testi aylık frekansta veriler yardımı ile yapılmıştır. Çalışmada kullanılan veriler ve kısa açıklamaları Tablo 1'de gösterilmiştir.

**Tablo 1.** Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Açıklama	Kaynak	
Bağımlı Değişken	<b>CDS</b>	5 yıl vadeli CDS Primleri	EIKON
Bağımsız Değişkenler	<b>BİST-100</b>	Borsa İstanbul Ulusal 100 Endeksi	TCMB-EVDS
	<b>USD</b>	Döviz Kuru (Amerikan Doları)	
	<b>FAİZ</b>	6 ay vadeli mevduata verilen faiz oranı	
	<b>ENFLASYON</b>	Tüketici Fiyat Endeksi	

Çalışmada ele alınan değişkenlere ilişkin şu açıklamaları yapmak mümkündür:

**BİST-100:** Hisse senedi piyasasında ortaya çıkan ve süreklilik gösteren getiri artışı gerek yerli gerekse yabancı yatırımcıların ilgisini çekmektedir. Bu durum finansal istikrarın önemli göstergelerinde biridir. Sermaye piyasasına yapılan yatırımlar ülkeye güven duyulduğunu ve payları borsada işlem gören şirketlere yatırım yapıldığını göstermektedir. Ülkeye duyulan güvenin artması beraberinde CDS primlerinin düşeceği yönünden beklentiyi de beraberinde getirmektedir.

**Döviz Kuru:** Döviz kurunda ortaya çıkan artış, ulusal paranın değerinin azalmasına neden olmakta ve büyüme başta olmak üzere pek çok makroekonomik faktör üzerinde etkisi bulunmaktadır. Bu bağlamda CDS primleri üzerinde olumsuz etkisinin olacağı düşünüldüğü için analize dâhil edilmiştir. Ayrıca, çalışmada döviz kuru olarak Amerikan dolarının alınma nedeni, dövizli işlemlerin büyük kısmının Amerikan Doları ile gerçekleşmesi, Türkiye'nin dış borçlanmalarında genel olarak doların kullanılması, TCMB döviz rezerv gelişimleri ve makroekonomik büyüklüklerinin genellikle dolar üzerinden yayınlanması sıralanabilir.

**Faiz:** Faiz oranlarının artması özellikle gelişen piyasalara olan yabancı ilgisini çekmekle birlikte ülkede yatırımların azalmasına neden olarak ülke riskinin artmasına yol açacaktır. Faiz oranlarının yüksek olması, ülkenin risk durumunu artırması, beraberinde CDS fiyatlarında yükselişe neden olacaktır.

**Enflasyon:** Enflasyon artışının sonucu olarak fiyat istikrarı bozulmakta ve üretim maliyetlerinin artması nedeniyle yurt içi yatırımlar olumsuz ölçüde etkilenmektedir. Enflasyon artışı, ulusal paranın değerinin düşmesine ve gelir dağılımında dengesizliklere neden olmaktadır. Yurt dışı yatırımcılarda, söz konusu fiyat artışlarının neden olduğu makroekonomik etkilerden ötürü yurt dışı yatırımcıların yatırım kararlarını etkilemektedir. Bu durum ise CDS primlerini olumsuz olarak etkileyerek ve CDS fiyatının artışına neden olabileceği beklenmektedir.

### 3.1. Volatilité Modellemesi

Finansal piyasalarda işleme konu olan ve ardışık dizi özelliği gösteren veriler finansal zaman serisi olarak bilinmektedir. Bu çalışmaya da konu olan CDS primleri, borsa endeksi, faiz oranları, döviz kurları, enflasyon oranları gibi örnekler finansal zaman serilerine tipik birer örnek durumundadır (Çil, 2015, s.5). Zaman serisi verileri, belirli bir gözlem sıklığı ya da veri noktalarının toplanması ile elde edilebilir. Gözlem sıklığı, (frekans) verilerin toplanıp kaydedildiği periyodun ölçüsüdür (Brooks, 2008, ss.3-4). Volatilité, (oynaklık) belirsizlik, risk ve dalgalanma gibi olguların birbirinden ayırt edilmesinin zorluğu araştırmacılar tarafından vurgulanmaktadır. Bu çalışmaya göre önemli olgulardan biri olan volatilité kavramı esas alındığında; belirli bir finansal değişkendir veya bu değişkenin büyüme oranındaki olası bir değişimin ölçüsünü sağladığı için riskle ilgili olduğu belirtilebilir (Aizenman ve Pinto, 2004, s.3). Volatilité finans teorisinde “*bir değişkenin ortalama değerine göre yüksek değerde artış ya da azalış göstermesi durumu*”nu ifade etmektedir. Volatilitenin yüksek seyrettiği bir piyasada risk de yüksek olduğu için olası kazancın-kaybın da yüksek olması beklenir (Demir ve Çene, 2012, s.214).

Markowitz’in (1952) Portföy Teorisi üzerine yaptığı öncü makaleden günümüze değin oynaklık, finansal varlık fiyatlandırma modelleri, risk yönetimi ve portföy teorisinde sıklıkla kullanılan bir olgu haline gelmiştir. Piyasa oyuncularını için finansal varlık fiyatlarının aşağı-yukarı yönlü hareketlerini önem arz etmektedir. Oynaklığı açıklayan aşağı-yukarı yönlü hareketler ile finansal varlığın riski arasında korelasyon vardır. Bir parametrenin olası tüm değerlerinin yayılımı, oynaklığı oluşturmaktadır. Diğer bir ifadeyle oynaklık, finansal varlığın fiyatında oluşan değişikliklerin istatistikî ölçüsüdür (Çil, 2015, s.423). Bu çalışmada kredi temerrüt takas priminin oynaklığını incelemek amacıyla ay sonu değerlerinin kullanıldığı ARCH ve GARCH modelleri kullanılmıştır.

Tek değişkenli otoregresif koşullu değişen varyans modelleri, bir değişkenin otokorelasyonlu koşullu değişen varyans yapısını incelemede kullanılmaktadır. Bu modellerin temelini klasik ARCH ve genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli oluşturmaktadır. Oynaklık modellenmesi ile ilgili sistematik bir çerçeve sunan ilk model Engle’in (1982) geliştirdiği ARCH (Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) modelidir. ARCH modeli ilk kez Engle (1982) tarafından İngiltere’deki enflasyon oranının tahmini amacıyla kullanılmıştır. Daha sonra model finansal zaman serilerinin volatilité modellemesinde yaygın olarak kullanılmaya devam edilmiştir. ARCH modeli, t zamanındaki tahmin hatasının koşullu varyansını zamanın, sistem parametrelerinin, dışsal - gecikmeli dışsal değişkenlerin ve geçmiş tahmin hatalarının bir fonksiyonu haline getirmektedir (Nelson, 1991, s.347). ARCH modelinin önemi, bir sonraki döneme ait olan varyans tahmininin, önceki döneme ait bilgilere bağımlı olmasında yatmaktadır. Eşitlik (1)’de yer alan (t – 1) zamanında ki bilgi,  $F_{t-1}$  geçmiş dönem getirilerinin doğrusal fonksiyonudur.

$$\mu_t = E(r_t / F_{t-1}) \quad (1)$$

Volatilite modelinin doğru bakış açısı ile ifade edilmesi, eşitlik (2) ile getiri serisinin koşullu ortalama ve koşullu varyansının hesaplanmasında geçmiş bilgilerin kullanılmasını gerektirmektedir.

$$\sigma_t^2 = Var(r_t|F_{t-1}) = E\{(r_t - \mu_t)^2|F_{t-1}\} \quad (2)$$

Finansal bir varlığın getirisi ( $r_t$ ) ise ARCH modeli eşitlik (3)'te yer almaktadır.

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \varepsilon_t, & \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma_t) \\ \varepsilon_t &= z_t \sigma_t \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \end{aligned} \quad (3)$$

Engle (1982) ve Bollerslev (1986) tarafından tanıtılmasından bugüne, otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) ve genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelleri yaygın olarak kullanılmıştır. ARCH modelinde olduğu gibi GARCH modeli için de,  $r_t$  logaritmik getiriyi ve  $\varepsilon_t = r_t - \mu$ ,  $t$  zamanındaki şoku ifade etmektedir.  $\varepsilon_t = z_t \sigma_t$  olmak üzere GARCH modeli için  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyans denklemi, eşitlik (4)'te yer almaktadır (Çil, 2015, s.449):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4)$$

ARCH modeli ile GARCH modeli arasındaki farkın nedeni, koşullu varyans denkleminde koşullu varyansın gecikmelerine de yer verilmesidir. Bu nedenle koşullu varyans modeli, otoregresif ve hareketli ortalamalar özelliklerini aynı anda göstermektedir. ARCH - GARCH modellerinde varyansın etkisinin simetrik olduğu varsayılmaktadır. Yine bu modellerde volatilitenin büyüklüğü hesaplanırken ve işaret etkisi dikkate alınmamaktadır. Bu eksiklik, Nelson (1991) tarafından dikkate alınmış ve pozitif ve negatif şokların etkisini ayrı ayrı dikkate alan EGARCH modeli geliştirilmiştir. Pozitif ve negatif şokların büyüklüğünü dikkate alan (kaldıraç etkisi) modeller ise Ding ve diğerlerinin (1993) geliştirdiği TARARCH ve Glosten ve diğerlerinin (1993) geliştirdiği GJR-GARCH modelleridir. Bu çalışmada CDS primlerinin volatilitelerini belirlemede katsayı anlamlılığına göre geçerli model sonuçları ARMA(3,3)-GJR-GARCH (1,1) modelinden elde edilmiştir. Asimetrik volatilitite modelleri arasında yer alan GJR-GARCH modeli, Eşitlik (5)'te yer almaktadır:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

Eşitlik (5)'te gösterilen kukla değişken ( $d_t$ ),  $\varepsilon_t < 0$  durumunda  $d_t = 1$ , tersi durumda ise  $d_t = 0$  değerini almaktadır. Asimetri parametresi ( $\gamma$ ), kukla değişken 1'e eşit olduğunda anlamlı çıkmaktadır. Bu model, asimetrik olması nedeniyle olumlu ve olumsuz şokların koşullu varyans üzerindeki etkileri değerlendirilmektedir. Modelde olumlu haberlerin ( $\varepsilon_t > 0$ ) etkisi  $\alpha$  ile, olumsuz haberlerin ( $\varepsilon_t < 0$ ) etkisi ise  $(\alpha + \gamma)$  ile ifade edilmektedir. ( $\gamma > 0$ ) durumunda kaldıraç etkisinin varlığı ile birlikte olumsuz şokların volatilitiyi artırdığı sonucuna varılır. ( $\gamma \neq 0$ ) durumunda ise haberlerin volatiliteye etkisi simetrik olmayacaktır (Brooks, 2008, s.405).

Çalışmada dikkate alınan diğer bir etki ise "Kaldıraç Etkisi"dir. Kaldıraç etkisinde varlığın volatilitesi, varlığın getirileri ile negatif ilişki eğilimindedir. Genel olarak yükselen-düşen varlık fiyatlarına düşük-yüksek volatilitite eşlik eder. Finans literatürüne göre olumlu ve olumsuz haberler sermaye piyasası üzerinde asimetrik bir etkiye neden olmaktadır. Kaldıraç etkisi ise, bu haberlerin, borsa endeksine farklı etkisini gösteren bir ölçüttür. Borsa endeksleri üzerine genel beklentiye göre, olumsuz haberler volatilitiyi arttırmakta, olumlu haberler ise volatilitiyi azaltmaktadır (Demir ve Çene, 2012, s.215).



### 3.2. ARDL Sınır Testi ve Eşbütünlüşme İlişkisi

Çalışmada değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi ARDL (Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif Sınır Testi) yöntemi ile incelenmiştir. Gözlem sayısı az olan veri setlerinde Pesaran ve diğerlerinin (2001) geliştirdiği sınır testi güvenilir sonuçlar vermektedir. Aynı mertebede durağan olmayan serilerde de kullanılabilen bu yöntem, değişkenlerin eşbütünlüşük olup olmadığını belirlemesini sağlamaktadır. ARDL modellemesi yapılmadan önce bilgi kriterlerinden (AIC, SIC, HQ) en küçük değeri veren kriter ile uygun-optimum gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Bu çalışmada SIC'nin verdiği değer esas alınarak ARDL modelinin uygun gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiştir. ARDL sınır testi modeli Eşitlik (6)'da yer almaktadır.

$$\Delta \ln CDS_t = \beta_0 \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln CDS_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta \ln FAIZ_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta \ln BIST100_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta \ln USD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{5i} \Delta \ln ENF_{t-i} + e_t \quad (6)$$

Eşitlik (6)'da  $\Delta \ln CDS$ , CDS primlerinin logaritmasını,  $\beta_0$  sabit katsayısı, BIST-100 Borsa İstanbul Ulusal 100 endeksini, FAİZ faiz oranını ve ENF fiyatlar genel düzeyini ifade etmektedir.  $e_t$  hata terimini,  $\Delta$  ise serinin 1. dereceden farkı alınan seriyi temsil etmektedir. Kullanılan seriler aylık frekansta olduğu için Census X-12 yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Değişkenler arasında eşbütünlüşmenin olup olmadığını belirlemek için Eşitlik (7)'de yer alan  $H_0$  ve  $H_1$  hipotezleri test edilir.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \quad (\text{Eşbütünlüşme Yoktur}) \quad (7)$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0 \quad (\text{Eşbütünlüşme Vardır})$$

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunduğundan sonra uzun ve kısa dönem katsayıları sırasıyla Eşitlik (8) ve (9) yardımıyla tahmin edilir.

$$\Delta \ln CDS_t = \beta_0 \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln CDS_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} FAIZ_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta BIST100_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta \ln USD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{5i} \Delta \ln ENF_{t-i} + e_t \quad (8)$$

$$\Delta \ln CDS_t = \beta_0 \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln CDS_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} FAIZ_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta BIST100_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta \ln USD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{5i} \Delta \ln ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^m ECM_{t-i} + e_t \quad (9)$$

Eşitlik (9)'da  $ECM$  terimi ile ifade edilen hata teriminin de modele eklenmesi ile birlikte kısa dönemli katsayı tahmini yapılmaktadır. Katsayı tahmini, temel hipotez ile  $t$  ve  $F$  istatistikleri yardımıyla yapılmaktadır. ARDL sınır testi sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır. Model çıktısında yer alan  $F$  değeri Pesaran ve diğerlerinin (2001) belirlediği alt ve üst değerlerle karşılaştırılır.  $F$  istatistik değeri tablo alt sınırından küçükse  $H_0$ : eşbütünlüşme yok temel hipotezi kabul edilir.  $F$  değeri %1 anlamlılık düzeyinde tablo üst sınır değerinden büyük ise temel hipotez reddedilir.

## 4. BULGULAR

Çalışmanın bu kısmında kredi temerrüt takas primi serisine ait Ocak 2004 - Haziran 2022 dönemi boyunca aylık frekansta veriler kullanılarak koşullu varyans değerleri hesaplanmıştır. Kredi temerrüt takas primi oynaklığını belirlemek için, serinin doğal logaritması Eşitlik (10)'da yer alan formül yardımı ile hesaplanarak getiri serisi elde edilmiştir.

$$R_t = \log \left( \frac{CDS_t}{CDS_{t-1}} \right) \quad (10)$$

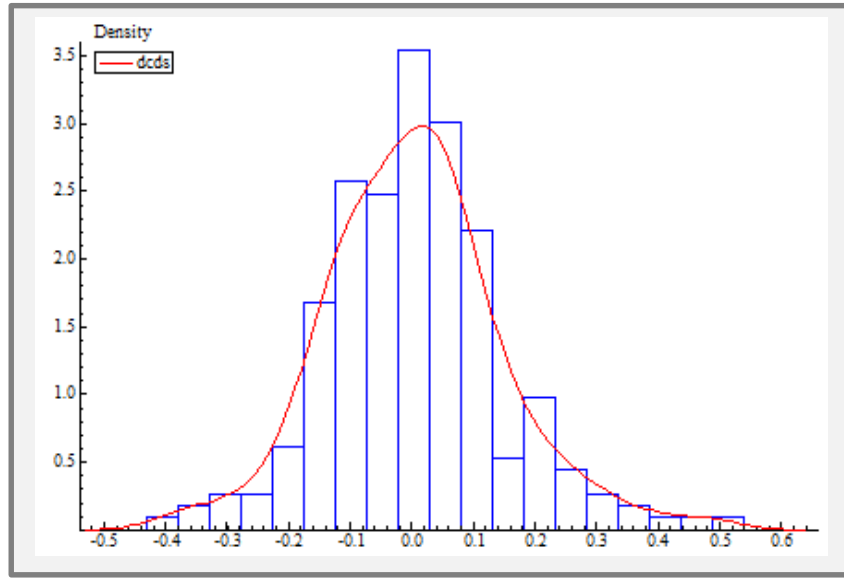
Eşitlik (10)'da  $CDS$  aylık frekansta kredi temerrüt takas primlerini temsil etmektedir. Eşitlikte  $R_t$  kredi temerrüt takas primlerine ait getiri serisini ifade etmektedir. Oluşturulan getiri serisine ilişkin tanımlayıcı istatistiklere Tablo 2'de yer verilmiştir.

**Tablo 2.** CDS Primlerine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

Ortalama	0,003
Maksimum	0,494
Minimum	-0,389
Standart Sapma	0,141
Çarpıklık	0,372
Basıklık	1,123
J-B	16,738*** (0,000)
Gözlem Sayısı	221
ARCH (1)	4,760*** (0,009)
ARCH (5)	2,434** (0,036)

**Not:** \*\* ve \*\*\* işaretleri sırasıyla %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Olasılık değerleri ( ) içinde yer almaktadır.

Tablo 2’de yer alan ortalama değerine göre seri pozitif ortalamaya sahiptir. Çarpıklık değerine göre ise, pozitif asimetrik yapıdadır. Jarque-Bera testi ile serinin normallik varsayımına uygun dağılım özelliği gösterip göstermediği test edilmektedir. Test sonucunun anlamlı çıkması ile “seri normal dağılıma uygundur” temel hipotezi reddedilmiştir. ARCH etkisi, ARCH tipi modellerin kullanılabilirliğinin göstergesi durumundadır. ARCH etkisi 1 ve 5 gecikme için sınanmış ve %1 ve %5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda seride ARCH etkisinin devam ettiği görülebilir. Yoğunluk fonksiyonu ile serinin basıklık ve çarpıklık yapısı incelenebilir. Türkiye CDS primlerine ilişkin yoğunluk fonksiyonu Şekil 1’de yer almaktadır.



**Şekil 1.** CDS Primlerine İlişkin Yoğunluk Fonksiyonu

Tanımlayıcı istatistiklerde yer alan basıklık değerine göre seri normal değer olan 3’ün altında değer alarak aşırı basık yapı özelliği göstermektedir. Seri aşırı basık ve çarpık yapıya sahip olduğu için normal dağılım özellikleri göstermemektedir. Serinin çarpık yapısı yoğunluk fonksiyonundan da görülebilir.

GARCH modellemesine geçmeden önce uygun ARMA (p,q) yapısının oluşturulması gerekmektedir. AR ve MA katsayıları 4 gecikmeye kadar denenmiş ve katsayı anlamlılığının yanında en iyi Akaike Bilgi Kriteri ve Log Olabilirlik değerlerini veren bileşimin ARMA(3,3) olduğu görülmüştür. ARMA (3,3) modeli Tablo 3’te yer almaktadır.

**Tablo 3.** ARMA (3,3) Model Tahmin Sonucu

	Katsayı	Standart Hata	Olasılık
<b>Sabit Terim</b>	0,003	0,009	0,728
<b>AR(1)</b>	-0,286***	0,105	0,007
<b>AR(2)</b>	-0,392***	0,069	0,007
<b>AR(3)</b>	-0,890***	0,104	0,007
<b>MA(1)</b>	0,250***	0,088	0,007
<b>MA(2)</b>	0,344***	0,063	0,007
<b>MA(3)</b>	0,944***	0,089	0,007
<b>Tanı Testleri</b>			
<b>AIC</b>	-1,055	<b>ARCH (1)</b>	9,304*** (0,002)
<b>Log Olabilirlik</b>	124,587	<b>ARCH (5)</b>	2,366** (0,041)

**Not:** \*\*\*,\*\* ve \* işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 3'te yer alan sonuçlara göre 5 gecikmeye kadar sistemde ARCH etkisi görülmektedir. Bunun sonucunda GARCH modelleri ile tahmin yapılmasında sorun görünmemektedir. Asimetrik modeller arasında yer alan APARCH, GJR-GARCH ve EGARCH modelleri ile denemeler yapılmış ve geçerli sonuçların GJR-GARCH modeli ile alındığı görülmüştür. ARMA (3,3) - GJR-GARCH (1, 1) model sonuçları Tablo 4'te yer almaktadır.

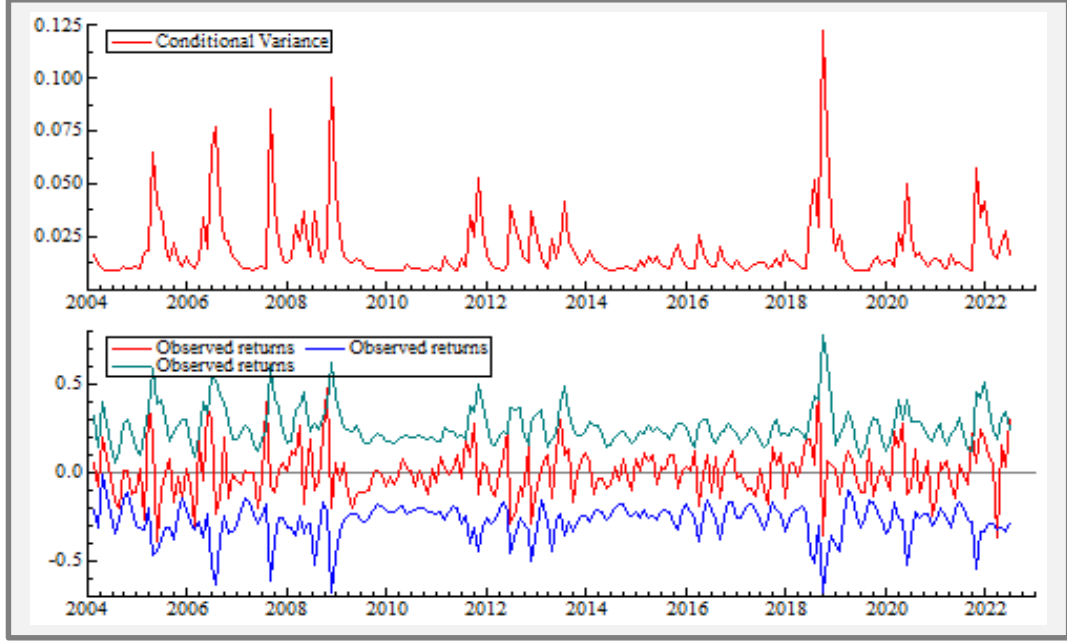
**Tablo 4.** ARMA (3,3)-GJR-GARCH (1,1) Model Tahmin Sonucu

	Katsayı	Standart Hata	Olasılık
<b>Ortalama Denklemi</b>			
Sabit Terim	-0,005***	0,000	0,000
AR (1)	0,442***	5,2e-0	0,000
AR (2)	-0,548***	0,000	0,000
AR (3)	-0,314***	0,000	0,000
MA (1)	-0,546***	0,000	0,000
MA (2)	0,615***	0,000	0,000
MA (3)	0,478***	0,000	0,000
<b>Varyans Denklemi</b>			
Sabit Terim	0,005**	0,002	0,021
ARCH (1)	0,558**	0,250	0,027
GARCH (1)	0,326**	0,160	0,043
Gamma (1)	-0,428*	0,251	0,092
GED (DF)	1,408**	0,260	0,000
<b>Tanı Testleri</b>			
AIC: -1,290			J.B: 21,773***
SIC: -1,106			Log Olabilirlik: 153,283
ARCH (1): 0,887 (0,347)			Q(5): 4,523 (0,339)
ARCH (5): 0,497(0,778)			Q(10): 17,665 (0,222)
ARCH (10): 0,964 (0,475)			Q <sup>2</sup> (10): 19,950 (0,335)

**Not:** \*\*\*,\*\* ve \* işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Modeldeki volatilité kalıcılığı,  $\alpha$  (ARCH) ve  $\beta$ 'nın (GARCH) katsayı toplamı ile ölçülmektedir ( $\alpha + \beta < 1$ ). Tablo 4'te yer alan  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerinin toplamının 1'den uzak olması, volatilité direncinin düşüklüğünü göstermektedir. Volatilité direncinin düşüklüğü ise sisteme gelen şokların etkisinin kısa süreli olduğunun göstergesidir. Asimetri etkisini gösteren GAMMA parametresi negatif ve anlamlı çıkmıştır. GAMMA parametresinin negatif katsayılı çıkmasının sonucu ise, kaldıraç etkisinin olmamasıdır. Bu durumda pozitif haberler negatif haberlere göre oynaklığı daha fazla etkilemektedir. Half-Life (HL) ölçütü ise  $HL = \ln(0.5) / \ln(\alpha + \beta)$  ile hesaplanmaktadır GJR-GARCH modeline göre getiri serisinde oynaklığın etkisi 5.4 aya yakın bir süredir. Diğer bir anlatımla CDS primlerinde meydana gelen şokun etkisi yaklaşık 163 gün sürmektedir. Tanı testlerinde yer alan ARCH ve Ljung Box testlerinin anlamsız çıkması sırasıyla değişen varyans ve seri korelasyon sorunlarının ortadan kalktığını göstermektedir. İncelenen zaman aralığı uzun bir süreyi içermektedir. Analiz döneminde yaşanan finansal, toplumsal ve siyasi gelişmelerin seride yapısal kırılmalara neden olabileceği göz önüne alındığında literatürde yaygın olarak kullanılan ICSS

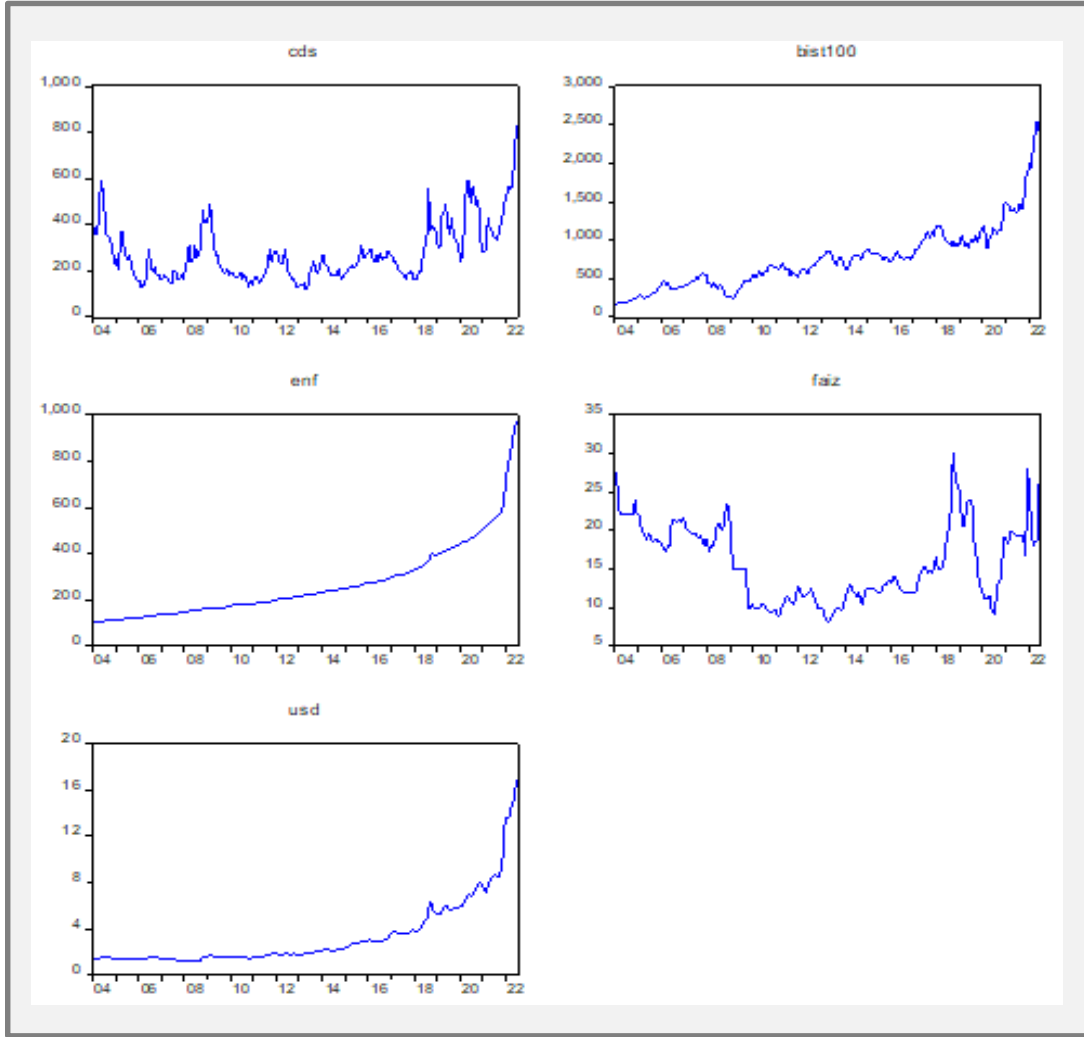
testleri uygulanmıştır. Getiri serisinin varyansında ICSS testlerinin Inclan ve Tiao (1994) algoritması ile 4 adet kırılma tarihi belirlenmiş (Eylül 2009-D(1); Haziran 2011-D(2); Eylül 2013-D(3); Nisan 2018-D(4)) ve varyans denkleminde dâhil edilmiştir. Kırımların eklendiği modelin geçersiz çıkması nedeniyle yorumlanmamış ve Ek 1’de yer verilmiştir. Türkiye CDS primlerine ait koşullu varyans ve riske maruz değer grafikleri Şekil 2’de sunulmuştur.



**Şekil 2.** CDS Primlerine İlişkin Koşullu Varyans Grafiği

Şekil 2’de yer alan üst grafikte koşullu varyansta meydana gelen dalgalanmalar yer alırken izdüşümünde yer alan grafikte ise koşullu varyansta meydana gelen dalgalanmaların belirsizliği artırdığı görülebilir. Şekil 2’ye göre, 2005 yılının ilk yarısı, 2006 yılının ikinci yarısı, 2007 yılının ikinci yarısı, 2009 yılının başlangıcı, 2011 yılının ikinci yarısı, 2019 yılının ikinci yarısı, 2020 yılının ilk yarısı ve 2021 yılının son aylarında belirsizlikte artış görülmektedir. 2008-2009 döneminde yaşanan belirsizlikte küresel finans krizinin etkileri, 2012-2014 döneminde yaşanan belirsizlikte Avrupa borç krizinin etkileri ve 2019-2022 döneminde yaşanan belirsizlikte ise, Covid-19 salgınının, etkilerinin CDS primlerinin riskini artırdığı görülmektedir. Yine grafikte gözlenen birbirine yakın dönemli yüksek volatiliteler volatiliteler kümelenmeleridir. Volatiliteler kümelenmeleri uzun hafıza özelliği gösteren serilerde gözlenen bir zaman serisi özelliğidir.

Çalışmanın bundan sonraki kısmında CDS primleri ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ait zaman serisine Şekil 3’te yer verilmiştir.



**Şekil 3.** Serilere İlişkin Zaman Serisi

Şekil 3'teki serilerde yer alan yükselen trend ile serilerin durağanlık özelliğine sahip olmadığı anlaşılabilir. Bir finansal serinin uzun dönemde gösterdiği özellik,  $t - 1$  döneminde serinin aldığı değer,  $t$  dönemini nasıl etkilediğinin belirlenmesiyle açıklanabilmektedir. Diğer bir anlatımla serinin birim kök içermesine karşın kullanılan çeşitli metodlar arasında birim kök testleri yer almaktadır. Bu çalışmada kullanılan seriler literatürde sıkça kullanılan ve güvenilir olarak addedilen ADF ve PP testleri ile durağanlık sınamasına alınmıştır. Çalışmada kullanılan ARDL yöntemine göre kullanılan serilerin  $I(0)$  veya  $I(1)$  bileşiminde olmasında sorun belirtilmemekte ancak  $I(2)$  olan serilerle yapılan sınır testlerinin güvenilirliğinde sorun yaşanabileceği belirtilmektedir. Bu çalışmada birim kök sınaması yapmadaki temel amaç ikinci mertebede durağanlaşan seri olup olmadığını belirlemektir. Çalışmada kullanılan serilerin birim kök test sonuçları Tablo 5'te gösterilmiştir.

**Tablo 5.** Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP	
	Trendli	Trendsiz	Trendli	Trendsiz
CDS	-2,145 (0,516)	-1,415 (0,574)	-2,258 (0,454)	-1,526 (0,518)
ΔCDS	-14,245*** (0,000)	-14,123*** (0,000)	-14,274*** (0,000)	-14,097*** (0,000)
BİST100	0,786 (0,999)	2,217 (1,000)	0,722 (0,999)	2,189 (0,999)
ΔBİST100	-9,131*** (0,000)	-9,151*** (0,000)	-14,861*** (0,000)	-14,893*** (0,000)
USD	3,950 (1,000)	4,414 (1,000)	6,889 (1,000)	7,570 (1,000)
ΔUSD	-10,950*** (0,000)	-10,165*** (0,000)	-10,047*** (0,000)	-9,736*** (0,000)
FAİZ	-2,338 0,411	-2,573 0,100	-2,345 (0,407)	-2,656* (0,083)
ΔFAİZ	-12,639*** (0,000)	-12,533*** (0,000)	-12,620*** (0,000)	-12,514*** (0,000)
ENF	3,150 (1,000)	2,156 (0,999)	9,078 (1,000)	6,279 (1,000)
ΔENF	-3,874** (0,014)	-3,195** (0,021)	-7,133*** (0,000)	-6,377*** (0,000)

**Not:** \*\*\*, \*\*, \* ve Δ işaretleri sırayla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini ve farkı alınan seriyi ifade etmektedir. ( ) içindeki değerler olasılık değerleridir.

Tablo 5'te yer alan değerlere göre, çalışmada kullanılan tüm seriler seviyede birim kök içerirken farkı alındıktan sonra durağanlık özelliğinin sağlandığı görülebilir. ARDL modelinde fiyatlar genel düzeyi ve faiz değişkenleri oran olduğu için logaritmaları alınmamıştır. Yine modelde yer alan tüm değişkenler mevsimsel etkiden arındırılmıştır. ARDL (2,3,2,1,4) Model sonuçları Tablo 6'da gösterilmiştir.

**Tablo 6.** ARDL (2,3,2,1,4) Modeli Sınır Testi Sonuçları

Anlamlılık düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
%10	2,2	3,09
%5	2,56	3,49
%1	3,29	4,37
<b>F</b>		4,789
<b>Sonuç</b>		Eşbütünleşme Var
<b>Uygun Gecikme Uzunluğu</b>		4
<b>ARDL Modeli</b>		(2,3,2,1,4)

Tablo 6'da bulunan sonuçlara göre F istatistik değerinin %1 seviyesinde üst sınır kritik değerinden büyük çıkması nedeniyle eşbütünleşmenin olmadığını savunan temel hipotez reddedilmiştir. Diğer bir ifadeyle, CDS primleri ile açıklayıcı değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmaktadır. ARDL regresyonu ile tahmin edilen kısa ve uzun dönemli katsayılar Tablo 7'de yer verilmiştir.

Tablo 7'de görüldüğü üzere, CDS primleri üzerinde %1, %5 anlamlılık düzeylerinde etkili olan bağımsız değişkenler kısa - uzun dönemde birbirleriyle tutarlı sonuçlara sahiptir. Bir önceki dönem CDS değişkeni CDS primlerini negatif yönde etkilemektedir. BİST-100 değişkeni iki dönem öncesinden cari döneme değin CDS primlerini negatif yönde etkilemektedir. USD değişkeni CDS primlerini cari dönemde pozitif yönde etkilerken bir önceki dönemde negatif yönde etkilemektedir. ENF değişkeni CDS primlerini cari dönemde pozitif yönde etkilemektedir. FAİZ değişkeni CDS primlerini cari dönemde ve üç dönem öncesinde CDS primlerini negatif yönde etkilemektedir. Kısa dönemde üç dönem üst üste anlamlı etkisi bulunan BIST-100 değişkeni CDS primleri üzerinde

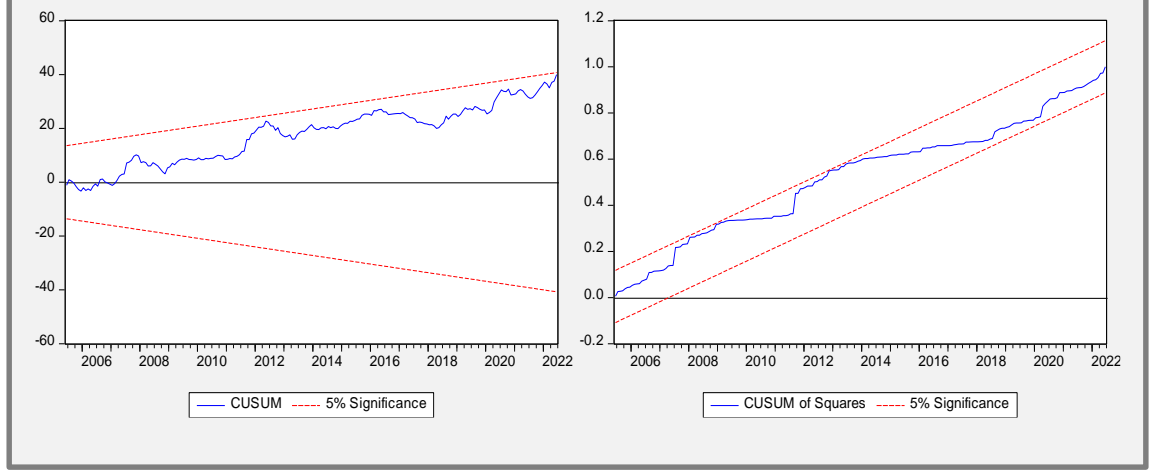
etki gücü en yüksek değişkendir. Hata düzeltme katsayısını temsil eden ECM'nin negatif katsayılı ve anlamlı çıkması gerekmektedir. Tablo 7'deki ECM değerine göre, bir önceki dönemde oluşan şokun neden olduğu dengesizliğin %26'lık kısmı cari dönemde kapanarak uzun dönemdeki dengesine doğru tekrar gelmektedir. Uzun dönemde CDS primleri üzerinde etki gücü en yüksek kısa dönemle tutarlı olarak BİST-100 değişkenidir. Uzun dönemde BİST-100, kısa dönemde olduğu gibi CDS primlerini negatif yönde etkilemektedir. Sermaye piyasasında ortaya çıkabilecek %1 büyüklüğündeki şok, CDS primlerinde % 0,91 oranında düşüşe neden olmaktadır. Uzun dönemde USD değişkeni üzerinde ortaya çıkabilecek %1 oranında şok, CDS primlerinin %0,48 oranında yükselmesine neden olmaktadır. Modelde bağımlı değişkene logaritmik dönüşüm uygulanırken bağımsız değişkenlerden FAİZ ve ENF değişkenine logaritmik dönüşüm uygulanmamıştır. Bu durumda model *log-dog* modeli olarak bilinmektedir. Modelde CDS'deki mutlak değişime karşılık ENF'de oransal-görelî değişmeyi açıklamak için ENF'deki değişimin 100 ile çarpılması gerekmektedir; bu durumda ENF değişkeni üzerinde oluşabilecek 1 birimlik şok, CDS primlerinin (%0,002\*100) %0.2 oranında yükselmesine neden olmaktadır. Uzun dönemde FAİZ değişkeninin CDS primleri üzerinde anlamlı etkisi bulunmamaktadır. Yine sonuçlara göre, tanı testlerinde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığı, normal dağılım gösteren hata terimi ve model kurma hatasının bulunmadığı görülebilir.

**Tablo 7.** Kısa ve Uzun Dönem Katsayı Tahmini

<b>Kısa Dönem Katsayıları</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>t istatistiği</b>	<b>Olasılık değeri</b>
D(LOGCDS(-1))	-0,198***	-2,993	0,003
D(LOGBİST100)	-1,027***	-9,311	0,000
D(LOGBİST100(-1))	-0,531***	-4,131	0,000
D(LOGBİST100(-2))	-0,329***	-2,861	0,004
D(LOGUSD)	1,454***	6,566	0,000
D(LOGUSD(-1))	-0,826***	-3,255	0,001
D(ENF_SA)	0,002***	3,127	0,002
D(FAİZ_SA)	-0,009*	-1,707	0,089
D(FAİZ_SA(-1))	0,008	1,562	0,119
D(FAİZ_SA(-2))	0,006	1,248	0,213
D(FAİZ_SA(-3))	-0,011**	-2,297	0,022
ECM (-1)	-0,260***	-5,426	0,000
<b>Uzun Dönem Katsayıları</b>			
LOGBİST100	-0,916***	-6,276	0,000
LOGUSD	0,486**	2,511	0,012
ENF_SA	0,002**	2,369	0,018
FAİZ_SA	-0,007	-0,918	0,359
<b>Tanı Testleri</b>			
<b>R<sup>2</sup>: 0,946</b>	<b>Breus-Gdfry LM: 1,028 (0,351)</b>	<b>Ramsey Reset: 0,008 (0,992)</b>	
<b>F-testi: 197,899*** (0,000)</b>	<b>ARCH-LM: 0,052 (0,810)</b>	<b>D-W: 2,056</b>	

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* işaretleri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tahmin edilen ARDL modelinde yapısal kırılma olup olmadığının belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada, Brown ve diğerleri (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMQ testleri kullanılmıştır. Şekil 4'te yer alan grafiklerde bant dışına taşan gözlem bulunmamaktadır.



**Şekil 4:** Cusum ve Cusum Q Test Sonuçları

Tahmin edilen ekonomik modelde kullanılan değişkenlerin incelenen dönemde istikrarlı bir seyir izlediği belirtilebilir. Açıklayıcı değişkenlerdeki politika değişiklikleri CDS primleri üzerinde büyük değişikliklere neden olmamaktadır.

## 5. SONUÇ

2004-2022 döneminde Türkiye ülke CDS primlerinin volatilitésinin ve makroekonomik değişkenlerle ilişkisinin incelendiği bu çalışmada ARMA(3,3)-GJR GARCH (1,1) modeli ile volatilité modellemesi yapılmış, daha sonra ise yazında sıkça kullanılan makroekonomik değişkenler ile ARDL sınır testi yapılmıştır. ARMA(3,3)-GJR GARCH (1,1) model bulgularına göre sisteme gelen şokların volatilitéye olan etkisini gösteren direnç düşük çıkmıştır. Asimetri katsayısı ise; Türkiye'nin CDS primlerinde uzun hafızayı araştıran Çevik ve Karaca'nın (2021) bulgularına benzer olarak kaldıraç etkisinin olmadığını göstermektedir. Analiz döneminde yaşanan finansal, toplumsal ve siyasi gelişmelerin seride yapısal kırılmalara neden olabileceği göz önüne alınarak varyansta kırılma testi yapılmıştır. Varyansta kırılma testleri arasında yer alan Inclan ve Tiao (1994) algoritması ile 4 adet kırılma tarihi belirlenmiş ancak kırılma tarihlerinin varyans denkleminde dikkate alındığı modelin istatistiki olarak geçersiz çıkması sonucu nedeniyle katsayılar yorumlanmamıştır. Volatilité modellemesinde direncin düşük çıkması ile varyansta kırılma testinde belirlenen kırılma tarihlerinin volatilité modelinde geçersiz çıkması birbiri ile paralel sonuçlardır. Buradan çıkarılabilecek sonuç ise Türkiye'nin ülke CDS primlerinde volatilité direncinin makroekonomik faktörler haricinde doğal afetler, sosyal-siyasi kırılmalar gibi olaylar nedeniyle düşük çıkmasıdır.

Koşullu varyans grafiğine göre ise, 2005 yılının ilk yarısı, 2006 yılının ikinci yarısı, 2007 yılının ikinci yarısı, 2009 yılının başlangıcı, 2011 yılının ikinci yarısı, 2019 yılının ikinci yarısı, 2020 yılının ilk yarısı ve 2021 yılının son aylarında belirsizlikte artış görülmektedir. 2008-2009 döneminde yaşanan belirsizlikte küresel finans krizinin etkileri, 2012-2014 döneminde yaşanan belirsizlikte Avrupa borç krizinin etkileri ve 2019-2022 döneminde yaşanan belirsizlikte Covid-19 salgın etkilerinin CDS primlerinin riskini artırdığı görülmektedir. ARDL sınır testi sonucuna göre ise CDS primleri ile bağımsız değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi belirlenmiştir. Sınır testi sonuçları, açıklayıcı değişken olarak BIST-100 ve döviz kurlarını kullanan Şahin ve Özkan'ın



(2018) bulguları ile örtüşmektedir. Uzun ve kısa dönemde ülke risk primleri üzerinde etki gücü en yüksek değişken, sermaye piyasasını temsil eden BIST-100 değişkenidir. Kısa ve uzun dönemde ülkeye yapılan portföy yatırımları CDS primlerinin düşmesine neden olmaktadır. Uzun dönemde Buz'un (2021) sonuçları ile tutarlı olarak ülke risk primini sermaye piyasası kaynaklı şoklar negatif yönde, dolar kuru kaynaklı şoklar ise pozitif yönde etkilemektedir. Yine uzun dönemde fiyatlar genel düzeyi kaynaklı şoklar, ülke risk priminde artışa neden olmaktadır. Kısa dönemde ise bağımsız değişkenlerden ülke risk primleri üzerine çeşitli gecikmelerden anlamlı etkiler yer almaktadır. Çalışmada uygulamanın ilk aşamasında yer alan volatilité modellemesinde çıkan sonuçlar da gözönüne alındığında CDS yatırımcısı için sermaye piyasası, döviz piyasası ve fiyatlar genel düzeyi karar vermede belirleyici etkenler olarak ortaya çıkmıştır.

---

<b>Geliş Tarihi   Kabul Tarihi   Yayın Tarihi</b>	14 Eylül 2023   17 Aralık 2023   31 Aralık 2023
<b>Yazar Katkısı</b>	Mustafa ÇEVİK (%55), Dilek ŞAHİN ÇEVİK (%45)
<b>Hakem Değerlendirmesi</b>	Çift taraflı kör hakemlik
<b>Etik Onay</b>	Bu makale, insan veya hayvanlar ile ilgili etik onay gerektiren herhangi bir araştırma içermemektedir.
<b>Çıkar Çatışması</b>	Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.
<b>Finansal Destek</b>	Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir
<b>Telif Hakkı &amp; Lisans</b>	Yazarlar dergide yayınlanan çalışmalarının telif hakkına sahiptirler ve çalışmalarını CC BY-NC 4.0 lisansı altında yayımlanır. <a href="https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.tr">https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.tr</a>
<b>Submission   Acceptance   Publication</b>	14 September 2023   17 December 2023   31 December 2023
<b>Author Contribution</b>	Mustafa ÇEVİK (55%), Dilek ŞAHİN ÇEVİK (45%)
<b>Peer-review</b>	Double-blind peer review
<b>Ethical Approval</b>	This article does not contain any studies with human participants or animals performed by the authors.
<b>Conflicts of Interest</b>	The authors declare that there is no conflict of interest.
<b>Grant Support</b>	The authors received no financial support for the research, authorship and/or publication of this article.
<b>Copyright &amp; License</b>	Authors publishing with the journal retain(s) the copyright to their work licensed under the CC BY-NC 4.0. <a href="https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/">https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/</a>

---

---

**KAYNAKÇA | REFERENCES**

- Aizenman, J. ve Pinto, B. (2004). Managing volatility and crises: a practitioner's guide overview. 10602, Cambridge, MA: NBER Working Paper Series. doi:10.3386/w10602
- Atmışdörtoğlu, A. (2020). Kredi temerrüt swapları ve gelişmekte olan ülkelerde seçilmiş göstergeler üzerine bir araştırma. *Bankacılık ve Sermaye Piyasası Araştırmaları Dergisi*, 4(9), 44-56. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/bspad/issue/55354/693000>
- Aydın, G. K., Hazar, A. ve Çütcü, İ. (2016). Kredi temerrüt takası ile menkul kıymet borsaları arasındaki ilişki: gelişmiş ve gelişmekte olan ülke uygulamaları. *Türk Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 1(2), 1-20. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/353567>
- Bayrakdaroğlu, A. ve Mirgen, Ç. (2021). Kredi temerrüt takası (CDS) ve borsa endeks ilişkisi: BRICS ülkeleri üzerine bir araştırma. *Ekonomi Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 6(Özel Sayı), 65-78. doi:10.30784/epfad.1019759
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, (31), 307-327. doi:10.1016/0304-4076(86)90063-1
- Brooks, C. (2008). *Econometrics for finance* (2b). New York: Cambridge University Press.
- Brown, L., Durbin, J. ve Evans, J. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), 159-192. Erişim adresi: [https://hhstokes.people.uic.edu/ftp/e535/Brown\\_Durbin\\_evans\\_1975.pdf](https://hhstokes.people.uic.edu/ftp/e535/Brown_Durbin_evans_1975.pdf)
- Buz, N.E. (2021). Ülke kredi temerrüt takas (CDS) primini etkileyen faktörler, Türkiye uygulaması. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Başkent Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara
- Çevik, M. ve Karaca, S.S. (2021). Kredi temerrüt takası primlerinin oynaklığında uzun hafıza ve etkin piyasa hipotezi - fraktal piyasa hipotezi sınaması: Türkiye örneği. *Gaziantep University Journal of Social Sciens*, 20(3), 1375-1400. doi:10.21547/jss.901344
- Çil, N. (2015). *Finansal ekonometri* (2b). İstanbul: Der Yayınları
- Demir, İ. ve Çene, E. (2012). İMKB 100 endeksindeki kaldıraç etkisinin ARCH modelleriyle iki alt dönemde incelenmesi. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 41(2), 214-226. Erişim adresi: <https://www.acarindex.com/pdfler/acarindex-9cd3cf2a-6674.pdf>
- Dinç, M., Yıldız, Ü. ve Kırca, M. (2018). Türkiye kredi risk primindeki (CDS) yapısal kırılmaların ekonometrik analizi. *UIİİD-IJEAS*(Prof. Dr. Harun Terzi Özel Sayısı), 181-192. doi:10.18092/ulikidince.435156
- Ding, Z., Granger, C.W. ve Engle, R.F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106. doi:10.1016/0927-5398(93)90006-d
- Duffie, D. (1999). Credit swap valuation. *Financial Analysts Journal*, 73-87. Erişim adresi: <https://www.darrellduffie.com/uploads/pubs/duffiecreditswapvaluation1999.pdf>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007. <https://www.jstor.org/stable/1912773> adresinden alındı

- 
- Erer, D. (2023). Farklı ekonomik rejimler altında küresel belirsizliklerin ülke kredi risk primi üzerine etkisi: Türkiye örneği. *Maliye Dergisi*, (183), 1-23. Erişim adresi: <https://ms.hmb.gov.tr>
- Gamboa-Estrada, F. ve Romero, J. V. (2022). *Modelling cds volatility at different tenures: an application for Latin-American countries*. Banco de la Republica de Colombia. Erişim adresi: <https://ideas.repec.org/p/bdr/borrec/1199>
- Gemmill, G. ve Marra, M. (2019). Explaining CDS prices with Merton's model before and after the Lehman default. *Journal of Banking and Finance*, (106), 93-109. doi: [10.1016/j.jbankfin.2019.05.013](https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.05.013)
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. ve Runkle, D.E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 1779-1801. doi: [10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x](https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x)
- Gül, Y. (2020). Kredi temerrüt takasları ve makroekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar*, 5(4), 659-669. doi: [10.29106/fesa.795635](https://doi.org/10.29106/fesa.795635)
- Hull, J., Predescu, M. ve White, A. (2004). The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements. *Journal of Banking & Finance*, 28, 2789-2811. doi: [10.1016/j.jbankfin.2004.06.010](https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.06.010)
- Inclan, C. ve Tiao, G.C. (1994). Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance. *Journal of the American Statistical Association*, 89(427), 913-923. doi: [10.1080/01621459.1994.10476824](https://doi.org/10.1080/01621459.1994.10476824)
- Ismailescu, I. ve Kazemi, H. (2010). The reaction of emerging market credit default swap spreads to sovereign credit rating changes. *Journal of Banking & Finance*, 34, 2861-2872. doi: [10.1016/j.jbankfin.2010.05.014](https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.05.014)
- Kiff, J. ve Morrow, R. (2000). Credit derivatives. 3-11. doi: [10.1007/978-3-642-04454-0\\_10](https://doi.org/10.1007/978-3-642-04454-0_10)
- Kırca, M. ve Yıldız, Ü. (2020). Türkiye için kredi risk primi (CDS) ve ekonomik büyüme arasındaki zamanla değişen nedensellik ilişkileri. *Uluslararası Afro Araştırmaları Dergisi*, 5(10), 18-24. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ijar/issue/55341/752469>
- Kırkıl, M. (2021). Ülke kredi riski derecelendirmede: iç ekonomik veriler. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 8(1), 57-74. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/1440999>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91. Erişim adresi: <https://www.jstor.org/stable/2975974>
- Nelson, D.B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370. Erişim adresi: <https://www.jstor.org/stable/2938260>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal Of Applied Econometrics*, (16), 289-326. doi: [10.2307/2678547](https://doi.org/10.2307/2678547)
- Pollack, E.R. (2003, Nisan 28). Assessing the usage and effect of credit derivatives.
- Raimbourg, P. ve Salvade, F. (2020). Rating announcements, cds spread and volatility during the european sovereign crisis. *Finance Research Letters*. doi: [10.1016/j.frl.2020.101663](https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101663)
-

- 
- Skinner, F.S. ve Townend, T.G. (2002). An empirical analysis of credit default swaps. *International Review of Financial Analysis*, 11, 297-309. doi:[10.1016/S1057-5219\(02\)00077-7](https://doi.org/10.1016/S1057-5219(02)00077-7)
- Şahin, E.E. ve Özkan, O. (2018). Kredi temerrüt takası, döviz kuru ve BIST100 endeksi ilişkisi. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(3), 1939 - 1945. doi:[10.17218/hititsosbil.450178](https://doi.org/10.17218/hititsosbil.450178)
- Wang, J., Sun, X. ve Li, J. (2019). How do sovereign credit default swap spreads behave under how do sovereign credit default swap spreads behave under countries. *Finance Research Letters*, 1-10. doi:[10.1016/j.frl.2019.101350](https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.101350)
- Yoshizakia, Y., Toyoshimaa, Y. ve Haomori, S. (2013). The causal relationships between sovereign cds premiums for Japan and selected EU countries. *Applied Economics Letters*(20), 742-748. doi:[10.1080/13504851.2012.741671](https://doi.org/10.1080/13504851.2012.741671)

---

## EXTENDED SUMMARY

### Introduction

Fluctuations in foreign exchange and interest markets since 1972 as a result of the collapse of the Bretton Woods system increased uncertainty in financial markets and created the need for risk protection for individual and institutional investors. The motivation to hedge risk and make money based on speculation has caused transaction volumes in the futures and options markets to increase year by year. One of the most important developments observed in financial markets since the 1970s is the rapid growth in derivative markets. Credit default swap (CDS), which is used among derivative instruments for hedging purposes, has become an important risk indicator that measures the financial risks of countries as well as at the company level. CDS is a financial contract in which the lender is insured for a certain premium against the risk of non-repayment of the loan and the parties in question are secured. In other words, CDS is a credit derivative that protects the buyer against the risk of non-repayment of the loan. CDS premiums are used to measure the credit risks of countries, and in this sense, they are an important indicator in creating the risk perception of international investors towards the country in question. In this context, an increase in the CDS premium indicates that the risk level is high. The CDS level is an important determinant on foreign investments coming to the country. It is known that CDS premiums are affected by macroeconomic factors and social and economic crises and developments faced by countries.

### Purpose

In this study, we examined the volatility of Türkiye's credit default swap premiums for the 2004-2022 period and analyzed their relationship with selected macroeconomic variables. It has been observed in the relevant literature that the relationship of CDS premiums with macroeconomic variables has been examined, but volatility characteristics have not been taken into account. With this study, we wanted to contribute to the finance literature by examining the interaction of the volatility characteristics of risk premiums and the variables that shape the economy.

### Method

In this study, we modeled volatility with the ARMA(3,3)-GJR GARCH (1,1) model and then applied the ARDL bounds test. Experiments were made with the APARCH, GJR-GARCH and EGARCH models, which are among the asymmetric models, and it was seen that valid results were obtained with the GJR-GARCH model. In the study, structural breaks in the volatility model were determined by ICSS tests developed with the Inclan and Tiao (I-T) algorithm.

### Findings

Volatility persistence in the model is measured by the sum of the coefficients of  $\alpha$  (ARCH) and  $\beta$  (GARCH) ( $\alpha + \beta < 1$ ). The sum of  $\alpha$  (ARCH) and  $\beta$  (GARCH) parameters being less than 1 indicates low volatility resistance. Low volatility resistance indicates that the effects of shocks to the system are short-lived. The GAMMA parameter, which shows the asymmetry effect, was negative and significant. The result of the GAMMA parameter having a negative coefficient is that there is no leverage effect. In this case, positive news affects volatility more than negative news. Half-Life (HL) criterion calculates it with  $HL = \ln(0.5) / \ln(\alpha + \beta)$ . According to the GJR-GARCH model, the effect of volatility on the return series is approximately 5.4 months. In other words, the effect of the shock in CDS premiums lasts approximately 163 days. The fact that the ARCH and Ljung Box tests in the diagnostic tests are insignificant shows that the problems of heteroscedasticity and serial correlation, respectively, have been eliminated. The time period examined covers a long period of time. Considering that the financial, social and political developments experienced during the analysis period may cause structural breaks in the series, ICSS tests, which are widely

used in the literature, were applied. Four break dates were determined with ICSS tests in the variance of the return series (September 2009-D(1); June 2011-D(2); September 2013-D(3); April 2018-D(4)) and were included in the variance equation. It was not interpreted because the model to which the breaks were added was invalid.

### Conclusions

According to ARMA(3,3)-GJR GARCH (1,1) model findings, the resistance showing the effect of shocks to the system on volatility was low. The asymmetry coefficient shows that there is no leverage effect in the system. Considering that the financial, social and political developments experienced during the analysis period may cause structural breaks in the series, a break in variance test was performed. 4 break dates were determined with ICSS tests, which is among the break in variance tests, but the coefficients were not interpreted because the model in which the break dates were taken into account in the variance equation was found to be statistically invalid. According to the conditional variance graph, there is an increase in uncertainty in the first half of 2005, the second half of 2006, the second half of 2007, the beginning of 2009, the second half of 2011, the second half of 2019, the first half of 2020 and the last months of 2021. It is seen that the effects of the global financial crisis in the uncertainty experienced in the 2008-2009 period, the effects of the European debt crisis in the uncertainty experienced in the 2012-2014 period, and the effects of the Covid-19 epidemic in the uncertainty experienced in the 2019-2022 period increased the risk of CDS premiums. According to the ARDL bounds test result, a cointegration relationship was determined between CDS premiums and independent variables. The variable with the highest impact on country risk premiums in the long and short term is the BIST-100 variable, which represents the capital market. In the long term, shocks originating from the capital market affect the country risk premium negatively, while shocks originating from the US dollar affect it positively. Again, in the long run, shocks originating from the general level of prices cause an increase in the country risk premium. In the short term, there are significant effects from various lags on country risk premiums, which are independent variables.

### Ek 1. ARMA (3,3)-GJR-GARCH (1,1) Kırılmalı Model

	Katsayı	Standart Hata	Olasılık
<b>Ortalama Denklemi</b>			
Sabit Terim	-0,010***	0,000	0,000
AR (1)	0,123***	0,000	0,000
AR (2)	-0,203***	0,001	0,000
AR (3)	-0,716***	0,000	0,000
MA (1)	-0,135***	0,003	0,000
MA (2)	0,225***	0,002	0,000
MA (3)	0,915***	0,004	0,000
<b>Varyans Denklemi</b>			
Sabit Terim	0,000***	2,5e-0	0,000
D(1)	-0,022***	0,005	0,000
D(2)	0,017***	0,005	0,004
D(3)	-0,018***	0,004	0,000
D(4)	0,012	0,008	0,151
ARCH (1)	0,018	0,017	0,282
GARCH (1)	0,985***	0,008	0,000
Gamma (1)	-0,020	0,037	0,577
Student (DF)	57,082	54,046	0,292
<b>Tamı Testleri</b>			
AIC: -1,278	J.B: 1,553		
SIC: -1,094	Log Olabilirlik: 158,622		
ARCH (1): 1,047 (0,352)	Q(5): 4,003 (0,405)		
ARCH (5): 1,463 (0,203)	Q(10): 17,216 (0,244)		
ARCH (10): 1,371 (0,195)	Q <sup>2</sup> (10): 43,971 (0,472)		

**Not:** \*\*\* \*\* \* işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. ( ) içindeki değerler olasılık değerleridir. ARCH, GAMMA ve Student parametrelerinin anlamsız çıkması nedeniyle model geçersiz sayılmaktadır. Bu nedenle tablo yorumlanmamıştır.