



# GAZIANTEP UNIVERSITY JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES

Journal homepage: <http://dergipark.org.tr/tr/pub/jss>



## Araştırma Makalesi • Research Article

### Kredi Temerrüt Takası Primlerinin Oynaklığında Uzun Hafıza ve Etkin Piyasa Hipotezi - Fraktal Piyasa Hipotezi Sınaması: Türkiye Örneği<sup>1</sup>

*Long Memory in The Volatility of Credit Default Swap Premiums and Efficient Market Hypothesis - Fractal Market Hypothesis Test: Example of Turkey*

Mustafa ÇEVİK<sup>a\*</sup>, Süleyman Serdar KARACA<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Doktora Öğrencisi, Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, LEE, Muhasebe-Finansman Bilim Dalı, Tokat / TÜRKİYE

ORCID: 0000-0002-8735-5773

<sup>b</sup> Prof. Dr., Malatya Turgut Özal Üniversitesi, SBBF, Muhasebe ve Finans Yönetimi Bölümü, Malatya / TÜRKİYE

ORCID: 0000-0002-5424-5359

#### MAKALE BİLGİSİ

*Makale Geçmişi:*

Başvuru tarihi: 22 Mart 2021

Kabul tarihi: 9 Temmuz 2021

*Anahtar Kelimeler:*

Kredi temerrüt takası,  
Uzun dönem hafıza,  
Etkin piyasalar hipotezi,  
Fraktal piyasa hipotezi

#### ARTICLE INFO

*Article History:*

Received March 22, 2021

Accepted July 9, 2021

*Keywords:*

Credit default swap,  
Long term memory,  
Efficient market hypothesis,  
Fractal market hypothesis

#### ÖZ

Bu çalışmada, Türkiye'nin 2010 – 2020 dönemine ait ülke Kredi Temerrüt Takası Primlerinin finansal zaman serisi olarak özellikleri araştırılmış, parametrik ve yarı parametrik ön testler uygulanmıştır. Asimetrik ikili uzun hafıza modelleri yardımıyla uzun hafıza özellikleri ile birlikte zayıf formda piyasa etkinliği ve fraktal piyasa özellikleri sınanmıştır. Ön testlerle tutarlı olarak ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIEGARCH ve ARFIMA-FIAPARCH model sonuçlarına göre değişim serisinde kısa hafızaya yakın özellik ve oynaklık serisinde ise uzun dönem hafıza özellikleri belirlenmiştir. Yapısal kırılmaların varyans denkleminde dâhil edildiği modellerde öngörü performansının düştüğü belirlenmiştir. Kırılmalı modellerde uzun hafıza parametre katsayılarındaki meydana gelen azalma, uzun hafıza direncinde kırılma olarak yorumlanabilir. Türkiye'nin kredi temerrüt takası piyasasında volatilitenin öngörülebilir yapıda çıkması, etkin piyasa hipotezi ile çelişmektedir. Kredi temerrüt takası piyasası fraktal özellikler göstermektedir.

#### ABSTRACT

In this study, we investigated the characteristics of Turkey's CDS premiums for the period 2010 – 2020 as a financial time series with parametric and semi-parametric preliminary tests. We investigated weak form market efficiency and fractal market characteristics with the help of asymmetric dual long memory models. According to the results of the ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIEGARCH and ARFIMA-FIAPARCH models, consistent with preliminary tests, we determined features close to short memory in the change series and features of long-term memory in the volatility series. It was determined that the prediction performance decreased in the models in which structural breaks were included in the variance equation. The decrease in the long memory parameter coefficients in the models made under structural breaks can be interpreted as a break in the long memory resistance. The predictable volatility in Turkey's credit default swap market contradicts the efficient market hypothesis. The credit default swap market exhibits fractal characteristics.

<sup>1</sup> Bu makale Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü bünyesinde Prof. Dr. Süleyman Serdar KARACA danışmanlığında hazırlanmakta olan doktora tez çalışmasından üretilmiştir.

**EXTENDED ABSTRACT**

In the last two decades, many innovations have emerged in the financial markets and financial instruments have been developed for various needs. The most well known of these financial instruments are credit derivatives. The most traded contract among credit derivatives is the credit default swap. Credit default swap provides insurance service to the creditor against the risk of non-repayment of the loan in return for a certain fee. In this study, credit default swap, which is used as a financial time series, has been examined with the focus on Efficient Markets Hypothesis (EMH) and Fractal Market Hypothesis (FMH). According to EMH formulated by Paul Samuelson and Eugene Fama in the 1960s, the prices in the capital market are formed according to all information and data about the company and the stock. EMH has two important implications; all price movements are random and all basic information is already included in the price of the financial instrument. The most powerful form of EMH includes all the information about the said market prices. The semi-strong form of EMH includes all publicly available information on stock prices, and the weak form of EMH states that it is impossible to predict future stock price movements based on historical values. EMH is related to the "random walk" theory, which suggests that prices are formed independently over periods in financial literature. According to the random walk theory, securities prices reflect all the information in markets where competition conditions prevail. As a result, prices are updated with new information coming to the market. However, fluctuations in prices that occur in real life do not have a random walk feature. Only the mode of activity in semi-strong form and activity in weak form of EMH can be applied empirically. In the weak form activity that is the focus of this study, future stock price movements cannot be predicted from historical values. The last period of criticism against EMH was the 2008 financial crisis. The Fractal Market Hypothesis, introduced by Edgar E. Peters after the criticisms brought to EMH, was developed based on the "Mandelbrot Cluster". Fractal theory can explain the properties and behavior of complex systems. With the recognition of the self-similarity phenomenon in the Mandelbrot set in financial time series, FPH has started to be used in economics and finance literature. The phenomenon of self-repetition is a feature that can also be seen in financial time series. In addition to the self-similarity phenomenon, the research findings have been reached that do not give results in accordance with the random walk hypothesis, which is the assumption of EMH, and the price changes do not show normal distribution. Findings about the existence of long memory can be mentioned in these studies. Long memory refers to the high correlation relationship between the observation values of a time series. Market participants try to take precautions against the risk of loss, taking into account how long-term memory and structural breakage will affect possible future volatility. Volatility, which constitutes an important part of this study, is accepted as an indicator of risk and uncertainty. Fund supply and demanders follow volatility as well as price movements in the market. In this respect, it is important whether the volatility has a predictable nature. Weak form efficacy has been the subject of numerous studies. However, there are few studies investigating the weak form efficiency of credit default swap premiums. In this study, Turkey's CDS spreads to the weak form of market efficiency of the volatility of the exchange series has been tested and fractal market conditions. For this purpose, Turkey's CDS the mean and variance in the long term, taking into account possible structural breaks in the variance of the memory wherein different series asymmetric dual long memory models (ARFIMA(p,ξ,g) – FIGARCH(1,d,1), ARFIMA(p,ξ,g) – FIEGARCH(1,d,1) and ARFIMA(p,ξ,g) – FIAPARCH(1,d,1)) were investigated using. We identified features close to short memory in the change series and long-term memory features in the volatility series. Considering the value of the parameter d in the variance equation between 0 and 0.5, it can be concluded that the effect of shocks is symmetrical and tends to return to the average in the long run. While there is no long memory in the change series, there is a long memory in the volatility series. This feature is not supported by Turkey CDS market weak form of market efficiency and use of historical data can be said that if the volatility predictable nature. Presence of long memory in financial time series indicates to FMH. The long memory phenomenon, which are the basic assumptions of FMH, can be interpreted as self-repetition, possible instability in all scales, slow return of the series to the mean, signs of the realization of Fractal Market conditions in CDS market. In the ARFIMA (p, ξ, g) - FIAPARCH (p, d, g) model, the  $\gamma$  parameter, which shows the effect of asymmetry, is negative and significant. In this case, positive news affect volatility more than negative news. As a result of the negative coefficient of the parameter  $\gamma$ , there is no leverage effect. Sanso et al., (2004), ICSS (IT) breaking dates were taken into consideration in ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIEGARCH, ARFIMA-FIAPARCH models. It was determined that the prediction performance decreased in the models in which structural breaks were included in the variance equation. It was determined that the prediction performance decreased in the models in which structural breaks were included in the variance equation. The decrease in the long memory parameter coefficients in the models made under structural breaks can be interpreted as a break in the long memory resistance

## Giriş

Bilişim teknolojilerinde yaşanan hızlı gelişmeler sonucunda finansal piyasalarda çok sayıda yenilik ortaya çıkmış ve çeşitli ihtiyaçları karşılamaya yönelik olarak farklı finansal araçlar geliştirilmiştir. Bu finansal araçlardan en fazla öne çıkanı ise kredi türevleridir. Kredi türevi, bir veya daha çok sayıda finansal varlıkla ilgili olarak meydana gelen kredi riskini bertaraf etmek amacıyla düzenlenen finansal bir sözleşme durumundadır. Kredi türevleri arasında en çok işlem yapılanı kredi temerrüt takasıdır (Credit Default Swap). CDS, Türkçede kredi temerrüt takası anlamı (KTT) ile kullanılmaktadır. KTT, belirli bir ücret karşılığında kredinin geri ödenmeme riskine karşı alacaklı tarafa bir nevi sigorta hizmeti sağlamaktadır. Alıcıya yapılan ödeme sözleşmeye konu olan kredinin belirli bir yüzdesi durumundadır ve kredi temerrüt takası primi olarak adlandırılmaktadır. Diğer bir anlatımla KTT mekanizması, borç verenin dayanak varlığa bağlı bir krediden etkin bir şekilde sigorta satın almasını sağlayarak çalışmaktadır. KTT alıcısı, satıcıya belirli bir periyotta (genellikle üç ay) prim öder. Bu mekanizma ile borçlunun temerrüde düşmesi durumunda alıcı riskinin belirli bir kısmı KTT satıcısına kayar. Temerrüt durumunda KTT satıcısı borç verene acil durum ödemesi yapar. KTT işleminde risk satan ve risk alan olarak en az iki taraf bulunmaktadır. KTT ipotek temerrütleri, borç yapılandırması, iflas başvuruları ve tahvilin kredi değerindeki düşmeleri içeren riskleri kapsamaktadır.

Türev piyasalarda meydana gelen büyüme, beraberinde etkinlik sorununu getirmiştir. Piyasaların etkin şekilde işlemesi piyasa katılımcıları nezdinde güven unsuru olarak görülmektedir. Etkin şekilde işleyen piyasa koşullarında yatırımcının-KTT piyasası özelinde tahvili elinde bulunduran yatırımcının portföyünü yönetmesi ve analizlerini doğru biçimde yapması mümkündür. Bu çalışmanın konusu, ülke KTT primleridir. KTT mekanizması abc ülkesi örneğiyle anlatılacak olursa; abc ülkesinin çıkardığı tahvili alan bir kurum düşünelim. Tahvili elinde bulunduran kurum, abc ülkesinin tahvil bedelini geri ödeyemeyeceği endişesi ile tahvili KTT işlemi yapan bir kuruma götürür ve ona belirli bir bedel ödeyerek (ktt primi) abc ülkesinin temerrüde düşmesi durumuna karşılık KTT işlemi yapan kurumdan ödeme garantisini satın alır. KTT sözleşmesine taraf olan piyasa katılımcıları için primlerin tarihi fiyatlardan hareketle tahmin edilebilir bir yapıda olması önem taşımaktadır. EPH'nin zayıf formda etkinliğine göre piyasa katılımcıları pozisyon alabilir. Çalışmanın literatüre katkısı, ülke KTT primlerinde etkin piyasa hipotezi-fraktal piyasa hipotezi sınaması bağlamında düşünülmektedir.

Fama (1970) tarafından tanıtılan etkin piyasalar hipotezi (EPH), anomalilerin olmadığı bir piyasada fiyatlardaki dalgalanmaların rassal yürüyüş özelliğine uygun olarak normal dağılım gösterdiğini ve bunun sonucu olarak piyasada adil fiyatların oluşacağını ifade etmektedir. Fama'nın (1965) rassal yürüyüş teorisine göre piyasaya gelen bilgiye göre pay senedinin fiyatı yükselebilir veya düşebilir bu nedenle önceden fiyat öngörüsü yapılamaz. Rassal yürüyüş teorisi, etkin piyasa kuramının farklı bir biçimi olarak değerlendirilmektedir. Fama'ya göre piyasalardaki etkinliğin ölçüsü, fiyat oluşumunu etkileyen bilginin içeriğidir. Arz talep kanunu uyarınca fiyatlar oluşurken piyasa katılımcılarının dikkate aldığı bilginin içeriğine göre zayıf formda etkinlik, yarı güçlü formda etkinlik ve güçlü formda etkinlik söz konusu olmaktadır. Ancak gerçek hayatta fiyatlarda meydana gelen dalgalanmalar rassal yürüyüş özelliğine sahip değildir. Yine Grossman ve Stiglitz'e (1980) göre güçlü formda etkinlik, gerçek dünyada imkânsızdır; EPH'nin sadece yarı güçlü formda etkinlik ve zayıf formda etkinlik biçimleri ampirik olarak uygulanabilir. Bu çalışmanın odağında yer alan zayıf formda etkinlikte, gelecekteki hisse senedi fiyat hareketleri tarihi değerlerinden hareketle tahmin edilememektedir. EPH'nin gereği olan rassal yürüyüşün geçerli olmadığı durumda fiyatlar tarihi hareketleri sergilemediği için kısa hafıza özelliğinin söz konusu olmaktadır. EPH'ne

yönelik son eleştiri dönemi 2008 finansal krizi olmuştur. 2007 – 2009 küresel finans krizinden sonra piyasa katılımcıları, aracı kurum ve kişiler ile ekonomi ve finans çevreleri tarafından sorgulanmaya başlanmıştır. EPH'nin kriz sonrasında bile yanlış olduğu söylenemez ancak ciddi yetersizlikler yaşadığı ortadadır (Lo, 2012: 18). EPH'ne getirilen eleştiriler sonrasında Edgar E. Peters tarafından tanıtılan Fraktal Piyasa Hipotezi (FPH), “Mandelbrot Kümesi”nden hareketle geliştirilmiştir. Fraktal teori, karmaşık sistemlerin özelliklerini ve davranışını açıklayabilmektedir (Wang vd., 2015: 395). Mandelbrot Kümesinde yer alan kendine benzerlik olgusunun finansal zaman serilerinde fark edilmesiyle FPH ekonomi ve finans yazınında kullanılmaya başlamıştır (Erdoğan, 2017: 50). Kendine benzerlik, (self-similarity) doğada bulunan fraktalların kendi parçalarına benzer olma eğilimidir. Bu yapılar uzaktan pürüzsüz görünmesine karşın büyüteç altında yapının genel görüntüsünün kopyalandığı desenle kendini tekrarladığı gözlemlenir. Kendini tekrarlama olgusu finansal zaman serilerinde de görülebilen bir özelliktir (Anderson ve Noss, 2013: 4). Kendine benzerlik olgusunun yanısıra finansal zaman serilerinin EPH'nin varsayımı olan rassal yürüyüş hipotezine uygun sonuç vermeyen ve fiyat değişimleri normal dağılım göstermeyen araştırma bulgularına ulaşılmıştır. Bu araştırmalarda uzun hafızanın varlığına dair bulgulardan söz edilebilir.

Uzun dönem hafıza bağımlılığı, bir zaman serisinin gözlem değerleri arasındaki yüksek korelasyon ilişkisini ifade etmektedir. Diğer bir anlatımla uzun dönem hafıza, uzak ara geçmişte kalan olayların bugünün fiyatlarını etkilemesidir. Piyasa katılımcıları, uzun dönem hafıza ve yapısal kırılmanın gelecekte muhtemel oynaklığı ne yönde etkileyeceğini dikkate alarak zarar riskine karşı önlem almaya çalışmaktadır. Uzun hafıza olgusunun araştırmalara konu edildiği finansal araçlardan biri olan Kredi Temerrüt Takası Primi, son yıllarda en fazla büyüme gösteren türev araçlardan biri olmuştur. KTT'ler ülkenin mali durumu hakkında bilgi vermektedir. KTT priminin yükselmesi ile söz konusu ekonomide riskle doğru orantılı olarak borçlanma maliyetinin yükselmesinden söz edilebilir (Varlık ve Varlık, 2017: 10).

Bu çalışmanın önemli bir kısmını oluşturan oynaklık, riskin ve belirsizliğin göstergesi olarak kabul edilmektedir. KTT tarafları, piyasada meydana gelen fiyat hareketlerinin yanı sıra oynaklığı da takip etmektedir. Bu bakımdan oynaklığın tahmin edilebilir bir yapıya sahip olup olmadığı önemlidir. Zayıf formda etkinlik çok sayıda çalışmaya konu olmuştur. Ancak kredi temerrüt takası primlerinde zayıf formda etkinliği araştıran az sayıda çalışma vardır. Bu çalışmada Türkiye'nin kredi temerrüt takası primlerine ait değişim serilerinin volatilitésinin uzun hafıza özelliği gösterip göstermediği parametrik ve yarı parametrik ön testler yapıldıktan sonra ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIEGARCH ve ARFIMA-FIAPARCH ikili uzun hafıza modelleri ile uzun hafıza yapısı araştırılacaktır.

### Yazın İncelemesi

Son yıllarda CDS primlerinin araştırıldığı çalışmalar ile uzun hafıza yöntemlerinin kullanıldığı bazı çalışmalar burada özetlenmiştir.

Çevik ve Topaloğlu (2014) yapısal kırılmaları da dikkate alarak 1988 – 2014 yılları için BİST 100 ve BİST 30 endekslerinde uzun hafızayı A-FIGARCH yöntemi ile araştırmışlardır. Çalışma sonucunda getiri serilerinin uzun hafıza özelliği gösterdiği ve buna bağlı olarak BİST'in zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Aralarında Türkiye, Brezilya, Rusya ve Güney Afrika Cumhuriyetinin bulunduğu gelişen piyasalarda CDS primlerinde uzun hafıza bağımlılığını araştıran Günay ve Shi (2016), 2001 – 2014 arası dönemi incelemişlerdir. Uzun hafıza parametresinin büyüklüğünü tahmin etmek için FIGARCH metodu ve yapısal kırılmaların etkilerini kontrol etmek için ICSS, A-FIGARCH ve TV-FIGARCH metotları kullanılmıştır. Çalışma sonucuna göre uzun hafızanın varlığı Türkiye ve Güney Afrika'da diğer ülkelere göre daha fazla hissedilmektedir. FIGARCH

modelinin sonuçlarına göre ise etkin piyasa hipotezi dört ülkenin CDS primleri için geçerli olmayabilir.

Ocak 2008 – Ekim 2016 dönemi için Türkiye'nin CDS priminin oynaklığını GARCH tipi modeller yardımıyla inceleyen Varlık ve Varlık (2017), çalışma sonucunda CDS volatilité serisinde güçlü bir GARCH etkisinin sonucu olarak uzun hafıza etkisini belirlemişlerdir.

Chuffart ve Hooper (2019) çalışmalarında ham petrol fiyatlarındaki oynaklığın iki büyük petrol üretici ülkenin (Rusya-Venezuela) CDS primlerine olan etkilerini araştırmıştır. Çalışmada S&P500 ve VIX endeksleri bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Ekim 2008 – Nisan 2015 arası dönemin günlük verilerinin kullanıldığı doğrusal ve doğrusal olmayan modeller yardımıyla yapılan inceleme sonucunda S&P500'deki yükseliş CDS primlerini olumsuz yönde etkilemekte ve Ruble para biriminin USD karşısında değer kaybetmesine neden olmaktadır. Yine petrol fiyatlarında meydana gelen negatif getiriler Venezuela ekonomisini ve CDS primini olumsuz yönde etkilemektedir. S&P 500'de meydana gelen yükselişler CDS primlerini olumlu yönde etkilerken VIX endeksi CDS primlerini etkilememektedir.

Kim vd., (2019) İngiltere CDS piyasasında karşı taraf özelliklerinin ticari eşleştirmeyi nasıl etkilediğini araştırmıştır. Eşleştirme / ağ oluşturma yaklaşımından elde edilen sonuçlara göre İngiltere CDS pazarının ölçek ekonomileri nedeniyle daha düşük işlem maliyetleri sunabilen az sayıdaki piyasa katılımcısında toplandığı belirlenmiştir.

Sabkha vd., (2019) Ocak 2006 – Mart 2017 döneminde 37 ülke CDS priminde zayıf piyasa etkinliğini VECM-FIGARCH yöntemi ile araştırmıştır. Çalışma kriz öncesi, kriz ve kriz sonrası dönem olarak incelenmiş ve bütün dönemler için gelişmiş, yeni sanayileşmiş ve gelişmekte olan ülkelerin CDS piyasasının zayıf biçim etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer bir sonuç ise yapısal kırılmalar, ülke CDS'inden bağımsız olarak hareket etmektedir.

Patane vd., (2019) 6 Avrupa ülkesinin CDS primleri ile dayanak tahvil arasındaki kredi riskinin fiyat keşfini ve CDS tahvil etkileşimlerini Engle-Granger ve hata düzeltme modeli ile incelemiştir.

Fettahoğlu (2019) yatırımcı tiplerine göre risk iştahı ve CDS primi arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ile araştırmıştır. Çalışma sonucunda yerli yatırımcıların yabancı yatırımcılara göre risk iştahının yüksek olduğu belirlenmiş. CDS primleri ile Eurobond fiyatları arasında önemsiz bir ilişki belirlenmiş. Yurtiçi hisse senetlerinin risk iştahını yansıtan BIST – 100 endeksinin ile CDS primlerini olumsuz yönde etkilediği belirlenmiş. Yerli yatırımcı risk iştah endeksi (DIRA) ve yabancı yatırımcı risk iştah endeksi (FIRA) ile CDS primleri arasında anlamlı ve negatif korelasyon bulunmuştur.

Guidolin vd., (2019) 11 Avrupa ülkesi ile ABD'nin Ocak 2006 – Eylül 2015 döneminde ülke CDS'i ile ülke tahvilleri arasında eşbütünleşme ilişkisini incelemişlerdir. Yunanistan hariç PIIGS ülkelerinde ise CDS ve tahviller arasında uzun vadeli bir denge söz konusudur. Almanya, Hollanda, Belçika, Birleşik Krallık ve Fransa'da (çekirdek ülkeler) ise borç krizinden sonra eşbütünleşme ilişkisi bulunmamıştır.

Raimbourg ve Salvade (2020) GARCH ailesi modelleri ile oynaklıkta kredi not duyurularının etkisini 2008 – 2013 dönemi için araştırmıştır. Yatırım yapılabilir seviyede olan ülkenin notunun düşmesi ve negatif izlemeye alınması, CDS priminin oynaklığının azalmasına neden olurken, negatif izlemenin spekülative ülkenin CDS prim oynaklığını artırdığı belirlenmiştir.

Özdemir ve Emeç (2020) Türkiye'nin ülke CDS primlerinde meydana gelen oynaklığı GARCH modelleri ile incelemiştir. Ocak 2010 – Ekim 2019 döneminin incelendiği çalışmada

APGARCH ve GJR-GARCH modellerinin öngörü performansları karşılaştırılmıştır.

BİST 100 endeksinin zayıf formda etkin piyasa hipotezini ARFIMA-FIGARCH ikili uzun hafıza modeli ile araştıran Türkyılmaz ve Balıbey (2014) 2010 – 2013 dönemi günlük verileri ile ortalama ve varyanstaki uzun hafızanın varlığını ayrı ayrı araştırmıştır. Çalışma sonucunda ortalama seride uzun hafıza belirlenmezken varyansta uzun hafıza belirlenmiştir. Oynaklık öngörülebilir yapıdadır ve Türkiye sermaye piyasası etkin bir piyasa değildir.

BİST alt endekslerinin zamanla değişen beta katsayısının uzun hafıza yapısını DECO-FIGARCH modeli ve parametrik ve yarı parametrik yöntemleri kullanarak araştıran Keskin ve Çelik (2020) çalışmalarında Ocak 2009 ve Eylül 2019 dönemini incelemiştir. Çalışma sonucunda incelenen üç alt endekste beta katsayısının zamanla değiştiği ve uzun hafıza bağımlılığı gösterdiği belirlenmiştir.

Özdemir ve Çelik (2020) Türkiye ve ABD sermaye piyasalarını yapısal kırılmaları dikkate alarak piyasa etkinliğini araştırmıştır. ARFIMA-FIGARCH ikili uzun hafıza modelinin kullanıldığı çalışma sonucunda getiri serilerinde uzun hafıza belirlenmezken volatilité serilerinde uzun hafıza varlığı belirlenmiştir. Yapısal kırılmaların dikkate alındığı modelde volatilitéde uzun hafıza direncinin düşük olduğu ve piyasaların zayıf formda etkinliğe yakın bir davranış gösterdiği belirlenmiştir.

Fraktal yapının araştırıldığı bazı çalışmalara ise, Corazza ve Malliaris (2002); Bohdalova ve Gregus (2010) döviz piyasasında, Cheng vd. (2013) metal vadeli işlemler piyasasında, Wang vd. (2015) tarımsal ürün fiyatlarında, Erdoğan (2017); Sarpong (2017) ise sermaye piyasasında yapılan çalışmalar olarak örnek gösterilebilir.

### Veri Seti ve Yöntem

Bloomberg veri tabanından elde edilen veri seti 1 Ocak 2010 – 8 Ekim 2020 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan veri seti Türkiye kredi temerrüt takası primlerinin Amerikan Doları (USD) cinsinden 5 yıl vadeli sözleşmelerine ait günlük (haftaiçi 5 gün) kapanış değerlerinden oluşmaktadır. ISDA (International Swaps and Derivatives Association) internet sayfasından elde edilen bilgilere göre 5 yıl vadeli CDS sözleşmeleri tüm vadelerin %80-85'ini kapsamaktadır.

Perron (1989)'a göre bir zaman serisi, araştırma dönemi içinde farklı dönemlerde farklı deterministik trendlerde durağan olabilmektedir. Bu değişimler, sabit terimde olduğu gibi eğimde olan yapısal benzeşmemeler nedeniyle olabilmektedir. Kırılmalara doğal afet, savaş, terör olayları ve günümüzde olduğu gibi salgın hastalıklar neden olabilmektedir. Yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı birim kök testleri yanıltıcı sonuçlar vermekte ve testin gücünü azaltmaktadır (Göçer ve Peker, 2014: 113). Yapısal kırılmayı dikkate alan testler, kırılma döneminin dışsal ya da içsel olarak belirlenmesine göre sınıflandırılabilir gibi yapısal kırılmanın tek ya da çok olmasına göre de gruplanabilirler. Bu çalışmada serideki yapısal kırılmaların varlığı Bai ve Peron (2003) algoritmasına dayanan Carrion-i Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ve Lee-Strazicich (2001) testi ile araştırılmıştır. Carrion-i Silvestre testinde en fazla 5 yapısal kırılma belirlenebilmekte ve kırılma noktaları içsel kabul edilmektedir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009; Tuna ve Öztürk, 2016). Carrion-i Silvestre testine ait stokastik süreç şu şekildedir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t = au_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (2)$$

CS testinde serilerin durağanlığı geliştirilen 5 farklı test istatistiği ile test edilebilmektedir:

$$P_T(\lambda^0) = \{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)\} / s^2(\lambda^0) \tag{3}$$

$$MP_T(\lambda^0) = [c^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^t \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \check{c})T^{-1} \tilde{y}_t^2] / s(\lambda^0)^2 \tag{4}$$

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_t^2 - s(\lambda^0)^2)(2T^{-2} \sum_{t=1}^t)^{-1} \tag{5}$$

$$MSB(\lambda^0) = s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^t)^{-1/2} \tag{6}$$

$$MZ_t(\lambda^0) = T^{-1} \tilde{y}_t^2 - s(\lambda^0)^2(4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^t)^{-1/2} \tag{7}$$

Testin hipotezleri şu şekildedir:

$H_0$  = Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır

$H_1$  = Yapısal kırılmalar altında birim kök yoktur

Hesaplanan test istatistiği, kritik değerden küçük olduğunda,  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve seride yapısal kırılmaların varlığı durumunda, birim kökün olmadığı, yani serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Göçer ve Peker, 2014: 114).

Lee-Strazicich (2001) testi ise yapısal kırılmanın iki tane olduğu ve içsel olarak belirlendiği duruma örnektir. Test süreci;

$$Y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2).$$

Burada  $Z_t$  dışsal değişkenler vektörüdür. Perron'un ve Zivot-Andrews'in aksine Lee-Strazicich A ve C modelleriyle çalışmaktadırlar. B modeli trend'de bir kerelik kırılmaya izin verdiği için çok fazla anlamlı değildir. A modeli düzeyde iki kırılmaya izin verir. A modeli eşitlik (8)'de yer almaktadır.

Model A

$$Y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \tag{8}$$

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}] \tag{9}$$

$$D_{jt} = 1 \quad t \geq T_{Bj} + 1, \quad j = 1, 2 \quad \text{için} \quad D_{jt} = 0$$

$T_{Bj}$ ; kırılma dönemlerini göstermektedir.

Model C düzey de ve trend de iki kırılma içermektedir ve eşitlik (10)'da yer almaktadır.

$$Y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \tag{10}$$

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]' \tag{11}$$

$$DT_{jt} = t \geq T_{Bj} + 1, \quad j = 1, 2 \quad \text{için} \quad D_{jt} = 0$$

Lee - Strazicich testinde veri üretme süreci hem sıfır hipotezi altında ( $\beta=1$ ) hem de alternatif hipotez altında ( $\beta<1$ ) kırılma içermektedir. Bu testde birim kök hipotezi ise,  $H_0: \phi=0$  şeklinde test edilmektedir.  $LM_t$  test istatistiği bu hipotezi test etmek için hesaplanan t istatistiğidir. Kritik değerler Lee - Strazicich tarafından verilmiştir. Lee - Strazicich testinde  $H_0$ : yapısal kırılma yok, birim kök var şeklinde kurulurken,  $H_1$ : yapısal kırılma var, birim kök yok şeklinde kurulmaktadır.

Uzun hafıza olgusu araştırılırken d parametresinin belirlenmesi için parametrik ve yarı parametrik yöntemler kullanılmaktadır. Bu çalışmada yazında sıkça kullanılan Geweke ve Porter Hudak (1983)'in geliştirdiği (GPH) log-periodogram resresyonu ve Robinson ve Henry (1999)'un geliştirdiği (GSP) testleri kullanılmıştır. GPH testine ait model eşitlik (12)'de gösterilmiştir:

$$(1-L)dY_t = ut \quad (12)$$

Eşitlikte  $ut$  sıfır ortalama ile durağan hata terimlerini ifade etmektedir. GPH  $d$  parametresinin tahmini eşitlik (13)'te yer alan regresyon denklemi ile elde edilmektedir:

$$Y_j = \alpha - dZ_j + \epsilon_j, \quad j = 1, 2, 3, \dots, m \quad (13)$$

Eşitlikte,

$$Y_j = \log I(\lambda_j), \quad Z_j = \log[4\sin^2(\lambda/2)], \quad m = T\lambda \text{ ve } \epsilon_j \sim \text{i.i.d.}(0, \pi^2/6)$$

Olarak tanımlanmaktadır (Çevik ve Erdoğan, 2009: 34).

Tek değişkenli otoregresif koşullu değişen varyans modelleri, bir değişkenin otokorelasyonlu koşullu değişen varyans yapısını modellemede kullanılan yöntemlerin genel adıdır. Engle (1982) tarafından tanıtılan ARCH modeli ile ilerleyen zamanda Bollerslev tarafından GARCH olarak geliştirilen model, tek değişkenli otoregresif koşullu değişen varyans modellerin temeli niteliğindedir. ARCH ve GARCH modelleri, oynaklık kümelenmesi, basıklık, kısa sürede ortalamaya dönme ve kalın kuyruk özelliği gibi oynaklık özelliklerinin modellenmesinde kullanılan yöntemlerdir. ARCH ve GARCH modellerinin uzun hafıza modellenmesinde yetersiz kalması, yüksek gecikmelerdeki otokorelasyonu modelleyebilmek için kesirli fark alma işlemini yapmamasından kaynaklanmaktadır. Literatürde asimetrik-uzun hafıza bağımlılığı yapısını inceleyebilmek için bazı modeller geliştirilmiştir. EGARCH, GJR-GARCH, TGARCH, ve APGARCH yöntemleri asimetrik yapıyı, IGARCH, FIGARCH ve HYGARCH yöntemleri uzun hafızalı yapıyı, FIEGARCH ve FIAPARCH yöntemleri ise; hem asimetrik hem de uzun hafızalı yapıyı modelleyebilmek için geliştirilen ve kullanılan yöntemlerdir (Gençyürek, 2019: 53).

ARIMA modelinin bütünleşme derecesi olan “ $d$ ” parametresinin kesirli değerleri için kullanılan ARFIMA (Oto-regresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama) modeli, en yaygın kullanılan uzun hafıza modeli durumundadır. ARFIMA ( $p, d, q$ ) modelinde  $p$ , otoregresif yapıyı (AR),  $q$  hareketli ortalama sürecini, (MA) ve  $d$  ise kesirli bütünleşme parametresini göstermektedir (Buğan vd. 2019: 227). ARFIMA modeli eşitlik (14)'de gösterilmiştir:

$$\Psi(L)(1-L)^d(r_t - \mu) = \Phi(L)\epsilon_t \quad \epsilon_t \text{ i.i.d.}(0, h_t) \quad (14)$$

Eşitlik (14)'da  $r_t$  getiri serisini,  $L$  gecikme operatörünü,  $\Psi, \Phi$ , AR ve MA süreçlerinde gecikme polinomunu ifade etmektedir.  $\bar{d}$ , kesirli bütünleşme parametresidir ve aynı zamanda uzun hafıza parametresi olarak da ifade edilmektedir. Modelde  $\bar{d} = 0$  ise kısa hafıza sözkonusu olurken model ARMA modele dönüşmektedir.  $\bar{d} = 1$  ise süreç durağan özelliğini yitirmekte ve ARIMA modele dönüşmektedir.  $\bar{d} < 0.5$  ise getiri serisi durağan ve çevrilebilir yapıda olurken  $\bar{d} > 0.5$  ise getiri serisi durağan özelliğini kaybedecek ancak seriyi etkileyen herhangi bir şok uzun dönemde etkisini kaybedeceği için ortalamasına dönme eğiliminde olacaktır.  $\bar{d} > 1$  ise getiri serisi durağan özelliğini kaybedecek ve şokun etkisi sonsuza kadar süreceği için seri ortalamasına dönmeyecektir. Balie vd., (1996) oynaklıkta uzun hafıza varlığını modellemek için FIGARCH modelini geliştirmiştir. FIGARCH ve GARCH modelleri arasındaki en önemli ayrım ise, zaman serisinde oluşan geçmiş şokların etkisinin yüksek oranda azalırken, yeni ortaya çıkan şokların etkisinin daha uzun süreli kalacak şekilde hiperbolik olarak azalmasıdır (Buğan vd., 2019: 228). FIGARCH modeli eşitlik (15)'deki gibi gösterilebilir:

$$\sigma_t^2 = \bar{\omega} [1 - \beta(1)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \Phi(L)(1-L)^d\} \omega_t^2 \quad (15)$$

Eşitlik (15)'de  $L$  gecikme operatörüdür ve kesirli bütünleşme parametresi olan  $d$ , oynaklığı uzun dönemli dinamikleri modellemede kullanılmaktadır.  $d = 0$  ise eşitlik (14) GARCH modele,  $d = 1$  ise IGARCH modele dönüşmektedir.  $d$  parametresi FIGARCH modelde



0 ve 1 arasında değer aldığında seride uzun hafıza olgusu söz konusu olmaktadır. FIGARCH modelinde tahmin edilecek tüm parametrelerin pozitif olması gerekmektedir. Matematiksel gösterim ile  $0 \leq \beta + \alpha \leq d \leq 1$  koşulunun sağlanması gerekmektedir.

Finansal zaman serilerinde uzun hafıza olgusunun yanısıra gözlenen diğer bir olgu ise kaldıraç etkisidir. Piyasalara gelen iyi-kötü haberlerin etkisi oynaklığı aynı oranda etkilememektedir. Kötü haberler iyi haberlere göre oynaklığı daha fazla artırmakta kaldıraç etkisi meydana gelmektedir. Nelson (1991) kaldıraç etkisinin varlığını dikkate alarak Üssel GARCH (Exponential GARCH-EGARCH) modelini geliştirmiştir. EGARCH ve FIGARCH modellerini birleştiren Bollerslev ve Mikkelsen (1996) Kesirli Bütünleşik Üssel GARCH (FIEGARCH) modelini geliştirmiştir. FIEGARCH modeli ile oynaklıkta uzun hafıza ile birlikte kaldıraç etkisi de modellenebilmektedir. FIEGARCH modeli eşitlik (16)'de gösterilmiştir:

$$\beta(L)(1 - L)^d \ln(h)_t = \omega + \sum_{j=1}^q [\gamma_j z_{t-j} + \lambda_j(|z_{t-j}| - E|z_{t-j}|)] \tag{16}$$

Eşitlikte  $z_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_t}$  olarak tanımlanmakta ve beyaz gürültülü standardize hataları temsil etmektedir. Eşitlik (16)'de yer alan  $\gamma_j z_{t-j} + \lambda_j(|z_{t-j}| - E|z_{t-j}|)$  ise haber etki fonksiyonudur.  $\gamma$  parametresi ise haberlerin oynaklık üzerindeki asimetrik etkisini göstermektedir.  $\gamma < 0$  ise kötü haberlerin iyi haberlere göre oynaklığı daha fazla artırdığı sonucuna ulaşılmaktadır. FIEGARCH modelinde  $d = 0$  ise süreç EGARCH modele dönüşürken,  $d = 1$  ise süreç bütünleşik EGARCH modeline dönüşmektedir. FIEGARCH modelinde FIGARCH modelinde yer alan pozitif olma koşulu aranmamaktadır. Bunun nedeni ise oynaklığın doğal logaritmasının modelde kullanılmasıdır (Buğan vd. 2019: 229).

Tse (1998), Yen/Dolar kurunun koşullu değişen varyansını incelediği çalışmasında APARCH modelini kesirli entegrasyon kullanarak geliştirmiş ve FIAPARCH modelini oluşturmuştur (Gençyürek, 2019: 66). FIAPARCH modeli eşitlik (17)'de yer almaktadır.

$$\sigma_t^\delta = \omega + \lambda(L)(|\varepsilon_t| - Y\varepsilon_t)^\delta \tag{17}$$

$$\omega = \eta / (1 - \beta) \tag{18}$$

$$\lambda(L) = \sum_{i=1}^\infty \lambda_i L = 1 - (1 - \beta L)^{-1} (1 - \phi L)(1 - L)^d \tag{19}$$

FIAPARCH yönteminde  $0 < d < 1$  olması durumunda kesirli bütünleşme sürecinin varlığı; diğer bir ifadeyle şokun oynaklık üzerinde ki kalıcılık etkisinin uzun hafızalı olduğu kabul edilmektedir.

Uzun hafıza olgusu araştırılırken d parametresinin belirlenmesi için parametrik ve yarı parametrik yöntemler kullanılmaktadır. Bu çalışmada yazında sıkça kullanılan Geweke ve Porter Hudak (1983)'ın geliştirdiği (GPH) log-periodogram regresyonu ve Robinson ve Henry (1999)'un geliştirdiği (GSP) testleri kullanılmıştır. GPH testine ait model eşitlik (20)'de gösterilmiştir:

$$(1-L)^d Y_t = u_t \tag{20}$$

Eşitlikte  $u_t$  sıfır ortalama ile durağan hata terimlerini ifade etmektedir. GPH d parametresinin tahmini eşitlik (21)'de yer alan regresyon denklemi ile elde edilmektedir:

$$Y_j = \alpha - dZ_j + \varepsilon_j, \quad j = 1, 2, 3, \dots, m \tag{21}$$

Eşitlikte,

$$Y_j = \log I(\lambda_j), \quad Z_j = \log[4\sin^2(\lambda_j / 2)], \quad m = T^\lambda \text{ ve } \varepsilon_j \sim \text{i.i.d. } (0, \pi^2 / 6)$$

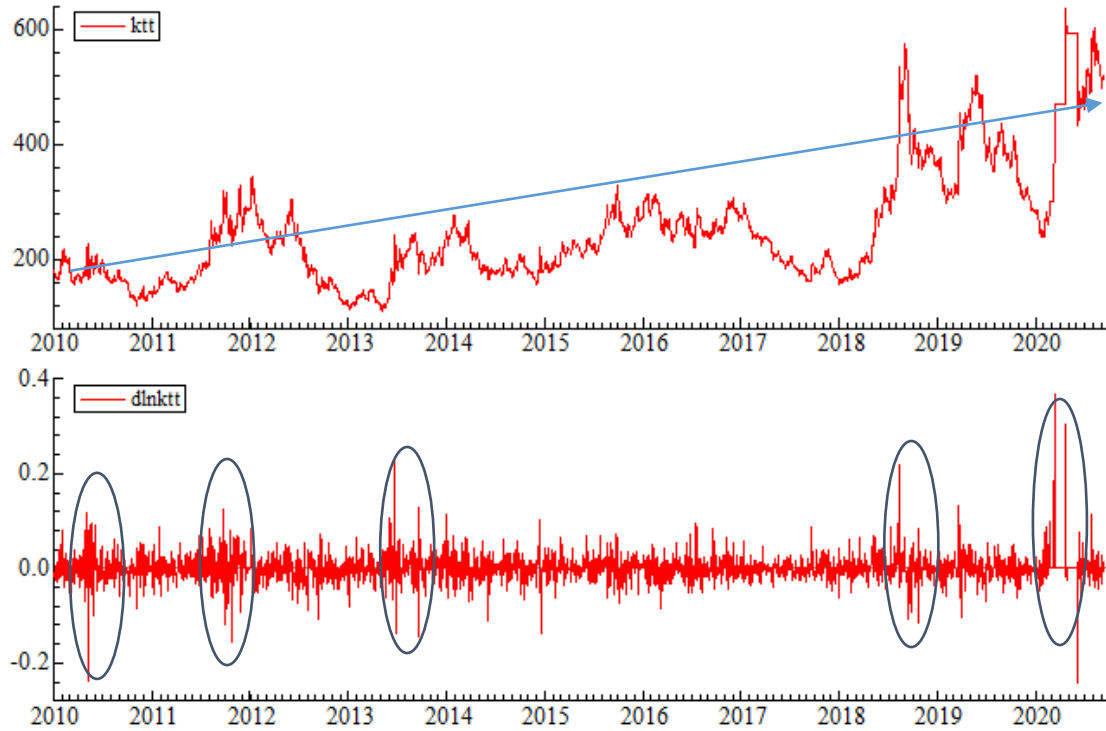
Olarak tanımlanmaktadır.

## Analiz

Bu araştırmanın amacı, Türkiye'nin kredi temerrüt takaslarının ortalama ve varyansındaki uzun hafıza özelliğini değişim serilerinin varyansındaki olası yapısal kırılmaları da dikkate alarak asimetrik ikili uzun hafıza modelleri ile ortaya koymaktır. Bu doğrultuda araştırmada Türkiye'nin 1 Ocak 2010 – 9 Ekim 2020 dönemlerine ilişkin günlük dolar cinsinden 5 yıllık KTT kapanış fiyatları dikkate alınmıştır. Literatürde logaritması alınmış ve 1. mertebeden farkı alınmış serilere “getiri serisi” ifadesi kullanılmaktadır. Bu çalışmada ise getiri serisi yerine değişim serisi ifadesi kullanılmıştır. Araştırmada veriler Bloomberg HD veri tabanından elde edilmiş, KTT'lerin günlük kapanış fiyatları ile eşitlik (22)'daki gibi günlük değişim serileri oluşturulmuş ve analizlerde seri “dlnktt” terimiyle ifade edilmiştir:

$$\Delta_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (22)$$

Eşitlik (12)'de  $\Delta_t$  KTT'in t günündeki getirisini,  $P_t$  ve  $P_{t-1}$  ise sırasıyla KTT'nin t ve t-1 günündeki kapanış fiyatlarını temsil etmektedir.

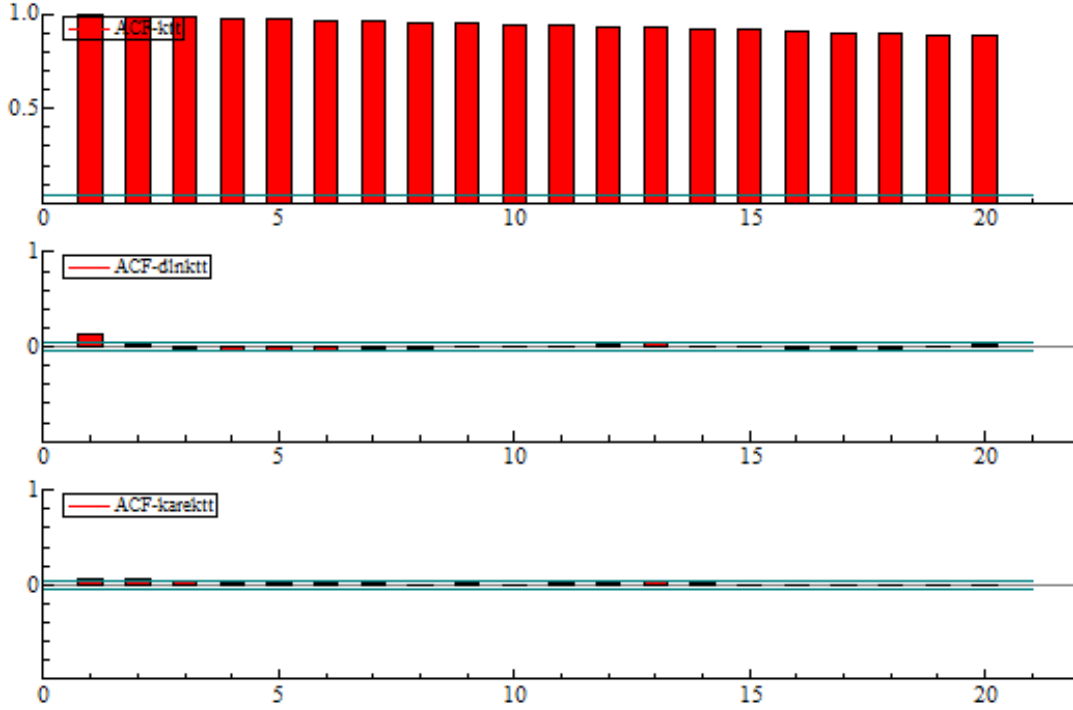


Şekil 1: KTT Fiyat Serisi (ktt) ve Değişim Serisi (dlnktt)

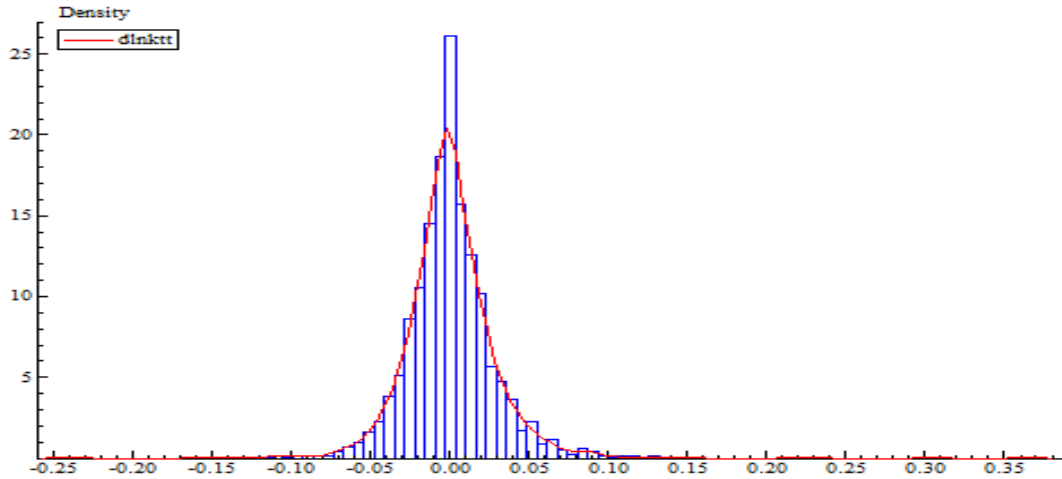
Şekil 1'de yer alan fiyat serisi (ktt) dikkate alındığında 2010'dan 2020 yılına kadar dalgalanmalarla birlikte artan bir trendin olduğu gözlenmektedir. Bunun sonucunda ise serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılabilir. Logaritmik fiyat serisinin birinci farkının alındığı (değişim serisi) dlnktt grafiğinde ise serinin sıfır ortalama etrafında dalgalandığı ve trendin ortadan kalktığı görülebilir. dlnktt grafiği incelendiğinde farklı tarihlerde oynaklık kümelenmeleri yer almaktadır. Varlık fiyatlarında oynaklık sürecine dair gözlenen ilk özellik oynaklık kümelenmesidir. Mandelbrot (1963) oynaklık kümelenmesini büyük değişimlerin büyük değişimleri, küçük değişimlerin küçük değişimleri izlemesi olarak açıklamıştır. Şekilde dikkati çeken diğer bir konu ise kredi temerrüt takası piyasasını temsil eden grafiklerde Fraktal Piyasa Hipotezinin temelini oluşturan kendi kendini tekrarlayan eğiliminin (kendine benzerlik) gözlenmesidir.

Şekil 2'de ise sırasıyla fiyat, değişim ve kareli değişim serilerine ait otokorelasyon

grafikleri yer almaktadır. Otokorelasyon grafikleri incelendiğinde ortalamaya dönüşün oldukça yavaş bir şekilde gerçekleştiği gözlenmektedir. Bu olgudan hareketle fiyat serisinde yada değişim serisinde uzun hafızanın varlığına dair ihtimalden söz edilebilir. Serinin ortalamaya oldukça yavaş dönmesi, kredi temerrüt takası piyasasında Fraktal Piyasa koşullarının geçerliliği için gereken koşullardan biridir.



Şekil 2: ktt, dlnktt ve karektt Serilerine Ait Otokorelasyon Grafikleri



Şekil 3: dlnktt Serisine Ait Yoğunluk Fonksiyonu

Tablo 1'de değişim serisine ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Tablo 1 incelendiğinde, dlnktt serisinin örneklem ortalamasının pozitif, ancak sifıra oldukça yakın olduğu söylenebilir. Finansal zaman serileri analizinde serilerin çarpıklık ve basıklık ölçüleri, serilerin dağılımı hususunda bilgi vermektedir. Çarpıklık, serinin asimetrik yapısı hakkında bilgi vermektedir. Çarpıklık değerinin negatif olması serinin sola çarpık olduğu ve negatif asimetri gösterdiği, çarpıklık değerinin pozitif olması ise serinin sağa çarpık olduğu ve pozitif asimetri gösterdiği anlamına gelmektedir. Basıklık ise normal dağılım eğrisinin ne kadar dik

ya da basık olduğunu göstermekte, basıklık katsayısının pozitif olması eğrinin normale göre daha dik, negatif olması ise, normale göre daha basık olduğunu göstermektedir. Normal dağılım gösteren serilerin çarpıklık değerlerinin 0'a, basıklık değerlerinin ise 3'e eşit olması gerekmektedir. Araştırmada dlnktt serisinin basıklık ve çarpıklık değerleri incelendiğinde, serilerin normal dağılmadığına yönelik ipuçları elde edilmektedir. dlnktt serisinin çarpıklık değerinin pozitif olması serilerin sağa çarpık bir dağılım sergilediği ve pozitif asimetri gösterdiği, basıklık katsayısının 3'ten büyük ve pozitif olması ise serilerin kalın kuyruklu özelliği sergilediği ve dağılım eğrilerinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test ise, Jarque-Bera testidir. Çalışmada dlnktt serisinin p olasılık değerlerinin anlamlı çıkması nedeniyle "seriler normal dağılmaktadır" hipotezi reddedilmiş ve serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Şekil 3'te verilen dlnktt serilerinin yoğunluk fonksiyonu ve dağılım özelliklerine ilişkin grafik de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.

**Tablo 1:** Değişim Serisine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	dlnktt
<b>Gözlem Sayısı</b>	2787
<b>Ortalama</b>	0.000377
<b>Medyan</b>	-0.000320
<b>Maksimum</b>	0.366340
<b>Minimum</b>	-0.242381
<b>Standart Sapma</b>	0.029611
<b>Çarpıklık</b>	1.096761
<b>Basıklık</b>	22.17674
<b>J-B</b>	43263*** (0.0000)
<b>ARCH (10)</b>	2.1873** (0.0161)
<b>ARCH (20)</b>	1.4272* (0.0983)
<b>Q(5)</b>	67.0922*** (0.0000)
<b>Q(10)</b>	71.6403*** (0.0000)
<b>Q(20)</b>	85.6173*** (0.0000)
<b>Q<sup>2</sup>(5)</b>	23.9265*** (0.0002)
<b>Q<sup>2</sup>(10)</b>	25.7963*** (0.0040)
<b>Q<sup>2</sup>(20)</b>	33.6858** (0.0283)

Not: \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 1'de ARCH testi sonuçları %5 ve %10 seviyelerinde anlamlı çıkmıştır. Bunun sonucunda seride ARCH etkisinin devam ettiği gözlenmektedir. ARCH etkisi, ARCH tipi modellerin kullanılabilmesine dair göstergedir. Hatalarda (Q) ve hata karelerinde (Q<sup>2</sup>) 20 gecikmeye kadar Lyung-Box test istatistiği ile serisel korelasyon araştırılmıştır. H<sub>0</sub>: serisel korelasyon yoktur hipotezi reddedilmiştir. Bunun sonucunda kredi temerrüt takası primi değişim serisinde serisel korelasyon ilişkisi belirlenmiştir.

Çalışmaya konu olan finansal zaman serisinin durağanlığını test etmek için Carrion-i Silvestre vd. (2009) ve Lee-Strazicich (2001) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testlerinden faydalanılmıştır.

**Tablo 2:** Birim Kök Testi Sonuçları

Carrion-i Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları		
	Test İstatistikleri	Kırılma tarihleri
PT	0.92723393** (9.5745401)	27.10.2011
MPT	0.85259475** (9.5745401)	25.06.2013
MZA	-550.13888** (-47.443469)	31.07.2014

MSB	0.03014099** (0.10319976)	22.09.2015
MZT	-16.581734** (-4.8388615)	13.08.2018
<b>Lee-Strazicich (2001) Birim Kök Testi Sonuçları</b>		
Inktt	Model A	Model C
Test İstatistiği	-3.4180	-3.9396
Gecikme Uzunluğu	4	1
Kırılma Tarihleri	29.05.2013; 10.08.2018	19.06.2013; 21.04.2017
Kritik Değerler	-4.545* -3.842** -3.504***	- 5.823* -5.286** -4.989***

Not: \*\*\*, \*\* ve \* işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 2’de yer alan Carrion-i Silvestre vd. (2009) test sonuçlarına göre değişim serisi %5 anlamlılık düzeyinde kırılmalarla birlikte durağan çıkmıştır. Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır temel hipotezi reddedilmiştir. Logaritmik seri ise Lee-Strazicich (2001) testine göre kırılmalarla birlikte fark durağan bulunmuştur. Parametrik ve yarı parametrik uzun hafıza testleri Tablo 3’te yer almaktadır.

**Tablo 3:** Uzun Hafıza Test Sonuçları

	Değişim Serisi	Kareli Değişim Serisi
<b>Lo R/S Testi</b>		
q=1	0.830668	1.90248
q=2	0.809193	1.8523
q= 5	0.815444	1.76483
<b>GPH Testi</b>		
m= T <sup>0.5</sup>	-0.139239 (0.1766)	0.405154*** (0.0001)
m= T <sup>0.6</sup>	-0.112219 (0.2260)	0.362811*** (0.0001)
m= T <sup>0.7</sup>	-0.0850638 (0.3162)	0.283726*** (0.0008)
m= T <sup>0.8</sup>	-0.025222 (0.7486)	0.283394*** (0.0003)
<b>GSP Testi</b>		
m= T/4	-0.192323** (0.0150)	0.353348*** (0.0000)
m= T/8	-0.00558187 (0.9205)	0.300319*** (0.0000)
m= T/16	-0.0230224 (0.5603)	0.141626*** (0.0003)
m= T/32	-0.0696067** (0.0128)	0.130025*** (0.0000)
<b>R/S Testi</b>	90%: (0.861, 1.747)	
<b>Kritik</b>	95%: (0.809, 1.862)	
<b>değerleri</b>	99%: (0.721, 2.098)	

Not: \*\*\*, \*\*, \* işaretleri sırayla %1, %5, %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. m, GPH testi için bandwidth değerini, q ise Lo’s R/S testi için kullanılan gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Lo R/S testinde temel hipotez olan seri uzun hafızaya sahip değildir hipotezi değişim serisi için kabul edilmiştir. Değişim serisinin genelini negatif katsayılı çıkması, kısa hafıza yapısını işaret etmektedir. Kareli değişim serisi için ise temel hipotez reddedilmiştir. Bu sonuca göre kareli değişim serisi uzun hafızaya sahiptir. GPH uzun hafıza test sonuçlarına göre kareli değişim serisini ifade eden d parametresi 0.4 ile 0.28 arasında değer alarak istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu sonuçlara göre seri fraktal yapıya sahiptir. Robinson ve Henry (1999)’nin önerdiği GSP test sonuçlarında değişim serisinde d parametresi -0.19 ve -0.06 katsayı değerleri için anlamlı çıkmıştır. Bu hücreler için değişim serisinde kısa hafıza söz konusudur. Kareli değişim serileri için bütün hücrelerde d parametresi 0.13 ile 0.35 arasında anlamlı çıkmıştır. Bu katsayılar için kareli değişim serisi uzun hafızaya sahiptir.

ARFIMA sürecine ilişkin model tahmini Tablo 4’de yer alan bilgilere göre yapılmıştır.

**Tablo 4:** ARFIMA Model Test Sonuçları

(p, $\xi$ , g)	(0, $\xi$ , 0)	(1, $\xi$ , 0)	(0, $\xi$ , 1)	(1, $\xi$ , 1)
<b>C</b>	0.000372034 [0.0009769] (0.703)	0.000371571 [0.0004068] (0.361)	0.000373200 [0.000530] (0.482)	0.000369817 [0.0003512] (0.292)
$\xi$	0.0735008*** [0.01694] (0.000)	-0.0733517** [0.03007] (0.015)	-0.0246852 [0.02226] (0.268)	-0.105502*** [0.03655] (0.004)
<b>AR (1)</b>	-	0.207812*** [0.03749] (0.000)	-	0.377935*** [0.08945] (0.000)
<b>AR (2)</b>	-	-	-	-
<b>MA(1)</b>	-	-	0.147533*** [0.02598] (0.000)	-0.142732** [0.07284] (0.050)
<b>MA(2)</b>	-	-	-	-
<b>AIC</b>	-4.20719154	-4.2188790	-4.21649943	<b>-4.21922755</b>
<b>Log(L)</b>	5867.82501	5885.11744	5881.8002	<b>5886.60321</b>
<b>Çarpıklık</b>	0.99353	1.1083	1.0882	1.1033
<b>Basıklık</b>	19.449	19.842	19.733	19.944
<b>Asimptotik Test İstatistikleri</b>	44402.*** (0.0000)	46304.*** (0.0000)	45786.*** (0.0000)	46774.0*** (0.0000)
<b>Normallik Test İstatistikleri</b>	4801.3*** (0.0000)	4604.9*** (0.0000)	4628.2*** (0.0000)	4654.8*** (0.0000)
<b>ARCH (10)</b>	2.0218** (0.0277)	2.1178** (0.0202)	2.2287** (0.0140)	1.9277** (0.0373)
<b>ARCH (20)</b>	1.3391 (0.1428)	1.4093 (0.1063)	1.4572* (0.0861)	1.3164 (0.1565)
<b>ARCH (50)</b>	5.4376*** (0.0000)	5.6269*** (0.0000)	5.6194*** (0.0000)	5.5684*** (0.0000)
<b>Q (50)</b>	117.72*** (0.0000)	79.878*** (0.0026)	87.821*** (0.0004)	76.653*** (0.0041)

Not: \*\*\*, \*\*, \* işaretleri sırayla %1, %5, %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. ( ) içindeki değerler p olasılık değerini, [ ] içindeki değerler standart sapma değerlerini vermektedir.

ARFIMA modelinde p ve q değerleri için (0,0) ve (2,2) arasında kalan bütün bileşimler denenmiş ve anlamlı çıkan bileşimler tabloda gösterilmiştir. Tablo 4'te yer alan alternatif modeller arasında Log olabilirlik değeri ve AIC değeri dikkate alındığında en uygun modelin ARFIMA(1, $\xi$ ,1) modeli olduğu anlaşılmaktadır. ARFIMA(1, $\xi$ ,1) modeline ilişkin uzun hafıza parametresi ise ( $\xi$ ) anlamlı çıkarak -0.5 ile 0 arasında değer almıştır. Bu aralıktaki değer için seri, kısa hafıza özelliğine sahiptir. Bu durumda değişim serisinde uzun hafızanın varlığından söz edilemez, seri durağan ve geçerli bir yapıya sahiptir. ARFIMA model sonuçları uzun hafıza test sonuçları (GSP testi) ile tutarlı çıkmıştır. Model, değişim serisi için zayıf formda etkinliğin Türkiye ülke kredi temerrüt takası piyasasında geçerli olduğunu ve takas primi değişim serisinin tarihi bilgilerden hareketle tahmin edilemez bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifadeyle değişim serisi kısa hafıza özelliği göstermektedir ve geçmişe ait bilgiyi taşımamaktadır. Seride kalıcı etki gözlenmemektedir. Tablo 4'te yer alan tanı testlerinden ARCH testi 20 gecikme hariç 50 gecikmeye kadar bütün modellerde anlamlı çıkmıştır. Ayrıca aşırı basıklık değerleri de sadece getiri düzeyinde modelleme ile uzun hafıza olgusunu yakalamanın yetersiz olduğunu göstermektedir. Bu aşamadan sonra değişim serisinin oynaklığı

asimetrik modeller ile, kareli değişim serisindeki uzun hafıza özelliği ise kesirli bütünleşik GARCH modelleri ile incelenebilmektedir.

Uzun hafıza özelliği koşullu ortalama ve koşullu varyans denklemlerinde ayrı ayrı incelenebildiği gibi birlikte de incelenebilir (Türkyılmaz ve Balıbey, 2014: 296). Ortalama ve varyans denklemlerinde kullanılan ikili uzun hafıza modelleri Tablo 5’de yer almaktadır. Tablo 5’de ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIEGARCH ve ARFIMA-FIAPARCH modellerine ait anlamlı çıkan bütün dağılımlar yer almaktadır.

**Tablo 5:** KTT Primi Değişim Serisinin ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIEGARCH ve ARFIMA-FIAPARCH Model Sonuçları

dlnktt	ARFIMA(1,ξ,1) -	ARFIMA(1,ξ,1) -	ARFIMA(1,ξ,1) -FIAPARCH(1,d,1)		
	FIGARCH(1,d,1)	FIEGARCH(1,d,1)	normal	student	S-Student
<b>C</b>	-0.000436 [0.000448] (0.3316)	-0.001290 [0.00120] (-1.067)	0.001177 [0.0020996] (0.5751)	-0.000352 [0.00090] (0.6966)	0.000313 [0.00053] (0.5567)
<b>ξ</b>	-0.04868 [0.04436] (0.2726)	-0.10653 [0.09837] (0.2789)	0.231189*** [0.061880] (0.0002)	0.004855*** [0.00043] (0.0000)	-0.01244*** [0.000534] (0.0000)
<b>AR(1)</b>	0.208819 [0.22291] (0.3489)	0.422441*** [0.1288] (0.0011)	0.774815*** [0.067974] (0.0000)	0.104575*** [0.00063] (0.0000)	0.13981*** [0.000623] (0.0000)
<b>MA(1)</b>	-0.02690 [0.20305] (0.8946)	-0.17756** [0.0791] (0.0250)	-0.89223*** [0.032358] (0.0000)	0.035915*** [0.00067] (0.0000)	0.022042*** [0.000486] (0.0000)
<b>C(V)</b>	12.670* [7.6644] (0.0984)	-30224.065*** [138.50] (0.0000)	-0.017365 [0.079452] (0.8270)	229.1700 [234.91] (0.3294)	260.4614 [387.24] (0.5013)
<b>d</b>	0.38626*** [0.14824] (0.0092)	0.555220*** [0.05567] (0.0000)	0.175379 [0.15016] (0.2429)	0.470613*** [0.10242] (0.0000)	0.44476*** [0.06589] (0.0000)
<b>α<sub>1</sub></b>	0.556767*** [0.13496] (0.0000)	-0.787083*** [0.11232] (0.0000)	0.642311 [0.10726] (0.0000)	0.146931 [0.1160] (0.2054)	0.14378 [0.1713] (0.4014)
<b>β<sub>1</sub></b>	0.78862*** [0.09286] (0.0000)	0.961191*** [0.009089] (0.0000)	0.710809*** [0.11375] (0.0000)	0.46520*** [0.10973] (0.0000)	0.43961*** [0.1641] (0.0075)
<b>γ<sub>1</sub></b>	-	-	-0.461505*** [0.10986] (0.0000)	-0.31315* [0.16096] (0.0518)	-0.33533** [0.1396] (0.0164)
<b>Θ<sub>1</sub></b>	-	0.075177*** [0.02527] (0.0030)	-	-	-
<b>Θ<sub>2</sub></b>	-	0.171009* [0.0975] (0.0797)	-	-	-
<b>Kuyruk</b>	-	-	-	-	3.51139 [0.43410] (0.0000)
<b>Aparch (Delta)</b>	-	-	2.329418*** [0.28918] (0.0000)	0.557764* [0.30532] (0.0678)	0.54108 [0.5514] (0.3266)
<b>Log L</b>	5836.62	5753.310	5898.067	6198.086	<b>6203.873</b>
<b>AIC</b>	-4.33838	-4.27488	-4.38263	-4.60520	<b>-4.6087</b>
<b>ARCH (10)</b>	0.12342 (0.9995)	0.1432 (0.9991)	0.13327 (0.9994)	0.013433 (1.0000)	0.00734 (1.0000)

<b>ARCH</b>	0.51477	0.5180	0.66475	0.050570	0.02410
<b>(20)</b>	(0.9622)	(0.9608)	[0.8638	(1.0000)	(1.0000)
<b>Q(10)</b>	6.00293	5.08846	7.49922	1.54467	1.3347
	(0.64690)	(0.74808)	(0.4838478)	(0.991941)	(0.99512)
<b>Q(20)</b>	16.084	13.484	16.6390	9.27035	7.7260
	(0.58667)	(0.76202)	(0.548041)	(0.97534)	(0.98244)
<b>Q<sup>2</sup>(10)</b>	1.15606	1.34398	1.28020	0.064248	0.02843
	(0.99705)	(0.995005)	(0.995784)	(1.0000)	(1.0000)
<b>Q<sup>2</sup>(20)</b>	9.6368	9.53346	13.2239	0.49650	0.19016
	(0.94311)	(0.94607)	(0.778103)	(1.0000)	(1.0000)
<b>Pearson</b>	305.7949***	400.9792***	272.121***	115.536***	88.4522***
<b>(40)</b>	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
<b>Pearson</b>	328.3145***	391.0238***	283.655***	141.109***	95.6386***
<b>(50)</b>	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
<b>Pearson</b>	354.6450***	439.4533***	311.459***	155.5549***	110.1790***
<b>(60)</b>	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
<b>MAE</b>	0.003524	0.005466	0.01367	0.0008988	<b>0.0008248</b>
<b>MSE</b>	4.299e-005	3.163e-005	0.000219	<b>8.498e-007</b>	7.12e-007
<b>TIC</b>	<b>0.6728</b>	0.9445	0.9779	0.7318	0.7159

Not: \*\*\*, \*\*, \* işaretleri sırayla %1, %5, %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. ( ) içindeki değerler p olasılık değerini, [ ] içindeki değerler standart sapma değerlerini vermektedir. Tanı testlerine göre bütün modellerde hata ve hata karelerinde otokorelasyon sorunu kalmazken, ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülebilir. Uyum iyiliği testine göre ise hatalı model kurma söz konusu değildir.

Tablo 5'te koşullu ortalama denkleminde yer alan uzun hafıza parametresi,  $\xi$  anlamlı çıktığı dağılımlarda -0.01 ile 0.004 değerlerini almıştır. Çalışmaya konu olan serinin çarpık yapısına en uygun serinin çarpık student dağılımı olduğu belirtilebilir. Koşullu ortalama serisinde log olabilirlik, AIC ve MAE gibi öngörü performans ölçütlerine en iyi dağılım ARFIMA(1, $\xi$ ,1) -FIAPARCH(1,d,1) modeline ait çarpık student dağılımıdır. Bu modele göre uzun hafıza parametresi aldığı katsayı değeri ( $-0.5 < \xi < 0$ ) itibarıyla kısa hafızalı çıkmıştır. Katsayı değerinin 0'a yakın çıkmasının sonucunda seride kalıcı etki görülmemektedir. Durağanlığa yakın kısa hafıza sonucunda meydana gelen şok kısa süre içinde sönümlenmektedir. Tablo 3'te yer alan ön testlerde değişim serisi negatif katsayılı çıkmasına karşın anlamlı çıkmamıştır. Testlere bütün olarak bakıldığında koşullu ortalama serisinde uzun hafızanın varlığından söz edilemez, seri durağan ve geçerli bir yapıya sahiptir. Bu sonuç, ARFIMA (1,d,1) modeli ile de tutarlı çıkmıştır. Koşullu varyans serisinde yer alan d parametresi ise anlamlı çıktığı bütün model ve dağılımlarda 0.38 ile 0.55 arasında değer olarak uzun hafıza olgusunu desteklemektedir. Volatilitede uzun hafıza olgusu, uzun hafıza ön test sonuçlarıyla da birbirini doğrular niteliktedir. Volatilitede etkin piyasa hipotezinin zayıf formunun geçerli olmadığı ve takas priminin oynaklığının tarihi veriler yardımıyla tahmin edilebilir bir yapıda olduğu söylenebilir. Uzun hafızanın varlığı ise fraktal piyasa koşullarının volatilitede serisinde geçerli olduğu anlamına gelmektedir. Çarpık student dağılımında yer alan kuyruk parametresinin anlamlı çıkmasının sonucu ise özet istatistiklerde çıkan sonuçla paralel olarak kalın kuyruk özelliğinin yer almasıdır. ARFIMA-FIEGARCH modelde yer alan theta ( $\Theta$ ) parametreleri ise sırasıyla işaret ve büyüklük etkisini temsil etmektedir. Şokun işaretini veren theta1 ( $\Theta_1$ ) parametresinin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgu, piyasaya ulaşan pozitif bilgi şoklarının negatif bilgi şoklarına oranla KTT oynaklığı üzerinde daha fazla etki oluşturduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca şokun büyüklük etkisini gösteren theta2 ( $\Theta_2$ ) parametresinin %10 düzeyinde anlamlı ve pozitif olduğu da tablodan anlaşılmaktadır. Elde edilen bu bulgudan hareketle, piyasadaki gelen 1 birimlik pozitif şoka KTT oynaklığının tepkisinin 0.171009 birim olduğu görülmektedir. ARFIMA(1, $\xi$ ,1) - FIAPARCH(1,d,1) modelde yer alan ve asimetri etkisini gösteren  $\gamma$  parametresi negatif ve anlamlı çıkmıştır. Bu durumda pozitif haberler negatif haberlere göre



oyunaklığı daha fazla etkilemektedir.  $\gamma$  parametresinin negatif katsayılı çıkmasının sonucunda kaldıraç etkisi görülmemektedir. Modele ilişkin hata terimlerine uygulanan Ljung Box Q,  $Q^2$  ve ARCH testlerine ilişkin bulgular incelendiğinde, hata terimleri ve hata karelerinde herhangi bir otokorelasyon ve değişen varyans problemine rastlanmadığı görülmektedir.

Riske maruz değer analizlerinde kullanılan testlerden biri olan Kupiec (1995) sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır.

**Tablo 6:** Kupiec LR Test Sonuçları

ARFIMA (1,ξ,1) -FIGARCH (1,d,1) normal				ARFIMA (1,ξ,1) -FIEGARCH (1,d,1) normal			
Kısa Pozisyon				Kısa Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.95348	0.70056	0.40260	0.95000	0.95087	0.043510	0.83477
0.97500	0.97358	0.21937	0.63952	0.97500	0.97023	2.3690	0.12377
0.99000	0.98362	9.2503	0.0023545*	0.99000	0.98102	17.323	3.1540e-005*
0.99500	0.98660	26.028	3.3647e-00*	0.99500	0.98735	22.166	2.5001e-006*
0.9975	0.98846	46.470	9.3010e-01*	0.9975	0.98995	34.709	3.8278e-009*
Uzun Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.050000	0.032750	19.069	1.2608e-005*	0.050000	0.029029	29.112	6.8330e-008*
0.025000	0.018236	5.5587	0.018389*	0.025000	0.013770	16.564	4.7039e-005*
0.010000	0.011165	0.35490	0.55135	0.010000	0.0081876	0.95032	0.32964
0.0050000	0.0074432	2.8009	0.094212	0.0050000	0.0074432	2.8009	0.09421
0.0025000	0.0055824	7.5606	0.0059657*	0.0025000	0.0059546	9.2391	0.00236*
ARFIMA(1,ξ,1)-FIAPARCH (1,d,1) student				ARFIMA(1,ξ,1)-FIAPARCH (1,d,1) s-student			
Kısa Pozisyon				Kısa Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.94380	2.0920	0.14808	0.95000	0.94939	0.02124	0.88410
0.97500	0.97172	1.1415	0.28535	0.97500	0.97544	0.021200	0.88423
0.99000	0.99144	0.59188	0.44169	0.99000	0.99218	1.4004	0.23665
0.99500	0.99442	0.17653	0.67438	0.99500	0.99479	0.023554	0.87803
0.9975	0.99739	0.011747	0.91369	0.9975	0.99739	0.011747	0.91369
Uzun Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.050000	0.043171	2.7605	0.096618	0.050000	0.049125	0.043510	0.83477
0.025000	0.019352	3.8078	0.051016	0.025000	0.023074	0.41954	0.51717
0.010000	0.0059546	5.1949	0.022654*	0.010000	0.0081876	0.95032	0.32964
0.0050000	0.004093	0.47292	0.49165	0.0050000	0.004838	0.01431	0.90478
0.0025000	0.0029773	0.23122	0.63062	0.0025000	0.003349	0.70210	0.40208

ARFIMA(1,ξ,1)-FIAPARCH (1,d,1) normal							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
0.95000	0.95646	2.4614	0.11667	0.050000	0.034983	14.190	0.00016*
0.97500	0.97134	1.4085	0.23530	0.025000	0.02084	2.0193	0.15531
0.99000	0.98325	10.273	0.0013503*	0.010000	0.011909	0.93233	0.33426
0.99500	0.98660	26.028	3.3647e-009*	0.0050000	0.0070711	2.0515	0.1520
0.9975	0.98995	34.709	3.8278e-007*	0.0025000	0.0048381	4.6158	0.03167*

Not: \* işareti %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Kupiec LR testinde temel hipotez; gözlenen sapma oranı beklenen sapma oranına eşittir şeklinde kurulmaktadır (Ural, 2009: 76). Riske maruz değer hesaplamasında en başarılı modeller sırasıyla ARFIMA(1,ξ,1)-FIAPARCH(1,d,1) modelinin s-student, student ve normal dağılımları ile ARFIMA (1,ξ,1) -FIGARCH (1,d,1) ve ARFIMA (1,ξ,1)-FIEGARCH (1,d,1) normal dağılımları eşit olarak takip etmektedir.

Varyansta yapısal kırılmaların varlığı, sahte uzun hafıza sürecine neden olabilmektedir. 2010 – 2020 dönemi arası uzun bir zaman dilimi ele alındığından dolayı Türkiye ve Dünya’da meydana gelen finansal, toplumsal ve siyasi gelişmelerin serinin varyansında kırılmalara neden olması beklenen bir durumdur. Değişim serisinin varyansında yapısal kırılmaların varlığı Inclian ve Tiao (1994) tarafından geliştirilen ve Sanso vd., (2004) tarafından gözden geçirilen ICSS testleri ile incelenmiştir. Değişim serisinin varyansındaki kırılma sayısı ICSS(IT) 19 olarak bulunmuştur. Pooter ve Dijk (2004)’e göre kırılma tarihleri arasında 63/126 gün olması gerekmektedir. Bu çalışmada 126 gün kuralı uygulanmış ve 19 olan kırılma sayısı 10’a indirilmiştir.

**Tablo 7:** dlnktt Serisine İlişkin Sanso vd. (2004) Varyansta Kırılma Testi

ICSS (IT)	Türkiye ve Dünya’da Ekonomik, Politik ve Sosyal Olaylar
26.04.2010	Çin’de 7,1 büyüklüğünde deprem, İzlanda’da yanardağ faaliyeti sonucu Avrupa hava ulaşımında aksama
03.08.2011	24. dönem MV seçimleri
05.06.2012	S&P’nin Türkiye’ye ilişkin not duyurusu
31.05.2013	Gezi parkı olayları
01.04.2014	S&P, Moody’s ve Fitch’in kredi not duyuruları
14.02.2017	Ziraat Bankası ve Borsa İstanbul’un Varlık Fonuna devri
18.09.2017	Kuzey Irakta bağımsızlık referandumu
01.05.2018	Seçim sürecinin başlaması
26.10.2018	Döviz kuru dalgalanması
10.03.2020	Van/Bahçesaray depremi ve çığ felaketi, devam eden COVID 19 salgını

Tablo 7’de kırılma tarihlerinden önce meydana gelen önemli olaylar yer almaktadır. Bu kırılma tarihleri için kukla değişken oluşturulmuş ve ikili uzun hafızanın varyans denklemine (Tablo 8) eklenmiştir. Kukla değişkenin modele eklenmesi sonucunda program raporlamalarının yanısıra anlamlı modellerde sadece normal dağılım ile sonuç alınmıştır.

**Tablo 8:** KTT Primi Değişim Serisinin ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIEGARCH ve ARFIMA-FIAPARCH Kırılmalı Model Sonuçları

dlnktt	ARFIMA(1,ξ,1) - FIGARCH(1,d,1)	ARFIMA(1,ξ,1) - FIEGARCH(1,d,1)	ARFIMA(1,ξ,1) - FIAPARCH(1,d,1)
	Normal	Normal	Normal
<b>C</b>	-0.00006 [1.1403e-01] (0.0000)	0.002177 [0.001457] (0.0000)	-0.000124 [0.0004327] (0.7750)
<b>ξ</b>	-0.072491 [0.18529] (0.6957)	0.117096 [0.02033] (0.0000)	-0.03412 [0.04760] (0.47359)
<b>AR(1)</b>	0.246104 [0.49501] (0.6191)	-0.18628 [0.00468] (0.0000)	0.14505 [0.27018] (0.5914)
<b>MA(1)</b>	-0.03823 [0.34897] (0.9128)	0.20789 [0.005698] (0.0000)	0.03204 [0.23773] (0.8928)
<b>C(V)</b>	12.247688 [3.8336] (0.0014)	-186.21147 [4448.4] (0.9666)	0.029585 [0.17511] (0.8659)
<b>ICSS (V)</b>	-0.00030 [1247e-01] (0.0000)	0.469607 [0.66475] (0.4707)	0.010368 [0.017932] (0.5632)
<b>d</b>	0.354193 [0.06319] (0.0000)	0.393067 [0.08184] (0.0000)	0.136015 [0.075986] (0.0736)
<b>α<sub>1</sub></b>	0.63747 [0.098225] (0.0000)	-0.70746 [0.17721] (0.0001)	0.227466 [0.19119] (0.2343)
<b>β<sub>1</sub></b>	0.80790 [0.16699] (0.0000)	0.98135 [0.005041] (0.0000)	0.268569 [0.15398] (0.0812)
<b>γ<sub>1</sub></b>	-	-	-0.327754 [0.092228] (0.0004)
<b>Θ<sub>1</sub></b>	-	0.10088 [0.041307] (0.0147)	-
<b>Θ<sub>2</sub></b>	-	0.204530 [0.12158] (0.0906)	-
<b>Aparch (Delta)</b>	-	-	2.354514 [0.39589] (0.0000)
<b>Log L</b>	5850.874	5719.874	<b>6000.941</b>
<b>AIC</b>	-4.34825	-4.24925	<b>-4.45846</b>
<b>ARCH (10)</b>	0.11687 (0.9996)	0.15363 (0.9988)	0.43749 (0.9287)
<b>ARCH (20)</b>	0.61298 (0.9064)	0.42062 (0.9886)	0.63289 (0.8911)
<b>Q(10)</b>	6.56291 (0.584438)	12.6988 (0.122640)	6.07071 (0.639311)
<b>Q(20)</b>	17.166 (0.511704)	20.7276 (0.293379)	12.0485 (0.84472)
<b>Q<sup>2</sup>(10)</b>	1.08183 (0.997676)	1.44604 (0.993568)	3.66928 (0.88566)
<b>Q<sup>2</sup>(20)</b>	11.399 (0.87663)	7.80093 (0.981454)	10.6707 (0.9078)
<b>Pearson (40)</b>	299.7808 (0.0000)	360.1604 (0.0000)	248.1842 (0.0000)

<b>Pearson (50)</b>	314.5817 (0.0000)	365.7540 (0.0000)	284.1760 (0.0000)
<b>Pearson (60)</b>	317.9349 (0.0000)	393.007 (0.0000)	309.8515 (0.0000)
<b>MAE</b>	<b>0.005979</b>	0.007734	0.01248
<b>MSE</b>	5.337e-005	<b>6.516e-005</b>	0.0001749
<b>TIC</b>	<b>0.9586</b>	0.9614	0.9744

Not: \*\*\*, \*\*, \* işaretleri sırayla %1, %5, %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. ( ) içindeki değerler p olasılık değerini, [ ] içindeki değerler standart sapma değerlerini vermektedir. Tanı testlerine göre bütün modellerde hata ve hata karelerinde otokorelasyon sorunu kalmazken, ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülebilir. Uyum iyiliği testine göre ise hatalı model kurma söz konusu değildir.

Kırılma tarihlerinin modele eklenmesiyle log olabilirlik, AIC, MAE, MSE ve TIC gibi öngörü kriterlerinde ölçüm performansını azaltıcı yönde değişimler olmuştur. Yapısal kırılmaların denkleme eklenmesi sonucunda koşullu ortalama serisinde yer alan uzun hafıza parametresi öngörü performansı yüksek olan modellerde negatif işaretli ve anlamsız çıkarken öngörü performansı düşük olan modelde pozitif katsayılı ve anlamlı çıkmıştır. Yapısal kırılmaların modele dâhil edilmesi ile birlikte serinin yapısına en uygun olan dağılım türünde raporlama yapılmaması nedeniyle ortalama serisi için uzun hafıza davranışı hakkında kesin çıkarım yapılamamaktadır. Koşullu varyans denkleminde yer alan uzun hafıza parametrelerinde üç modelde de küçülme olması, uzun hafıza direncinin az da olsa kırılması anlamına gelmektedir.

Kırılmalı model sonuçlarına ait riske maruz değer hesaplamalarının kontrol edildiği Kupiec LR test sonuçları tablo 9'da yer almaktadır.

**Tablo 9:** Türkiye KTT Primi Kupiec LR Testi Sonuçları (Kırılmalı Model)

ARFIMA (1,ξ,1) -FIGARCH (1,d,1) normal dağılım				ARFIMA (1,ξ,1) -FIEGARCH (1,d,1) normal			
Kısa Pozisyon				Kısa Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık
<b>0.95000</b>	0.95534	1.6709	0.19613	0.95000	0.95906	4.9386	0.026263*
<b>0.97500</b>	0.97246	0.68886	0.40655	0.97500	0.97283	0.50407	0.47772
<b>0.99000</b>	0.98400	8.2743	0.004021*	0.99000	0.98214	13.607	0.000225*
<b>0.99500</b>	0.98735	22.166	2.5001e-00*	0.99500	0.98884	15.173	9.8102e-005*
<b>0.9975</b>	0.98921	40.450	2.0167e-010*	0.9975	0.99070	29.268	6.3029e-008*
Uzun Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık
<b>0.050000</b>	0.031634	21.822	2.9907e-006*	0.050000	0.037961	8.9112	0.0028342*
<b>0.025000</b>	0.018980	4.3512	0.036984*	0.025000	0.018608	4.9345	0.026325*
<b>0.010000</b>	0.011165	0.35490	0.55135	0.010000	0.011165	0.35490	0.55135
<b>0.0050000</b>	0.0078154	3.6511	0.056032	0.0050000	0.0074432	2.8009	0.094212
<b>0.0025000</b>	0.0055824	7.5606	0.005965*	0.0025000	0.0059546	9.2391	0.002369*
ARFIMA(1,ξ,1)-FIAPARCH (1,d,1) normal							
Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
Kantil	Başarı Oranı	Kupiec	Olasılık	Kantil	Başarısızlık Oranı	Kupiec	Olasılık

<b>0.95000</b>	0.94976	0.0033052	0.95415	0.050000	0.038333	8.3453	0.0038669*
<b>0.97500</b>	0.96911	3.5613	0.059140	0.025000	0.022330	0.81484	0.36669
<b>0.99000</b>	0.98102	17.323	3.1540e-005*	0.010000	0.011165	0.35490	0.55135
<b>0.99500</b>	0.98735	22.166	2.5001e-006*	0.0050000	0.0085597	5.6353	0.017602*
<b>0.9975</b>	0.98884	43.427	4.4014e-011*	0.0025000	0.0063268	11.043	0.0008900*

Not: \* işareti %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 9’da çıkan sonuçlara göre riske maruz değer hesaplamasında en başarılı modeller sırasıyla ARFIMA(1,ξ,1)-FIAPARCH(1,d,1), ARFIMA (1,ξ,1) -FIGARCH (1,d,1) ve ARFIMA (1,ξ,1)-FIEGARCH (1,d,1) normal dağılımları takip etmektedir.

### Sonuç

Bu araştırmada, Türkiye’nin kredi temerrüt takası primlerinin ortalama ve varyansında uzun dönem hafıza özelliği değişim serisinin varyansındaki olası yapısal kırılmaları da dikkate alarak ikili uzun hafıza modelleri ile araştırılmıştır. Bu doğrultuda araştırmada Türkiye’nin 04.01.2010-08.09.2020 dönemine ilişkin (2787 gözlem) günlük dolar cinsinden 5 yıllık CDS kapanış fiyatları dikkate alınmıştır. Araştırmada veriler Bloomberg HD veri tabanından elde edilmiştir. Türkiye’nin ülke KTT priminin değişim ve oynaklık serisinin uzun hafıza bağımlılığını ortaya koyabilmek için Lee-Strazicich (2001) kırılmalı birim kök testi, GPH, GSP, Lo R/S ön uzun hafıza testleri yapılmıştır. Uzun hafıza testleri sonucunda kısmen kısa hafıza özelliklerini sağlayan anlamlı sonuçlar belirlenirken kısa hafıza şartını sağlayan negatif katsayılarla birlikte istatistiki olarak anlamsız sonuçlar da belirlenmiştir. Karesi alınmış değişim serisinde ise uzun hafıza özelliğine dair anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Karesi alınmış değişim serisinde uzun hafıza olgusuna rastlanması üzerine ikili uzun hafıza modellerinin kullanılabilmesine dair işaret olarak yorumlanmıştır. ARFIMA modelde yapılan denemelerde Buna yönelik olarak AIC ve log olabilirlik ölçütleri yardımıyla en uygun model yapısı belirlenmiştir. ARFIMA (p, ξ, g) modeli sonucunda da diğer uzun hafıza testleriyle tutarlı olarak değişim serisinde kısa hafıza olgusuna rastlanmıştır. İkili uzun hafıza model sonuçları arasında öngörü performansı en yüksek olan model sonucunda koşullu ortalama serisinde yer alan uzun hafıza parametresi aldığı katsayı değeri itibarıyla (-0.12) kısa hafızalı çıkmıştır. Katsayı değerinin 0’a yakın çıkmasının sonucunda seride kalıcı etki görülmemektedir. Durağanlığa yakın kısa hafıza sonucunda meydana gelen şok kısa süre içinde sönümlenmektedir. Koşullu varyans serisinde yer alan d parametresi ise anlamlı çıktığı bütün model ve dağılımlarda 0.38 ile 0.55 arasında değer olarak uzun hafıza olgusunu desteklemektedir. Volatilitede uzun hafıza olgusu, uzun hafıza ön test sonuçlarıyla da birbirini doğrular niteliktedir. Volatilitede etkin piyasa hipotezinin zayıf formunun geçerli olmadığı ve takas priminin oynaklığının tarihi veriler yardımıyla tahmin edilebilir bir yapıda olduğu söylenebilir. Değişim serisinde uzun hafıza yer almazken, oynaklık serisinde uzun hafıza söz konusudur. Çalışmadan elde edilen sonuç, Günay ve Shi (2016); Varlık ve Varlık (2017) çalışmaları ile tutarlılık göstermektedir. Uzun hafızanın varlığı ise fraktal piyasa koşullarının volatilitede serisinde geçerli olduğu anlamına gelmektedir. Fraktal piyasa koşulları arasında yer alan kendine benzerlik ve kendi kendini tekrar olgusu, KTT piyasası katılımcıları için yatırım kararlarını etkileyebilecek piyasa etmenleri olarak görülebilir. ARFIMA-FIEGARCH modelde yer alan ve şokun işaretini veren theta1 parametresinin % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgu, piyasaya ulaşan pozitif bilgi şoklarının negatif bilgi şoklarına oranla KTT oynaklığı üzerinde daha fazla etki oluşturduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca şokun büyüklük etkisini gösteren theta2 parametresinin %10 düzeyinde anlamlı ve pozitif olduğu da tablodan anlaşılmaktadır. Elde

edilen bu bulgudan hareketle, piyasadan gelen 1 birimlik pozitif şoka KTT oynaklığının tepkisinin 0.171009 birim olduğu görülmektedir. ARFIMA(1,ξ,1) - FIAPARCH(1,d,1) modelde yer alan ve asimetri etkisini gösteren  $\gamma$  parametresi negatif katsayılı ve anlamlı çıkmıştır. Bu durumda pozitif haberler negatif haberlere göre oynaklığı daha fazla etkilemektedir.  $\gamma$  parametresinin negatif katsayılı çıkmasının sonucunda kaldıraç etkisi görülmemektedir. Oynaklık modelleriyle yapılan analizlerde serilerin varyansındaki olası yapısal kırılmalar, uygulanan modellerin tahmin doğruluğunu etkilemektedir. Bu soruna yönelik olarak yapılan ICSS testinin IT algoritmasına takılan kırılma tarihlerinin modele eklenmesiyle log olabilirlik, AIC, MAE, MSE ve TIC gibi öngörü kriterlerinde ölçüm performansını azaltıcı yönde değişimler olmuştur. Yapısal kırılmaların denkleme eklenmesi sonucunda koşullu ortalama serisinde yer alan uzun hafıza parametresi öngörü performansı yüksek olan modellerde negatif işaretli ve anlamsız çıkarken öngörü performansı düşük olan modelde pozitif katsayılı ve anlamlı çıkmıştır. Yapısal kırılmaların modele dâhil edilmesi ile birlikte serinin yapısına en uygun olan dağılım türünde raporlama yapılmaması nedeniyle ortalama serisi için uzun hafıza davranışı hakkında kesin çıkarım yapılamamıştır. Koşullu varyans denkleminde yer alan uzun hafıza parametrelerinde üç modelde de küçülme olması, uzun hafıza direncinin az da olsa kırılması anlamına gelmektedir.

### Kaynakça

- Anderson, N., & Noss, J. (2013). The fractal market hypothesis and its implications for the stability of financial markets. *Financial Stability Paper*(23), 3-21.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal Of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.
- Bohdalova, M., & Gregus, M. (2010). Fractal analysis of forward exchange rates. *Acta Polytechnica Hungarica*, 7(4), 57-69.
- Buğan, M. F., Çevik, E. İ., & Çevik, N. K. (2019). Katılım 30 endeksi için zayıf formda etkin piyasa hipotezinin arfima-fiegarch model ile analizi. *Iğd Üniv Sos Bil Der*(Ek Sayı), 219-241.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). Gls-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypothesis. *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.
- Cheng, H., Huang, J.-B., Guo, Y.-Q., & Zhu, X.-H. (2013). Long memory of price–volume correlation in metal futures market based on fractal features. *Transactions of Nonferrous Metals Society of China*, 23(10), 3145-3152. doi:10.1016/S1003-6326(13)62845-9
- Chuffart, T., & Hooper, E. (2019). An investigation of oil prices impact on sovereign credit default swaps in Russia and Venezuela. *Energy Economics*, 80, 904-916. doi:10.1016/j.eneco.2019.02.003
- Corazza, M., & Malliaris, A. G. (2002). Multi-fractality in foreign currency markets. *Multinational Finance Journal*, 6(2), 65-98.
- Çevik, E. İ., & Topaloğlu, G. (2014). Volatilitede Uzun Hafıza ve Yapısal Kırılma: Borsa İstanbul Örneği. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 40-55.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Erdoğan, N. K. (2017). Finansal zaman serilerinin fraktal analizi. *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(4), 49-54.
- Fama, E. F. (1965). Random walks in stock market prices. *Financial Analysts Journal*, 21, 55-59. doi:10.2469/faj.v21.n5.55

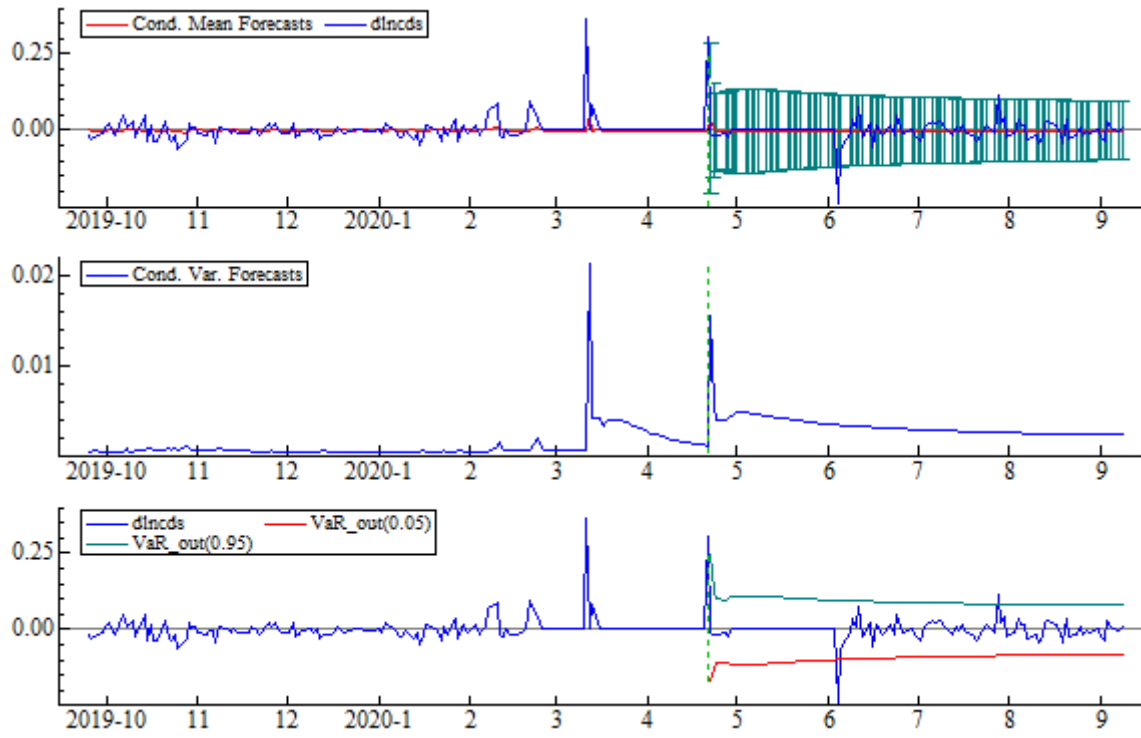
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fettahoğlu, S. (2019). Relationship between credit default swap premium and risk appetite according to types of investors: evidence from Turkish Stock Exchange. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*(84), 265-278.
- Gençyürek, A. G. (2019). *Sermaye piyasasında ikili uzun hafıza ve emtia volatilite ve geçişkenliği*. Yayınlanmamış Doktora Tezi. DEÜ, SBE, İzmir.
- Geweke, J., & Porter-Hudak, S. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 221-238.
- Göçer, İ., & Peker, O. (2014). Yabancı doğrudan yatırımların istihdam üzerindeki etkisi: Türkiye, Çin ve Hindistan örneğinde çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi. *Yönetim ve Ekonomi*, 21(1), 107-123.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Association*, 70(3), 393-408.
- Guidolin, M., Pedio, M., & Tosi, A. (2019). Time-varying price discovery in sovereign credit markets. *Working Paper*. Aralık 24, 2020 tarihinde <http://ssrn.com/abstract=3477308> adresinden alındı
- Günay, S., & Shi, Y. (2016). Long-memory in volatilities of cds spreads: evidences from the emerging markets. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 19(1), 122-137.
- Inclan, C., & Tiao, G. C. (1992). 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
- Keskin, H., & Çelik, İ. (2020). Zamanla değişen beta katsayısında uzun bellek davranışı: BIST üzerine ampirik bir uygulama. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 11(Ek), 200-210.
- Kim, J. S., Koo, G. F., & Liu, Z. (2019, Şubat 3). How trade matching forms in the credit default swap market. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2665511](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2665511) adresinden alındı
- Kupiec, P. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measures models. *Journal of Derivatives*, 3(2), 73-84.
- Lee, J., & Strazicich, M. (2001). Minimum lm unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lo, A. W. (2012). Adaptive markets and the new world order. *Financial Analysts Journal*, 68(2), 18-29.
- Mandelbrot, B. (1963). The variation of certain speculative prices. *The Journal of Business*, 36(4), 394-419.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Özdemir, A., & Çelik, İ. (2020). Pay piyasalarında etkin piyasa hipotezinin farklı dağılım varsayımları bağlamında uzun hafıza modelleri ile tespiti: ABD ve Türkiye karşılaştırması. *İşletme Fakültesi Dergisi*, 21(1), 125-160.
- Özdemir, M. O., & Emeç, H. (2020). Tek değişkenli garch modelleri ile Türkiye'nin cds primi oynaklığının analizi. *İzmir İktisat Dergisi*, 35(1), 113-122.
- Patane, M., Tedesco, M., & Zedda, S. (2019). CDS-bond basis dynamic and credit spread price discovery: a test for European corporate and sovereign bond markets. *Modern Economy*, 10, 1984-2003.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.

- Pooter, M. d., & Dijk, D. v. (2004). Testing for changes in volatility in heteroskedastic time series - a further examination. *Econometric Institute Report*. Şubat 14, 2012 tarihinde <https://repub.eur.nl/pub/1627/> adresinden alındı
- Raimbourg, P., & Salvade, F. (2020). Rating announcements, CDS spread and volatility during the European sovereign crisis. *Finance Research Letters*. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101663>. adresinden alındı
- Robinson, P., & Henry, M. (1999). Long and short memory conditional heteroskedasticity in estimating the memory Parameter Of Levels. *Econometric Theory*, 15, 299-336.
- Sabkha, S., Peretti, C. D., & Hmaied, D. (2019). On the informational market efficiency of the worldwide sovereign credit default swaps. *Journal of Asset Management*, 20, 581-608. doi:10.1057/s41260-019-00142-4
- Sanso, A., Arago, V., & Carrion-i, J. L. (2004). Testing for changes in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economía Financiera*, 1-24.
- Sarpong, P. K. (2017). *Trading in chaos: analsis of active management in a fractal market*. Yayınlanmamış Doktora Tezi. University of KwaZulu-Natal, Johannesburg, Güney Afrika Cumhuriyeti
- Tse, Y. K. (1998). The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate. *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 1099-1255.
- Tuna, G., & Öztürk, M. (2016). Piyasa etkinliğinin yapısal kırılmalı birim kök testleri ile incelenmesi: Türkiye pay senedi piyasası uygulaması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 548-559.
- Türkyılmaz, S., & Balıbey, M. (2014). Türkiye hisse senedi piyasası getiri ve oynaklığındaki uzun dönem bağımlılık için ampirik bir analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(2), 281-302.
- Ural, M. (2009). Riske maruz değer hesaplamasında alternatif yaklaşımlar. *Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 3(2), 63-86.
- Varlık, S., & Varlık, N. (2017). Türkiye'nin cds priminin oynaklığı. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar 2017 Cilt: 54 Sayı: 632*, 9-17.
- Wang, Y., Su, X., & Zhan, X. (2015). Fractal analysis of the agricultural products prices time series. *International Journal of u- and e- Service, Science and Technology*, 8(10), 395-404. doi:10.14257/ijunesst.2015.8.10.38

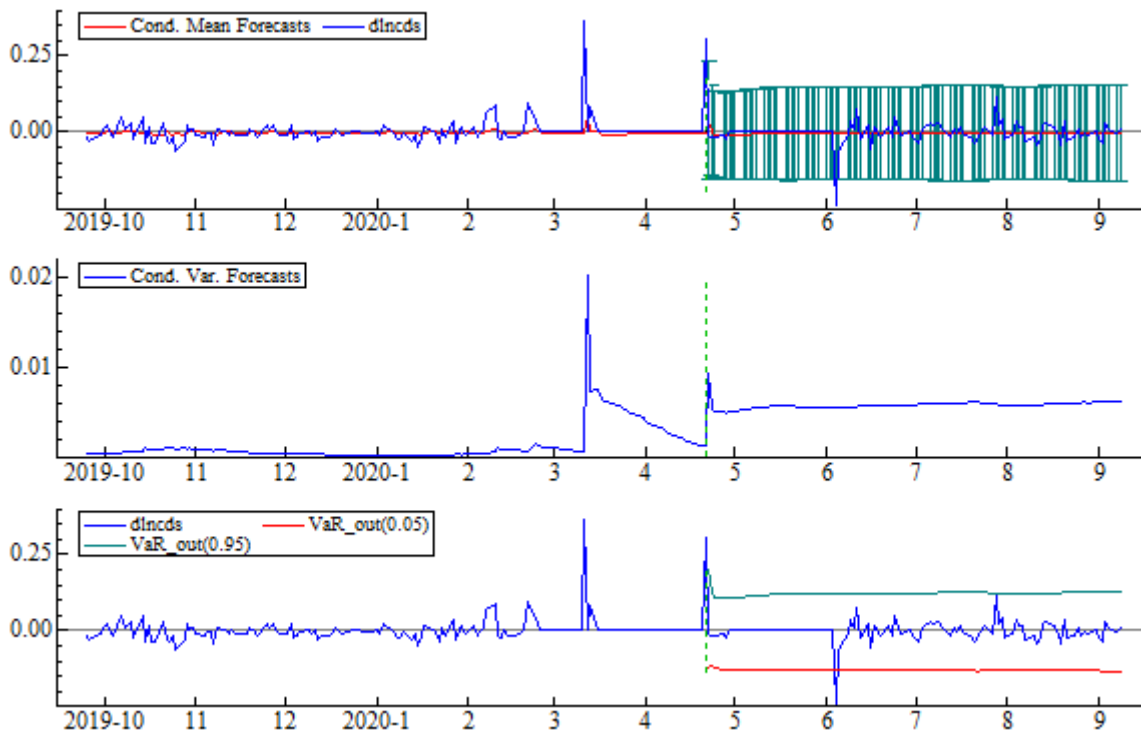
### Ekler

**Ek 1:** ARFIMA (1,ξ,1)-FIGARCH (1,d,1) Modeli Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları

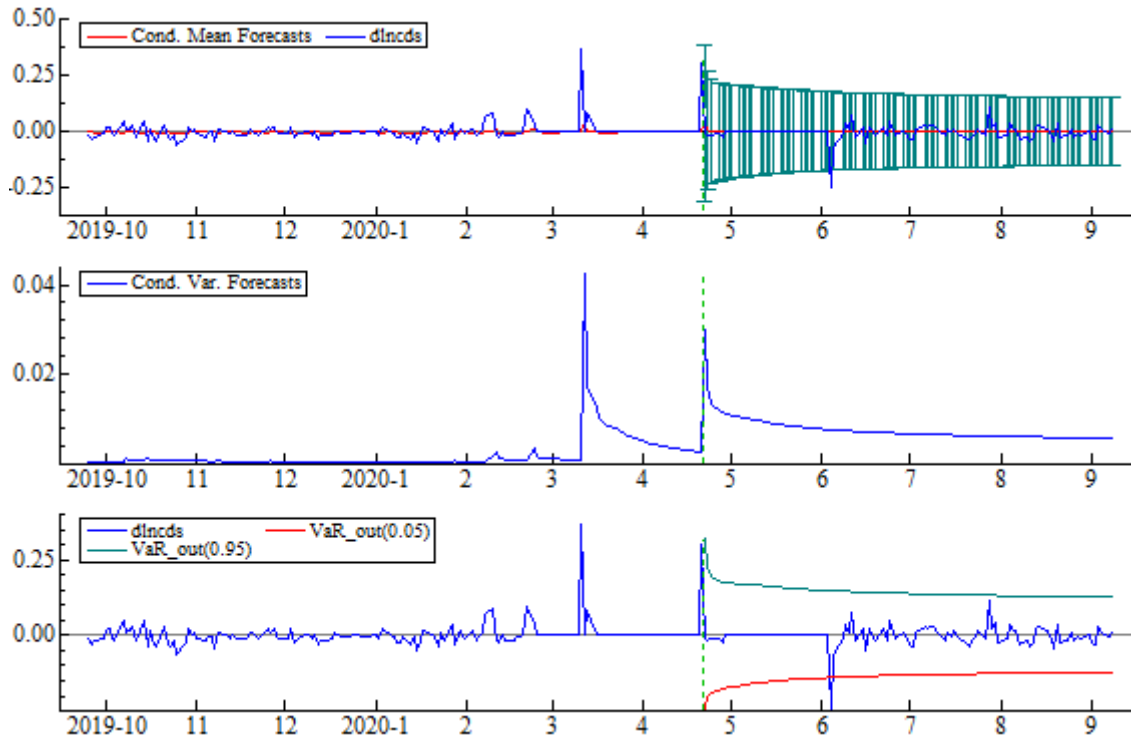




**Ek 2:** ARFIMA (1,ξ,1)-FIGARCH (1,d,1) Modeli Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları



**Ek 3:** ARFIMA (1,ξ,1)-FIAPARCH (1,d,1) Modeli Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları (normal)



**Ek 4:** ARFIMA (1,ξ,1)-FIAPARCH (1,d,1) Modeli Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları (student)

