



Article Info/Makale Bilgisi

✓Received/Geliş:26.06.2020 ✓Accepted/Kabul:16.07.2020

DOI: 10.30794/pausbed.758699

Araştırma Makalesi/ Research Article

Güneş, H. ve Kaya M. (2021). "Döviz Kuru Getiri ve Volatilitesinde Uzun Hafıza Testi: 2008 Küresel Finans Krizine İlişkin Bir Araştırma" *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Sayı 43, Denizli, ss. 239-262.

DÖVİZ KURU GETİRİ VE VOLATİLİTESİNDE UZUN HAFIZA TESTİ: 2008 KÜRESEL FİNANS KRİZİNE İLİŞKİN BİR ARAŞTIRMA*

Hidayet GÜNEŞ**, Murat KAYA***

Öz

Bu çalışma Türkiye döviz piyasasında işlem gören Amerikan Doları/Türk Lirası, Euro/Türk Lirası ve Pound/Türk Lirası döviz kurlarının 02.01.2002 ile 31.12.2019 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatlarını kullanarak getiri ve volatilité serilerinde uzun hafızanın varlığını test etmek amacıyla yapılmaktadır. Yapılan analizlerde, getiride sadece Euro getiri serisi için kriz öncesi dönemde uzun hafızanın olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bütün döviz kurlarında tüm veri seti için volatilitéde uzun hafızanın olduğu tespit edilmiştir. Amerikan Doları getiri serisi için kriz dönemi ve kriz sonrası dönemde, Euro getiri serisi için de kriz öncesi dönemde getiri ve volatilitéde ikili uzun hafızanın var olduğu belirlenmiştir. FIAPARCH modelinde asimetri parametresi olan γ , tüm veri seti için anlamlı ve negatif deęerde bulunmuştur. Bu, pozitif bilgi şoklarının negatif bilgi şoklarına göre volatilité üzerinde daha baskın olduğu yani daha fazla oynaklığa neden olduğunu ifade etmektedir. Ayrıca Riske Maruz Deęer Analizi sonucunda, tüm döviz kurları için ARFIMA-FIAPARCH modeli en uygun VaR modeli olarak bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Uzun Hafıza, Etkin Piyasa Hipotezi, Döviz Piyasası, ARFIMA-FIAPARCH Modeli.

TESTING LONG MEMORY IN EXCHANGE RATE RETURN AND VOLATILITY: A RESEARCH ON THE 2008 GLOBAL FINANCIAL CRISIS

Abstract

This study is performed in order to test the presence of long memory in returns and volatility series by using daily closing prices of the three exchange rates which are the US Dollar / Turkish Lira, Euro / Turkish Lira and the Pound / Turkish Lira traded in Turkey's foreign exchange market, the market of the emerging country, in the dates between 01/02/2002 and 12/31/2019. The analysis concluded that long memory in return, Euro return series exists only in the pre-crisis period. For the whole data set in all exchange rates, long memory is determined in volatility. It is determined that there is a dual long memory in return and volatility for the dollar return series in the crisis period and post-crisis period, and for the Euro return series in the pre-crisis period. In the FIAPARCH model, asymmetry parameter γ is found significant for the whole data set and in negative value. This means that positive information shocks are more dominant on volatility than negative information shocks, that is, causing more volatility. Besides, ARFIMA-FIAPARCH model was concluded as the most suitable VaR model for all exchange rates as a result of Value at Risk analysis.

Keywords: Long Memory, Efficient Market Hypothesis, Foreign Exchange Market, ARFIMA-FIAPARCH Model.

*Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü'nde tamamlanan Güneş (2020) "Döviz Kuru Getiri ve Volatilitesinde Uzun Hafızanın Test Edilmesi: 2008 Küresel Finans Krizi Üzerine Bir Araştırma" başlıklı doktora tezinden üretilmiştir.

**Arş. Gör. Dr., Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, BURDUR.
e-posta:hgunes@mehmetakif.edu.tr, (<https://orcid.org/0000-0002-9826-9862>)

***Dr. Öğr. Üyesi, Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, BURDUR.
e-posta:mkaya@mehmetakif.edu.tr, (<https://orcid.org/0000-0002-5988-0773>)

GİRİŞ

Serbestleşen finansal yapı ile birlikte yatırımcılar istedikleri ülke borsalarına, döviz kurlarına veya doğrudan yatırım olarak ülkeye çeşitli yatırımlar yapmaktadırlar. Bu yatırımlar sayesinde kazançlarına kazanç katabilmektedirler. Ülkeler arası yapılan tüm işlemler döviz üzerinden gerçekleştiği için döviz piyasaları her an takip edilen piyasa olmaya başlamıştır. Döviz piyasalarında meydana gelebilecek volatiliteler dolaylı yollardan da olsa o ülke ile ekonomik faaliyet yürüten tüm ülkeleri etkileyebilme kapasitesine sahip olmaktadır. Volatiliteler kavramı, piyasada işlem gören finansal varlıkların fiyatlarında zaman içerisinde meydana gelen ani ve beklenmedik değişimler olarak ifade edilmektedir. Döviz kuru volatilitesi de, döviz kurlarında gözlemlenen beklenmedik fiyat değişikliklerini belirtmektedir (Abdalla, 2012: 217). Döviz piyasasında ortaya çıkabilecek aşırı volatiliteler finansal piyasaların tümüne sirayet edebilmekte ve onları olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Volatilitesi yüksek olan bir ülke piyasasına çoğu yatırımcı kolay yatırım yapmak istemeyecektir. Bu yüzden karar vericiler açısından piyasalarda ortaya çıkabilecek volatilitenin yönetilebilmesi ve bunun piyasa oyuncularına doğru ve etkin bir şekilde açıklanabilmesi gerekmektedir.

Volatilitenin ortaya çıkmasının birçok sebebi bulunmaktadır. Etkinlik anlamında ön plana çıkan sorun ise asimetrik bilgi sorunudur. Döviz piyasalarında veya finansal piyasaların tamamında asimetrik bilgi sorunu söz konusu olmaktadır. Piyasaya ulaşan bir bilgi veya haberin herkes tarafından anında bilinmesi ve ona göre pozisyon alınması gerekir ki yatırımcıların hepsi aynı bilgiden kazanç elde edebilsin. Ancak böyle bir durum günümüz piyasa koşullarında pek mümkün olmamaktadır. Bu yüzden bilgiye daha önce ulaşan veya piyasadaki oyunculardan daha fazla bilgiye sahip olan bir yatırımcı diğerlerine göre daha fazla kazanç sağlayabilmektedir. İşte bu durum asimetrik bilgi olarak ifade edilmektedir. Asimetrik bilgi durumunda haksız kazanç ortaya çıkmakta ve o piyasa için etkinlikten söz edilememektedir (Mishkin, 2004: 32).

Finansal piyasalara yeni bir haber akışı ulaştığı zaman, bu haber piyasa oyuncularınca analize tabi tutulmakta analiz sonucunda da o finansal varlık için yeni bir piyasa fiyatı ortaya çıkmaktadır. Piyasaya, finansal varlık fiyatlarını etkileyebilecek yeni bir haber ulaşınca kadar, belirlenen piyasa fiyatı denge fiyatı olarak geçerliliğini sürdürmektedir. Finansal varlıkların piyasadaki yeni haberlere hemen, eksiksiz ve doğru olarak tepki verdiği, varlık fiyatlarının tesadüfi olarak değişim sergilediği, piyasa katılımcılarının normalin üzerinde getiri elde etmesinin önüne geçildiği, portföy yatırımcılarının bireysel olarak veya gruplar halinde ortalama piyasa getirisinin üzerinde herhangi bir getiri sağlamasının mümkün olmadığı piyasalar *etkin piyasa* olarak isimlendirilmektedir (Atan vd., 2009: 34).

Fama 1970 yılındaki çalışmasında *Etkin Piyasa Hipotezi*'ni ortaya çıkarmıştır. Bu hipotez, menkul kıymet fiyatlarının finansal piyasalara ulaşan tüm bilgileri yansıttığını ifade etmektedir. Etkin Piyasa Hipotezi'ne göre piyasa etkinliğinin 3 farklı türü bulunmaktadır. Bunlar; zayıf formda etkin, yarı güçlü formda etkin ve güçlü formda etkin piyasalar şeklindedir (Fama, 1970: 414). *Zayıf formda etkin piyasa*, finansal varlık fiyatlarının geçmişteki tüm bilgileri içerdiği piyasa türünü ifade etmektedir (Pike ve Neale, 1999: 44). Yatırımcı finansal varlığın geçmiş fiyat hareketlerine bakarak ortalama piyasa getirisi üzerinde bir kazanç elde edememektedir. Çünkü varlık fiyatı içerisinde zaten bu durum yansımaktadır. Etkin Piyasa Hipotezi'ne göre herhangi bir zamanda oluşan fiyat hareketleri, başka bir zamandaki fiyat hareketlerinden bağımsızlık göstermektedir (Brealey ve Myers, 1999: 358). *Yarı güçlü formda etkin piyasa*, menkul kıymet varlık fiyatına varlığın geçmiş fiyatının yanında kamuya açıklanmış olan tüm haber ve bilgilerin de yansıdığı etkin piyasa türüdür. Piyasaya yansıyan bu haber ve bilgiler, sadece geçmişteki varlık fiyat hareketlerini değil kazanç ve kar payı ilanlarını, pay senedi çıkarımını, teknolojik hamleleri, firmaların finansal tablolarını, şirket birleşmeleri gibi birçok veriyi içermektedir. Bu etkin piyasa türünde, kamuya açıklanan haber ve bilgiler hemen varlık fiyatına yansıdığı için bu verilerin tekrardan analize tabi tutularak avantaj sağlanması gibi bir durum söz konusu olamayacaktır (Arnold, 1998: 602). *Güçlü formda etkin piyasada ise*, firma içi bilgiler de dâhil olmak üzere varlık fiyatına tüm haber ve bilgiler yansıtılmaktadır. Piyasada içerden bilgi edinilenlerde dâhil olmak üzere hiçbir yatırımcının varlık fiyatında oluşacak değeri önceden tahmin edebilmesi mümkün değildir. Bu yüzden güçlü formda etkin piyasa türü Etkin Piyasa Hipotezi 'ni en iyi açıklayan ve ona en yakın olan form şeklindedir. Bu piyasa türünde piyasada dolaşan haber veya bilgi anlamında piyasada işlem yapan katılımcılar arasında bir üstünlük söz konusu değildir. Yani içerden bilgi edinilenlerin piyasa getirisi üzerinde bir kar elde etmesi ve bunu ticarete dönüştürmesi olanaksızdır (Meggison, 1997: 14).

Finansal zaman serilerinin geçmişteki fiyatlarına bakarak, gelecekte alabileceği fiyatlar tahmin edilebiliyorsa bu serinin uzun hafıza özelliği sergilediği sonucuna ulaşılmaktadır. Serinin geçmiş değerleri ile arasında uzun dönem bağımlılığı işaret etmektedir. Bu durum, finansal varlığın değerinin önceden tahmin edilebilir bir yapıda olduğunu göstermesinden dolayı Etkin Piyasa Hipotezi ile bağlantılı bir kavram haline getirmektedir (Balibey, 2014: 83-84).

Bu çalışma Türkiye döviz piyasasında işlem gören, Amerikan Doları/Türk Lirası, Euro/Türk Lirası ve Pound/Türk Lirası döviz kurlarının 02.01.2002 ile 31.12.2019 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatlarını kullanarak, getiri ve volatilité serilerinde uzun hafızanın varlığını test etmek amacıyla yapılmaktadır. Bu döviz kurları Türkiye açısından, hem döviz piyasasında en çok işlem gören hem de uluslararası ticarete en çok kullanılan döviz kurları olmasından dolayı çalışmada kullanılmıştır. 2008 Küresel Finans Krizi'ni dikkate alarak veri seti 3 farklı döneme bölünmüştür. 02.01.2002 ile 31.07.2007 tarihleri arası kriz öncesi dönem, 01.08.2007 ile 31.12.2012 tarihleri arası kriz dönemi ve 02.01.2013 ile 31.12.2019 tarihleri arası da kriz sonrası dönem olarak analize tabi tutulmuştur. Analizin doğru sonuç verebilmesi için günlük kapanış fiyatları günlük nominal getiri serisi haline dönüştürülmüştür. Getiri üzerinde uzun hafızanın varlığını test etmek için ARFIMA, volatilitéde uzun hafızanın varlığını test etmek için de simetrik model FIGARCH ve asimetrik model olan FIAPARCH modelleri kullanılmıştır. İkili uzun hafızanın varlığını test etmek için de ARFIMA-FIAPARCH modeli yardımıyla sonuçlar açıklanmaya çalışılmıştır. Çalışmada Sanso vd. (2004) tarafından geliştirilen modifiye edilmiş ICSS yapısal kırılma testi veri setlerine uygulanmış, analiz sonucunda veri seti için herhangi bir kırılmaya rastlanmamıştır.

Uzun hafıza varlığını hisse senedi piyasalarında test eden çalışmalar çok fazla sayıda olmasına rağmen, döviz piyasaları üzerine yapılan çalışmalar daha sınırlı sayıda kalmıştır. Ayrıca ikili uzun hafızanın varlığını yani getiri ve volatilité birlikte incelendiği araştırma sayısı çok değildir. Asimetrik modellerin simetrik modellere göre daha iyi sonuçlar verdiğini gösteren literatürü dikkate alarak bu çalışmanın, asimetrik volatilité modellemesi olan FIAPARCH modeli kullanılarak literatüre farklı katkılar sağlayacağı düşünülmektedir.

Çalışma giriş bölümünden sonra ekonometrik metodoloji, literatür taraması, çalışmanın amacı, veri seti ve son olarak da sonuç bölümünden oluşmaktadır.

1. EKONOMETRİK METODOLOJİ

Otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelleri, finansal zaman serisi analizlerinde bir iktisadi varlığı elde bulundurmanın taşıdığı riskin analizinde, opsiyon fiyatlarının değerlendirilmesinde, zamana göre değişken güven aralıklarının öngörülmesinde ve değişen varyans sorunu altında daha verimli ve etkin tahminçiler elde edilmesinde yaygın olarak kullanılmaktadır (Degiannakis ve Xekalaki, 2017: 8).

Engle (1982) önerdiği ARCH modeliyle, bir zaman serisinin ortalamasını ve varyansını aynı anda modellemenin imkân dâhilinde olduğunu göstermektedir. Engle, koşullu tahminlerin koşulsuz tahminlerden çok daha üstün olduğunu öne sürmüştür (Enders, 2014: 124). ARCH modelini uygularken dikkat edilmesi gereken bazı noktalar bulunmaktadır. Kalın kuyruk sorunu en önemli etmenlerden birisidir. Bu, iktisadi varlıklara ait getirilerin basıklık değerinin 3'ten büyük yani leptokurtik olması durumunu ifade etmektedir. Küçük değişimleri küçük, büyük değişimleri de büyük değişimlerin izlemesi denilen volatilité kümelenmesi de ön plana çıkan bir diğer husustur. Kaldıraç etkisi, pay senedi fiyatlarındaki değişimlerin bunların oynaklığı ile negatif ilişki içerisinde olması durumudur. Tüm bunlar seçilecek olan model için dikkat edilmesi gereken etmenlerdir (Bollerslev vd., 1994: 2964).

Volatilité modellerinin esas temelini ARCH modeli oluşturmaktadır. Ancak finansal zaman serilerinin koşullu varyansının modellenmesinde bu modelin yetersiz kalması modelin genişletilmesi gerekliliği düşüncesini meydana getirmiş ve Bollerslev (1986) Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelini ortaya sürmüştür. ARCH modelinde, koşullu hata varyansının yalnızca otoregresif bir süreçle belirtilmesinin eksik olduğunu ve ARMA sürecini de modele ekleyerek GARCH (p, q) modeline çevirmiştir. GARCH modeli, geçmiş hata kareleri ile geçmiş koşullu varyansların meydana getirdiği bir denklemdir. Ayrıca, koşullu varyansın kendi geçmiş değerleri ile birlikte geçmiş şokları da modelde bir arada bulundurması GARCH modelini ARCH modelinden farklılaştırmaktadır (Rachev vd., 2007: 284).

Finansal zaman serilerinde kaldıraç etkisinin yani asimetri durumunun olması, asimetrik özellik sergileyen koşullu değişen varyans modellerini ortaya çıkarmıştır. Ding vd. 1993 yılında APARCH (Asimetrik Üslü ARCH) modelini geliştirmişlerdir. Modelin formülasyonu:

$$S_t^\delta = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j S_{t-i}^{\delta_{t-i}} \quad (1)$$

şekindedir. Formüldeki α_i ve β_j GARCH değişkenleri, δ üs değeri, γ_i de kaldıraç değişkenidir. $\gamma_i < 0$ durumunda volatilité üzerinde pozitif bilginin negatif bilgidenden daha fazla etkili olduđu söylenebilir. δ üs değışkeninin aldığı değere göre APARCH modeli;

$\delta=2, \beta_i=0$ ($i=1, \dots, p$), $\gamma_j=0$ ($j=1, \dots, q$) olduđunda ARCH,

$\delta=2, \gamma_j=0$ ($j=1, \dots, q$) olduđunda GARCH,

$\delta=2$ olduđunda GJR-GARCH ve

$\delta=1$ olduđunda TARARCH modeline dönüşmektedir (Ding, 2011: 7).

Uzun hafıza modelleri yardımıyla, finansal zaman serilerinin getiri ve volatilitesinde uzun hafıza varlığı test edilmeye başlanmıştır. Bu kapsamda Granger (1980), Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) serinin ortalamadaki uzun hafıza özelliğini belirleyebilmek için ARFIMA (Kesirli Bütünleşik Otoregresif Hareketli Ortalama) modelini geliştirmişlerdir. ARIMA modelinde yer alan bütünleşme derecesini genel bir hale getirerek onun kesirli bir şekilde de gösterilebilmesine ARFIMA modeli olarak vermektedir. Zaman serisinin saf durağan ARIMA sürecinde olması kısa hafızalı olduğunu göstermektedir. Sonsuz bir belleğe sahip olan AR modelinde hata terimlerinin tüm değerleri geometrik olarak düşüş içerisinde. Kısa belleğe sahip olan MA modelinde q kadar gecikme süresi sonunda bugünkü değerin etkisi ortadan kalkmaktadır. ARIMA modelinde, farkı alınmış bir serinin durağan hale geldiğini garanti altına almak için “d” tam sayı olarak dikkate alınmaktadır. Fakat d tüm gerçel olan sayıları aldığı ARIMA kesirli bir hale dönüşmekte ve ARFIMA modelini oluşturmaktadır (Baum, 2013: 21). ARFIMA, serinin durağanlığını dikkate almadan ARMA modellerini oluşturmakta ve I(0) ve I(1) bütünleşme dereceleri arasında oluşan farkı değerlendirmektedir (Baillie vd., 1996: 8). Model ile kesirli bütünleşik I(d) işlemi koşullu ortalamaya dâhil edilmekte ve hiperbolik oranda azalan otokorelasyon fonksiyonu ile karakterize olmaktadır (Kang vd., 2009: 3545). Bu sayede ortaya çıkan şokların volatilité üzerindeki kalıcı sonuçları da dikkate alınmaktadır (Lardic ve Mignon, 2004: 3).

Uzun hafıza modellerinde, ξ parametresinin (-0.5, 0.5) kısıtı sayesinde sürecin tersinirliği ve durağan olma durumu belirlenebilmektedir. ξ göstergesi 0.5 değerine yaklaştıkça uzun hafızalı bir volatilité serisi oluşturmakta ve normal ARFIMA (0, ξ , 0), $0 < \xi < 0.5$ şeklinde gösterilmektedir.

Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) ARFIMA (p, ξ , q) modelini:

$$\Psi(L) (1-L)^\xi (y_t - \mu) = \Theta(L) \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t, z_t \sim N(0,1), \quad (3)$$

$$(1-L)^\xi = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-\xi)L^k}{\Gamma(-\xi)\Gamma(k+1)} \quad (4)$$

biçiminde ifade etmektedir. Formüldeki Ψ otoregresif süreci (AR), Θ hareketli ortalama sürecini (MA), G bir gama fonksiyonunu, $(1-L)^\xi$ kesirli fark alma operatörünü, $\varepsilon_t \sigma^2$ varyanslı i.i.d. (bağımsız ve aynı şekilde dağıtılmış) sürecini, L gecikme operatörünü ve ξ kesirli bütünleşme derecesini göstermektedir. ξ tam sayı değerini alırsa geleneksel ARMA modeline dönüşmektedir.

-0.5 < ξ < 0 aralığında ise süreç kısa hafızalı ve dirençsizdir (anti-persistence). Ayrıca süreçteki korelasyonların tümü negatiftir.

$0 < \xi < 0.5$ aralığında ise süreç uzun hafızalı ve durağan olmaktadır. Ayrıca gözlemler arasında pozitif bağımlılık olduğunu göstermektedir.

$\xi = 0$ olduğunda süreç beyaz gürültü sergilemekte ve

$\xi = 1$ olduğunda da birim kök sürecini izlediğini belirtmektedir.

Finansal piyasa volatilitesinde, gözlemlenebilen uzun dönem bağımlılıkları GARCH modeline göre daha esnek bir yapı barındırmasından dolayı daha doğru ve uygun modelleri oluşturma ihtimali yüksek olan FIGARCH (Kesirli Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) modelini Baillie vd. 1996 yılında yaptıkları çalışma ile geliştirmişlerdir. İki model arasındaki fark, zaman serisinde oluşan eski şokların azalma hızı yüksek oranlı olurken, son dönemdeki şokların etkisinin daha uzun süreli duracak şekilde hiperbolik oranda azalmasından kaynaklanmaktadır (Kasman ve Torun, 2007: 17).

FIGARCH (p, d, q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Baillie vd., 1996: 8).

$$[1 - \beta(L)] \sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta(L) - \phi(L)(1 - L)^d] \varepsilon_t^2 \quad (5)$$

Formülde ω sabit değeri, ϕ ARCH parametresini, β GARCH parametresini, d parametresi uzun hafızanın derecesini belirten kesirli fark parametresini göstermekte ve $0 < d < 1$ arasındaki bir değeri göstermektedir. Bu model, piyasa volatilitesindeki gözlemlenebilen bağımlılıkları açıklamayı sağlayan GARCH türü modellere göre daha esnek bir yapıya sahiptir (Davidson, 2004: 20).

$d = 0$ olduğunda FIGARCH (p, d, q) süreci bir GARCH (p, q) sürecine dönüşmektedir.

$d = 1$ durumunda ise, FIGARCH (p, d, q) süreci IGARCH süreci olmaktadır. Bu da şokların gelecekteki volatilité üzerinde sonsuz bir etki gücüne sahip olması anlamına gelmektedir.

$0 < d < 1$ olduğunda FIGARCH (p, d, q) süreci, varyanstaki şokun etkisinin hiperbolik oranda azalmakta olduğunu belirtmektedir.

Koşullu varyansta kısa dönem için asimetri durumunun varlığını belirleyebilen APARCH modelinin, Tse (1998) uzun dönem içinde olabileceğini düşünerek kesirli bütünleşik APARCH modelini ortaya çıkarmıştır. FIAPARCH;

$$\sigma_t^\delta = \omega + [1 - (1 - \beta L)^{-1} (1 - \phi L) (1 - L)^d] (|\varepsilon_t| - \gamma \varepsilon_t)^\delta \quad (6)$$

şeklinde modellenmektedir (Tse, 1998: 51-52). Formüldeki ω parametresi sabit değer, d parametresi uzun hafıza parametresi ve $0 < d < 1$ koşullu varyansın uzun hafıza durumunu ifade etmektedir. γ parametresi asimetri özelliğinin durumunu belirtmektedir. $-1 < \gamma < 1$ değerlerini almakta ve $\gamma < 0$ olduğunda pozitif şokların volatilité üzerindeki etkisinin negatif şoklara göre daha yüksek olduğu anlamına gelmektedir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Beine ve Laurent (2000), 1 Ocak 1980 ile 31 Aralık 1998 yılları arasındaki Alman Markı'nın Amerikan Doları'na karşı günlük nominal döviz kuru getirisinde Markov-Switching FIGARCH modeli ile uzun hafıza varlığını belirlemeye çalıştıkları araştırmada, seçilen dönem ve döviz kurunda uzun hafızanın var olduğunu ve Markov-Switching FIGARCH modelinin karşılaştırdıkları diğer 2 modele göre (FIGARCH ve Markov-Switching GARCH) daha iyi sonuçlar verdiğini belirlemişlerdir. Aynı çalışmada yapısal değişimleri dikkate aldıklarında döviz kurlarının volatilitesindeki uzun hafıza varlığının büyük ölçüde azaldığını ve döviz kurundaki volatilité dinamiklerinin hisse senedi getiri volatilité modellerinden oldukça farklı olduklarını tespit etmişlerdir.

Laurini ve Portugal (2004), 1 Temmuz 1994 - 4 Ocak 2002 arasındaki Brezilya Reali/USD döviz kurunun günlük getirisinin uzun hafıza özelliği gösterip göstermediğini test ettikleri çalışmalarında, ARFIMA model sonuçlarına göre serinin zayıf da olsa uzun hafıza özelliği gösterdiğini belirlemişlerdir. Ayrıca gözlenen uzun hafızanın Markov Switching modeli tarafından bulunan varyans yapısındaki değişikliklerden kaynaklandığını tespit etmişlerdir.

Han (2007), İsviçre Frangı/USD, Alman Markı/USD, Fransız Frangı/USD ve USD/İngiltere Pound'unun 1996 yılındaki 30'ar dakikalık günlük değerleri üzerinden FIGARCH modelini kullanarak volatilitede uzun hafızanın varlığını belirlemek için yaptığı çalışmada, analizde kullanılan döviz kurlarında volatilitede uzun hafızanın var olduğunu tespit etmiştir.

Çağlayan ve Dayıoğlu (2009), 29 OECD ülkesine ait Ocak 1993 ile Aralık 2006 yılları arasındaki Dolar cinsinden aylık reel döviz kuru getirisi için simetrik ve asimetrik koşullu değişen varyans modelleri içerisinde en uygun döviz kuru getiri volatilitesi modellerini belirlemek için yaptıkları çalışmada, ülkelerin çoğu için asimetrik koşullu değişen varyans modellerinin simetrik koşullu değişen varyans modellerinden daha iyi sonuçlar verdiğini bulmuşlardır.

Emeç ve Özdemir (2014), 2 Ocak 2009 - 25 Ocak 2014 tarihleri arasında Amerikan Doları/TL döviz kuru üzerinde ARCH modelleri kullanarak oynaklığı modellemeye çalıştıkları araştırmada, döviz kuru getirisindeki oynaklığı modellemede asimetrik Otoregresif Koşullu Değişen Varyans modellerinin daha uygun sonuçlar verdiğini ayrıca negatif bilgi şoklarının pozitif bilgi şoklarına göre daha fazla oynaklığı artırdığını tespit etmişlerdir.

Han (2014), finansal krizleri (97 - 98 Asya Krizi ve 2008 - 2009 Küresel Krizi) de kapsayan 1 Temmuz 1997 ile 31 Aralık 2009 yılları arasındaki Kore Wonu/USD ve Japon Yeni/USD döviz kurlarının günlük getirilerinin volatilitesinde uzun hafızanın varlığını parametrik model FIGARCH ve yarı parametrik model Local Whittle modeli kullanarak belirlemeye çalıştığı araştırmada, iki döviz kuru içinde volatilitede uzun hafızanın olduğunu ve kriz dönemlerinde kriz olmayan dönemlere göre daha fazla olduğunu istatistiksel olarak kanıtlamışlardır.

Kumar (2014), Hint Rupisi'nin Amerikan Doları karşısında ikili günlük getirilerinin 17 Şubat 1994 ile 08 Kasım 2013 tarihleri arasındaki değerleri üzerinde ikili uzun hafızanın varlığını ARFIMA-FIGARCH ve ARFIMA FIAPARCH modellerini kullanarak belirlemek istediği çalışmada, getiri ve volatilitede ikili uzun hafızanın olduğunu belirlemiştir.

Diaz ve Chen (2017), farklı döviz enstrümanlarının (iPath EUR/USD Exchange Rate ETN, Market Vectors Renminbi/USD ETN, Market Vectors Double Short Euro ETN, iPath Optimized Currency Carry ETN ve Market Vectors Double Long Euro ETN) farklı tarihlerde başlayıp (11.05.2007, 02.01.2008, 17.03.2008 ve 08.05.2008) Şubat 2012 tarihinde biten verilerin Exchange Trade Notes (ETNs) değerleri üzerinden ARFIMA-FIGARCH modeli yardımıyla uzun hafıza özelliğini test ettikleri çalışmada, volatilitede uzun hafızanın varlığını belirlemişlerdir.

Mikhaylov (2018), petrol ihraç eden ülkelerin (Hindistan, Brezilya, Rusya ve Çin) borsa ve döviz kurlarında (Euro cinsinden değeri) yapısal kırılmalar eşliğinde 3 Mart 2009 ile 3 Mart 2017 yılları arasındaki günlük veriler üzerinden uzun hafızanın varlığını FIGARCH modeli yardımıyla belirlemek istediği çalışmada, yapısal kırılmalar dikkate alındığında uzun hafızanın var olduğunu belirlemiştir.

Özdemir vd. (2018), Amerikan Doları/TL ve Euro/TL döviz kurlarının 2006-2018 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatlarını ikili uzun hafıza testi olan ARFIMA-FIGARCH modeli yardımıyla uzun hafızanın varlığını test ettikleri çalışmada, getiride uzun hafızanın olmadığını ancak volatilitede iki döviz cinsi için de uzun hafızanın varlığını tespit etmişlerdir.

Zhelyazkova (2018), 3 Ocak 2000 ile 1 Mart 2017 tarihleri arasındaki on iki para biriminin Amerikan Doları cinsinden değerleri üzerinde parametrik ikili uzun hafıza testleri olan ARFIMA-FIGARCH, HYGARCH ve FIAPARCH modellerini kullandığı çalışmada, tüm döviz kurları için volatilitede uzun hafıza olduğunu; ikili uzun hafızanın ise sadece Brezilya Reali / Amerikan Doları döviz kurunda olduğunu tespit etmiştir.

Yapılan çalışmaların çoğunun volatilitede uzun hafızanın varlığını tespit etmek için gerçekleştirildiği görülmektedir. Getiri de uzun hafızanın test edildiği çalışmanın sayısının daha az olduğu anlaşılmaktadır. İkili uzun hafızanın test edildiği çalışma ise çok az sayıda kalmaktadır. Türkiye'de gerçekleştirilen çalışmalarda, çoğunlukla Amerikan Doları ve Euro döviz cinsleri kullanılmaktadır. Asimetrik modellerin simetrik modellerden daha üstün sonuçlar verdiğini gösteren çalışmalar olmasına rağmen sayısı düşük seviyelerdedir. Ayrıca ikili uzun hafıza tespitinde asimetrik modeli kullanarak analiz yapılan nadir çalışma bulunmaktadır. Küresel Finans Krizi'ni temel alarak gerçekleştirilen bu çalışma sayesinde, kriz döneminde farklı sonuçların tespit edilip edilmediği de ortaya çıkarılmaktadır. Bu çalışma bahsedilen tüm eksiklikleri dikkate alarak, döviz cinsi sayısının fazlalığı, asimetrik

modelin kullanılması, ikili uzun hafızanın test edilmesi, kriz dönemini dikkate alması gibi literatürden farklı yönlerinin olması nedeniyle, literatürün genişlemesine ve literatüre farklı katkılar sağlaması amaçlanmaktadır.

3. ÇALIŞMANIN YÖNTEM VE ANALİZİ

3.1. Çalışmanın Amacı

Çalışma, Türkiye döviz piyasasında işlem gören Amerikan Doları/Türk Lirası, Euro/Türk Lirası ve Pound/Türk Lirası döviz kurlarının getiri ve volatilité serilerinde uzun hafızanın varlığını test etmek amacıyla yapılmaktadır. Bu döviz kurları Türkiye açısından, hem döviz piyasasında en çok işlem gören hem de uluslararası ticarete en çok kullanılan döviz kurları olmasından dolayı çalışmada kullanılmıştır. Ayrıca bu çalışma 2008 Küresel Finans Krizi'ni de veri setinde kapsadığı için, diğer dönemlere göre kriz döneminde herhangi bir farklılaşma durumunun olup olmadığını göstermesi açısından literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

3.2. Çalışmanın Veri Seti

Çalışmada Amerikan Doları/Türk Lirası, Euro/Türk Lirası ve Pound/Türk Lirası döviz kurları incelenmiştir. Veriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası resmi sitesinden alınmış ve 02.01.2002 ile 31.12.2019 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatları kullanılmıştır. Hem uygulanan döviz kuru rejiminde yeni bir modele geçilmesi hem de dönemler arasındaki zaman farkının birbirlerine yakın olabilmesi için araştırmanın başlangıç yılı 2002 olarak seçilmiştir. 2008 Küresel Finans Krizi'ni dikkate alarak veri seti 3 farklı döneme bölünmüştür. 02.01.2002 ile 31.07.2007 tarihleri arası kriz öncesi dönem, 01.08.2007 ile 31.12.2012 tarihleri arası kriz dönemi ve 02.01.2013 ile 31.12.2019 tarihleri arası da kriz sonrası dönem olarak analize tabi tutulmuştur (Karagözlü,2016:84). Analizin doğru sonuç verebilmesi için günlük kapanış fiyatları günlük nominal getiri serisi haline dönüştürülmüş olup;

$$r_t = 100 * [\ln (P_t) - \ln (P_{t-1})] \quad (7)$$

formülü yardımıyla işlem gerçekleştirilmiştir. r_t , t zamanındaki döviz kurunun getirisi, P_t t zamanındaki döviz kurunun kapanış fiyatı, P_{t-1} ise t-1 zamanındaki döviz kurunun kapanış fiyatını ifade etmektedir.

3.3. Çalışmanın Metodolojisi

Çalışmada ilk olarak analize tabi tutulan döviz kurlarının getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistiklere, ardından analizde kullanılan getiri serilerinin doğru sonuç verebilmesini sağlayabilmek için birim kök testlerine yer verilmektedir.

Getiri üzerinde uzun hafızanın varlığını test etmek için ARFIMA, volatilitéde uzun hafızanın varlığını test etmek için de simetrik model FIGARCH ve asimetric model olan FIAPARCH modelleri kullanılmıştır. İkili uzun hafızanın varlığını test etmek için de ARFIMA-FIAPARCH modeli yardımıyla sonuçlar açıklanmaya çalışılmıştır. Getiri serilerinde, $p, q = 0,1,2$ gecikme değerleri olmak üzere yapılan bütün model tahminleri için tüm kombinasyonlar değerlendirilerek, Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) Bilgi Kriterleri kapsamında en uygun modeller tespit edilmiş ve analizde kullanılmıştır. Simetrik model FIGARCH ile asimetric model FIAPARCH modellerinin karşılaştırılması sonucunda, hem Log-likelihood değeri en yüksek olan hem de bilgi kriterleri olan Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) değerleri en düşük olan FIAPARCH modeli çalışmanın volatilité serilerinde kullanılmıştır. Zaman serisi analizlerinde yapısal kırılma gerçekleşme durumu çoğunlukla analiz yapanların karşısına çıkan bir durumdur. Bu yüzden çalışmada Sanso vd. (2004) tarafından geliştirilen modifiye edilmiş ICSS yapısal kırılma testi veri setlerine uygulanmıştır. Analiz sonucunda veri seti için herhangi bir kırılmaya rastlanmamış bu yüzden de uygulama kısmı içerisinde yapısal kırılma testine yer verilmemiştir.

Uygun dağılım modeli seçiminde çeşitli göstergeler bulunmaktadır. Log-likelihood değerinin en yüksek olduğu, Jarque-Bera test istatistiğinin büyük değeri olması, hata öngörü performansları olan MAE ve RMSE değerlerinin en küçük olanı, Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterlerinin en küçük değeri aldığı ve Pearson Uyum İyiliği testi değerinin en düşük ve anlamlı olmadığı modeller içerisinde bazıları dikkate alınarak analizler yorumlanmaktadır (Kasman vd., 2009 : 131-133). Çalışmada Normal, Student-t, GED ve Skewed Student-t (SST) dağılımları üzerinden analizler gerçekleştirilmiştir. Belirtilen göstergeler sonucunda Skewed Student-t dağılımı (SST) en uygun model

olarak belirlenmiş ve analizler SST dağılıma göre yorumlanmıştır. Son olarak da döviz kurları getiri serileri üzerinden Riske Maruz Değer analizi ARFIMA-FIAPARCH modelleri kullanılarak yapılmış ve sonuçlar açıklanmıştır. Çalışmada kullanılan analiz ve model tahminleri OxMetrics6 ve Eviews 9 programları yardımıyla elde edilmiştir.

3.4. Analiz Sonuçları

Aşağıda analiz dönemlerine ilişkin tanımlayıcı istatistiklerden başlayarak yapılan analizlerin sonuç ve yorumları verilmektedir.

Tablo 1. Kriz Öncesi Dönem Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serileri İçin Tanımlayıcı İstatistikler

	Amerikan Doları	Euro	Pound
Gözlem Sayısı	1409	1409	1409
Ortalama	0.00031581	0.00023241	0.00016063
Standart Sapma	0.0081251	0.0088157	0.0085625
Çarpıklık	0.91177	0.86187	0.91172
Basıklık	6.4228	6.9080	6.5928
Minimum	-0.02775	-0.041736	-0.031929
Maksimum	0.047744	0.054512	0.050142
Jarque-Bera:	883.01 [0.0000]	1071.0 [0.0000]	953.01 [0.0000]
ARCH (10)	17.443**	13.577**	14.469**
Q (20)	36.7581*	47.3836**	43.2932**
Q (50)	64.3481	70.9373*	59.7699
Q ² (20)	380.640**	344.207**	363.293**
Q ² (50)	406.897**	362.047**	381.735**
Augmented Dickey Fuller(ADF)	-20.8767*	-21.1048*	-20.669*
Phillips-Perron(PP)	-35.1019*	-36.121*	-34.5651*
KPSS	0.0544083	0.068328	0.0605677
Zivot-Andrews	-21.05425*	-15.53383	-15.25273*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH (10) ARCH-LM testini göstermektedir.

Tablo 1'e bakıldığında, analiz edilen dövizlerin getiri serilerinin basıklık ve çarpıklık değerlerinin asimetrik ve leptokurtic bir özelliğe sahip olduğu yani getiri serisinin normal dağılıma göre daha sivri ve daha kalın kuyruklu dağılım sergilediği görülmektedir. Çarpıklık katsayıları pozitif dolayısıyla seri sağa çarpık asimetrik bir özellik sergilemektedir. ARCH-LM testi sonuçları artıklarda değişen varyans sorunu olduğunu ve Box Pierce istatistik değerlerinin anlamlı olması serinin otokorelasyon içerdiğini ifade etmektedir. Yapılan birim kök testlerinden ADF, PP ve Zivot-Andrews testlerinin "sıfır hipotezi" serinin durağan olmama durumunu, KPSS testi ise durağan olma durumunu göstermektedir. Test sonuçlarına göre analizde kullanılan seriler durağan bir özellik göstermektedir.

Tablo 2. Kriz Öncesi Dönem Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

	Pound (1, ξ , 1)	Euro (1, ξ , 1)	Amerikan Doları (2, ξ , 1)
μ	-0.000288 (0.00039256) [0.4625]	-0.000261 (0.00059265) [0.6597]	-0.000690 (0.00047164) [0.1434]
ψ_1	0.548426* (0.10552) [0.000]	0.446326* (0.078695) [0.0000]	0.468773* (0.078916) [0.0000]
ψ_2	-	-	-0.063887** (0.034415) 0.0636
ξ	0.097653 (0.11110) [0.3735]	0.222409** (0.12141) [0.0669]	0.150470 (0.10772) [0.1627]
θ_1	-0.636864* (0.096702) [0.0000]	-0.690740* (0.069743) [0.0000]	-0.608646* (0.14133) [0.0000]
v	8.747160* (1.9897) [0.0000]	7.677508* (1.4562) [0.0000]	6.133000* (1.0217) [0.0000]
$\ln(\xi)$	0.147658* (0.036201) [0.0000]	0.209976* (0.039725) [0.0000]	0.203470* (0.038092) [0.0000]
Log (L)	4866.638	4861.953	4997.142
AIC	-6.895157	-6.888506	-7.078981
SIC	-6.861619	-6.854968	-7.041716
Çarpıklık	0.61129	0.73156	0.80621
Aşırı Basıklık	1.8599	2.3935	2.7162
J-B	290.83	462.02	585.78
Q (20)	17.9665	19.2855	23.8975
Q (50)	32.5670	44.4772	47.1997
Q ² (20)	11.6441	10.9826	8.97167
Q ² (50)	26.2647	21.4414	26.5349
ARCH(10)	0.50162 [0.8897]	0.65338 [0.7683]	0.50985 [0.8841]
P (60)	56.5075[0.567940]	42.3698[0.949637]	47.9908[0.846607]
MAE	0.01015	0.01055	0.01258
RMSE	0.01334	0.0149	0.01707

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH(10) ARCH-LM testini, P(60) 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini, MAE (Mean Absolute Error) ve RMSE (Root Mean Squared Error) hata öngörü performanslarını göstermektedir.

Kriz öncesi dönem getiri serilerinde, sadece Euro (1, ξ , 1) getiri serisinin ξ değeri %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu durum Euro getiri serisi için, getiride uzun hafızanın olduğunu ve Etkin Piyasa Hipotezi ile ters düştüğünü ifade etmektedir. Yani getiri serisi tahmin edilebilir bir yapıda bulunmaktadır. v parametresi tüm getiri serileri için %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuş, bu da serinin getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini göstermektedir. $\ln(\xi)$ da %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu da oluşturulan modellerden elde edilen hata (artık) dağılımlarının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3. Kriz Öncesi Dönem Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi FIGARCH-FIAPARCH Model Tahmin Sonuçları

	FIGARCH			FIAPARCH		
	Pound (1, d, 0)	Euro (1, d, 0)	Amerikan Doları(1, d, 2)	Pound (0, d, 1)	Euro (0, d, 1)	Amerikan Doları (1, d, 2)
ω	5.632732* (2.1472) [0.0088]	4.169599* (1.8510) [0.0244]	5.363392** (3.0853) [0.0824]	21.929610 (57.211) [0.7015]	10.663731 (22.189) [0.6309]	1.838008 (11.370) [0.8716]
ϕ_1	-	-	-0.616772* (0.11598) [0.0000]	-0.106743** (0.064319) [0.0972]	-0.150022* (0.070003) [0.0323]	-0.601795* (0.095457) [0.0000]
ϕ_2	-	-	-0.208375* (0.049920) [0.0000]	-	-	-0.185754* (0.053823) [0.0006]
β_1	0.159652** (0.081775) [0.0511]	0.225352* (0.087586) [0.0102]	-0.334275* (0.11666) [0.0042]	-	-	-0.349602* (0.088903) [0.0001]
γ (gamma)	-	-	-	-0.228644* (0.10249) [0.0258]	-0.255168* (0.084709) [0.0026]	-0.203882* (0.084365) [0.0158]
δ (delta)	-	-	-	1.814177* (0.38354) [0.0000]	1.867652* (0.24284) [0.0000]	2.042609* (0.40236) [0.0000]
d	0.321347* 0.074357 [0.0000]	0.377929* (0.084354) [0.0000]	0.474142* (0.052674) [0.0000]	0.259953* (0.061487) [0.0000]	0.291646* (0.069589) [0.0000]	0.429102* (0.066501) [0.0000]
v	8.738544* (1.9829) [0.0000]	7.827445* (1.4656) [0.0000]	6.784707* (1.0687) [0.0000]	9.470407* (2.2831) [0.0000]	8.472190* (1.7420) [0.0000]	6.155325* (1.0518) [0.0000]
$\ln(\xi)$	0.157920* (0.036666) [0.0000]	0.209527* (0.037493) [0.0000]	0.193367* (0.034232) [0.0000]	0.161762* (0.036224) [0.0000]	0.218421* (0.037944) [0.0000]	0.200861* (0.037786) [0.0000]
Log (L)	4862.839	4856.582	4992.813	4866.351	4862.173	4998.513
AIC	-6.898919	-6.890032	-7.080700	-6.901067	-6.895133	-7.085956
SIC	-6.876547	-6.867660	-7.050871	-6.871237	-6.865303	-7.048670
Çarpıklık	0.64428	0.72185	0.73281	0.62081	0.70199	0.73101
Aşırı Basıklık	1.8571	2.1772	2.3198	1.6591	1.9851	2.6292
J-B	299.75	400.36	441.72	251.92	346.83	530.93
Q (20)	24.3449	28.0150	24.5352	23.3486	26.3774	24.0907
Q (50)	39.3741	52.1766	48.3591	37.7296	50.2785	48.5870
Q ² (20)	14.9937	11.2950	8.05678	16.9035	11.6483	8.05703
Q ² (50)	28.1180	21.1361	28.1151	31.2785	21.9094	30.0229
ARCH (10)	0.59009 [0.8231]	0.41625 [0.9394]	0.37250 [0.9587]	0.54746 [0.8569]	0.30448 [0.9802]	0.33231 [0.9726]
P (60)	56.5455 [0.566526]	61.6591 [0.381174]	64.6420 [0.286156]	75.2102 [0.075762]	65.6648 [0.256970]	47.0852 [0.868281]
MAE	0.01015	0.0105	0.01266	0.01013	0.01053	0.01263
RMSE	0.01329	0.01469	0.01691	0.01325	0.01463	0.01683

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH(10) ARCH-LM testini, P(60) 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini, MAE (Mean Absolute Error) ve RMSE (Root Mean Squared Error) hata öngörü performanslarını göstermektedir.

Kriz öncesi dönem FIGARCH ve FIAPARCH model sonuçlarına bakıldığında, uzun hafıza parametresi olan d tüm getiri serileri için önemli derecede sıfırdan farklı ve volatilitede uzun hafıza özelliği bulunduğunu göstermektedir. FIAPARCH modelinde asimetri özelliğini gösteren γ parametresinin istatistiksel olarak anlamlı çıkması, pozitif ve negatif bilgi şoklarının volatilité üzerine etkisinin asimetrik olduğunu kanıtlamaktadır. MAE ve RMSE istatistik değerlerinin küçük olması, modelin gerçeğe uygun tahminleme yaptığını göstermektedir.

Tablo 4. Kriz Öncesi Dönem Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi ARFIMA-FIAPARCH Model Sonuçları

	Pound (1, ξ , 1) – (0, d, 1)	Euro (1, ξ , 1) – (0, d, 1)	Amerikan Doları (1, ξ , 1) – (1, d, 2)
μ	-0.000112 (0.00044052) [0.7996]	0.000088 (0.00064358) [0.8909]	-0.000843 (0.0012626) [0.5045]
Ψ_1	0.513437* (0.097861) [0.0000]	0.431102* (0.069484) [0.0000]	0.466068* (0.10325) [0.0000]
θ_1	-0.625943* (0.095345) [0.0000]	-0.681362* (0.069501) [0.0000]	-0.753567* (0.082971) [0.0000]
ξ	0.141472 (0.10302) [0.1695]	0.250137* (0.10273) [0.0156]	0.302379 (0.18381) [0.1115]
ω	19.779316 (50.067) [0.6929]	6.284730 (15.295) [0.6812]	1.153361 (11.228) [0.9182]
ϕ_1	-0.113896** (0.062857) [0.0702]	-0.161647* (0.074030) [0.0292]	-0.617003* (0.098889) [0.0000]
ϕ_2	-	-	-0.185859* (0.058091) [0.0014]
β_1	-	-	-0.374047* (0.084249) [0.0000]
γ	-0.271324* (0.11895) [0.0227]	-0.268425* (0.092656) [0.0038]	-0.249514* (0.10492) [0.0175]
δ	1.819620* (0.36124) [0.0000]	1.908556* (0.23319) [0.0000]	2.010538* (0.39760) [0.0000]
d	0.259374* (0.064316) [0.0001]	0.301785* (0.076737) [0.0001]	0.414555* (0.068269) [0.0000]
v	9.638709* (2.3676) [0.0000]	8.761684* (1.8527) [0.0000]	6.085974* (1.0932) [0.0000]
$\ln(\xi)$	0.167562* (0.036361) [0.0000]	0.228834* (0.037972) [0.0000]	0.202426* (0.042091) [0.0000]
Log (L)	4868.695	4868.020	5004.122
AIC	-6.900135	-6.899177	-7.089662
SIC	-6.859120	-6.858162	-7.041190
Çarpıklık	0.62642	0.70548	0.76858
Aşırı Basıklık	1.6731	1.9675	2.8354
J-B	256.31	343.90	610.26
Q (20)	15.0141	17.1478	18.2320
Q (50)	29.9715	42.5885	44.8682
Q ² (20)	15.9346	10.5525	8.01518
Q ² (50)	30.6330	21.6081	30.3583
ARCH(10)	0.40681 [0.9440]	0.33073 [0.9731]	0.30109 [0.9810]
P (60)	65.6648 [0.256970]	48.6193 [0.830428]	48.4489 [0.834906]
MAE	0.01014	0.01051	0.01273
RMSE	0.01333	0.0149	0.01723

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH(10) ARCH-LM testini, P(60) 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini, MAE (Mean Absolute Error) ve RMSE (Root Mean Squared Error) hata öngörü performanslarını göstermektedir.

Tablo 4'te getiri serilerinde ikili uzun hafızanın durumunu tespit edebilmek için yapılan ARFIMA-FIAPARCH model sonuçları gösterilmektedir. Euro (1, ξ , 1) – (0, d, 1) getiri serisinde ikili uzun hafızanın olduğu, diğer döviz getiri serilerinde ise sadece volatilitede uzun hafızanın olduğu ξ ve d parametrelerinin anlamlılık durumlarına bakılarak belirlenmiştir. Ayrıca d parametresi sabit değerlerinin 0.50 değerinin altında olması, zayıf formda etkinliğe yakın olduğunu ifade etmektedir. Asimetri parametresi olan γ istatistiki olarak anlamlı ve negatif değerdedir. Bu da, pozitif ve negatif bilgi şoklarının volatilité üzerine etkisinin asimetric olduğunu kanıtlamaktadır. Box Pierce istatistik değerleri de getiri serisinin otokorelasyon içermediğini ifade etmektedir. ARCH-LM testi hatalardaki ARCH etkisinin istatistiki olarak anlamlı olmadığını yani değişen varyans sorunu bulunmadığını göstermektedir.

Tablo 5. Kriz Dönemi Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serileri İçin Tanımlayıcı İstatistikler

	Amerikan Doları	Euro	Pound
Gözlem Sayısı	1363	1363	1363
Ortalama	0.00024613	0.00021795	0.00017558
Standart Sapma	0.0094945	0.0084506	0.0084246
Çarpıklık	-0.58544	0.19700	0.068098
Basıklık	23.253	7.1447	4.1396
Minimum	-0.11935	-0.067718	-0.049056
Maksimum	0.070429	0.047709	0.043851
Jarque-Bera:	3078.6 [0.00000]	2907.9 [0.00000]	974.27 [0.00000]
ARCH (10)	27.801 **	23.416**	31.622**
Q (20)	58.4150**	38.8978**	46.4216**
Q (50)	95.4023**	86.8430**	122.128**
Q ² (20)	507.006**	681.720**	1261.47**
Q ² (50)	523.721**	1012.04**	1882.76**
Augmented Dickey Fuller(ADF)	-20.4223*	-21.7235*	-21.9597*
Phillips-Perron(PP)	-36.7569*	-34.4754*	-34.0629*
KPSS	0.0432969	0.0370962	0.0275952
Zivot-Andrews	-17.57552*	-17.85474*	-26.90907*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH (10) ARCH-LM testini göstermektedir.

Tabloya bakıldığında, analiz edilen dövizlerin getiri serilerinin basıklık ve çarpıklık değerlerinin asimetric ve leptokurtic (kalın kuyruk) bir özelliğe sahip olduğu yani getiri serisinin normal dağılıma göre daha sivri ve daha kalın kuyruklu dağılım sergilediği görülmektedir. Çarpıklık katsayıları Amerikan Dolarında negatif yani sola çarpık diğer döviz kurlarında ise pozitif yani sağa çarpık asimetric bir özellik sergilemektedir. ARCH-LM testi sonuçları artıklarda değişen varyans sorunu olduğunu ve Box Pierce istatistik değerlerinin anlamlı olması serinin otokorelasyon içerdiğini ifade etmektedir. Yapılan birim kök testleri sonuçlarına göre analizde kullanılan seriler durağan bir özellik göstermektedir.

Tablo 6. Kriz Dönemi Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

	Pound (0, ξ , 1)	Euro (0, ξ , 1)	Amerikan Doları (2, ξ , 2)
μ	0.000083 (0.00010521) [0.4288]	0.000059 (0.00015424) [0.7005]	0.000034 (0.00016280) [0.8325]
θ_1	-	-	-0.524855* (0.12091) [0.0000]
θ_2	-	-	-0.841607* (0.12771) [0.0000]
ξ	-0.013317 (0.033125) [0.7062]	-0.006961 (0.035049) [0.8566]	0.080515 (0.032246) [0.2708]
θ_1	0.139439* (0.044071) [0.0016]	0.135162* (0.044645) [0.0025]	0.549056* (0.15383) [0.0004]
θ_2	-	-	0.819553* (0.11081) [0.0000]
v	9.636002* (2.0657) [0.0000]	6.604401* (1.0871) [0.0000]	8.054363* (1.6176) [0.0000]
$\ln(\xi)$	0.074569* (0.036646) [0.0421]	0.044834 (0.035378) [0.2053]	0.168005* (0.041276) [0.0000]
Log (L)	4853.407	4845.582	4779.833
AIC	-7.096882	-7.160706	-6.997554
SIC	-7.066259	-7.130082	-6.955447
Çarpıklık	0.16395	0.22916	0.40736
Aşırı Basıklık	0.74457	1.4338	1.6576
J-B	37.591	128.68	193.75
Q (20)	14.9662	12.8271	16.8124
Q (50)	51.9118	44.9391	47.4557
Q ² (20)	17.3137	11.4747	27.2468
Q ² (50)	37.7665	38.1780	60.6622
ARCH(10)	1.1760 [0.3026]	0.75555 [0.6720]	0.25519 [0.9900]
P (60)	46.1416[0.888770]	63.1335[0.332488]	62.3412[0.358267]
MAE	0.01007	0.01051	0.01254
RMSE	0.01325	0.01467	0.01692

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH(10) ARCH-LM testini P(60) 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini, MAE (Mean Absolute Error) ve RMSE (Root Mean Squared Error) hata öngörü performanslarını göstermektedir.

Tablo 6'da verilen ARFIMA model sonuçlarına göre, kriz döneminde hiçbir döviz kuru getiri serisinde, getiride uzun hafıza parametresinin (ξ) anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Bu sonuç, bu dönem için Etkin Piyasa Hipotezi'nin geçerli olduğunu ve serinin tahmin edilebilir bir yapıda bulunmadığını belirtmektedir. Box Pierce test istatistik değerlerine göre, getiri hata ve kareli getiri hataların istatistiksel olarak anlamlı olmaması serinin otokorelasyon içermediğini; ARCH-LM testi sonuçları da hatalarda değişen varyans sorununun olmadığını göstermektedir.

Tablo 7. Kriz Dönemi Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi FIGARCH-FIAPARCH Model Tahmin Sonuçları

	FIGARCH			FIAPARCH		
	Pound (1, d, 1)	Euro (1, d, 1)	Amerikan Doları(1, d, 1)	Pound (1, d, 1)	Euro (1, d, 1)	Amerikan Doları (0, d, 1)
ω	-0.055932 (0.44128) [0.8992]	1.478772** (0.87563) [0.0915]	-0.551282 (0.97866) [0.5733]	-1.750182 (1.4614) [0.2313]	10.358576 (12.486) [0.4069]	-4.144541* (2.0427) [0.0427]
ϕ_1	0.377426* (0.093330) [0.0001]	0.272341* (0.11447) [0.0175]	0.228479* (0.089040) [0.0104]	0.333950* (0.089340) [0.0002]	0.284114* (0.10342) [0.0061]	-0.087691** (0.046353) [0.0587]
β_1	0.706102* (0.081485) [0.0000]	0.586314* (0.15759) [0.0002]	0.554445* (0.13013) [0.0000]	0.546751* (0.11489) [0.0000]	0.553427* (0.13622) [0.0001]	-
γ (gamma)	-	-	-	-0.411598* (0.15438) [0.0078]	-0.315538* (0.10700) [0.0032]	-0.453964* (0.15459) [0.0034]
δ (delta)	-	-	-	1.972990* (0.17696) [0.0000]	1.675468* (0.16607) [0.0000]	2.101652* (0.11893) [0.0000]
d	0.348943* (0.090465) [0.0002]	0.377729* (0.13909) [0.0001]	0.570953* (0.10692) [0.0000]	0.313750* (0.099364) [0.0007]	0.264901* (0.11258) [0.0002]	0.352060* (0.053849) [0.0013]
v	10.404043* (2.2648) [0.0000]	6.324178* (1.0300) [0.0000]	8.556027* (1.6898) [0.0000]	11.426506* (2.8491) [0.0001]	7.499246* (1.4238) [0.0000]	8.140778* (1.8014) [0.0000]
$\ln(\xi)$	0.070768* (0.036073) [0.0500]	0.056534 (0.036660) [0.1233]	0.182761* (0.041804) [0.0000]	0.069841** (0.036731) [0.0575]	0.055805 (0.035691) [0.1182]	0.195756* (0.042525) [0.0000]
Log (L)	4853.806	4848.247	4978.103	4857.208	4854.380	4987.877
AIC	-7.098006	-7.157305	-7.000885	-7.108266	-7.165266	-7.013759
SIC	-7.071210	-7.130510	-6.974089	-7.073815	-7.130814	-6.983136
Çarpıklık	0.17340	0.20901	0.45998	0.12400	0.21168	0.49795
Aşırı Basıklık	0.64385	1.2243	2.1435	0.52575	1.0176	2.8236
J-B	30.373	95.045	308.99	19.191	68.988	509.12
Q (20)	25.0802	29.2789	21.2062	26.8641	31.0554	22.1058
Q (50)	66.6053	64.0257	51.2922	71.7648*	67.1520	55.8405
Q ² (20)	8.44498	8.14753	64.6617**	11.2534	7.50300	70.9503**
Q ² (50)	26.7234	38.0581	92.9253**	28.6713	37.8794	108.030**
ARCH (10)	0.46878 [0.9107]	0.43268 [0.9311]	0.95046 [0.4855]	0.68614 [0.7382]	0.33025 [0.9732]	1.5638 [0.1119]
P (60)	42.4439 [0.948747]	49.5752 [0.804110]	66.6552 [0.230519]	69.0323 [0.174522]	58.3793 [0.498351]	65.1585 [0.271185]
MAE	0.01014	0.0105	0.01265	0.01013	0.01053	0.01262
RMSE	0.01329	0.01469	0.01689	0.01326	0.01463	0.01681

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH(10) ARCH-LM testini, P(60) 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini, MAE (Mean Absolute Error) ve RMSE (Root Mean Squared Error) hata öngörü performanslarını göstermektedir.

FIGARCH ve FIAPARCH model sonuçlarına bakıldığında, uzun hafıza parametresi olan d kriz dönemi getiri serileri için önemli derecede sıfırdan farklı ve volatilitede uzun hafıza özelliği bulunduğunu ifade etmektedir. v parametresi tüm getiri serileri için %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuş bu da serinin getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini göstermektedir. FIAPARCH modelinde asimetri özelliğini gösteren γ parametresinin istatistiksel olarak anlamlı ve negatif çıkması, pozitif ve negatif bilgi şoklarının volatilitte üzerine etkisinin asimetrik olduğunu kanıtlamaktadır.

Tablo 8. Kriz Dönemi Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi ARFIMA-FIAPARCH Model Sonuçları

	Pound (1, ξ , 1) – (0, d, 1)	Euro (0, ξ , 1) – (1, d, 1)	Amerikan Doları (1, ξ , 1)–(0, d, 1)
μ	-0.000172 (0.00045857) [0.7074]	0.000191 (0.00017519) [0.2759]	0.000195 (0.00020329) [0.3380]
Ψ_1	0.505330 (0.096926) [0.0000]	-	0.779246* (0.17842) [0.0000]
θ_1	-0.621464* (0.096675) [0.0000]	0.125885* (0.043203) [0.0036]	-0.793918* (0.15439) [0.0000]
ξ	0.142657 (0.10427) [0.1715]	0.048105 (0.034806) [0.2527]	0.276927* (0.068314) [0.0399]
ω	17.005807 (43.194) [0.6939]	9.382805 (11.010) [0.3942]	-4.470992** (2.4021) [0.0629]
ϕ_1	-0.115950 (0.062053) [0.0619]	0.279029* (0.10134) [0.0060]	-0.084812** (0.046552) [0.0687]
β_1	-	0.544903* (0.13640) [0.0001]	-
γ	-0.265532* (0.11931) [0.0262]	-0.339687* (0.10824) [0.0017]	-0.479960* (0.17029) [0.0049]
δ	1.834854* (0.35338) [0.0000]	1.686081* (0.15883) [0.0000]	2.086538* (0.12683) [0.0000]
d	0.256777* (0.063898) [0.0001]	0.256722* (0.11506) [0.0001]	0.337916* (0.054196) [0.0000]
v	9.673984* (2.4043) [0.0001]	7.489875* (1.4209) [0.0000]	8.148657* (1.8135) [0.0000]
ln(ξ)	0.160181* (0.036241) [0.0000]	0.055803 (0.035983) [0.1212]	0.194404* (0.042869) [0.0000]
Log (L)	4859.203	4855.53	4993.769
AIC	-6.906272	-7.173120	-7.010088
SIC	-6.865163	-7.131013	-6.967981
Çarpıklık	0.61544	0.19222	0.49315
Aşırı Basıklık	1.6902	1.0117	2.8578
J-B	255.75	66.521	519.07
Q (20)	15.5101	13.4429	19.2976
Q (50)	30.6903	47.7219	53.2177
Q ² (20)	15.3968	8.19816	71.8534**
Q ² (50)	31.3426	39.6589	107.823**
ARCH(10)	0.38891[0.9520]	0.41087 [0.9420]	1.5381 [0.1202]
P (60)	68.9915[0.175394]	62.7814 [0.343830]	64.1900 [0.299641]
MAE	0.01014	0.01046	0.01269
RMSE	0.01334	0.01469	0.01719

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH(10) ARCH-LM testini, P(60) 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini, MAE (Mean Absolute Error) ve RMSE (Root Mean Squared Error) hata öngörü performanslarını göstermektedir.

Getiri serilerinde ikili uzun hafızanın durumunu tespit edebilmek için yapılan ARFIMA-FIAPARCH model sonuçlarına göre, Amerikan Doları (1, ξ , 1) – (0, d, 1) getiri serisinde ikili uzun hafızanın olduğu, diğer döviz getiri serilerinde ise sadece volatilitede uzun hafızanın olduğu belirlenmiştir. Ayrıca d parametresi sabit değerlerinin 0.50 değerinin altında olması, zayıf formda etkinliğe yakın olduğunu ifade etmektedir. Asimetri parametresi olan γ istatistiki olarak anlamlı ve negatif değerdedir. Bu durum, pozitif ve negatif bilgi şoklarının volatilitte üzerine etkisinin asimetrik olduğunu kanıtlamaktadır. Box Pierce istatistik değerleri de getiri serisinin otokorelasyon

içermediğini ifade etmektedir. ARCH-LM testi hatalardaki ARCH etkisinin istatistiki olarak anlamlı olmadığını yani değişen varyans sorunu bulunmadığını göstermektedir. MAE ve RMSE istatistik değerlerinin küçük olması, modelin gerçeğe uygun tahminleme yaptığını göstermektedir.

Tablo 9. Kriz Sonrası Dönem Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serileri İçin Tanımlayıcı İstatistikler

	Amerikan Doları	Euro	Pound
Gözlem Sayısı	1758	1758	1758
Ortalama	0.00068456	0.00059119	0.00056635
Standart Sapma	0.0091713	0.009099	0.0094647
Çarpıklık	2.7241	2.2126	2.0485
Basıklık	47.344	40.441	39.397
Minimum	-0.064751	-0.071974	-0.070258
Maksimum	0.14707	0.14019	0.14536
Jarque-Bera:	1663.6 [0.00000]	1212.3 [0.00000]	1149.2 [0.00000]
ARCH (10)	49.529**	49.529**	49.529**
Q (20)	46.405**	46.405**	46.405**
Q (50)	41.952**	41.952**	41.952**
Q ² (20)	91.3324**	91.3324**	91.3324**
Q ² (50)	91.7986**	91.7986**	91.7986**
Augmented Dickey Fuller(ADF)	-26.936*	-26.5115*	-26.2883*
Phillips-Perron(PP)	-35.8365*	-34.5764*	-34*
KPSS	0.0319628	0.0436245	0.0414781
Zivot-Andrews	-21.7997*	-21.7928*	-19.8872*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH (10) ARCH-LM testini göstermektedir.

Analize tabi tutulan dövizlerin getiri serilerinin basıklık ve çarpıklık değerlerinin asimetrik ve leptokurtic (kalın kuyruk) bir özelliğe sahip olduğu yani getiri serisinin normal dağılıma göre daha sivri ve daha kalın kuyruklu dağılım sergilediği görülmektedir. ARCH-LM testi sonuçları artıklarda değişen varyans sorunu olduğunu ve Box Pierce istatistik değerlerinin anlamlı olması serinin otokorelasyon içerdiğini ifade etmektedir. Yapılan birim kök testleri sonuçlarına göre analizde kullanılan seriler durağan bir özellik göstermektedir.

Tablo 10. Kriz Sonrası Dönem Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

	Pound (0, ξ , 1)	Euro (1, ξ , 0)	Amerikan Doları (1, ξ , 1)
μ	0.000486* (0.00020744) [0.0194]	0.000468* (0.00015241) [0.0022]	0.000633* (0.00025254) [0.0123]
ψ_1		0.115329* (0.048520) [0.0176]	0.781672** (0.10412) [0.0000]
ξ	0.013367 (0.032761) [0.6841]	-0.020285 (0.040724) [0.6218]	0.116785 (0.073177) [0.01107]
θ_1	0.117850* (0.039163) [0.0027]	-	-0.835097* (0.065952)[0.0000]
ν	5.098764* (0.67882) [0.0000]	4.387405* (0.47890) [0.0000]	4.354605* (0.46591) [0.0000]
$\ln(\xi)$	0.070114* (0.032267) [0.0299]	0.070084* (0.030856) [0.0232]	0.096787* (0.030705) [0.0058]
Log (L)	6134.406	6260.183	6235.13
AIC	-6.992313	-7.136858	-7.109292

SIC	-6.967412	-7.111957	-7.081279
Çarpıklık	0.076482	0.50567	0.54663
Aşırı Basıklık	5.4165	3.7398	3.5928
J-B	2150.8	1099.4	1033.1
Q (20)	19.5314	27.7035	17.4098
Q (50)	48.3681	52.9457	40.5201
Q ² (20)	11.5054	16.7509	24.8629
Q ² (50)	25.2317	70.3245*	52.6616
ARCH(10)	0.75305 [0.6745]	1.0577 [0.3920]	1.8551 [0.0472]*
P (60)	75.9249[0.068113]	62.2730[0.360526]	56.6758[0.561674]
MAE	0.003408	0.002402	0.0006758
RMSE	0.004089	0.003335	0.0008908

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH(10) ARCH-LM testini P(60) 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini, MAE (Mean Absolute Error) ve RMSE (Root Mean Squared Error) hata öngörü performanslarını göstermektedir.

Kriz sonrası dönem getiri serilerinin ARFIMA model sonuçlarına göre, hiçbir getiri serisinde ξ değeri istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Bu durum uzun hafızanın bu dönem için bulunmadığını ve dolayısıyla geçmiş piyasa fiyatına bakarak yatırımcıların piyasa getirisi üzerinde bir kazanç elde edemeyeceklerini ifade etmektedir. MAE ve RMSE istatistik değerlerinin küçük olması, modelin gerçeğe uygun tahminleme yaptığını göstermektedir.

Tablo 11. Kriz Sonrası Dönem Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi FIGARCH-FIAPARCH Model Tahmin Sonuçları

	FIGARCH			FIAPARCH		
	Pound (2, d, 2)	Euro (1, d, 0)	Amerikan Doları(1, d, 0)	Pound (0, d, 1)	Euro (0, d, 1)	Amerikan Doları (0, d, 2)
ω	2.619610* (0.59523) [0.0000]	6.660471* (1.9492) [0.0006]	5.791308* (1.9257) [0.0027]	76.153402 (72.809) [0.2957]	106.900896 (83.617) [0.2013]	135.414596 (185.20) [0.4648]
ϕ_1	1.720694* (0.026126) [0.0000]	-	-	-0.119393* (0.051709) [0.0211]	-0.160248* (0.048431) [0.0010]	-0.221116 ** (0.053409) [0.0000]
ϕ_2	-0.961017* (0.020979) [0.0000]	-	-	-	-	-0.071590** (0.037795) [0.0584]
β_1	1.721753* (0.020124) [0.0000]	0.301550* (0.12307) [0.0144]	0.420572* (0.13198) [0.0015]	-	-	-
β_2	-0.966680* (0.014671) [0.0000]	-	-	-	-	-
γ (gamma)	-	-	-	-0.290729* (0.085712) [0.0007]	-0.352023* (0.084750) [0.0001]	-0.323241* (0.12322) [0.0088]
δ (delta)	-	-	-	1.623920* (0.15711) [0.0000]	1.527880* (0.12555) [0.0000]	1.497552* (0.22051) [0.0000]
d	0.223118* (0.031544) [0.0000]	0.549191* (0.10189) [0.0000]	0.574716* (0.11415) [0.0000]	0.287011* (0.041973) [0.0000]	0.356422* (0.044212) [0.0000]	0.350626* (0.052636) [0.0000]
v	5.129210* (0.64895) [0.0000]	4.190998* (0.38654) [0.0000]	4.161287* (0.37156) [0.0000]	5.490521* (0.76316) [0.0000]	4.856161* (0.53206) [0.0000]	4.778755* (0.48685) [0.0000]

ln(ξ)	0.075677* (0.033637) [0.0246]	0.080325* (0.031817) [0.0117]	0.100308* (0.032380) [0.0020]	0.068256* (0.032455) [0.0356]	0.074769* (0.031361) [0.0172]	0.099861* (0.032241) [0.0020]
Log (L)	6131.425	6256.6	6232.638	6135.227	6268.948	6241.98
AIC	-6.987559	-7.134931	-7.109776	-6.993150	-7.146705	-7.116435
SIC	-6.959546	-7.116255	-7.091101	-6.968250	-7.121804	-7.088421
Çarpıklık	-0.090081	0.49834	0.50508	-0.081622	0.29631	0.42623
Aşırı Basıklık	7.0061	3.7816	3.4865	5.6106	3.4853	2.9836
J-B	3597.9	1120.3	965.13	2307.8	915.49	705.27
Q (20)	53.1734**	50.4725**	30.5066	51.9384**	48.7590**	27.3582
Q (50)	89.4730**	78.8432**	55.6253	85.2534**	79.4619**	56.2064
Q ² (20)	6.43524	13.0859	18.7740	9.99515	15.6044	17.5808
Q ² (50)	20.2084	61.3590	44.1797	21.3958	87.3656**	49.7546
ARCH (10)	0.24529 [0.9915]	0.81420 [0.6150]	1.4148 [0.1675]	0.49687 [0.8930]	0.96336 [0.4736]	1.0312 [0.4141]
P (60)	58.9966 [0.475637]	68.6212 [0.183448]	38.9283 [0.979761]	71.4198 [0.128790]	63.8430 [0.310229]	57.4949 [0.531166]
MAE	0.00339	0.002388	0.0006853	0.003384	0.002377	0.0006953
RMSE	0.00406	0.003307	0.000896	0.004056	0.003273	0.0009071

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH(10) ARCH-LM testini, P(60) 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini, MAE (Mean Absolute Error) ve RMSE (Root Mean Squared Error) hata öngörü performanslarını göstermektedir.

Kriz sonrası dönem getiri serilerinde volatilitede uzun hafızanın varlığını test etmek için yapılan FIGARCH ve FIAPARCH model sonuçlarına bakıldığında, uzun hafıza parametresi olan d %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu durum, Etkin Piyasa Hipotezi'nin bu dönem için geçerli olmadığını ve serilerin tahmin edilebilir bir yapıda olduğunu ifade etmektedir. FIAPARCH modelinde asimetri özelliğini gösteren γ parametresinin istatistiksel olarak anlamlı çıkması, pozitif ve negatif bilgi şoklarının volatilité üzerine etkisinin asimetrik olduğunu kanıtlamaktadır.

Tablo 12. Kriz Sonrası Dönem Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi ARFIMA-FIAPARCH Model Sonuçları

	Pound (0, ξ , 1) – (0, d, 1)	Euro (1, ξ , 0) – (0, d, 1)	Amerikan Doları (1, ξ , 1)–(0, d, 1)
μ	0.000600* (0.00021502) [0.0054]	0.000596* (0.00016208) [0.0002]	0.0006177* (0.0028575) [0.0000]
Ψ_1	-	0.118046* (0.048220) [0.0145]	0.981240* (0.0067976) [0.0000]
θ_1	0.119719* (0.039411) [0.0024]	-	-0.996599* (0.0022507) [0.0000]
ξ	0.016790 (0.031941) [0.5992]	-0.013475 (0.039096) [0.7344]	0.079072* (0.025228) [0.0018]
ω	81.169612 (87.724) [0.3549]	93.135992 (87.644) [0.2881]	222.232109* (107.49) [0.0388]
ϕ_1	-0.143752* (0.049035) [0.0034]	-0.162863* (0.048476) [0.0008]	-0.170880* (0.048783) [0.0005]
β_1	-	-	-
γ	-0.323669* (0.094576) [0.0006]	-0.383644* (0.088541) [0.0000]	-0.366802* (0.13166) [0.0054]
δ	1.609308* (0.17824) [0.0000]	1.547708* (0.14856) [0.0000]	1.418290* (0.083187) [0.0000]
d	0.292083* (0.042775) [0.0000]	0.356548* (0.045431) [0.0000]	0.308583* (0.048275) [0.0000]

v	5.496171* (0.77239) [0.0000]	4.893222* (0.55215) [0.0000]	4.806653* (0.50183) [0.0000]
ln(ξ)	0.081508* (0.032485) [0.0122]	0.079640* (0.030480) [0.0091]	0.094495* (0.031107) [0.0024]
Log (L)	6169.898	6277.780	6248.367
AIC	-7.007848	-7.154678	-7.121585
SIC	-6.976722	-7.123553	-7.087346
Çarpıklık	-0.075919	0.29385	0.46482
Aşırı Basıklık	5.8840	3.5406	2.9652
J-B	2537.7	943.57	707.36
Q (20)	18.2262	23.7313	14.3074
Q (50)	48.5796	53.5457	44.0777
Q ² (20)	9.31644	15.1024	17.4666
Q ² (50)	21.1202	89.1536**	58.1137
ARCH(10)	0.47310 [0.9081]	0.86411 [0.5666]	1.0623 [0.3883]
P (60)	53.8771[0.664256]	73.0580[0.103128]	43.4334[0.935747]
MAE	0.003342	0.002375	0.0007258
RMSE	0.004049	0.003246	0.001022

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini, Q ve Q² hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için Box Pierce, ARCH(10) ARCH-LM testini, P(60) 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini, MAE (Mean Absolute Error) ve RMSE (Root Mean Squared Error) hata öngörü performanslarını göstermektedir.

Kriz sonrası dönem getiri serilerinde getiri ve volatilitede birlikte uzun hafızanın varlığını belirlemek için yapılan ARFIMA-FIAPARCH model sonuçları, Amerikan Doları getiri serisinde (1, ξ , 1) – (0, d, 1) ikili uzun hafızanın olduğu, diğer döviz getiri serilerinde ise sadece volatilitede uzun hafızanın olduğunu göstermektedir. γ parametresi negatif değerde ve istatistiki olarak anlamlı, bu da pozitif ve negatif bilgi şoklarının volatilitede üzerine etkisinin asimetrik olduğunu kanıtlamaktadır. Modelin güç parametresi olan δ modelin bir bütün olarak hata içermediğini ifade etmektedir. Box Pierce istatistik değerleri de getiri serisinin otokorelasyon içermediğini ifade etmektedir. ARCH-LM testi hatalardaki ARCH etkisinin istatistiki olarak anlamlı olmadığını yani değişen varyans sorunu bulunmadığını göstermektedir. v parametresi de tüm modeller için %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuş bu da serinin getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediğini göstermektedir. ln (ξ) da %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu da oluşturulan modellerden elde edilen hata (artık) dağılımlarının asimetrik olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 13. Kriz Öncesi Dönem In-Sample VaR Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi ARFIMA-FIAPARCH Model Sonuçları (SST Dağılımı)

Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
α	Başarı Oranı	Kupiec LR	P Değeri	α	Başarı Oranı	Kupiec LR	P Değeri
Amerikan Doları VaR Sonuçları (1, ξ , 1 – 1, d, 2)							
0.95000	0.94692	0.25422	0.61412	0.050000	0.045385	0.60082	0.43826
0.97500	0.97308	0.19249	0.66085	0.025000	0.026154	0.069965	0.79139
0.99000	0.99385	2.2513	0.13350	0.010000	0.010769	0.075800	0.78307
0.99500	0.99692	1.1208	0.28975	0.0050000	0.0046154	0.039681	0.84211
0.99750	0.99769	0.019792	0.88812	0.0025000	0.0023077	0.019792	0.88812
Euro VaR Sonuçları (1, ξ , 1 – 0, d, 1)							
0.95000	0.94462	0.76791	0.38087	0.050000	0.045385	0.60082	0.43826
0.97500	0.97846	0.66997	0.41306	0.025000	0.024615	0.0079293	0.92904

0.99000	0.99077	0.079752	0.77763	0.010000	0.011538	0.29613	0.58632
0.99500	0.99385	0.32397	0.56923	0.0050000	0.0046154	0.039681	0.84211
0.99750	0.99615	0.81019	0.36806	0.0025000	0.0023077	0.019792	0.88812
Pound VaR Sonuçları (1, ξ , 1 – 0, d, 1)							
0.95000	0.94750	0.25422	0.61412	0.050000	0.050769	0.016116	0.89898
0.97500	0.97923	1.0121	0.31441	0.025000	0.025385	0.0078504	0.92940
0.99000	0.98923	0.075800	0.78307	0.010000	0.053846	0.013361	0.66742
0.99500	0.99462	0.037705	0.84604	0.0050000	0.0015385	0.0143010	0.38090
0.99750	0.99538	1.8631	0.17227	0.0025000	0.00076923	2.1466	0.14289

Tablo 14. Kriz Dönemi In-Sample VaR Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi ARFIMA-FIAPARCH Model Sonuçları (SST Dağılımı)

Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
α	Başarı Oranı	Kupiec LR	P Değeri	α	Başarı Oranı	Kupiec LR	P Değeri
Amerikan Doları VaR Sonuçları (1, ξ , 1 – 0, d, 1)							
0.95000	0.95167	0.070927	0.78999	0.050000	0.050000	0.00000	1.0000
0.97500	0.97667	0.13982	0.70846	0.025000	0.023333	0.13982	0.70846
0.99000	0.99333	1.5260	0.21671	0.010000	0.0075000	0.82929	0.36248
0.99500	0.99750	1.8486	0.17394	0.0050000	0.0050000	0.00000	1.0000
0.99750	0.99917	1.8061	0.17897	0.0025000	0.0033333	0.30229	0.58245
Euro VaR Sonuçları (0, ξ , 1 – 1, d, 1)							
0.95000	0.94500	0.61258	0.43382	0.050000	0.050000	0.00000	1.0000
0.97500	0.97417	0.033824	0.85408	0.025000	0.025000	0.00000	1.0000
0.99000	0.98750	0.70189	0.40215	0.010000	0.0091667	0.086591	0.76856
0.99500	0.99333	0.60627	0.43620	0.0050000	0.0058333	0.15895	0.69013
0.99750	0.99667	0.30229	0.58245	0.0025000	0.0016667	0.37897	0.53815
Pound VaR Sonuçları (1, ξ , 1 – 0, d, 1)							
0.95000	0.94750	0.15546	0.69337	0.050000	0.047500	0.16045	0.68874
0.97500	0.97167	0.52478	0.46881	0.025000	0.028333	0.52478	0.46881
0.99000	0.98750	0.70189	0.40215	0.010000	0.010000	0.00000	1.0000
0.99500	0.99417	0.15895	0.69013	0.0050000	0.0075000	1.3059	0.25314
0.99750	0.99667	0.30229	0.58245	0.0025000	0.0025000	0.00000	1.0000

Tablo 15. Kriz Sonrası Dönem In-Sample VaR Amerikan Doları, Euro ve Pound Getiri Serisi ARFIMA-FIAPARCH Model Sonuçları (SST Dağılımı)

Kısa Pozisyon				Uzun Pozisyon			
α	Başarı Oranı	Kupiec LR	P Değeri	α	Başarı Oranı	Kupiec LR	P Değeri
Amerikan Doları VaR Sonuçları (1, ξ , 1 – 0, d, 1)							
0.95000	0.94688	0.32265	0.57002	0.050000	0.050000	-2.2737	1.0000
0.97500	0.97313	0.22535	0.63499	0.025000	0.026875	0.22535	0.63499
0.99000	0.98687	1.4370	0.23062	0.010000	0.011250	0.24272	0.62225
0.99500	0.99562	0.13119	0.71720	0.0050000	0.0025000	2.4649	0.11642
0.99750	0.99813	0.27453	0.60031	0.0025000	0.0012500	1.2299	0.26742
Euro VaR Sonuçları (1, ξ , 0 – 0, d, 1)							

0.95000	0.94625	0.46287	0.49629	0.050000	0.053125	0.32265	0.57002
0.97500	0.97562	0.025852	0.87226	0.025000	0.025000	-1.1369	1.0000
0.99000	0.98813	0.53600	0.46410	0.010000	0.0062500	2.6226	0.10535
0.99500	0.99500	-2.8422	1.0000	0.0050000	0.0050000	-2.8422	1.0000
0.99750	0.99562	1.8403	0.17492	0.0025000	0.0025000	1.7053	1.0000
Pound VaR Sonuçları (0, ξ , 1 - 0, d, 1)							
0.95000	0.94875	0.052221	0.81924	0.050000	0.049375	0.013210	0.90850
0.97500	0.97750	0.42429	0.51480	0.025000	0.021250	0.97176	0.32424
0.99000	0.99214	0.70092	0.40247	0.010000	0.010625	0.061869	0.80357
0.99500	0.99571	0.15091	0.69767	0.0050000	0.0050000	-2.8422	1.0000
0.99750	0.99714	0.068430	0.79364	0.0025000	0.0025000	1.7053	1.0000

Tablo 13, 14 ve 15'te Riske Maruz Değer (Kupiec testi) analiz sonuçları gösterilmektedir. Yapılan Kupiec testinde, analizin yeterliliği ölçülmektedir. Analiz, tahmin edilen gözlemlerle örneklem dışı bırakılan veri seti arasında başarı oranını hem uzun pozisyonda (fiyatların, satın aldıktan sonra düşmesi bir kayıp ihtimalini oluşturmakta) hem de kısa pozisyonda (satış işleminden sonra fiyatların yükselmesi riski oluşturmakta) ölçmektedir. Kupiec testi örneklem dışı bırakılan veri seti ile örneklem içi tutulan tahmin modeli arasında birbirine yakınlığı yani farkı ölçmektedir. Örneklem dışı bırakılan veri seti ile örneklem içi model tahmininin arasında fark yoktur hipotezini sınamaktadır. Burada da, olasılık değerlerinin (p) anlamsız olması, modelin en uygun veya en yeterli model olduğu anlamına gelmektedir. Olasılık değerlerinin anlamlı olması ise o modellerin tam anlamıyla yeterli olmadığını göstermektedir. Analiz sonuçlarına göre tüm dönemlerde Normal, ST ve GED dağılımlarında, p olasılık değeri bazı kantillerde (0.95000, 0.97500 gibi) %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla bu modellerin, veri seti için tam anlamıyla yeterli olmadığı söylenebilmektedir. Bütün dönemlerin SST dağılımında kısa ve uzun pozisyonda yer alan tüm kantillerde, p olasılık değerleri %10 anlamlılık düzeyinden büyük olduğundan dolayı H_0 hipotezi kabul edilmektedir. Yani, bu modelin veri seti için en uygun veya en yeterli model olduğu söylenebilmektedir. Bu yüzden burada sadece SST dağılım Riske Maruz Değer (Kupiec testi) analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Ayrıca tüm döviz kurları için ARFIMA-FIAPARCH modeli en uygun VaR modeli olarak bulunmuştur.

SONUÇ

Finansal varlıkların fiyatlarını analize tabi tutmak için zaman serilerine ihtiyaç duyulmaktadır. Finansal zaman serilerinin geçmişteki fiyatlarına bakarak gelecekte alabileceği fiyatlar tahmin edebiliyorsa bu serinin uzun hafıza özelliği sergilediği sonucuna ulaşılmaktadır. Serinin geçmiş değerleri ile arasındaki uzun dönem bağımlılığı işaret etmektedir. Bu durum finansal varlığın değerinin önceden tahmin edilebilir bir yapıda olduğunu göstermesinden dolayı uzun hafızayı Etkin Piyasa Hipotezi ile bağlantılı bir kavram haline getirmektedir.

Türkiye döviz piyasasında işlem gören Amerikan Doları/Türk Lirası, Euro/Türk Lirası ve Pound/Türk Lirası döviz kurlarının getiri ve volatilitelerinde uzun hafızanın varlığını test etmek amacıyla 02.01.2002 ile 31.12.2019 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatları kullanılarak gerçekleştirilen analize ilişkin model sonuçlarına bakıldığında, getiride sadece Euro getiri serisi için kriz öncesi dönemde uzun hafıza parametresinin anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bütün döviz kurlarında tüm veri seti için volatilitelerde uzun hafızanın olduğu tespit edilmiştir. Amerikan Doları getiri serisi için kriz dönemi ve kriz sonrası dönemde, Euro getiri serisi için de kriz öncesi dönemde getiri ve volatilitelerde ikili uzun hafızanın var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç belirtilen getiri serileri için geçmiş fiyat hareketlerini kullanarak bugünkü piyasa fiyatının tahmin edilebileceğini göstermesinden dolayı Etkin Piyasa Hipotezi'nin geçerli olmadığını ifade etmektedir. Diğer ikili uzun hafıza sonuçları ise, sadece volatilitelerde uzun hafızanın bulunduğunu göstermektedir. FIAPARCH modelinde asimetri parametresi olan γ tüm veri seti için anlamlı ve negatif değerde bulunmuştur. Bu, pozitif bilgi şoklarının negatif bilgi şoklarına göre volatilitelerde daha baskın olduğu yani daha fazla oynaklığa neden olduğunu ifade etmektedir. Bu durum şu şekilde yorumlanabilir: döviz piyasalarına müdahale araçlarının çok sayıda olması sonucunda, piyasaya ulaşan olumsuz haber veya bilgi kaynaklı ortaya çıkan oynaklık, para politikası tarafından yapılan müdahaleler sayesinde daha sınırlı seviyede kalmaktadır. Ancak piyasaya ulaşan olumlu haber veya bilgi durumunda döviz kurlarına

herhangi bir müdahale yapılmayıp arz ve talep koşullarında fiyat oluşmaktadır. Bundan dolayı da pozitif bilgi şokları volatilité üzerinde daha baskın olmaktadır. Asimetri parametresi yani kaldıraç parametresi denildiği zaman, yaygın literatürde sadece negatif şoklar üzerinden yorumlama yapılmakta ve pozitif şoklar üzerine bir birliktelik bulunmamaktadır. Bundan dolayı çıkan sonucu: “analize tabi tutulan dönemler için pozitif ve negatif bilgi şoklarının volatilité üzerine etkisinin asimetrik olduğu kanıtlanmıştır” şeklinde de ifade etmek mümkündür. Modelin güç parametresi olan δ , istatistiki olarak anlamlı ve değerinin 2’ye yakın olması modelin bir bütün olarak hata içermediğini belirtmektedir. Ayrıca ARFIMA-FIAPARCH modeli d parametresine bakıldığında, kriz döneminde Amerikan Doları getiri serisi hariç Euro ve Pound getiri serilerinde sabit değer (sırasıyla 0.256722 ve 0.256777) en düşük değeri almaktadır. Bu da kriz döneminde, uzun hafıza özelliğinin azalmaya başladığını ve zayıf formda piyasa etkinliğine yaklaşıldığını ifade etmektedir. Amerikan Doları’na kıyasla, Euro ve Pound ile işlem hacminin daha düşük seviyelerde olmasından dolayı böyle bir sonucun ortaya çıkabileceği düşünülmektedir. Tüm veri seti için d parametresi sabit değerleri, 0.50 değerinin altında yer almaktadır. Bu durum, Türkiye döviz piyasasının zayıf formda etkinliğe daha yakın olduğunu ifade etmektedir. Ayrıca varyansta kırılma olup olmadığını tespit edebilmek için, modifiye edilmiş ICSS yapısal kırılma testi veri setine uygulanmıştır. Varyansta herhangi bir kırılma tespit edilemediği için araştırmada, yapısal kırılmalı analizlere yer verilmemiştir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlara bakıldığında, veri setinin büyük bir oranında SST dağılımının hem Pearson Uyum İyiliği testi değerinin en düşük ve anlamsız olması hem de Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterlerinin en düşük değeri almasından dolayı diğer dağılımlara göre daha uygun olduğu tespit edilmektedir. Bunun yanı sıra, yapılan Kupiec testi sonucunda da SST dağılımı diğer dağılımlara göre bu veri seti için en uygun veya en yeterli model olarak bulunmuştur. Ayrıca finansal zaman serilerinin kalın kuyruk özelliği sergilediği bu çalışmada da ortaya çıkan sonuçlardan bir diğeridir. Simetrik model olan FIGARCH ile asimetrik model olan FIAPARCH modellerinin hem Log-likelihood değeri en büyük olan hem de Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterlerinde en düşük değere sahip olan FIAPARCH modeli çalışmada ikili uzun hafıza testi içerisinde kullanılmıştır. Bu da göstermektedir ki asimetrik modeller simetrik modellere göre volatilitéyi açıklamada daha iyi sonuçlar vermektedir. Tüm veri seti için MAE ve RMSE istatistik değerlerinin küçük olması, modelin gerçeğe uygun tahminleme yaptığını göstermektedir.

KAYNAKÇA

- Abdalla, S. Z. S. (2012). "Modelling Exchange Rate Volatility using GARCH Models: Empirical Evidence from Arab Countries", *International Journal of Economics and Finance*, 4/3, 216-229.
- Arnold, G. (1998). *Corporate Financial Management*, Trans-Atlantic Publications, England.
- Atan, S. D., Özdemir, Z. A. ve Atan, M. (2009). "Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinlik: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma", *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24/2, 33-48.
- Baillie, R. T., Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H. O. (1996). "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 74/1, 3-30.
- Balbey, M. (2014). *İkili Uzun Hafıza Modelleri: Bazı Makroekonomik Değişkenler Üzerine Bir Uygulama*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Anadolu Üniversitesi ve Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi.
- Baum, C. F. (2013). "ARIMA and ARFIMA Models", *Applied Econometrics*, Boston College, 1-61.
- Beine, M. ve Laurent, S. (2000). "Structural Change and Long Memory in Volatility: New Evidence from Daily Exchange Rates", *Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers*, 0312, 1-9.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31/3, 307-327.
- Bollerslev, T., Engle, R. F., and Nelson, D. (1994). "ARCH models. In Handbook of Econometrics", Edt: R. F. Engle ve D. L. McFadden, 4/49, 2959-3038.
- Brealey, A. R. ve Myers, S. C. (1999). *Principles of Corporate Finance, Sixth Edition*, McGraw Hill, USA.
- Çağlayan, E. Ve Dayıoğlu, T. (2009). "Döviz Kuru Getiri Volatilitésinin Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Öngörüsü", *Ekonometri ve İstatistik*, 9, 1-16.
- Davidson, J. (2004). "Moment And Memory Properties Of Linear Conditional Heteroscedasticity Models, And A New Model", *Journal of Business & Economic Statistics*, 22/1, 16-29.
- Degiannakis, S. ve Xekalaki, E. (2017). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) Models: A Review", *Munich Personal RePEc Archive*, N.80487, 1-78.
- Diaz, J. F. Ve Chen, J. (2017). "Testing for Long-memory and Chaos in the Returns of Currency Exchange-traded Notes (ETNs)", *Journal of Applied Finance & Banking*, 7/4, 15-37.
- Ding Z., Granger C. W. J., Engle R. F. (1993). "A Long Memory Property Of Stock Market Returns And A New Model", *Journal of Empirical Finance*, 1/1, 83-106.
- Ding, D. (2011). "Modeling of Market Volatility with APARCH Model", *U.U.D.M. Project Report*, N.6, 1-42.
- Emeç, H. Ve Özdemir, M. O. (2014). "Türkiye'de Döviz Kuru Oynaklığının Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile İncelenmesi", *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 51/596, 85-100.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series, Fourth Edition*, John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Engle, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica*, 50/4, 987-1007.
- Fama, E. F. (1970) "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works", *The Journal of Finance*, 25/2, 383-417.
- Granger, C. W. J. (1980). "Testing For Causality: A Personal Viewpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2/1, 329-352.
- Granger C. W. J. ve Joyeux, R. (1980). "An Introduction To Long-Memory Time Models And Fractional Differencing", *Journal of Time Series Analysis*, 1/1, 15-29.
- Han, Y. W. (2007). "Poisson Jumps and Long Memory Volatility Process in High Frequency European Exchange Rates", *Seoul Journal of Economics*, 20/2, 201-222.
- Han, Y. W. (2014). "Effects of Financial Crises on the Long Memory Volatility Dependency of Foreign Exchange Rates: the Asian Crisis vs. the Global Crisis", *Journal of East Asian Economic Integration*, 18/1, 3-27.
- Hosking, J. R. M. (1981). "Fractional Differencing", *Biometrika*, 68, 165-176.

- Kang, S.H., Chob, H.G. and Yoon, S.M. (2009). "Modeling Sudden Volatility Changes: Evidence from Japanese and Korean Stock Markets" *Physica A*, 388/17, 3543-3550.
- Kasman, A. ve Torun, E. (2007). "Long Memory in the Turkish Stock Market Return and Volatility", *Central Bank Review*, 7/2, 13-27.
- Kasman, A., Kasman, S. ve Torun, E. (2009). "Dual Long Memory Property in Returns and Volatility: Evidence from The CEE Countries' Stock Markets", *Emerging Markets Review*, 10, 122-139.
- Kumar, A. S. (2014), "Testing For Long Memory In Volatility In The Indian Forex Market", *Economic Annals*, 59/203, 75-90.
- Lardic, S. ve Mignon, V. (2004). "Term Premium and Long-range Dependence in Volatility: A FIGARCH-M Estimation on Some Asian Countries", *Journal of Emerging Market Finance*, 3/1, 1-19.
- Laurini, M.P. ve Portugal, M.S. (2004). " Long Memory in the R\$ / US\$ Exchange Rate: A Robust Analysis", *Brazilian Review of Econometrics*, 24/1, 109-147.
- Meggison, L. W. (1997). *Corporate Finance Theory*, Addison-Wesley, USA.
- Mikhaylov, A. Y. (2018). " Volatility Spillover Effect between Stock and Exchange Rate in Oil Exporting Countries", *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8/3, 321-326.
- Mishkin, F. S. (2004). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Pearson Addison Wesley. United States of America.
- Özdemir, A., Vergili, G. Ve Çelik, İ. (2018). " Döviz Piyasalarının Etkinliği Üzerinde Uzun Hafızanın Rolü: Türk Döviz Piyasasında Ampirik Bir Araştırma", *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 12/1, 87-107.
- Pike, R. ve Neale, B. (1999). *Corporate Finance and Investment, Third Edition*, Prentice Hall Europe.
- Rachev, S. T., Mittnik, S., Fabozzi, F. J., Focardi, S. M. ve Jal, T. (2007). *Financial Econometrics*, John Wiley & Sons, New Jersey.
- Sanso, A., Arago, V., and Carrion, J. L. (2004). "Testing For Changes in the Unconditional Variance of Financial Time Series", *Revista de Economía Financiera*, 4, 32-53.
- Tse, Y.K. (1998). "The Conditional Heteroscedasticity Of The Yen-Dollar Exchange Rate", *Journal Of Applied Econometrics*, 13/1, 49-55.
- Zhelyazkova, S. (2018), "ARFIMA-FIGARCH, HYGARCH and FIAPARCH Models of Exchange Rates", *Economic Sciences Series*, 7/2, 142-153.

Beyan ve Açıklamalar (Disclosure Statements)

1. Bu çalışmanın yazarları, araştırma ve yayın etiği ilkelerine uyduklarını kabul etmektedirler (The authors of this article confirm that their work complies with the principles of research and publication ethics).
2. Yazarlar tarafından herhangi bir çıkar çatışması beyan edilmemiştir (No potential conflict of interest was reported by the authors).
3. Bu çalışma, intihal tarama programı kullanılarak intihal taramasından geçirilmiştir (This article was screened for potential plagiarism using a plagiarism screening program).