

Döviz Piyasalarının Etkinliği Üzerinde Uzun Hafızanın Rolü: Türk Döviz Piyasasında Ampirik Bir Araştırma⁺

Arife ÖZDEMİR*
Gizem VERGİLİ**
İsmail ÇELİK***

Özet

Yönü ve sebebi ne olursa olsun piyasalara ulaşan tüm bilgilerin hızlı şekilde fiyatlara yansımaları geçmiş verilerden hareketle geleceği öngörmeyi ve diğer yatırımcılar karşısında anormal getiri elde etmeyi engellemektedir. Bu çalışmanın amacı ikili uzun hafıza modellerini kullanarak Türk Döviz piyasalarının zayıf formda etkin olup olmadığını ortaya koymaktır. İkili uzun hafızayı test etmek için kurulan ARFIMA-FIGARCH model sonuçları, getiri volatilitésinin uzun hafıza özelliğine sahip olduğunu göstermektedir. Araştırma sonuçlarına göre ilgili analiz dönemi için Türk Döviz piyasasının zayıf formda etkin piyasa olmadığı tespit edilmiştir. Her ne kadar tarihi verilerden faydalanarak geleceğin getiri volatilitésinin öngörülebilir olduğu, ayrıca Merkez Bankası'nın kurlara yaptığı müdahalelerin ortaya çıkardığı oynaklığın uzun dönemde sönümleneceği tespit edilmiş olsa da satın alma gücü paritesi teorisini destekler şekilde Türk Döviz piyasasının uzun dönemde dengeye gelme karakterine sahip istikrarlı bir piyasa olduğu volatilitédeki uzun hafızayı temsil eden d parametresinin katsayısından açıkça anlaşılabilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru, Etkin Piyasa Hipotezi, Uzun Hafıza, ARFIMA-FIGARCH Modeli

JEL Sınıflandırması: C01, F31, G15

Abstract - The Role of Long Memory on the Efficiency of Foreign Exchange Markets: An Ampirical Research in the Turkish Foreign Exchange Market

Reflecting all the information reaching the markets in the prices, regardless of this any reason and direction, prevents predicting the future with reference to historical data and obtaining abnormal return against other investors. The aim of this paper is to reveal whether the Turkish Exchange Markets are efficient in weak form by using dual long memory models. The results of ARFIMA-FIGARCH model, which was established to examine the dual long memory, show the volatility of return has a long memory property. According to results of the research, it is determined that Turkish Foreign Exchange Market is not efficient in weak form for related analysis period. Although the future volatility of return is predictable by taking advantage of historical data, also the volatility arisen by Central Bank's interventions to exchange rates has been detected to fade in long term, Turkish Foreign Exchange Market which is stable, has long term equilibrium character in furtherance of the purchasing power parity theory, it can be clearly understood from the coefficient of the d parameter, which represents the long memory in volatility.

Keywords: Exchange Rate, Efficient Market Hypothesis, Long Memory, ARFIMA-FIGARCH Model

JEL Classification: C01, F31, G15

+ Bu çalışma 22.Finans Sempozyumu'nda (Mersin, 10-13 Ekim 2018) bildiri olarak sunulmuş, öneri ve katkılar doğrultusunda düzenlenmiştir.

* Dr. Öğr. Üyesi, Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi

** Arş. Gör., Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi

*** Doç. Dr., Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi

1. Giriş

Finansal piyasalarda ülkeden ülkeye, yatırımcıların ve politika yapıcıların ilgisi farklılık gösterse de özellikle oynaklık tahmini üzerine hem hisse senedi piyasaları hem de döviz piyasaları üzerine birçok çalışmaya rastlanmaktadır (Özer ve Türkyılmaz, 2004). Varlık fiyatlarındaki oynaklığın daha isabetli tahmin edilmesine yönelik çalışmaların temelinde riskin daha doğru hesaplanabilmesi ve öngörülebilirliğinin artırılması amacı yatmaktadır. Özellikle 1970'li yılların başında Bretton Woods sisteminin çökmesiyle birlikte dalgalı kur rejiminin dünyada yaygınlaşması, döviz kurlarına ilişkin araştırmaların artmasına neden olmuştur. Oynaklıkla birlikte hem ekonomik hem de finansal zaman serilerinde uzun dönem bağımlılık literatürde büyük tartışma konusu olmuştur (Han, 2005; Tabak ve Cajueiro 2006). Döviz kuru oynaklığında uzun hafıza özelliğinin araştırılması merkez bankasının döviz kuruna müdahale edip etmemesi, benimsenen kur politikasının geleceği ve özellikle döviz piyasalarının istikrara kavuşup kavuşmayacağı gibi hayati konularda yol gösterici bir rol üstlenmektedir. Uzun hafıza özelliği taşıyan döviz piyasalarında merkez bankasının müdahalesiyle meydana gelen oynaklığın etkisi de uzun sürmektedir. Ayrıca yapılan müdahalelerin sonucunda beklenen sonuçlara ulaşılamayacağı gibi istenilenin aksine farklı sonuçlar da doğabilmektedir (Türkyılmaz ve Özer, 2007).

Fama'nın Etkin Piyasalar Hipotezine (EPH) göre fiyat hareketlerinin tesadüfi geliştiği ve önceden kestirilemeyeceği bilinmektedir. Böylece döviz kurunun geçmiş bilgilerden tahmin edilemeyeceği ve yatırımcıların gelecek döviz kurlarını mevcut bilgilere dayanarak speküle edip edemeyeceğini test eden çalışmalar Nakamura ve Small (2007), Chiang vd (2010), Chortareas (2011) tarafından yapılmıştır. Etkin Piyasalar Hipotezinin aksine Cheung (1993), Cheung, Yin-Wong ve Lai (2001), Han (2005), Alptekin (2006), Shittu ve Yaya (2009), Aidoo vd. (2012) döviz kurlarının uzun hafıza özelliğine sahip olduğu gerçeğini ortaya koymuşlardır. Bu durum döviz kurlarının gelecekteki değerlerinin tarihi verilerle tahmin edilebileceğini ve yüksek döviz kurunu daha yüksek bir döviz kurunun izleyebileceğini veya tam tersinin olabileceğini yani döviz kurlarında bir volatilité kümelenmesinin olduğunu desteklemektedir. Böylece döviz kurlarını tahmin ederek spekülatif kazanç elde etmenin de mümkün olacağı görülmektedir. Ancak uzun hafıza özelliği taşıyan kurlarda şokların da uzun süre etki edebileceği, politika yapıcılarının müdahale sonuçlarının hızının da bu nedenle yavaş ortaya çıkabileceği tartışılmaktadır. Bu çalışmada da Türk Lirası için Euro ve Dolar kurlarıyla spekülatif kazanç elde etmenin mümkün olup olmadığı serilerde uzun hafıza özelliği test edilerek araştırılmaya çalışılmıştır. Bu çalışma ile Türk Döviz piyasasının zayıf formda etkinliği ikili uzun hafıza testleri ile tespit edilmeye çalışılırken aynı zamanda kullanılan testlerin sonuçları ile piyasaya yapılan müdahalelerin ortaya çıkardığı

ğ ı oynaklıkların elemine olma düzeyi de piyasa aktörlerinin istifadesine sunulacaktır. Çalışma ile vurgulanmak istenen temel husus, döviz piyasasına para politikası organlarının ya da piyasa oyuncularının olası müdahalelerinin ortaya çıkardığı oynaklıkların piyasada kısa ya da uzun dönemde elemine olup olmadığını ve döviz piyasalarının istikrara kavuşup kavuşmayacağını hem etkin piyasalar hipotezi hem de satın alma gücü paritesi teorisi ışığında araştırmak olacaktır. Çalışmanın 2. kısmında konuya ilişkin ulusal ve uluslararası literatüre değinilecek, 3. kısımda methodoloji ve veri setine, 4. bölümde araştırma sonuçlarına yer verilerek çalışmanın sonuçları paylaşılacaktır.

2. Literatür Taraması

Literatürde pek çok araştırmacı döviz kurlarında uzun hafıza hipotezini test etmek için çalışmalar yapmış ve hem Türkiye’de hem de diğer ülkelerde yapılan çalışmalarda çeşitli sonuçlara ulaşmışlardır. Yapılan çalışmalar döviz kuru oynaklığında uzun hafıza özelliği, sabit veya dalgalı kur rejiminin benimsenmesi, merkez bankasının döviz kuruna müdahale edip etmemesi gibi noktalarda da önemli ışık tutmaktadır. Farklı döviz piyasalarında yapılan çalışmalarda çeşitli sonuçlara ulaşılmıştır. Literatürde Türkiye’de döviz kuru oynaklığına ilişkin 2003’ten itibaren günümüze kadar bazı çalışmalar yapılmış ve genellikle döviz kurlarında uzun hafıza özelliğine rastlanılmıştır.

Erlat (2003), 1984 yılı Ocak ayı ve 2000 yılı Eylül ayını kapsayan dönemlerde aylık veriler kullanarak Türkiye için yaptığı çalışmasında reel Alman Markı ve reel Dolar kuru serilerinde uzun hafıza özelliğini ARFIMA modelleriyle test etmiş ve yapılan analiz sonucunda serilerde uzun hafızanın varlığına ilişkin güçlü bulgular elde edilmiştir.

Alptekin (2007), 3 Ocak 2005 - 28 Aralık 2006 dönemi için bir saatlik günlük verilerden oluşan 2957 gözlemle Amerikan Doları/Türk Lirası döviz kuru için uzun hafıza özelliğini incelemiştir. Çalışmada sırasıyla kullanılan üç test Modified R/S, KPSS ve Modified Variance V/S istatistiklerinin tamamında Amerikan Doları/Türk Lirası’nın uzun hafıza özelliği sergilediğine ulaşılmıştır.

Türkyılmaz ve Özer (2007), 01.01.2002-30.11.2005 dönemini kapsayan Türkiye’de döviz kuru oynaklığının uzun hafıza özelliklerini ARIMA (ARFIMA) ve kesirli bütünleşik GARCH (FIGARCH) analizleri yardımıyla test ettikleri çalışmada döviz kuru oynaklığında uzun hafıza özelliği tespit edilmiştir.

Stengos ve Yazgan (2012), 1957-2009 yıllarını kapsayan dönemde hem aylık hem de çeyreklik verilerle 47 ülke için Dolar kuruna dayalı reel döviz kurlarının uzun dönem bağımlılığını incelemiş ve serilerin uzun hafızaya sahip olduğunu ve ortalamaya dönme eğiliminin güçlü olduğunu tespit etmişlerdir.

Kutlu ve Yurttagüler (2014), Ocak 2003-Temmuz 2013 dönemleri arası reel Dolar ve Euro serilerinde uzun hafıza özelliğini ARFIMA modeli ile sınamışlardır. Analiz sonucunda serilerin yüksek dirençli ve uzun dönem bağımlılığa sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Ürkmaz (2017), 2002-2016 dönemleri için aylık verilerle reel Dolar ve Euro döviz kurlarının uzun dönem bağımlılığını Geweke-Porter-Hudak (GPH)'ın log periyodogram regresyon yöntemini kullanarak analiz etmiş ve serilerin uzun dönem bağımlılığa sahip olduğunu tespit etmiştir.

Kaya ve Çelik (2018), satın alma gücü paritesi hipotezini test ettikleri çalışmalarında, reel döviz kurlarını uzun hafıza testleri ile sınamışlar ve hem Dolar hem de Euro reel kur serilerinin uzun hafıza özelliği sergilediklerini tespit etmişlerdir.

Dünya'da literatüre katkı sağlayan çalışmalardan Cheung (1993), 1974-1987 yılları arasında Geweke-Porter-Hudak testini kullanarak 5 temel döviz kurunda uzun hafıza özelliğine ilişkin kanıtlar bulmuştur.

Bhar (2000), 1983-1992 yılları arasında R/S ve Modified R/S testleriyle Yen/Dolar kuru için yaptığı çalışmada piyasa katılımcıları tarafından verimli fiyatlandırmayı işaret eden uzun hafıza özelliğine rastlamamıştır.

Cheng (2001), Avusturalya, Japonya, Yeni Zelanda, Singapur, Güney Kore ve Tayvan'ın da içinde bulunduğu 6 Asya Pasifik ülkesinde günlük ve haftalık döviz kuru verileriyle uzun hafıza dinamiklerini test etmiştir. Haftalık döviz kurlarında tüm ülkeler için güçlü bir uzun hafıza özelliğine ulaşırken günlük döviz kurlarından oluşan seride ise uzun hafıza tespit edilmemiştir.

Laurini ve Portugal (2004), 1 Temmuz 1994 - 4 Ocak 2002 tarihleri arasında oluşan 1882 günlük Brezilya Reali(R\$)/Amerikan Doları döviz kurunda uzun hafıza özelliğini test etmişlerdir. Çalışmada seride yapısal kırılmaları analiz ettiklerinde Reel Plan uygulamasından sonra Brezilya Reali(R\$)/Amerikan Doları döviz kuru için uzun hafızanın kanıtlarının sağlam olmadığına ulaşmışlardır.

Floros (2008), Nisan 1991- Nisan 2006 dönemi için Amerikan Doları karşısında 34 döviz kurunun günlük verileriyle uzun hafıza özelliğini ARFIMA modeliyle test etmiştir. Analiz sonucunda 17 döviz kurunda güçlü uzun hafıza tespit edilmiştir. Diğer döviz kurlarında uzun hafıza özelliğinin eksikliği ise etkin piyasalar hipotezini desteklemektedir.

Vats (2011), günlük Çin Yuanı (CNY), Endonezya Rupisi (IDR), Tayvan Doları

(TWD) döviz kurlarında uzun hafıza özelliğini ARFIMA ve FIGARCH yöntemlerini kullanarak test etmiştir. Çalışma sonucunda Çin Yuanı ve Endonezya Rupisi arasında ikili uzun hafızanın varlığı student-t dağılımı varsayımı altında gözlemlenmiştir.

Aidoo, Saeed, Ababio, Nsowah-Nuamah, Louis (2012), Ocak 1990-Ocak 2012 aylık verileriyle Ghana Cedi/ Amerikan Doları döviz kurunda uzun hafızanın varlığını R/S ve Modified R/S testleriyle test ettikleri çalışmada uzun hafıza özelliğine rastlamıştır. Böylece Cedi/Dolar cinsinden döviz kuru piyasasının etkin olmadığına da ulaşılmıştır.

3. Methodoloji ve Veri

Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH modeli bir varlığın getirisinin volatilité sürecinin tanımlanabilmesi için çok fazla parametre gerektirdiği için Bollerslev (1986) GARCH modelini geliştirmiştir. GARCH modeli oynaklığın pozitif ve negatif şoklara olan tepkisinin simetrik olduğunu, oynaklık şoklarının geometrik oranda hızlı biçimde azaldığını dikkate alan kısa hafıza özelliğine sahip bir modeldir. GARCH modelinin bu dezavantajını gidermek için yeni GARCH türü modeller geliştirilmiştir (Türkyılmaz ve Balıbey, 2014). Zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarının yavaşlama hızlarının farklı olması serilerin sadece I(0) veya I(1) olma zorunluluğunun bulunmadığı serilerin bütünleşme derecelerinin (d) reel sayı olabileceği varsayımı altında uzun hafıza modellerinin temelleri Granger ve Joyeux (1980), Hosking (1981) tarafından ARFIMA (p,d,q) modeli ile atılmıştır. Koşullu ortalama için ARFIMA sınıfı modellere benzer şekilde, gelecekteki koşullu varyansın tahmini üzerindeki etkisinin yavaş bir hiperbolik oranda azalmasından dolayı Baillie vd. (1996) yaptıkları çalışmada FIGARCH modelini ortaya koymuşlardır. FIGARCH yaklaşımı koşullu varyans için çok daha esnek bir süreç ortaya koymaktadır (Kumar, 2014:23).

FIGARCH (p,d,q) modeli şu şekilde formüle edilebilir:

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

FIGARCH modelinden elde edilen uzun hafızanın derecesini ölçen kesirli fark parametresi d $0 \leq d \leq 1$ arasında yer almaktadır. Burada seri d=0 olduğu zaman GARCH sürecine, d=1 olduğu zaman IGARCH sürecine dönüşmektedir (Kumar, 2014:23). Baillie vd.(1996), $0 < d < 1$ olduğunda FIGARCH (p,d,q) süreçlerinin koşullu varyansı üzerine bir şokun etkisinin hiperbolik oranda yavaş azalmakta olduğunu göstermişlerdir (Türkyılmaz ve Balıbey, 2014).

FIGARCH (p,d,q) modeli aşağıdaki gibi de yazılabilir:

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

Böylece, $\varepsilon_t\varepsilon_t'$ 'nin koşullu varyansı şu şekilde verilir:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \omega[1 - \beta(1)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1}\phi(L)(1 - L)^d\}\varepsilon_t^2 \\ &\equiv \omega[1 - \beta(1)]^{-1} + \lambda(L)\varepsilon_t^2 \end{aligned} \quad (3)$$

Burada $\lambda(L)=\lambda_1L+\lambda_2L^2+\dots$. Denklemdaki FIGARCH (p,d,q) süreci için eşitlik 1'in çok iyi tanımlanmış olması, tüm t değerleri için koşullu varyansın pozitif olması ve 3. denklemdaki sonsuz ARCH gösterimindeki tüm katsayıların negatif olmaması gerekmektedir (Baillie vd., 1996:8).

Getiri serisindeki uzun hafızayı temsil eden ξ parametresi 0'a eşit olduğu zaman serinin kısa hafıza özelliği sergilediği, $-0.5 < \xi < 0$ olduğunda serinin ara bellek sergilediği yani kalıcı etki gözlenmediği, $0 < \xi < 0.5$ olduğunda serinin uzun dönemli pozitif bağımlılık sergilediği şeklinde yorumlanmalıdır (Barkoulas ve Baum, 1997).

Zaman serisi değişkenlerinde uzun hafızanın varlığı, tarihi verilerden faydalanılarak geleceğin getirilerinin ve getiri oynaklıklarının tahmin edilebildiğini, bu sebeple söz konusu serilerin bilgi etkinliğine sahip olamayacağını vurgulamaktadır. GARCH modelinde piyasalara ulaşan bilgi şoklarının etkisinin üssel bir hızla imha olacağı, IGARCH modelinde ise bu şokun ortalamaya dönmeyecek şekilde kalıcı olduğu, piyasaya ulaşan bilgi şokunun geleceğin tüm optimal volatiliteler tahminlerinde önemli olacağı vurgulanmaktadır.

GARCH ve IGARCH gibi modellerin bilgi şoklarının durağanlığını (ortalamaya geri dönme özelliklerini) $I[0]$ 'a karşı $I[1]$ gibi mutlak sayı cinsinden araştıran kısa hafıza modelleri olması araştırma sorusunun oluşmasında etkili olmuştur. Eğer bilgi şoku piyasaya ulaştığında üssel değil de yavaş hiperbolik hızla imha oluyorsa bütünleşme parametresi (d)'nin 0 ile 1 arasında kesirli bir yapıda olması gerekecektir. Bu sebeple kesirli bütünleşme parametresinin hem getiri hem de volatiliteler serisinde kesirli sayı cinsinden hesaplanmasına yardım edecek ARFIMA-FIGARCH gibi doğrusal olmayan modeller ile hesaplanması, risk öngörülerinde yatırımcıların daha isabetli kararlar almasına katkı sağlayacaktır.

Bu çalışmanın temel amacı uzun hafıza testleri ile döviz piyasalarında bilgi etkinliğinin düzeyini araştırmak, böylelikle döviz piyasalarının etkin piyasalar hipotezini destekler özelliklere sahip olup olmadığını ortaya koymaya çalışmaktır. Aşağıda uy-

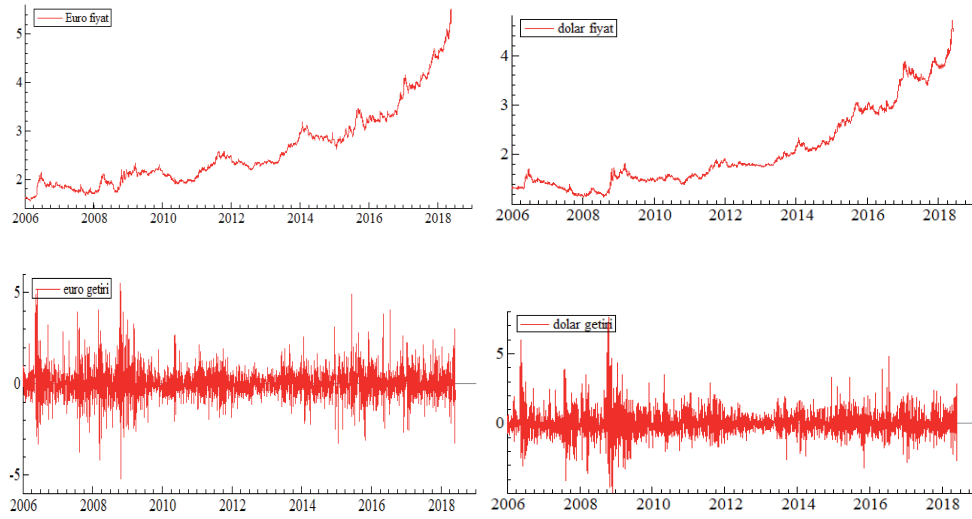
gulama sonuçları sunulan modeller yardımıyla aynı zamanda tarihi veriler kullanılarak geleceğin getirilerinin ve getiri volatilitelerinin öngörülebilir olup olmadığı ortaya konulurken aynı zamanda Türk döviz piyasası getirilerinin ve getiri oynaklıklarının ortalamasına geri dönen bir istikrarlı piyasa olup olmadığı da test edilmiş olacaktır.

4. Uygulama Sonuçları

Araştırmada 02.01.2006-30.05.2018 dönemini kapsayan Euro ve Dolar kapanış fiyatlarından elde edilen logaritmik getiri serileri kullanılmış, logaritmik getiri serisi $\ln(P_t/P_{t-1}) * 100$ formülü aracılığıyla hesaplanmıştır.

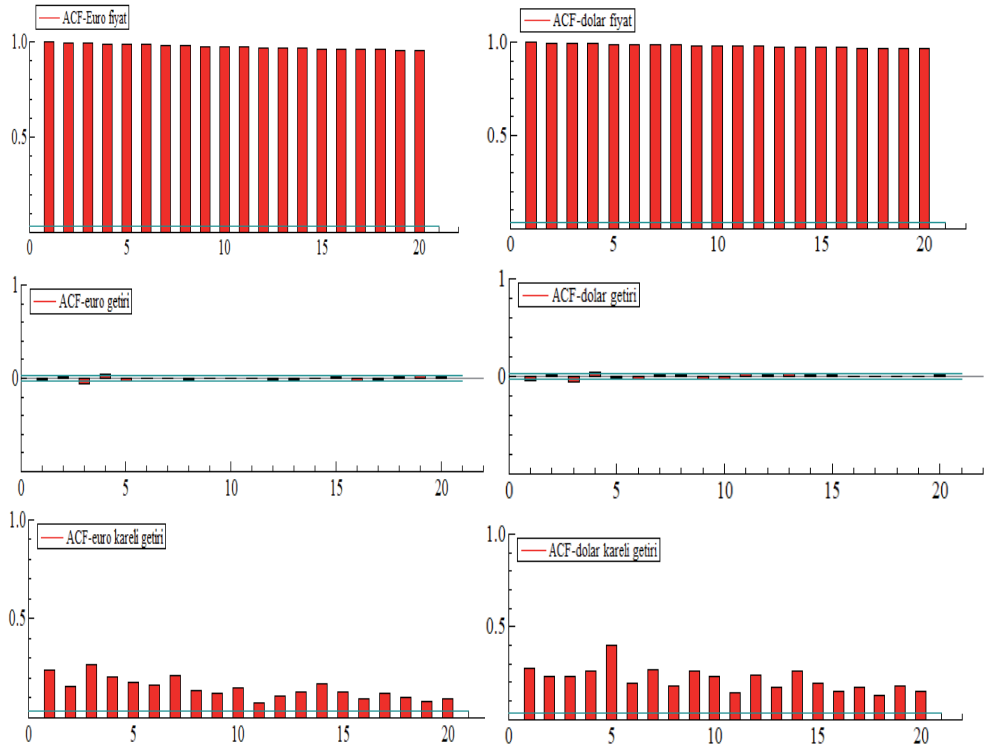
Şekil 1’de Euro - Dolar fiyat ve getiri serilerine ait grafikler sunulmuştur. Her iki seriye ait fiyat grafiğine bakıldığı zaman incelenen dönem itibariyle serinin artan bir trende sahip olduğu görülmektedir. Serilere ait getiri grafikleri incelendiğinde hem Dolar hem de Euro getiri serilerinde 2006’nın son günleri ile 2007-2010 aralığında küresel finans krizinin de etkisi ile farklı tarihlerde, ayrıca 2015-2017 aralığında volatiliteler kümedenmelerinin olduğu görülmektedir.

Şekil 1. Euro - Dolar Fiyat ve Getiri Serisi



Şekil 2’de ise sırasıyla fiyat, getiri ve kareli getiri serilerine ait otokorelasyon fonksiyon grafikleri sunulmuştur. Her iki seriye ait otokorelasyon fonksiyon grafikleri incelendiğinde ise fonksiyonların uzun dönemde yavaş bir azalma eğilimi gösterdiği ve bu özelliğin getiri ve/veya volatiliteler serilerinde uzun hafızanın özelliklerinin incelenmesinin gerekliliği açısından görsel bir değerlendirme olabileceği söylenebilir.

Şekil 2. Euro- Dolar Fiyat, Getiri ve Getiri Kareleri için ACF Grafikleri



Euro-Dolar getiri serilerine ait tanımlayıcı istatistiklerinin yer aldığı Tablo 1 serilerin çarpıklık değerleri pozitifdir. Mod değeri ortalama değerinden daha küçük olduğu için serilerin sağa çarpık olduğu tespit edilmiştir. Basıklık değerleri incelendiğinde getiri serilerinin basıklık değerleri 3'ten büyük bir değere sahiptir. Bu sebeple normale göre daha sivri dağılıma sahip kalın kuyruk özelliği sergileyen serilerin normal dağılımdan uzaklaştığı görülmektedir. Getiri serilerinin normal dağılım sergilemediği J-B test istatistiğinden de anlaşılabilmektedir. Bu sonuçlardan hareketle hata terimleri normal dağılmadığı için model tahminleri student-t ve skewed student-t dağılımları ile yapılmıştır. Ljung Box Q ve Q^2 test istatistikleri ise getiri serilerinin geçmiş değerleri ile ilişkili olduğunu ve ARCH testleri de hata karelerinin değişen varyansa sahip olduğunu ayrıca göstermektedir.

Tablo 1. Euro-Dolar Getiri Serisinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	EURO	DOLAR
Gözlem Sayısı:	3239	3238
Ortalama:	0.0366	0.037050
Standart Sapma:	0.8461	0.903362
Çarpıklık:	0.4918	0.710166
Basıklık:	7.6781	9.961076
Minimum:	-5.2184	-4.913615
Maksimum:	5.5004	7.624764
J-B / Prob. :	3083.222	6809.773
ARCH (1-2):	119.84 [0.0000]***	182.76 [0.0000]***
ARCH (1-5):	97.605 [0.0000]***	184.24 [0.0000]***
ARCH (1-10):	54.813 [0.0000]***	102.96 [0.0000]***
Q(5):	17.8024 [0.0032045]**	20.8353 [0.0008702]***
Q(10):	18.6328 [0.0451824]**	30.1524 [0.0008088]***
Q(20):	29.8478 [0.0723585]*	36.9078 [0.0120036]***
Q(50):	70.1671 [0.0314170]**	93.3649 [0.0001947]***
Q ² (5):	742.171 [0.0000000]***	1334.72 [0.0000000]***
Q ² (10):	1161.70 [0.0000000]***	2206.71 [0.0000000]***
Q ² (20):	1591.48 [0.0000000]***	3324.77 [0.0000000]***
Q ² (50):	1862.29 [0.0000000]***	3913.20 [0.0000000]***
*** %1 anlamlılık seviyesini, ** %5 anlamlılık seviyesini, * %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.		

Getiri ve volatilitede uzun hafızanın varlığını test etmek için yarı parametrik bazı testler uygulanmaktadır. Geweke vd.(1983) tarafından geliştirilen GPH testi ile otokorelasyon fonksiyonu hiperbolik bir hızda azalan serilerdeki uzun hafızanın varlığı d parametresi yardımıyla tahmin edilebilmektedir. Hurst (1951), ve Mandelbrot (1972) tarafından geliştirilen R/S testinin uyarlanmış hali olan ve Lo (1991) tarafından geliştirilen uyarlanmış R/S testi de zaman serilerinde uzun hafızanın tahmininde kısa dönem bağımlılığı dikkate alacak şekilde Newey West (Barlett penceresini kullanarak) düzeltmesini gerçekleştirerek d parametresini tahmin etmektedir.

Uzun hafızanın tespit edilmesinde kullanılan yöntemlerden bir diğeri Robinson (1995) tarafından geliştirilmiş çok değişkenli yarı parametrik uzun hafıza testidir. Robinson ve Henry (1998) Robinson tarafından ortaya konulan testi geliştirerek Gaussian Yarı Parametrik (GSP) Uzun Hafıza testini geliştirmiştir. Bu testin diğer yarı

parametrik testlerden farklı en önemli avantajı zaman serisinin uzun hafıza özelliğini test ederken koşullu sabit varyans ve koşullu değişen varyans özelliğine sahip seriler için de tutarlı sonuçlar sunabilmesidir. Diğer yarı parametrik testler sabit varyans varsayımı altında tahmin yapabilmektedir. Son olarak Phillips (1999) tarafından geliştirilen Uyarlanmış GPH testi ise Geweke vd.(1983) tarafından geliştirilen modelde iyileştirme yapmıştır. GPH testinde seri uzun hafıza sergiliyorsa ne $I[0]$ ne de $I[1]$ 'dir. Oysa GPH testinde $d=0$ boş hipotezi sınanabilirken Uyarlanmış GPH ile Phillips hem $d=0$ hem de $d=1$ boş hipotezlerini aynı anda sınayabilen bir model geliştirmiştir. Yapılan yarı parametrik uzun hafıza testleri Tablo 2'de sunulmuştur. Testlerin tamamında getiri serilerinde $d=0$ (seri uzun hafızalı değildir) boş hipotezleri reddedilememişken, volatilité serisini temsil eden kareli getirilerde $d=0$ (seri uzun hafızalı değildir) boş hipotezi reddedilmiştir. Uyarlanmış (Modified) GPH test sonuçlarına göre seriler hem $d=0$ hem de $d=1$ boş hipotezleri ile uzun hafıza açısından sınanmış sonuçlar diğer testlerle benzer çıkmıştır.

Tablo 2. GPH, Modified GPH ve GSP Uzun Hafıza Test Sonuçları

	GPH		Modified GPH			GSP	
	d_{GPH}	t istatistiği	d_{MGPH}	d=0 t istatistiği	d=1 z istatistiği	d_{GSP}	Olasılık
Dolar Getiri Serisi	0.00225	0.0595	0.2302***	5.5613	-20.3007	-0.0055	0.6580
Euro Getiri Serisi	0.00226	-0.6415	0.2392**	2.6342	-8.8774	0.0005	0.9679
Dolar Kareli Getiri	0.4922***	141.220	0.3279***	5.3722	-7.8426	0.2423***	0.0000
Euro Kareli Getiri	0.4040***	107.216	0.2881***	3.8376	-8.3065	0.1957***	0.0000

Tablo 3. Lo R/S Test Sonuçları

Uzun Hafıza Test İst. 90%:[0.861, 1.747] 95%:[0.809, 1.862] 99%: [0.721, 2.098]			
Gecikme:	Max(1)	Max(2)	Max(5)
Getiri Serisi Lo R/S Test İstatistiği: Euro	1.28	1.28	1.30
Getiri Serisi Lo R/S Test İstatistiği: Dolar	1.24	1.24	1.27
Kareli Getiri Serisi Lo R/S Test İstatistiği: Euro	4.53***	4.23***	3.51***
Kareli Getiri Serisi Lo R/S Test İstatistiği: Dolar	4.58***	4.20***	3.41***
*, **, *** %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı temsil etmektedir.			

Yarı parametrik uzun hafıza test sonuçlarına göre hem Dolar hem de Euro getiri serisinin uzun hafızalı olmadığı fakat volatilité serilerinin uzun hafızaya sahip olduğu test sonuçlarından anlaşılmaktadır.

Serilerin durağanlığı, sonuçları Tablo 4'te sunulan ADF, PP, KPSS testleri ve yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi ile araştırılmıştır. Test sonuçlarına göre getiri serilerinin birim kök içermediği yani durağan olduğu $I(0)$ tespit edilmiştir. Zivot Andrews testi sonucunda da belirtilen tarihlerdeki yapısal kırılmalarla birlikte getirilerin birim kök içermediği ortaya konulmuştur. Söz konusu testler serilerin bütünleşme parametresini (durağanlığı) $I[0]$ 'a karşı $I[1]$ gibi tam sayı şeklinde değerlendirmektedir. Kesirli birim kök testi olarak Tablo 2 ve 3'te sunulan yarı parametrik ve durağanlığı fraktal düzeyde araştıran GPH, Modified GPH, Robinson GSP ve Lo R/S test sonuçlarında da getiri serilerinde kesirli birim köke rastlanamamış fakat volatilité serisinin uzun hafızanın varlığına ilişkin sonuçlar sunduğu gözlenmiştir.

Tablo 4. Birim Kök Test Sonuçları

Testler	Euro Sabitli	Euro Sabitli ve Trendli	Dolar Sabitli	Dolar Sabitli ve Trendli
	Düzy	Düzy	Düzy	Düzy
ADF	-57.76736***	-57.78048***	-59.06147***	-59.09974***
PP	-57.81819***	-57.83755***	-59.08777***	-59.12741***
ZA Kırılma Tarihi	-28.57069** 20/03/2009	-28.58123* 27/01/2014	-28.62282*** 10/03/2009	-28.66158*** 10/03/2009
KPSS	0.169615	0.047218	0.292396	0.020952
***ADF, PP birim kök testleri ve Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi için %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde "birim kök vardır" sıfır hipotezinin reddini ifade etmektedir. KPSS birim kök test sonuçları ise "seri durağandır" sıfır hipotezinin reddedilemediğini göstermektedir.				

Euro ve Dolar için yapılan uzun hafıza testleri sonucunda getiri serilerinin uzun hafıza özelliği taşımadığı; ancak volatilitéyi temsil eden kareli getiri serilerinin uzun hafıza özelliği taşıdığı belirlenmiştir. Ön testler her ne kadar getiri serilerinde uzun hafızanın bulunmadığına dair işaretler sunsa da olabileceği ihtimalini gözden kaçırmamak için ikili uzun hafıza özelliğini dikkate alan ARFIMA (p, ξ, d)-FIGARCH (p, d, q) model kombinasyonları tahmin edilmiştir. Euro-Dolar getiri serileri normal dağılmadığı için model tahminleri student-t ve skewed student-t hata dağılım varsayımlarına göre yapılmış, katsayı anlamlılığı ve Akaike bilgi kriterine göre en uygun modelin Euro için ARFIMA-FIGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 1), Dolar için ARFIMA-FIGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 0) olduğu sonucuna varılmıştır. Tablo 5'de sunulan model sonuçlarına

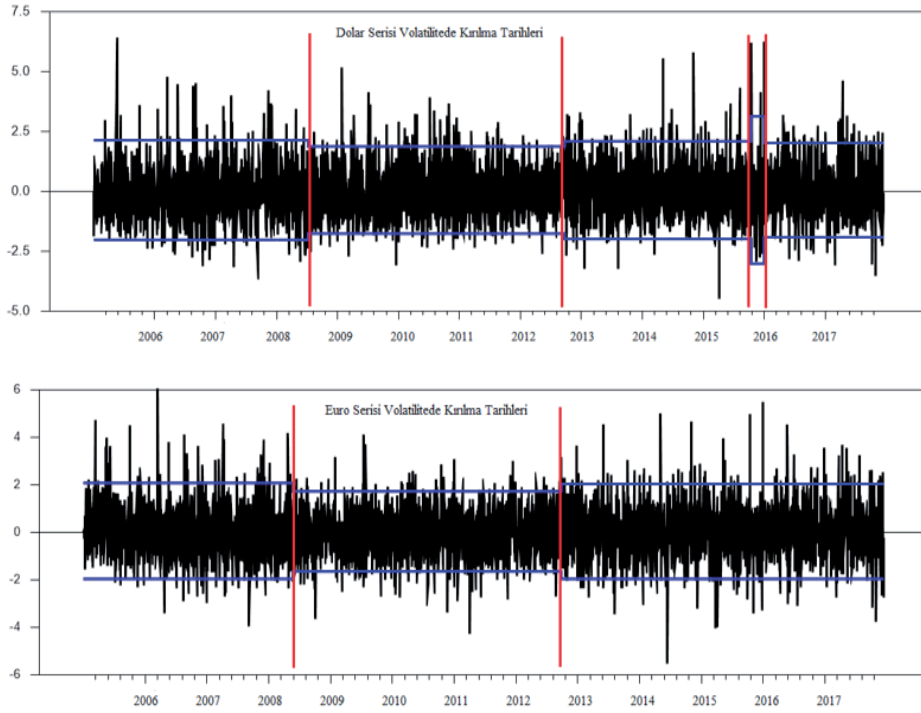
göre getiri de uzun hafızayı temsil eden ξ parametresinin anlamsız, volatilitede uzun hafızayı temsil eden d parametresinin ise istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Ayrıca d parametresinin Euro için 0.434 ile 0.482 değerlerini aldığı ve Dolar için 0.462 ile 0.429 değerlerini aldığı tablo 5 sonuçlarından anlaşılmaktadır. d parametresinin 0,5'ten küçük olması serilerin her ne kadar uzun hafıza özelliği sergilese de ortalamaya (denge değerine) ulaştığını göstermektedir. Modelden elde edilen hatalar uygulanan tanı test sonuçlarına göre hata terimlerinin otokorelasyon ve değişen varyans sorunları içermediği Standardize edilmiş hatalar ile (Q) standardize edilmiş hata kareleri (Q^2) istatistiklerinden, ayrıca ARCH testi sonuçlarından anlaşılmaktadır. Basıklık (v) ve çarpıklık parametrelerinin de anlamlı olduğu tablo sonuçlarından ayrıca anlaşılmaktadır.

Tablo 5. ARFIMA-FIGARCH Model Sonuçları

	EURO		DOLAR	
	ARFIMA-FIGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 1)		ARFIMA-FIGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 0)	
	St	SSt	St	SSt
μ	0.008829 (0.0099048) [0.3728]	0.019222 (0.012225) [0.1160]	-0.007099 (0.010786) [0.5105]	0.019042 (0.012176) [0.1179]
ψ	0.176360 (0.058985) [0.0028]***	0.656373 (0.10852) [0.0000]***	-0.820015 (0.059646) [0.0000]***	0.651418 (0.11295) [0.0000]***
θ	-0.175537 (0.075296) [0.0198]***	-0.708893 (0.12155) [0.0000]***	0.789156 (0.060680) [0.0000]***	-0.703630 (0.12769) [0.0000]***
α	-0.015632 (0.027229) [0.5659]	0.023151 (0.054039) [0.6684]	-0.000206 (0.015759) [0.9896]	0.021154 (0.055216) [0.7017]
Ω	0.034803 (0.010570) [0.0010]***	0.020033 (0.0081264) [0.0137]***	0.035873 (0.010165) [0.0004]***	0.031757 (0.0097902) [0.0012]***
ϕ_1	0.177774 (0.081969) [0.0302]**	0.146016 (0.070458) [0.0383]**	-	-
β_1	0.464035 (0.098300) [0.0000]***	0.542103 (0.10242) [0.0000]***	0.389142 (0.085191) [0.0000]***	0.360978 (0.070627) [0.0000]***
d	0.434583 (0.070253) [0.0000]***	0.482747 (0.072440) [0.0000]***	0.462814 (0.072051) [0.0000]***	0.429233 (0.059034) [0.0000]***
ν	5.758326 (0.54552) [0.0000]***	6.182170 (0.60817) [0.0000]***	5.569824 (0.50250) [0.0000]***	6.105544 (0.59363) [0.0000]***
$\ln(x)$		0.166429 (0.025312) [0.0000]***		0.165785 (0.025267) [0.0000]***
Log(L)	-3546.857	-3626.361	-3648.236	-3628.312
AIC	2.196329	2.246054	2.258330	2.246641
SIC	2.213236	2.264839	2.273358	2.263548
Çarpıklık	0.47557	0.70705	0.70002	0.72027
Basıklık	2.1895	2.5860	2.6876	2.7179
J-B	768.83	1172.0	1239.0	1276.6
Q(5)	8.87575 [0.03098]**	17.0515 [0.00068]***	4.67727 [0.19701]	16.5152 [0.00088]***
Q(10)	10.8122 [0.21257]	20.3936 [0.00894]***	5.49603 [0.70347]	20.0846 [0.01002]***
Q(20)	16.5916 [0.55133]	29.2742 [0.04512]**	15.6612 [0.61618]	28.5984 [0.05351]**
Q2(5)	2.95736 [0.39824]	1.88281 [0.59708]	4.56660 [0.33472]	4.60241 [0.33057]
Q2(10)	8.68296 [0.36974]	5.21904 [0.73392]	9.01885 [0.43553]	8.50767 [0.48390]
Q2(20)	16.8697 [0.53208]	11.7426 [0.86023]	14.8473 [0.73225]	15.4498 [0.69361]
ARCH(2)	0.39175 [0.6759]	0.83829 [0.4325]	2.2550 [0.1050]	2.2012 [0.1108]
ARCH(5)	0.59475 [0.7040]	0.37605 [0.8654]	0.92353 [0.4645]	0.92628 [0.4626]
ARCH(10)	0.88637 [0.5452]	0.51521 [0.8806]	0.87982 [0.5515]	0.83054 [0.5991]
*, **, *** %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı, () standart hataları, [] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir.				

Euro ve Dolar getiri serilerinde ortalamada kırılmayı arařtıran Bai ve Perron (1998) ok kırılmalı yapısal kırılma testi uygulanmıř, test sonucunda ortalamada kırılmaya rastlanamamıřtır. Dvız kurlarına ait getiri serilerinin varyanslarında olası kırılmaları arařtırmak iin Inclan ve Tiao (1994) ICSS Birikimli Hatalar Toplamı testi geliřtirilmiřtir. ICSS testinde volatilitede kırılma olasılıęı test edilecek serilerin normal daęılım zellięi sergiliyor olması řartı finansal zaman serileri tarafından karřılanamadıęı iin Sanso vd. (2004) ICSS testini uyarlayarak geliřtirmiřtir. Dolar ve Euro volatilitesinde yapısal kırılmanın varlıęı iin tahmin edilen Modified ICSS model sonularına iliřkin grafikler řekil 3'te sunulmuřtur.

řekil 3: Dolar Euro Volatilitede Kırılma Test Sonuları



Dolar serisi iin sırasıyla Mayıs/2009, Mayıs/2013, Mayıs 2016 ve Temmuz 2016 tarihlerinde, Euro serisi iin ise Mart/2009 ve Mayıs/2013 tarihinde yapısal kırılmalara rastlanmıřtır. ICSS test sonularında elde edilen yapısal kırılma tarihleri modele kukla deęiřken olarak eklenmiř ve volatilitte serilerinde meydana gelen uzun hafıza zelliklerinin yapısal kırılmalardan etkilenip etkilenmedięi ayrıca incelenmiřtir. Hem Euro hem de Dolar iin yapısal kırılmaların dâhil edildięi eřitli model spesifikasyonları denenmiř ve yapısal kırılmaların anlamlı olup olmadıęı test edilmiř analiz sonuları Tablo 6'da sunulmuřtur.

Tablo 6. ARFIMA-FIGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 0) Yapısal Kırılmalı Model Sonuçları

	ARFIMA-FIGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 0)		ARFIMA-FIGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 0)	
	EURO		DOLAR	
	St	SSt	St	SSt
μ	0.009004 (0.010003) [0.3681]	0.024746 (0.0094955) [0.0092]***	-0,006295 (0,010704) [0,5565]	0,018697 (0,010045) [0,0628]*
ψ	-0.820378 (0.083934) [0.0000]***	-0.209239 (0.85103) [0.8058]	-0,851508 (0,048998) [0,0000]***	-0,858504 (0,053918) [0,0000]***
θ	0.809777 (0.086080) [0.0000]***	0.213253 (0.82127) [0.7951]	0,823600 (0,052818) [0,0000]***	0,833713 (0,058001) [0,0000]***
ξ	-0.010758 (0.015885) [0.4983]	-0.027842 (0.024208) [0.2502]	-0,001082 (0,015773) [0,9453]	-0,018636 (0,016008) [0,2444]
Ω	0.049430 (0.012142) [0.0000]***	0.047824 (0.011914) [0.0001]***	0,031107 (0,00993) [0,0017]***	0,027542 (0,009651) [0,0043]***
dv1	20,035057 (7.9355) [0.0116]**	19,000983 (8.4524) [0.0246]**	2,803419 (1,8880) [0,1377]	3,462789 (1,9198) [0,0763]*
dv2	2,294702 (1.2769) [0.0724]*	1,930779 (1,1410) [0,0907]*	0,373223 (0,30564) [0,2221]	0,269790 (0,22126) [0,2228]
dv3			9,676850 (5,2754) [0,0667]*	8,438760 (4,5489) [0,0637]*
dv4			17,650840 (9,0617) [0,0515]*	14,449494 (8,1492) [0,0763]*
β_1	0.255712 (0.076981) [0.0009]***	0.243423 (0.070805) [0.0006]***	0,359424 (0,071122) [0,0000]***	0,335426 (0,062561) [0,0000]***
d	0.382105 (0.063797) [0.0000]***	0.367341 (0.058158) [0.0000]***	0,431149 (0,058508) [0,0000]***	0,401663 (0,050486) [0,0000]***
ν	5,815733 (0.55746) [0,0000]***	6,055743 (0.59946) [0,0000]***	5,888935 (0,55209) [0,0000]***	6,485002 (0,66235) [0,0000]***
$\ln(\xi)$		0.111004 (0.024883) [0,0000]***		0,162105 (0,025460) [0,0000]***
Log(L)	-3545,386000	-3536,290000	-3636,897000	-3616,911000
AIC	2,195360	2,190261	2,253100	2,241378
SIC	2,214141	2,210920	2,275600	2,265792
Çarpıklık	0,491990	0,491990	0,708650	0,708650
Basıklık	7,767751	7,677510	9,957630	9,957630
J-B	790,280000	809,770000	822,690000	843,680000
Q(5)	7.32378 [0.0622634]	11.8288 [0.0079931]***	4,44264 [0,2176]	8,77704 [0,0324070]**
Q(10)	9.01208 [0.3412777]	14.0969 [0.0792749]	5,11685 [0,7450]	9,81309 [0,2783]
Q(20)	14.9212 [0.6673671]	19.9953 [0.3330824]	14,9810 [0,6632]	20,4000 [0,3107]
Q2(5)	4.67849 [0.3219047]	5.04275 [0.2829392]	3,8743 [0,4232]	4,27086 [0,3706]
Q2(10)	9.73612 [0.3722674]	9.99591 [0.3508165]	9,1623 [0,4224]	9,16095 [0,4225]
Q2(20)	18.2116 [0.5083452]	18.3292 [0.5005588]	14,5274 [0,7521]	15,5011 [0,6926]
ARCH(2)	1.3022 [0.2721]	1.2981 [0.2732]	1,5537 [0,2116]	1,5844 [0,2052]
ARCH(5)	0.94227 [0.4523]	1.0166 [0.4061]	0,76452 [0,5753]	0,84323 [0,5188]
ARCH(10)	0.98279 [0.4560]	1.0109 [0.4312]	0,88869 [0,5430]	0,88576 [0,5458]

*, **, *** %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı, () standart hataları, [] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Hem Dolar hem de Euro serileri için ICSS testi sonucu tespit edilen kırılma tarihlerine ait değişkenler "dv" ile sunulmaktadır. İlgili kırılma tarihleri dikkate alındığında Euro için söz konusu 2 yapısal kırılmanın da %10 seviyesinde istatistiki olarak anlamlı olduğu ve Euro volatilitesini pozitif yönde etkilediği, Dolar serisi için de sadece 2016 senesindeki yapısal kırılmaların istatistiki olarak anlamlı olduğu ve Euro'ya benzer şekilde kurun oynaklığını artırdığı tespit edilmiştir.

Yapısal kırılmaları dikkate alarak kurulan modelde volatilitedeki uzun hafızayı temsil eden d parametresinin kırılmaları dikkate almayan modele kıyasla düşük çıktığı görülmektedir. Bu sonuç, her iki döviz kurunda da yapısal kırılmaların volatilité üzerinde bilgi şoklarının uzun süre kalıcılığını artıran, uzun hafızayı tetikleyici bir faktör olduğunu ayrıca göstermektedir.

5. Sonuç

Çalışmada 02.01.2006-30.05.2018 dönemini kapsayan Euro ve Dolar kapanış fiyatlarından elde edilen logaritmik getiriler kullanılarak, Türk döviz piyasalarının Etkin Piyasalar Hipotezini destekleyip desteklemediği araştırılmaya çalışılmıştır. Getiri ve volatilitede uzun hafızanın varlığını test etmek için ön test olarak GPH, GSP, Lo R/S ve Modified GPH gibi yarı parametrik testler uygulanmış ve getiri serisinde herhangi bir uzun hafıza özelliğinin olmadığı fakat volatilitede uzun hafıza özelliğinin olduğu tespit edilmiştir. Hem getiri hem de getiri oynaklığında uzun hafızanın varlığını test etmek için kurulan ARFIMA-FIGARCH modelleri farklı hata dağılım varsayımları altında oluşturulmuş ve getiri serilerinde uzun hafızanın varlığına ilişkin kanıtlar elde edilememiştir. Bu sonuç döviz getirilerine ait tarihi veriler yardımıyla geleceğin getirilerinin tahmin edilemeyeceğini, piyasaya ulaşan bilgi şokunun getiride hızlı şekilde imha olduğunu göstermektedir. Volatilitede uzun hafızanın varlığını test eden d parametresinin kurulan tüm modellerde istatistiki olarak anlamlı olması, döviz kurlarına gelen bir şokun volatilitede çok uzun bir sürede yavaş yavaş elimine olduğunu, piyasa oyuncuları tarafından yapılan müdahalelerin etkisinin uzun süre devam ettiğini ama sonuçta kurların patlayan seri özelliği göstermeyip tekrar dengeye geldiğini göstermektedir. Yapısal kırılmaların volatilitedeki uzun hafızaya olan olası etkileri ICSS testi ile araştırılmış hem Dolar hem de Euro serilerinin volatilitesinde birden fazla yapısal kırılmaya rastlanmıştır. Yapısal kırılmaları dikkate alarak kurulan model sonuçlarında piyasada ani oynaklık değişimlerine sebep olan yapısal kırılmaların oynaklığı artırdığı test sonuçlarından ortaya konulmuştur. Her ne kadar Türk döviz piyasalarının zayıf formda piyasa etkinliğine sahip olmadığı, piyasa verileri ile geleceğin risklerinin öngörülebilir olduğu analiz sonuçlarından ortaya konulmuş olsa da volatilitedeki uzun ha-

fıza parametresinin 0,5'ten küçük olması kurların dengeye ulaştığını göstermektedir. İster politika yapıcılarının müdahaleleri isterse piyasa oyuncuları tarafından olsun, Türk döviz piyasasına ulaşan bilgilerin oynaklık üzerinde hızlı şekilde elemine olamadığı, bu sebeple alınan para politikası kararlarının Türk döviz piyasasında etkilerini görmek için bir süre beklenmesi gerektiği ayrıca ifade edilmelidir. Yine ifade edilmelidir ki, oynaklıktaki uzun hafızayı temsil eden d parametresinin 0,5'ten büyük olmaması Türk Döviz piyasasının durağan yapıda, ortalamasına geri dönme yeteneğine sahip ve her ne kadar süresi uzun sürse denge değerine ulaşma kabiliyetinin olduğunu, istikrar-sız bir piyasa davranışı sergilemediğini göstermektedir. Bu sonuçlar, spekülörler açısından Türk döviz kuru piyasası, kazanç elde edebilecekleri bir alternatif özelliğine sahiptir. Dolayısıyla hem politikacıların hem de yatırımcıların döviz kurlarıyla ilgili kararlarında bu sonucu göz önünde bulundurmaları daha isabetli kararlar vermele-rinde yardımcı olacaktır. Genel olarak değerlendirdiğimizde ise bu sonuçlar Türk dö-viz piyasalarının temel parite koşullarını destekler bir yapıda olduğu da söylenebilir. Araştırma sonucunda elde edilen bulgular Cheung (1993), Cheung Yin-Wong ve Lai (2001), Han (2005), Alptekin (2006), Shittu ve Yaya (2009), Aidoo vd. (2012)'nin yapmış oldukları çalışmalarla tutarlılık göstermektedir. İleriki çalışmalarda Türk döviz piyasaları volatilitesinde uzun hafızanın olası nedenlerinin tespit edilmesine yönelik çalışmalar gerçekleştirilerek farklı bir perspektiften literatüre katkı sağlanabilir.

Kaynakça

1. Aidoo, E. N., Saeed, B.I.I., Ababio, K.A., Nuamah, N.N., Louis, M. (2012). Analysis of Long Memory Dynamics in Exchange Rate, The Empirical Economics Letters, 11(7), 745-754.
2. Alptekin, N.(2007). Long Memory Analysis of USD/TRL Exchange Rate. World Academy of Science, Engineering and Technology, 3, 298-300.
3. Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal Of Econometrics, 74(1), 3-30.
4. Bai, J. & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. Econometrica, 66, 47-78.
5. Barkoulas, J. T., Baum, C. F. (1997). Long Memory And Forecasting In Euro-yen Deposit Rates. Financial Engineering And The Japanese Markets, 4(3), 189-201.
6. Bhar, R. (2000). Testing for Long-Term Memory in Yen/Dollar Exchange Rate, Working Paper, Department of Economics and Finance, University of Western Sydney.
7. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal Of Econometrics, 31(3), 307-327.
8. Cheng, T. C. K. (2001). Long Memory Features In The Exchange Rates Of Asia-Pacific Countries, Working Paper, Department of Economics, National University of Singapore.
9. Cheung, Y. W., (1993). Long Memory in Foreign Exchange Rates, Journal of Business and Economics Statistics, 11, 93-101.
10. Cheung, Yin-Wong, Kon. S. Lai (2001). Long Memory and Nonlinear Mean Reversion in Japanese Yen-Based Real Exchange Rates. Journal of International Money and Finance 20, 115-132.
11. Chiang, S.M., Lee, Y.H., Su, Y.H. and Tzou, Y.P.(2011). Efficiency Test of Foreign Exchange Market for four Asian Countries. Research in International Business and Finance, 24(3), 284-294.
12. Chortareas, G., Jiang, Y. and Nankervis, J.C. (2011). The Random-Walk Behaviour of the Euro Exchange Rate. Finance Research Letters, 8(3), 158-162.

13. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates Of The Variance Of United Kingdom Inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
14. Erilat, H. (2003). The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates, *Emerging Markets Finance And Trade*, 39 (2), 70-97.
15. Geweke J. and Porter-Hudak S., (1983). The Estimation And Application Of Long Memory Time Series Models. *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221–238.
16. Granger, C. W., & Joyeux, R. (1980). An Introduction To Long-Memory Time Series Models And Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1(1), 15-29.
17. Floros, C. (2008). Long Memory in Exchange Rates: International Evidence, *The International Journal of Business and Finance Research*, 2(1), 31-39.
18. Han, Y.W. (2005). Long Memory Volatility Dependence, Temporal aggregation and the Korean Currency Crisis: The Role of a High Frequency Korean Won (KRW)–US Dollar (\$) Exchange Rate, *Japan and World Economy*, 17(1): 97-109.
19. Hosking, J. R. (1981). Fractional Differencing. *Biometrika*, 68(1), 165-176.
20. Inlan, C., and Tiao, G.C. (1994). Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance. *Journal of the American Statistical Association*, 89, 913–923.
21. Hurst H. (1951). Long Term Storage Capacity Of Reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116, 770–799.
22. Kaya, H., Çelik, İ. (2018). Türkiye’de Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Geçerliliği: Uzun Hafıza Testlerinden Kanıtlar. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, İİBF Dergisi*. 5(2), 351-365.
23. Kumar, D. (2014). Long Memory in the Volatility of Indian Financial Market: An Empirical Analysis Based on Indian Data. diplom. de.
24. Kutlu, S., Yurttagüler, İ.M. (2014). Türkiye’de Reel Döviz Kurlarının Uzun Hafıza Özellikleri: Kesirli Bütünleşme Analizi. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, XXXVI(I), 373-389.

25. Laurini, M. P. and M. S. Portugal (2003). Long Memory in The R\$/US\$ Exchange Rate: A Robust Analysis. Financelab Working Paper, Ibmec Sao Paulo, FLWP-03-2003.
26. Lo, A. W. (1991). Long Term Memory In Stock Market Prices. *Econometrica*, 59, 1279–1313.
27. Mandelbrot, B.B. (1972) Statistical Methodology For Nonperiodic Cycles: From The Covariance To R/S Analysis. *Annals of Economic and Social Measurements*, 1, 259–290.
28. Nakamura, T. and Small, M., 2007. Tests of the Random Walk Hypothesis for Financial Data. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 377(2):599-615.
29. Özer, M. Ve Türkyılmaz, S. (2004). Türkiye Finansal Piyasalarında Oynaklıkların ARCH Modelleri ile Analizi. TC. Anadolu Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Yayınları, No:1593, Sayı:186. Eskişehir.
30. Phillips, P. C. B., (1999). Discrete Fourier Transforms of Fractional Process, Unpublished Working Paper, No.1243, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.
31. Robinson, P. M. (1995). Log-Periodogram Regression Of Time Series With Long Range Dependence. *Annals of Statistics*, 23, 1048-1072.
32. Robinson, P. M. and Henry, M. (1999). Long and short memory conditional heteroskedasticity in estimating the memory parameter of levels. *Econometric Theory*, 15 (03), 299-336.
33. Sansó, A., Aragón, V. and Carrion, J. L. (2004). Testing for Changes in the Unconditional Variance of Financial Time Series. *Revista de Economía Financiera*, 4, 32-53.
34. Shittu O.I and Yaya O. S. (2009). Measuring Forecast Performance of ARMA and ARFIMA Models: An Application to US Dollar/ UK pound Foreign Exchange Rate. *European Journal of Scientific Research*, 32 (2), 167-176.
35. Stengos, T., Yazgan, M.E. (2012). Persistence in Real Exchange Rate Convergence. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 18(1), 1-27.
36. Tabak, M.B. and Cajueiro, D.O., 2006. Assessing Inefficiency in Euro Bilateral

Exchange Rates. Physica A Statistical Mechanics and Its Applications, 367: 319-327.

37. Türkyılmaz, S. Özer, M. (2007). Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığının Uzun Hafıza Özelliklerinin Analizi. İktisat İşletme ve Finans İnceleme Araştırma. 22, 99-113.
38. Türkyılmaz, S., Balıbey, M. (2014). Türkiye Hisse Senedi Piyasası Getiri ve Oynaklığındaki Uzun Dönem Bağımlılık İçin Ampirik Bir Analiz. Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 16(2), 281-302.
39. Ürkmez, E. (2017). Reel Döviz Kurlarında Uzun Dönem Bağımlılık. Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi. 10(49).
40. Vats, A. (2011). Long Memory in Returns and Volatility: Evidence from Foreign Exchange Market of Asian Countries. The International Journal of Applied Economics and Finance. 5(4), 245-256.