

MUHASEBE VE FİNANS İNCELEMELERİ DERGİSİ

Dergi Anasayfası: www.dergipark.gov.tr/mufider

ABD DOLARI / TÜRK LİRASI DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN MODELLENMESİ: 2001-2018 VE 2001-2019 DÖNEMLERİ ARASINDA KARŞILAŞTIRMALI BİR ANALİZ

MODELLING THE VOLATILITY OF USD DOLLAR/TURKISH LIRA EXCHANGE RATE: A COMPARATIVE ANALYSIS BETWEEN 2001-2018 AND 2001-2019 PERIODS

Mustafa YAMAN ^a, Ayben KOY ^{b*}

^a Yüksek Lisans Öğrencisi, İstanbul Ticaret Üniversitesi, Finans Enstitüsü, mustafayaman377@gmail.com, ORCID: 0000-0002-2309-0534

^{b*} Sorumlu Yazar, Doç. Dr., İstanbul Ticaret Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Bankacılık ve Finans Bölümü, ayben.solak@hotmail.com, ORCID:0000-0002-2506-6634

MAKALE BİLGİLERİ

Makale Tarihçesi:

Gönderilme Tarihi 01.03.2019

Düzenleme 19.04.2019

Kabul Tarihi 04.09.2019

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru,

Volatilite, GARCH,

EGARCH, TARCH

Jel Kodları: F30, F31, G15

ÖZET

Son yıllarda Türk Lirasının yabancı para birimleri karşısında oynaklığı artmıştır. Özellikle 2018 yılının ikinci yarısından itibaren ekonomik ve politik faktörler TL'nin ABD Doları karşısında büyük oranda değer yitirmesine neden olmuştur. 2001 Haziran – 2019 Nisan dönemini günlük veriler ile inceleyen çalışmada, otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelleri kullanılmıştır. Örnekleme farklı dönemlere ayırarak inceleyen çalışmada, ABD Doları/TL kurunun volatilitisini en iyi tanımlayan modelin TARCH (1,1) modeli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

ABSTRACT

In recent years, the volatility of Turkish Lira against foreign currencies has been increased. Especially in the second half of 2018 economic and political factors caused significant loss of value in TL against the US dollar. Autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH) models are used in the study which examine the period between June 2001 to April 2019 in a daily range. In the study, which divided the sample into different periods, it is concluded that the model that best describes the volatility of the USD / TL exchange rate is the TARCH (1,1) model.

ARAŞTIRMA MAKALESİ

BENZERLİK/ PLAGIARISM

Ithenticate : %16

ARTICLE INFO

Article history:

Received 01.03.2019

Revised 19.04.2019

Accepted 04.09.2019

Keywords: Dollar Exchange

Rate, Volatility, GARCH,

EGARCH, TARCH

1. GİRİŞ

Döviz kuru volatilitesi, ülkeler arası ticaret, uluslararası para akımları, üretim ve yatırım üzerinde olumlu ve olumsuz etkilere neden olabilmektedir. Döviz kuru volatilitésinin ölçülmesi ve tahmin edilmesi, ulusal ve uluslararası literatürde önem verilen bir konu olmuştur. Gelişmekte olan ve dışa açık ekonomilerde Merkez Bankaları, döviz kuru piyasasındaki düzensiz hareketler sonucu ortaya çıkan volatilitéyi kontrol altına alabilmek için çeşitli doğrudan ve dolaylı müdahalelere başvurabilmektedir. Finansal piyasalarda başarının vazgeçilmez koşullarından birisi olan volatilitenin iyi tahmin edilmesi sayesinde beklenmedik olaylara karşı korunma oranı da artmaktadır. (Gülođlu ve Akman, 2007)

2001 yılının Şubat ayında dalgalı döviz kuru sistemine geçen Türkiye’de, arz ve talep koşullarına göre oluşan döviz kuru, içsel ve dışsal şoklara karşı kırılğanlığını sürdürmektedir. 2018 yılı, Türk Lirasının ABD Doları karşısında %50 nin üzerinde değer kaybı ile sona ermiştir. 2019 yılı ise, şiddeti azalmakla beraber döviz kurunda normalin üzerinde hareketlerin yaşandıđı bir dönem olarak devam etmektedir. Ekonomik ve politik nedenlerle kurda yaşanan hareketlilik, döviz kurunun volatilitesi üzerinde yeni bir çalışma yapmanın önemini artırmaktadır. Mevcut dönem itibariyle Türkiye’nin içinde bulunduđu finansal ve ekonomik sıkıntıların ulusal düzeyde adı konulmamıştır. Zira uluslararası literatürde 2018-2019 Türkiye döviz krizi olarak isimlendirilmiş olması dikkat çekicidir.

Yüksek enflasyon, azalan talep ve durgunluk ile karşı karşıya olan Türkiye ekonomisinde Türk Lirası /ABD Doları döviz kuru üzerinde spekülâtif atakların varlığı devam ederken, volatilité üzerine yapılan bu çalışmada, analiz edilen dönem, 2001 Haziran – 2018 Haziran ve 2001 Haziran – 2019 Nisan olarak ele alınmıştır. Böylece, spekülâtif kur hareketlerini içeren ve içermeyen iki dönem için ayrı ayrı yapılan analizler ile en iyi modelin geçerliliđi de kanıtlanmaya çalışılmıştır.

Çalışmada, Türkiye’de Haziran 2001 ve Haziran 2018 yılları arasında ABD Doları alış kurunun günlük kapanış fiyatları kullanılarak volatilité modellenmiştir. Genelleştirilmiş ARCH ailesi modellerinden GARCH(1,1), EGARCH(1,1) ve TAR(1,1)’ın kullanıldıđı çalışmada, başlangıç dönemi Türkiye’nin sabit döviz kuru sisteminden

dalgalı döviz kuru sistemine geçtiđi tarih olan 2001 yılı olarak alınmıştır.

2. LİTERATÜR

Volatilité üzerine uluslararası literatürdeki ilk çalışmalardan biri, Bollerslev (1987)’a aittir. Bollerslev (1987) çalışmasında 1980-1985 dönemleri arasındaki ABD Doları / Alman Markı ve ABD Doları / İngiliz Paundu kurlarındaki volatilitéyi tahmin etmiştir. Bu çalışmada koşullu hata terimine izin veren, aynı zamanda ARCH ve GARCH modellerinin genişletilmiş bir uyarlaması olan model kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda döviz kuru ve hisse senedi fiyatını en iyi tahmin eden modelin GARCH(1,1) olduđu bulunmuştur. Takip eden çalışmalardan biri 1989 yılında Baillie ve Bollerslev tarafından gerçekleştirilmiş, yine döviz kuru volatilitésini en iyi tahmin eden modelin GARCH(1,1) olduđuna dair kanıtlara ulaşılmıştır.

Sánchez ve Fung (2003) çalışmasında Dominik Cumhuriyeti’nde ki döviz kuru piyasasının 1989-2001 dönemleri arasında günlük getiri, volatilité ve haber etkisini incelemiştir. Çalışmasının sonucunda döviz kuru volatilitésini asimetric modellerin daha iyi tahmin ettiđini ve pozitif şokların negatif şoklardan daha yüksek olduđunu bulmuştur.

Döviz kuru volatilitésini tahmin ettiđi çalışmasında Mapa (2004), simetric modellerin asimetric modellere oranla daha başarılı olduđu sonucuna ulaşmıştır.

Literatürde Türk Lirasına yönelik yapılan volatilité çalışmaları, özellikle sermaye piyasasında kullanılan finansal araçlara yönelik yapılan çalışmalarla karşılaştırıldığında sınırlı kalmaktadır.

Aysoy vd. (1996) yaptıkları çalışmada 1988-1995 dönemleri arasında ABD Doları ile Alman Markını GARCH süreçleriyle modellemiştir. Çalışmanın sonucunda oynaklıkların kriz dönemlerinde artış gösterdiđi saptanmıştır.

Ayhan (2006) çalışmasında kur rejimlerinin kur oynaklığı üzerindeki etkisini, ‘yasal olan’ ve ‘gerçekte yapılan’ kur rejimlerini sınıflandırarak incelemiştir. Çalışmasında GARCH(1,1) ve EGARCH(1,1) modellerini kullanmıştır. Bu sınıflandırmalar altında yapılan çalışmada ‘dalgalı kur’, ‘yönetimli dalgalanma’ ve ‘sürünen parite’ kur rejimlerinin kur oynaklığı üzerindeki etkisi aynı bulunmuştur.

Gülođlu ve Akman (2007) çalışmalarında dövizin dalgalanmaya bırakıldıđı dönem olan Mart

2001-Mart 2007 tarihleri arasında Türkiye’de nominal döviz kurundaki oynaklığı ARCH, GARCH ve SWARCH modellerini kullanarak tahmin etmişlerdir. ARCH ve GARCH modelleriyle yapılan tahminlerde eksiklikler ortaya çıkmıştır. Ardından bu eksiklikleri gidermek için SWARCH modeli uygulanmış ve tahminlerin daha tutarlı olduğu ortaya çıkmıştır.

Çağlayan ve Dayıoğlu (2009) çalışmalarında OECD ülkelerinin döviz kuru getirilerini simetrik ve asimetrik koşullu değişen varyans modellerini kullanarak karşılaştırmışlardır. Tahminlerinin sonucunda asimetrik koşullu değişen varyans modellerinin performanslarının simetrik modellere göre daha iyi sonuçlar verdiğini bulmuşlardır.

Kıran (2009) çalışmasında 02.01.1980 ve 21.07.2008 arası dönemde döviz kuru volatilitisini APARCH yöntemini kullanarak tahmin etmeye çalışmıştır. Standart Benzerlik Oranı Testi (LR) kullanılarak yapılan çalışmanın sonucunda asimetriyi dikkate alan modellerin döviz kuru volatilitisini daha iyi tahmin ettiği bulunmuştur.

Güvenek ve Alptekin (2009) çalışmalarında Ocak 1980-Ocak 2009 arasındaki TCMB’in aylık verilerini kullanarak reel efektif döviz kurunun volatilitisini tahmin etmeye çalışmışlardır. İki Eşikli TARARCH (1,1) modelinin var olan oynaklığı en uygun şekilde modellediği sonucuna ulaşılmıştır.

Soytaş ve Ünal (2010) çalışmalarında Türkiye’de döviz kuru oynaklığını modellemek amacıyla hareketli ortalama modelleri, tek değişkenli zaman serisi modelleri ve ardışık bağımlı koşullu değişen varyans modellerini kullanmışlardır. 1 Nisan 2002 ve 27 Mart 2008 arasındaki veriler kullanılmıştır. Yapılan değerlendirmeler sonucunda RMSE ölçütüne göre USD ve GBP döviz kuru serilerinde GJR-GARCH(1,1) modelinin en iyi performansı sergilediği, EUR serisinde ise en iyi performansı EGARCH(1,1) modelinin sergilediği görülmüştür. MAE ölçütüne göre ise en yüksek performansı USD ve GBP döviz kurları için AR(1), EUR döviz kuru için ise AR(2) modeli sergilemiştir.

Gür ve Ertuğrul (2012) çalışmalarında Temmuz 2001-Mayıs 2010 tarihleri arasında Türkiye’de ki döviz kuru volatilitisini ARCH, GARCH ve SWARCH modellerini kullanarak tahmin etmişlerdir. Çalışmanın sonunda SWARCH modelinin döviz kurunu en iyi tahmin eden model olduğu bulunmuştur.

Emeç ve Özdemir (2014) çalışmalarında döviz kuru oynaklığının modellenmesi ve tahmin edilmesi amacıyla Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modellerini kullanılmıştır. Çalışmada 2 Ocak 2009 ve 25 Ocak 2014 tarihleri arasında ki ABD Doları

kapanış fiyatları veri olarak kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda TGARCH(1,1) modelinin döviz kurunun volatilitisini modellemede başarılı olduğu bulunmuştur.

Kayral (2016) çalışmasında ABD Doları ve Euro kurlarının 2002-2015 dönemine ait günlük getirilerini kullanarak en uygun modeli tahmin etmeye çalışmıştır. Buna ilişkin olarak simetrik ve asimetrik modelleri kullanmış ve en uygun değişen varyans modelinin TARARCH (1,1) olduğunu bulmuştur.

3. YÖNTEM

Çalışmada, koşullu değişen varyans modelleri kullanılmıştır:

3.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli

ARCH modeli Engle (1982) tarafından literatüre tanıtılmıştır. ARCH modeli, koşullu varyansa sahip olan hata terimlerini geçmiş dönem hata terimlerinin karelerinin fonksiyonu olarak ifade edilmektedir. Bu modelde koşulsuz varyans sabit, koşullu varyans ise zaman içerisinde değişim halindedir (Engle, 1982).

ARCH modelinin tesadüfi değişkeninin koşullu ve koşulsuz varyansları arasındaki ayırım ile hatalarının koşullu ve koşulsuz varyansları arasındaki ayırım aynıdır. Bu tanımlamanın yapılabilmesi için ise bir hata terimi (u_t) gerekmektedir. Aşağıdaki modelde u_t 'nin koşullu varyansı (σ_t^2) gösterilmiştir (Sarıkovanlık, Koy, Akkaya, Yıldırım, & Kantar, 2019, s. 149-150).

$$\sigma_t^2 = \text{var}((u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots)) = E[(u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots] \quad (3.1)$$

$$\sigma_t^2 = \text{var}((u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots)) = E(u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) \quad (3.2)$$

Formül 3.1’de $E(u_t) = 0$ olarak varsayılmıştır. u_t 'nin koşullu varyansı, yine u_t 'nin koşullu beklenen değerinin karesine eşittir. Burada u_t normal dağılım göstermiş, ortalaması ise 0’a eşit olmuştur. Sadece bir önceki gecikme değerine bağlı olan modeller ARCH(1) olarak ifade edilmektedir. Dolayısıyla koşullu varyans’ta bir önceki dönem hata karesine bağlıdır. 3.2’de ki model kısmi bir modeldir. Modelin tamamı ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Sarıkovanlık, Koy, Akkaya, Yıldırım, & Kantar, 2019, s. 150):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (3.3)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (3.4)$$

Hata modellerinin gecikme uzunluklarına (q) göre model genişletilebilmektedir. Bunun sonucunda oluşan model ARCH (q) aşağıdaki gibidir.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \alpha_3 u_{t-3}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (3.5)$$

Literatürde h_t notasyonu ile gösterilen koşullu varyans modeli aşağıdaki gibi yazılabilmektedir (Brooks, 2008)

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + u_t, u_t \sim N(0, h_t) \quad (3.6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \alpha_3 u_{t-3}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (3.7)$$

ARCH modelini geçerli olabilmesi için $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_i \geq 0, i=1, 2, \dots, q$ kısıtlarını sağlaması gerekmektedir. Diğer bir ifadeyle ise α_i 'lerin negatif olmaması gerekmektedir. Modelin diğer bir kısıtı ise α_i 'lerin, her birinin ve toplamalarının birden küçük olmasıdır (Demir & Çene, 2012, s. 217)

3.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli

GARCH modeli Bollerslev (1986) tarafından ortaya konulmuştur (Bollerslev, Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, 1986). GARCH modelinde koşullu varyans, hata terimlerinin geçmiş değerlerinin karesine bağlı olmanın yanı sıra geçmişte ki koşullu varyanslara da bağlıdır (Özden, 2008, s. 343).

GARCH (p,q) modelinde t bir dönemi, h_t koşullu varyansı, q hata karelerinin gecikme uzunluğunu, p ise otoregresif kısmın gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0; \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (3.8)$$

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 \quad (3.9)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \alpha_{t-1}^2 \quad (3.10)$$

Uygulamada volatilité tahmini için sıklıkla GARCH (1,1) modeli kullanılmaktadır. Bu modelin parametrelerinin kestiriminde ise “En Çok Olabilirlik” (Maximum Likelihood) yöntemi kullanılmaktadır. Modellerin geçerli olabilmesi için belirli koşulları yerine getirmesi gerekmektedir. ARCH ve GARCH modellerinin parametreleri ile ilgili ilk koşul ilki negatif olmama koşuludur. Varyansın pozitif olabilmesi için koşullu varyans denkleminin sağındaki sabit katsayının sıfırdan büyük olması gerekmektedir ($\omega > 0$) ve diğer değişkenlerin katsayılarının sıfıra eşit ya da büyük olması gerekmektedir. $\alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0, i = 1, 2, \dots, q$). İkinci koşul ise otoregresif modellerin durağan olması koşuludur. Koşullu varyans

denkleminin sağında bulunan sabit sayı dışında diğer bütün parametreler eğer birden küçükse, durağanlık koşulu sağlanabilmektedir (Özden, 2008, s. 343).

3.3. Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) Modeli

EGARCH modeli Nelson tarafından geliştirilmiştir (Nelson, 1991). Bu modelde koşullu varyansın doğal logaritması kendi gecikmeli değerlerine ve standartlaştırılmış hata terimine koşulludur. Nelson'un çalışmasına göre aynı büyüklükteki negatif şokların volatilitéye etkisi pozitif şoklardan daha fazladır.

Model aşağıda olduğu gibi ifade edilmektedir.

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3.11)$$

EGARCH Modelinde koşullu değişen varyansın logaritması alındığı için parametreler pozitif olmaktadır. $\gamma_i \neq 0$ ise, asimetric etkinin bulunduğunu ve $\gamma_i < 0$ ise kaldıraç etkisinin olduğunu, diğer bir deyişle aynı büyüklükteki negatif şokların volatilitéye etkisinin pozitif şoklardan daha fazla olduğunu işaret etmektedir (Özden, 2008, s. 344).

3.4. Eşik Değerli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (TARCH) Modeli

TARCH modeli Zakoian tarafından geliştirilmiştir (Zakoian, 1994). Modelde, koşullu varyans bir işaret fonksiyonu görevi görmektedir. Eğer yeni değişkenin kat sayısı istatistiksel olarak anlamlı ise koşullu varyansta ARCH etkisi ortaya çıkmıştır (Kızılsu, Aksoy, & Kasap, 2001, s. 7). TARCH modeli aşağıdaki gibi formülüne edilir:

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i D_{t-i} u_{t-i}^2 \quad (3.12)$$

$$D_{t-i} = \begin{cases} 1 & u_{t-i} < 0 \\ 0 & u_{t-i} \geq 0 \end{cases} \quad (3.13)$$

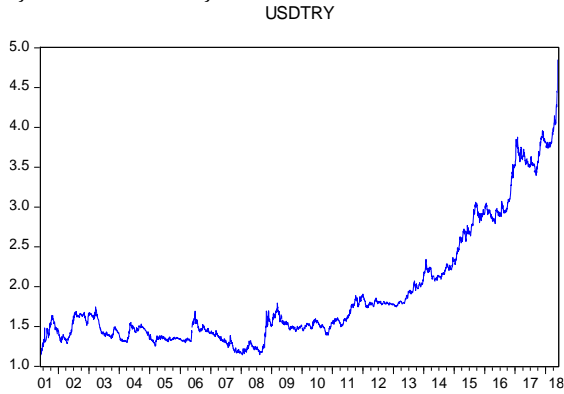
Böyle bir modelde eğer $\gamma_i \neq 0$ ise yeni haberlerin etkisinin farklı olacağı söylenir. Olumlu haberin etkisi α_i kadar olurken, olumsuz haberin etkisi $\alpha_i + \gamma_i$ kadar olacaktır. $\gamma_i > 0$ ise olumsuz haberin volatilité üzerindeki etkisinin olumlu haberin etkisinden daha fazla olacağını, i 'inci düzeyden kaldıraç etkisinin olduğunu söylemek mümkündür. Diğer taraftan, $\gamma_i = 0$ ise, yeni haberlerin volatilité üzerindeki etkisi asimetric değildir (Özden, 2008, s. 345).

4. VERİLER VE AMPİRİK BULGULAR

4.1. Veriler

2001 Haziran-2019 Nisan dönemini kapsayan ABD Doları/Türk Lirası alış kurunun günlük kapanış değerleri, çalışmanın örneklemini oluşturmaktadır. Veri seti dalgalı kur sistemini içerecek şekilde, 01.06.2001 - 01.06.2018 ve 01.06.2001 - 30.04.2019 tarihleri arasında alınmış, ilk dönemde toplamda 4284 adet ve ikinci dönemde toplamda 4512 adet gözlem incelenmiştir. Veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (T.C.M.B.) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi veri tabanından alınmıştır. İlgili dönemde tatil günleri kapsam dışı bırakılmıştır.

Aşağıda yer alan Grafik 1'de 01.06.2001-01.06.2018 tarihleri arasındaki ABD Doları alış kurunun serisi gösterilmiştir. 2013 yılı itibariyle Türk Lirasının ABD Doları karşısında değer kaybının hızlanmış olması dikakt çekmektedir.



Grafik 1: ABD Doları Alış Kuru Serisi

4.2. Durağanlık Analizi

Volatilité çalışmaları, durağan seriler üzerinde gerçekleştirilmektedir. Zaman serilerinin durağan olması her gecikmeli değeri için sabit bir ortalama, sabit bir varyans ve sabit bir otokovaryansa sahip olmasına bağlıdır (Brooks, 2008: 318).

Bu çalışmada, ABD Doları / Türk Lirası döviz kuruna ait zaman serisinin birim köke sahip olup olmadığı, Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri ile analiz edilmiştir.

4.2.1. Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Tablo 1'de görüldüğü üzere serinin seviyede durağan olup olmadığının belirlenmesi amacıyla sırasıyla (sabit, sabit ve trend içeren, sabit ve trend içermeyen) ADF testleri yapılmıştır. İlk olarak "sabit" seçeneği ile yapılan testte T istatistiği 2.601805 ve

olasılık değeri 1.0000 çıkmıştır. İkinci olarak "sabit ve trend içeren" seçeneği ile test yapılmış ve T istatistiği 0.689466 ve olasılık değeri 0.9997 çıkmıştır. Son olarak ise "sabit ve trend içermeyen" seçeneği ile yapılan testte T istatistiği 3.271207 ve olasılık değeri 0.9998 bulunmuştur. Yapılan testlerin sonucunda " H_0 = seride birim kök vardır, seri durağan değildir" hipotezi reddedilememiştir.

2001 Haziran-2019 Nisan dönemleri arasında ADF testleri yapılmıştır. "Sabit" seçeneği ile yapılan testte T istatistiği değeri 1.902392 ve olasılık değeri 0.9999 bulunmuştur. "Sabit ve trend içeren" seçeneği ile yapılan testte T istatistiği değeri 0.099674 ve olasılık değeri 0.9973 bulunmuştur. Son olarak "sabit ve trend içermeyen" seçeneği ile yapılan testte ise T istatistiği değeri 2.604598 ve olasılık değeri 0.9980 bulunmuştur. Yapılan tüm testlerin sonucunda " H_0 = seride birim kök vardır, seri durağan değildir" hipotezi reddedilememiştir.

Tablo 1: Düzeyde Yapılan ADF Testi Sonuçları

		Sabit	Sabit ve Trend İçeren	Sabit ve Trend İçermeyen
2001 - 2018	T istatistiği	2.601805	0.689466	3.271207
	Olasılık değeri	1.0000	0.9997	0.9998
	Kritik değer (%1)	-3.431699	-3.960190	-2.565504
	Kritik değer (%5)	-2.862021	-3.420858	-1.940898
	Kritik değer (%10)	-2.567069	-3.127229	-1.616650
2001 - 2019	T istatistiği	1.902392	0.099674	2.604598
	Olasılık değeri	0.9999	0.9973	0.9980
	Kritik değer (%1)	-3.431626	-3.960087	-2.565478
	Kritik değer (%5)	-2.861989	-3.410808	-1.940895
	Kritik değer (%10)	-2.567052	-3.127199	-1.616652

Yapılan testler sonucunda seviyede durağan olmayan seri için birinci dereceden farkı alınarak analiz tekrarlanmıştır. Tablo 2'de görüldüğü üzere öncelikle "sabit" seçeneğiyle analiz yapılmış ve T istatistiği -10.34095 ve olasılık değeri 0.0000 çıkmıştır. İkinci olarak "sabit ve trend içeren" seçeneğiyle yapılan analiz sonucunda T istatistiği -15.49830 ve olasılık değeri 0.0000 çıkmıştır. Son

olarak “sabit ve trend içermeyen” seçeneğinde yapılan analizde ise T istatistiği -10.09827 ve olasılık değeri 0.0000 çıkmıştır. Her üç seçenekte yapılan analizde görüldüğü üzere T istatistik değerleri kritik değerlerden (%1, %5, %10) küçük olduğu için ve olasılık değerleri 0.05’ten küçük olduğu için (0.0000 < 0.05) ABD Doları / Türk Lirası serisinin farkı alındığında, H_0 hipotezini reddettiği görülmüştür. Birinci dereceden farkları alınarak yapılan analiz sonucunda serinin durağan haline geldiği görülmüştür.

2001 Haziran - 2019 Nisan dönemleri arasında analiz yapılmıştır. “Sabit” seçeneği ile yapılan analiz sonucunda T istatistiği değeri -11.73815 ve olasılık değeri 0.0000 bulunmuştur. “Sabit ve trend içeren” seçeneği ile yapılan analiz sonucunda T istatistiği değeri -12.00816 ve olasılık değeri 0.0000 bulunmuştur. “Sabit ve trend içermeyen” seçeneği ile yapılan analiz sonucunda ise T istatistiği değeri -11.55630 ve olasılık değeri 0.0000 bulunmuştur. Yapılan analizler sonucunda T istatistiği değerleri kritik değerlerden (%1, %5, %10) küçük olduğundan dolayı ve olasılık değerleri 0.05’ten küçük olduğundan dolayı (0.0000<0.05) dolayı USDTRY serisinin H_0 hipotezini reddettiği görülmüştür. Birinci dereceden farkı alınarak yapılan analiz sonucunda serinin durağan hale geldiği görülmüştür.

Tablo 2: Birinci Dereceden Farkları Alınarak Yapılan ADF Testi Sonuçları

		Sabit	Sabit ve Trend İçeren	Sabit ve Trend İçermeyen
2001 - 2018	T istatistiği	-10.34095	-15.49830	-10.09827
	Olasılık değeri	0.0000	0.0000	0.0000
	Kritik değer (%1)	-3.431703	-3.960190	-2.565506
	Kritik değer (%5)	-2.862023	-3.410858	-1.940898
2001 - 2019	T istatistiği	-11.73815	-12.00816	-11.55630
	Olasılık değeri	0.0000	0.0000	0.0000
	Kritik değer (%1)	-3.431627	-3.960087	-2.565478
	Kritik değer (%5)	-2.861989	-3.410808	-1.940895
2001 - 2019	T istatistiği	-11.73815	-12.00816	-11.55630
	Olasılık değeri	0.0000	0.0000	0.0000
	Kritik değer (%1)	-3.431627	-3.960087	-2.565478
	Kritik değer (%5)	-2.861989	-3.410808	-1.940895

4.2.2.Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testi

ABD Doları / Türk Lirası serisinin durağan olup olmadığını anlamak için KPSS testi sonucu kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. Tablo 3’te görüldüğü üzere öncelikle “sabit” seçeneği ile yapılan test sonucunda elde edilen 5.796035 değeri %1 hata düzeyinde 0.739000 değerinden, %5 hata düzeyinde 0.739000 değerinden, %10 hata düzeyinde 0.347000 değerinden büyük olduğu için ve ikinci olarak “sabit ve trend içeren” seçeneği ile yapılan test sonucunda elde edilen 1.764311 değeri %1 hata düzeyinde 0.216000, %5 hata düzeyinde 146000, %10 hata düzeyinde 0.119000 değerinden büyük olduğundan dolayı zaman serisi durağan değildir.

2001 Haziran - 2019 Nisan dönemleri arasında KPSS testi sonuçları kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. “Sabit” seçeneği ile yapılan test sonucunda elde edilen 5.591638 değeri %1 hata düzeyinde 0.739000, %5 hata düzeyinde 0.463000, %10 hata düzeyinde 0.347000 değerinden büyük olduğu için ve ikinci olarak “sabit ve trend içeren” seçeneği ile yapılan test sonucunda elde edilen 1.613912 değeri %1 hata düzeyinde 0.216000, %5 hata düzeyinde 0.146000, %10 hata düzeyinde 0.119000 değerinden büyük olduğundan dolayı USDTRY serisi durağan değildir.

Tablo 3: Düzeyde Yapılan KPSS Testi Sonuçları

		Sabit	Sabit ve Trend İçeren
2001 - 2018	KPSS test istatistiği	5.796035	1.764311
	Kritik değer (%1)	0.739000	0.216000
	Kritik değer (%5)	0.463000	0.146000
2001 - 2019	KPSS test istatistiği	5.591638	1.613912
	Kritik değer (%1)	0.739000	0.216000
	Kritik değer (%5)	0.463000	0.146000
2001 - 2019	Kritik değer (%10)	0.347000	0.119000

Yapılan testler sonucunda seviyede durağan olmayan ABD Doları / Türk Lirası serisi için birinci dereceden farkı alınarak analiz tekrarlanmıştır. Tablo 4’te ki test sonuçlarına göre ilk olarak “sabit” seçeneğiyle yapılan test sonucunda 0.891942 değeri, %1, %5 ve %10 hata düzeyindeki değerlerden büyük olduğu için seri durağanlığa ulaşamamıştır. “sabit ve trend içeren” seçeneği ile yapılan test

sonucunda elde edilen 0.113389 değeri ise %1, %5 ve %10 hata düzeyindeki değerlerden küçük olduğu için seri durağan olmuştur.

Tablo 4: Birinci Dereceden Farkları Alınarak Yapılan KPSS Testi Sonuçları

		Sabit	Sabit ve Trend İçeren
2001 - 2018	KPSS test istatistiği	0.891942	0.113389
	Kritik değer (%1)	0.739000	0.216000
	Kritik değer (%5)	0.463000	0.146000
	Kritik değer (%10)	0.347000	0.119000
2001 - 2019	KPSS test istatistiği	0.793390	0.100042
	Kritik değer (%1)	0.739000	0.216000
	Kritik değer (%5)	0.463000	0.146000
	Kritik değer (%10)	0.347000	0.119000

4.3. Koşullu Değişen Varyans Modellerinin Belirlenmesi

ABD Doları / Türk Lirası serisinin değişen varyansa sahip olup olmadığı, ARCH LM testi ile belirlenmiştir.

Tablo 5: ARCH LM Testi

2001 - 2018	F-statistic	316.2699	Prob.
	F(1,4274)	0.000	
	Obs*R-squared	294.6167	Prob.
	Chi-Square(1)	0.000	
2001 - 2019	F-statistic	442.3859	Prob.
	F(1,4274)	0.000	
	Obs*R-squared	397.5584	Prob.
	Chi-Square(1)	0.000	

H_0 : ARCH etkisi yoktur.

H_1 : ARCH etkisi vardır.

Tablo 5’de görüldüğü üzere her iki zaman serisinin modelinde $p = 0$ değeri 0,05 ‘ten küçüktür, bu sonuçlara dayanarak H_0 hipotezini reddederek ARCH etkisi vardır diyebiliriz. Volatilitenin olduğu durumlarda çoğu zaman ARCH etkisinin de olduğu bilinmektedir.

ARCH LM testi ile değişen varyans özelliği taşıdığı belirlenen serinin uygun gecikme değeri belirlenerek ARMA modeli kurulmuştur. Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn ve Log Likelihood

kriterlerine göre en uygun model, 2001-2018 dönemi için bir gecikmeli model, 2001 – 2019 dönemi için ise 5 gecikmeli modeldir.

Tablo 6: Uygun Gecikme Değerinin Belirlenmesi

2001 – 2018 Dönemi				
	Katsayı	St. Hata	z-istatistiği	P.
C	0.000746	0.000263	2.839846	0.0045
(-1)	0.031694	0.015372	2.061881	0.0393
(-2)	0.023122	0.015378	1.503564	0.1328
(-3)	-0.024037	0.01547	-1.553755	0.1203
(-4)	0.025266	0.015478	1.632335	0.1027
(-5)	-0.017345	0.015578	-1.113412	0.2656
R-squared	0.002909	Mean dependent var		0.000776
Adjusted R-squared	0.001742	S.D. dependent var		0.017103
S.E. of regression	0.017088	Akaike info criterion		-5.299497
Sum squared resid	1.247108	Schwarz criterion		-5.290573
Log likelihood	11338.97	Hannan-Quinn criter.		-5.296345
F-statistic	2.492425	Durbin-Watson stat		1.990584
Prob(F-statistic)	0.029135			
2001 – 2019 Dönemi				
	Katsayı	St. Hata	z-istatistiği	P.
C	0.001101	0.000415	2.652226	0.0080
(-1)	0.193251	0.014868	12.99740	0.0000
(-2)	-0.109545	0.015076	-7.266088	0.0000
(-3)	-0.153927	0.014990	-10.26855	0.0000
(-4)	0.097839	0.015077	6.489428	0.0000
(-5)	-0.072007	0.014867	-4.843263	0.0000
R-squared	0.074605	Mean dependent var		0.001058
Adjusted R-squared	0.073577	S.D. dependent var		0.028865
S.E. of regression	0.027783	Akaike info criterion		-4.327436
Sum squared resid	3.473590	Schwarz criterion		-4.318897
Log likelihood	9755.714	Hannan-Quinn criter.		-4.324427
F-statistic	72.55747	Durbin-Watson stat		1.995217
Prob(F-statistic)	0.000000			

	Katsayı	St. Hata	z-istatistiği	P.
C	-9.16E-05	0.000159	-0.576526	0.5643
(-1)	0.066829	0.015615	4.279831	0.0000
(-2)	-0.020443	0.015719	-1.300501	0.1934
(-3)	-0.013555	0.015708	-0.862938	0.3882
(-4)	0.008039	0.015579	0.516037	0.6058
(-5)	-0.007631	0.015443	-0.49415	0.6212
Varyans Denklemi				
C	2.25E-06	3.31E-07	6.7779	0.0000
RESID(-1)^2	0.166996	0.00691	24.16715	0.0000
GARCH(-1)	0.846998	0.005386	157.2716	0.0000
R-squared	0.026151	Mean dependent var		0.001058
Adjusted R-squared	0.025069	S.D. dependent var		0.028865
S.E. of regression	0.028501	Akaike info criterion		-5.64042
Sum squared resid	3.655469	Schwarz criterion		-5.627611
Log likelihood	12716.87	Hannan-Quinn criter.		-5.635907
Durbin-Watson stat	1.767536			

4.3.1.GARCH (1,1) Modeli

Uygun gecikme değeri ile kurulan model, sırasıyla GARCH(1,1), TARARCH (1,1) ve EGARCH (1,1) yöntemleri ile incelenmiştir.

Tablo 7 ve Tablo 8’de GARCH(1,1) modellerinde görüldüğü üzere $p=0$ değerleri 0,05’ten küçüktür. Böylece H_0 red edilmiş olup parametreler anlamlıdır. Her iki zaman serisi için GARCH (1,1) ile anlamlı birer volatilité modeli elde edilebilmektedir.

Tablo 7: GARCH (1,1) Modeli (2001 Haziran - 2018 Haziran Dönemi)

	Katsayı	St. Hata	z-istatistiği	P.
C	-6.40E-05	0.000159	-0.40193	0.6877
(-1)	0.061505	0.015679	3.92289	0.0001
Varyans Denklemi				
C	1.96E-06	3.07E-07	6.37452	0.0000
RESID(-1)^2	0.143399	0.007004	20.47292	0.0000

GARCH(-1)	0.864845	0.005536	156.2256	0.0000
R-squared	-0.0021	Mean dependent var		0.0008
Adjusted R-squared	-0.0023	S.D. dependent var		0.0171
S.E. of regression	0.0171	Akaike info criterion		-5.8131
Sum squared resid	1.2539	Schwarz criterion		-5.8057
Log likelihood	12447.99	Hannan-Quinn criter.		-5.8105
Durbin-Watson stat	2.0475			

Tablo 8: GARCH (1,1) Modeli (2001 Haziran - 2019 Nisan Dönemi)

	Katsayı	St. Hata	z-istatistiği	P.
C	-9.16E-05	0.000159	-0.576526	0.5643
(-1)	0.066829	0.015615	4.279831	0.0000
(-2)	-0.020443	0.015719	-1.300501	0.1934
(-3)	-0.013555	0.015708	-0.862938	0.3882
(-4)	0.008039	0.015579	0.516037	0.6058
(-5)	-0.007631	0.015443	-0.49415	0.6212
Varyans Denklemi				
C	2.25E-06	3.31E-07	6.7779	0.0000
RESID(-1)^2	0.166996	0.00691	24.16715	0.0000
GARCH(-1)	0.846998	0.005386	157.2716	0.0000
R-squared	0.026151	Mean dependent var		0.001058
Adjusted R-squared	0.025069	S.D. dependent var		0.028865
S.E. of regression	0.028501	Akaike info criterion		-5.64042
Sum squared resid	3.655469	Schwarz criterion		-5.627611
Log likelihood	12716.87	Hannan-Quinn criter.		-5.635907
Durbin-Watson stat	1.767536			

4.3.2.TARARCH (1,1) Modeli

2001 Haziran-2018 Haziran dönemine uygulanan TARARCH (1,1) modeli Tablo 9’da gösterilmiştir. Tablo 10’da ise yine aynı model 2001 Haziran – 2019 Nisan dönemi için uygulanmıştır. Sonuçlara göre $p=0$ değeri 0,05’ten küçük olduğundan dolayı her iki zaman serisinden oluşan modellerde H_0 red olup parametreler anlamlıdır.

Tablo 9: TARCH (1,1) Modeli (2001 Haziran - 2018 Haziran Dönemi)

	Katsayı	St. Hata	z-istatistiği	P.
C	0.000213	0.00017	1.25417	0.2098
(-1)	0.064649	0.016035	4.031878	0.0001
Varyans Denklemi				
C	2.63E-06	3.18E-07	8.267141	0
RESID(-1)^2	0.171936	0.009371	18.34713	0
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.095042	0.010079	-9.429604	0
GARCH(-1)	0.872242	0.005764	151.3195	0
R-squared	-0.0010	Mean dependent var		0.00078
Adjusted R-squared	-0.0013	S.D. dependent var		0.0171
S.E. of regression	0.0172	Akaike info criterion		-5.8228
Sum squared resid	1.2526	Schwarz criterion		-5.8139
Log likelihood	12469.69	Hannan-Quinn criter.		-5.8196
Durbin-Watson stat	2.0564			

Tablo 10: TARCH (1,1) Modeli (2001 Haziran - 2019 Nisan Dönemi)

	Katsayı	St.Hata	z-istatistiği	P.
C	0.000221	0.000172	1.28599	0.1984
(-1)	0.06898	0.01586	4.349405	0.0000
(-2)	-0.013512	0.015981	-0.845491	0.3978
(-3)	-0.005637	0.015707	-0.358926	0.7197
(-4)	0.016892	0.015826	1.067359	0.2858
(-5)	-2.38E-05	0.015395	-0.001544	0.9988
Varyans Denklemi				
C	2.91E-06	3.33E-07	8.744713	0.0000
RESID(-1)^2	0.196679	0.009008	21.83501	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.107716	0.010108	-10.65651	0.0000
GARCH(-1)	0.857746	0.005499	155.9776	0.0000
R-squared	0.024091	Mean dependent var		0.001058
Adjusted R-squared	0.023007	S.D. dependent var		0.028865
S.E. of regression	0.028531	Akaike info criterion		-5.65073
Sum squared resid	3.6632	Schwarz criterion		-5.6365
Log likelihood	12741.09	Hannan-Quinn criter.		-5.64571
Durbin-Watson stat	1.769994			

4.3.3. EGARCH (1,1) Modeli

Tablo 11'de 2001 Haziran-2018 Haziran dönemi için EGARCH (1,1) modeli gösterilmiştir. Sonuçlara göre $p=0$ değeri 0,05'ten küçük olduğundan dolayı H_0 hipotezi reddedilmiştir, parametreler anlamlıdır.

Tablo 11: EGARCH (1,1) Modeli (2001 Haziran - 2018 Haziran Dönemi)

	Katsayı	St. Hata	z-istatistiği	P.
C	0.000317	0.000164	1.935965	0.0529
(-1)	0.066393	0.015146	4.383646	0
Varyans Denklemi				
C(3)	-0.35291	0.02152	-16.39892	0
C(4)	0.22593	0.011364	19.8811	0
C(5)	0.076238	0.006634	11.49259	0
C(6)	0.978776	0.002189	447.0656	0
R-squared	-0.0008	Mean dependent var		0.0008
Adjusted R-squared	-0.0011	S.D. dependent var		0.0171
S.E. of regression	0.0171	Akaike info criterion		-5.8174
Sum squared resid	1.2523	Schwarz criterion		-5.8084
Log likelihood	12458.04	Hannan-Quinn criter.		-5.8142
Durbin-Watson stat	2.0606			

2001 Haziran-2019 Nisan Dönemi için elde edilen EGARCH (1,1) modeline ait bulgulara Tablo 12'de yer verilmiştir. Sonuçlara göre $p=0$ değeri 0,05'ten küçük olduğundan dolayı H_0 hipotezi reddedilmiştir, parametreler anlamlıdır.

Tablo 12: EGARCH (1,1) Modeli (2001 Haziran - 2019 Nisan Dönemi)

	Katsayı	St.Hata	z- istatistiği	P.
C	0.000301	0.000156	1.924947	0.0542
(-1)	0.068527	0.014989	4.571911	0.0000
(-2)	-	0.015022	-0.969451	0.3323
(-3)	-	0.013976	-1.163122	0.2448
(-4)	0.021385	0.014285	1.497074	0.1344
(-5)	-	0.014779	-0.484552	0.628
Varyans Denklemi				
C7	-	0.015362	-22.08842	0.0000
C8	0.259662	0.009585	27.09141	0.0000
C9	0.074752	0.005936	12.59309	0.0000
C10	0.982888	0.001607	611.6233	0.0000
R-squared	0.028087	Mean dependent var		0.001058
Adjusted R-squared	0.027007	S.D. dependent var		0.028865
S.E. of regression	0.028473	Akaike info criterion		-5.64373
Sum squared resid	3.6482	Schwarz criterion		-5.62949
Log likelihood	12725.31	Hannan-Quinn criter.		-5.63871
Durbin-Watson stat	1.767463			

4.3.4. Modellerin Karşılaştırılması

Bu aşamada USDTRY kurunu en iyi tahmin eden modeli bulabilmek için AIC, SIC ve Log-olabilirlik kriterlerine göre karşılaştırma yapılmıştır. 2001 - 2019 dönemini kapsayan çalışmada 2001 Haziran – 2018 Haziran ve 2001 Haziran – 2019 Nisan olmak üzere her iki döneme ait GARCH (1,1), TARCH (1,1) ve EGARCH (1,1) modellerinin kriterleri Tablo 13'te sunulmuştur. AIC ve SIC kriteri sayısal olarak en düşük olan ve Log Olabilirlik kriteri sayısal olarak en yüksek olan değerler bize en iyi modelin hangisi olduğunu verecektir.

Tablo 13: Modellerin Karşılaştırma Tablosu

	Kriterler	GARCH(1,1)	TARCH(1,1)	EGARCH(1,1)
2001 Haziran-2018 Haziran Dönemi	AIC Kriteri	-5.813121	-5.822791	-5.817352
	SIC Kriteri	-5.805691	-5.813875	-5.808435
	Log Olabilirlik	12447.99	12469.69	12458.04
2001 Haziran - 2019 Nisan Dönemi	AIC Kriteri	-5.640420	-5.650727	-5.643725
	SIC Kriteri	-5.627611	-5.636495	-5.629493
	Log Olabilirlik	12716.87	12741.09	12725.31

Tabloya bakıldığında 2001 Haziran-2018 Haziran döneminde ve 2001 Haziran-2019 Nisan döneminde en düşük AIC ve SIC değerleri ile en yüksek Log Olabilirlik değerinin TARCH(1,1) modelinde olduğu görülmektedir. Bütün modeller anlamlı olmakla birlikte, ABD Doları alış kurunu en iyi tahmin eden modelin TARCH(1,1) olduğu bulunmuştur.

5.SONUÇ

Dalgalı döviz kuru sistemine geçtiği 2001 yılından itibaren Türkiye’de döviz kuru arz ve talebe göre oluşmaktadır. Döviz kuru rejimi, fiyat istikrarını ve finansal istikrarı sağlamak gibi TCMB.’nin asli görevleri arasında yer almaktadır. Bu kapsamlı görevleri yerine getirmek için TCMB. döviz kurundaki aşırı oynaklıklar karşısında çeşitli araçlar ile piyasalara müdahale de de bulunmaktadır. 2018 yılının ikinci dönemi ile 2019 yılının ilk dönemi, içsel ve dışsal nedenlerle döviz kurunda oynaklığın çok yüksek olduğu bir dönem olarak gerçekleşmiş, TCMB de pekçok kez müdahalede bulunmuştur. Bütün bu bilgiler ışığında bu çalışma, ilgili dönemi kapsayan ve kapsamayan iki ayrı zaman serisi ile volatilitiyi modelleyerek, karşılaştırmalı bir analizde bulunmaktadır. ABD Doları alış kuru günlük kapanış değerlerinden oluşan finansal zaman serisi, finansal zaman serilerinin çoğunun sahip olduğu değişen varyans özelliğine sahiptir. Koşullu değişen varyans modellerinin (GARCH, TARCH, EGARCH) 01.06.2001 - 01.06.2018 dönemindeki ve 01.06.2001 - 30.04.2019 dönemindeki volatilitiyi açıkladığı çalışmada, GARCH(1,1), TARCH(1,1) ve

EGARCH(1,1) modellerinin tamamı ile anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Bütün modeller anlamlı olmakla birlikte, ABD Doları alış kuru volatilitisini en başarılı TARCH(1,1) modellemiştir. Döviz kurundaki son gelişmeler, geçerli modeli değiştirmemektedir. Elde edilen kanıtlar, döviz kurunun piyasaya gelen iyi (olumlu) ve kötü (olumsuz) haberlere farklı tepkiler verdiği yönündedir. Çalışmada elde edilen sonuçlar, Güvenek ve Alptekin (2009), Emeç ve Özdemir (2014), Kayral (2016)'ın çalışmalarını destekler niteliktedir.

KAYNAKÇA

- Ayhan, D. (2006). Döviz Kuru Rejimlerinin Kur Oynaklığı Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği, *İktisat, İşletme ve Finans*, 21, 2006, 64-76.
- Aysoy, C., Balaban, E., Kogar, Ç.İ. & Özcan, C. (1996). Daily Volatility In The Turkish Foreign Exchange Market, No. 9625. 1996. <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/3d9dc4b9-41dc-45b0-84d9-c60c086147d1/dpaper20.pdf?MOD=AJPERES&CA CHEID=ROOTWORKSPACE-3d9dc4b9-41dc-45b0-84d9-c60c086147d1-m3fw6Bc> (Erişim Tarihi: 23.12.2018)
- Baillie, R.T., & Bollerslev, T. (1989). The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 7, No. 3, July 1989, 60-68.
- Bollerslev, T. (1987). A conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return, *Review of Economics and Statistics*, 69(3) , 542-547.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance*, 2. ed., New York, Cambridge University, 318.
- Çağlayan, E., & Dayıoğlu, T. (2009) Döviz Kuru Getiri Volatilitésinin Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Öngörüsü, *Ekonometri ve İstatistik*, Sayı: (9), 1-16.
- Demir, İ., & Çene, E. (2012). İMKB 100 Endeksindeki Kaldıraç Etkisinin ARCH Modelleriyle İki Alt Dönemde İncelenmesi, *Istanbul University Journal of the School of Business Administration*, 41(2).
- Emeç, H., & Özdemir, M.O. (2014). Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığının Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile İncelenmesi, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 51(596), 85-99.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50(4), 987-1008.
- Güloğlu, B., & Akman A. (2007). Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığının SWARCH Yöntemi İle Analizi, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 44(512), 43-51.
- Gür, T.H., & Ertuğrul, H.M. (2012). Döviz Kuru Volatilitési Modelleri: Türkiye Uygulaması, *İktisat, İşletme ve Finans*, 27(310), 53-77.
- Güvenek, B., & Alptekin, V. (2009) Reel Döviz Kuru Endeksinin Otoregresif Koşullu Değişen Varyanslılığının Analizi: İki Eşikli TARCH Yöntemi İle Modellenmesi”, *Maliye Dergisi*, (156), 294-310. <http://ezproxy.ticaret.edu.tr:2094/ehost/pdfviewer/pdfviewer?vid=2&sid=0adb76f9-90a3-4a0f-a337-337ad6877714%40sessionmgr103> (Erişim Tarihi: 29.12.2018)
- Kayral, İ.E. (2016). Türkiye’de Döviz Kuru Volatilitelerinin Modellenmesi”, *Politik Ekonomik ve Finansal Analiz Dergisi*, 1(1), 1-15.
- Kızılsu, S. S., Aksoy, S., & Kasap, R. (2001) Bazı Makro Ekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi, *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, (1).
- Koy, A., & Ekim, S.(2016). Borsa İstanbul Sektör Endekslerinin Volatilité Modellenmesi, *Trakya Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi E-Dergi*, 5(2), 1-23.

Mapa, D. (2004). A Forecast Comparison of Financial Volatility Models: GARCH (1,1) is not Enough, *The Philippine Statistician*, 53(1-4), 1-10.

Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity In Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, 59(2), 347-370.

Özden, Ü. H. (2008) İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitésinin Analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(13), Bahar, 339-350.

Sánchez-Fung, J.R. (2003) Nonlinear Modelling of Daily Exchange Rate Returns, Volatility and News in a Small Developing Economy, *Applied Economics Letters*, 10(4), 247-250.

Sarıkovanlık, V., Koy, A., Akkaya, M., Yıldırım, H. H. & Kantar, L. (2019).Finans Biliminde Ekonometri Uygulamaları, Ankara: Seçkin Yayıncılık.

Soytaş, U., & Ünal, Ö. S.(2010). Türkiye Döviz Piyasalarında Oynaklığın Öngörülmesi ve Risk Yönetimi Kapsamında Değerlendirilmesi, *Yönetim ve Ekonomi*, 17(1), 121-145.

Zakoian, J. M. (1994) Threshold Heteroscedastic Models, *Journal of Economic and Dynamic Control*, 18(5), 931-955.