



# Ardahan Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi

<https://dergipark.org.tr/pub/aruibfdergisi>



## Türkiye ekonomisinde ABD doları kuru volatilitésinin otoregresif koşullu değişen varyans yöntemleri ile modellenmesi

*Modeling the volatility of the US dollar exchange rate in the Turkish economy with autoregressive conditional heteroskedasticity methods*

Atilla Aydın<sup>a\*</sup>

<sup>a</sup> Öğretim Görevlisi Dr., İstanbul Gelişim Üniversitesi, İstanbul Gelişim MYO, Yönetim ve Organizasyon Bölümü, İstanbul, Türkiye, ataydin@gelisim.edu.tr, ORCID: 0000-0002-9265-5930

### MAKALE BİLGİSİ

#### Makale geçmişi:

Başvuru: 19 Şubat 2024

Kabul: 19 Nisan 2024

#### Anahtar kelimeler:

Volatilité,

Döviz Kuru,

Koşullu Değişen Varyans Modelleri,

Türkiye Ekonomisi

#### Makale türü:

Araştırma makalesi

### ARTICLE INFO

#### Article history:

Received: 19 February 2024

Accepted: 19 April 2024

#### Keywords:

Volatility,

Exchange Rate,

Conditional Heteroskedasticity Models,

Turkish Economy

#### Article type:

Research article

### ÖZET

Volatilité, finansal varlıkların fiyatlarında meydana gelen değişimlerin bir ölçüsü olarak ifade edilmektedir. Tarihsel volatilitenin modellenmesi ve gelecekteki volatilitenin tahmin edilmesi, başta finansal piyasa aktörleri olmak üzere tüm iktisadi birimler açısından önem arz etmektedir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisi için ABD doları kuru volatilitésinin modellenmesidir. Çalışmada 21/05/2007-12/01/2023 arası günlük kur verileri kullanılmıştır. Çalışmada yöntem olarak koşullu değişen varyans modelleri kullanılmıştır. Öncelikle başlangıç ARMA modeli belirlenmiştir. Belirlenen modelde değişen varyans sorunu tespit edilmiş ve koşullu değişen varyans modellerine geçilmiştir. Simetrik ve asimetric modeller denenerek en uygun modelin ARCH (1) modeli olduğu görülmüştür. Ayrıca ABD doları getiri serisi koşullu varyans grafiği analiz edilmiş, volatilitenin en yüksek olduğu yılların döviz krizlerinin yaşandığı 2018 ve 2021 yılları olduğu görülmüştür. Küresel kriz yılı olan 2008 ve pandeminin olumsuz etkilerinin görüldüğü 2020 yıllarında da volatilitenin artış gösterdiği tespit edilmiştir.

### ABSTRACT

Volatility is defined as a measure of changes in the prices of financial assets. Modelling historical volatility and forecasting future volatility is important for all economic agents, especially financial market actors. The aim of this study is to model the volatility of the US dollar exchange rate for the Turkish economy. Daily exchange rate data between 21/05/2007-12/01/2023 are used in the study. Conditional heteroskedasticity models are used as in the study. First, the initial ARMA model was determined. The problem of heteroskedasticity was detected in the specified model and Conditional Heteroskedasticity Models were started. Symmetric and asymmetric models were tested and the most appropriate model was found to be the ARCH (1) model. In addition, the conditional variance graph of the US dollar return series was analyzed and it was observed that the years with the highest volatility were 2018 and 2021, the years of currency crises. It was also found that volatility increased in 2008, the year of the global crisis, and 2020, when the negative effects of the pandemic were seen.

\* Sorumlu yazar / Corresponding author

E-posta / E-mail: eylulakademi@hotmail.com

Atf / Citation: Aydın, A. (2024). Türkiye ekonomisinde ABD doları kuru volatilitésinin otoregresif koşullu değişen varyans yöntemleri ile modellenmesi. *Ardahan Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(1), 10-20. <http://doi.org/10.58588/aru-jfeas.1440018>

## 1. Giriş

Finansal piyasalarda varlıkların pozitif ve negatif yönlü hareketleri önem arz etmektedir. Söz konusu hareketler ne kadar değişirse ilgili finansal varlığın riskinin o kadar yüksek olduğu söylenebilir. Volatilité, finansal bir varlığın fiyatında meydana gelen değişimin istatistiksel ölçüsü olarak tanımlanmaktadır (Butler, 1999). Bu bağlamda volatilité genel olarak risk ölçü birimi olarak tanımlanmaktadır. Ancak risk istenmeyen bir durumu ifade ederken volatilité belirsizlik olarak değerlendirilmekte ve istenen bir durumdan da kaynaklanabilmektedir (Çil, 2018). Finansal piyasalarda volatilitéyi belirleyen unsurlar; siyasi gelişmeler, makroekonomik politikalar, yatırımcı davranışları gibi faktörler olarak açıklanabilir. Bu çerçevede volatilité, çok boyutlu bir kavram olarak değerlendirilmektedir. Mandelbrot (1963); finansal varlıklara ilişkin getirilerdeki büyük değişimleri büyük değişimlerin, küçük değişimleri ise küçük değişimlerin izlediğini saptamıştır. Bu durum literatürde volatilité kümelenmesi olarak tanımlanmaktadır.

Volatilitenin ölçülmesi için çeşitli yöntemler geliştirilmiştir. Finans alanında genel olarak volatilité koşulsuz standart sapma ile ölçülmekte ve bu ölçü tarihsel volatilité olarak tanımlanmaktadır (Hsieh, 1993). Standart sapmaya dayanan ölçümün önemli sınırlılıkları bulunmaktadır. Finansal varlıklara ilişkin getiri serileri genellikle basık ve çarpık dağılımlar sergilemektedir. Bu çerçevede standart sapma ile volatilitenin sağlıklı bir ölçümü yapılamamaktadır. Standart sapma, dağılımın yayılımı ile ilgili bir ölçü olup biçimi konusunda bilgi vermemektedir (Poon, 2005). Bu bağlamda normal dağılıma uymayan süreçlerde standart sapmanın volatilité ölçüsü olarak kullanılması mümkün olmamaktadır. Ayrıca volatilité tahmininde her gözlem değeri eşit ağırlığa sahip olmaktadır. Bir başka ifadeyle fiyat hareketleri, yakın zamanda meydana gelen gelişimlere bakılmaksızın aynı öneme sahip olmaktadır. Ancak yakın zamandaki fiyat hareketlerinin eski fiyat hareketlerine göre daha etkili olduğu bilinmektedir (Çil, 2018). Gerçekleşen volatilité olarak da ifade edilen tarihsel volatilitenin dışında tahmin edilen volatilité kavramı da önem arz etmektedir. Gelecekteki volatilitenin tahmin edilebilmesi için geçmişteki volatilitenin anlaşılması gerekmektedir (Sinclair, 2008). Tarihsel volatilité doğru belirlenemezse gelecekteki volatilitenin tahmininde doğal olarak yanlış sonuçlar elde edilmektedir. Standart sapmanın yanında tarihsel volatilitenin ölçülmesinde varyansın da kullanıldığı görülmektedir (Aizenman ve Pinto, 2005). Ancak standart sapmanın varyansa göre önemli bir avantajı bulunmaktadır. Standart sapma ölçü birimi, analiz edilen değişkenle aynı ölçü birimine sahipken varyans ise değişkenin ölçü biriminin karesi olarak ifade edilmektedir.

Döviz piyasalarındaki volatilité, özellikle 1973 yılında sabit kur sistemi olan Bretton Woods sisteminin uygulamadan kaldırılarak dalgalı kur sistemine geçilmesiyle önem kazanmıştır. Döviz piyasasındaki volatilité, döviz piyasasında meydana gelen ani değişimler olarak tanımlanabilir. Döviz kuru volatilitesi, çeşitli yollarla ekonomi üzerinde etkili olmaktadır (Maskus, 1990). Öncelikle volatilité, gelecekteki belirsizlikle ilişkilendirilmesinden dolayı yatırımlarda düşüşe yol açmaktadır. Bir başka ifadeyle volatilité uluslararası ticaretin önünde engel teşkil etmektedir. Volatilitenin ekonomiyi etkilediği diğer bir mekanizma ise döviz fiyatlarındaki belirsizlik nedeniyle uluslararası ticarete konu olan malların fiyatına risk priminin eklenmesidir. Bir başka ifadeyle uluslararası ticaret fiyatları yükselmekte, toplam talep azalmakta ve uluslararası ticaret hacminde düşüş yaşanmaktadır. Ayrıca döviz kuru volatilitesi, uluslararası sermaye hareketlerinin etkinliğini olumsuz etkilemektedir. Bu bağlamda döviz kuru volatilitesinin ekonomik refah üzerinde negatif etkisi olduğu değerlendirilmektedir (Kanalıcı ve Nargeleçkenler, 2006).

İktisadi etkileri göz önüne alındığında döviz piyasasına ilişkin tarihsel volatilitenin belirlenmesi ve gelecekteki volatilitenin tahmin edilmesi konusu önem taşımaktadır. Türkiye, 2001 yılında dalgalı döviz kuru sistemine geçmiş, bu çerçevede döviz piyasasının içsel ve dışsal şoklara karşı kırılganlığı artmıştır. Söz konusu kırılganlık nedeniyle gerek finansal yatırımcılar gerekse reel sektör yatırımcıları açısından volatilité tahmini önem arz etmektedir. Ayrıca döviz kurlarındaki volatilitenin diğer iktisadi değişkenlere etkisi göz önüne alındığında volatilité tahmininin önemi daha iyi anlaşılmaktadır. Öte yandan döviz kurlarındaki volatilité ihracat ve ithalatı direkt olarak etkilemektedir. Türkiye ekonomisinin ihracata dayalı büyüme politikası kapsamında değerlendirildiğinde volatilitenin dış ticarete etkisi, makroekonomik istikrarın da önemli bir belirleyicisi olarak değerlendirilebilir. Bu çalışmanın amacı, koşullu değişen varyans modelleri kullanılarak Türkiye ekonomisinde ABD doları kuru volatilité yapısının ortaya çıkarılmasıdır. Ayrıca gelecekteki volatilitenin tahmin edilmesi hedeflenmektedir. Çalışmanın girişten sonraki ikinci bölümünde konuya ilişkin literatür özeti sunulmuştur. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve kullanılan ekonometrik yöntemler tanıtılmıştır. Dördüncü bölümde çalışmadan elde edilen bulgular sunulmuş, son bölüm ise sonuç kısmına ayrılmıştır.

## 2. Literatür Taraması

Döviz piyasasındaki volatilitenin koşullu değişen varyans modelleriyle belirlenmesine yönelik literatürde yapılmış çalışmalar bulunmaktadır. Söz konusu çalışmalardan bazıları aşağıda sunulmuştur.

Hsieh (1998) yaptığı çalışmada İngiliz poundu, Japon yeni, Alman markı, İsviçre frangı ve Kanada dolarının ABD doları cinsinden döviz kuru volatilitelerini incelemiştir. Çalışmada 1974-1983 yıllarına ilişkin döviz kuru fiyatları kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda ARCH modellerinin volatilitenin belirlenmesinde kullanılabileceği ortaya konmuştur.

Beine vd. (2003), yaptıkları çalışmada Merkez Bankası müdahalelerinin volatilité üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Söz konusu müdahalelerin döviz kuru serilerinde doğrusal olmayan yapılar ortaya çıkardığı tespit edilmiştir. Ayrıca Merkez Bankası müdahalelerinin volatilitéde artışa yol açtığı saptanmıştır.

Nagayasu (2004), çalışmasında Japonya ekonomisi için ABD Doları kuru volatilitesini incelemiştir. Uygun model olarak GARCH modeli seçilmiştir. 1991-2001 döneminin incelendiği çalışmada Merkez Bankası müdahalelerinin volatilitéyi artırdığı gözlenmiştir.

Sandoval (2006), çalışmasında Latin Amerika ve Asya'da bulunan yedi ülkeye ait para biriminin ABD doları karşısındaki volatilité yapılarını araştırmıştır. GARCH ve EGARCH modellerinin uygulandığı çalışmada yedi ülke para biriminden dördünün asimetric yapı sergilediği belirlenmiştir.

Çağlayan ve Dayıoğlu (2009), çalışmalarında OECD ülkelerindeki dolar kuru volatilitesini araştırmıştır. Koşullu değişen varyans modellerinin uygulandığı çalışmada volatilitenin belirlenmesinde asimetric modellerin simetric modellere göre daha etkin sonuçlar verdiği tespit edilmiştir.

Adeoye ve Atanda (2011), Nijerya ekonomisi için dolar kuru volatilitesini koşullu değişen varyans modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda en uygun modelin GARCH (1,1) olduğu saptanmıştır.

Bosnjak vd. (2016), Hırvatistan ekonomisi için yaptığı çalışmada döviz kuru volatilitesini koşullu değişen varyans modelleriyle incelemiştir. Çalışma sonucunda ABD doları kuru volatilitesi için GARCH (1,1), avro kuru volatilitesi için ise GARCH (2,1) en uygun modeller olarak bulunmuştur.

Türkiye ekonomisine döviz piyasasına yönelik volatilité çalışmalarının 2001 yılında dalgalı kur sistemine geçilmesinden sonra artış gösterdiği görülmektedir. Ancak sabit kur sisteminin uygulandığı dönemde de sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Söz konusu çalışmalardan bazıları aşağıda özetlenmiştir.

Aysoy vd. (1996) tarafından yapılan çalışmada 1988-1995 dönemi günlük ABD doları ve Alman markı kur verileri kullanılarak volatilitenin belirlenmesi amaçlanmıştır. ARCH-GARCH modellerinin uygulandığı çalışma sonucunda sabit kur sistemi çerçevesinde volatilitenin düşük olduğu belirlenmiştir. Ancak istikrarsız dönemlerde ve 1994 krizi sürecinde volatilitede artış olduğu gözlenmiştir.

Güloğlu ve Akman (2007), 2001-2007 yılları arası dönemdeki volatilitéyi SWARCH modeli ile incelemiştir. Çalışma sonucunda ekonomik ve siyasal olayların volatilité üzerinde etkili olduğu ve volatilitenin kalıcı bir etkiye sahip olduğu saptanmıştır.

Kıran (2008), yaptığı çalışmada koşullu değişen varyans modellerini kullanarak dolar kuru volatilitesini 1980-2008 dönemi için araştırmıştır. Çalışma sonucunda volatilitenin modellenmesinde simetrik olmayan modellerin daha etkin sonuçlar verdiği belirlenmiştir.

Gürsokal (2009), çalışmasında 2000-2007 yılları arası için dolar kuru volatilitesini analiz etmiştir. GARCH modelinin kullanıldığı çalışmada varyanstaki kırılmalar da dikkate alınmıştır. Çalışma sonucunda varyanstaki kırılmalar ele alındığında volatilitenin kırılmanın dikkate alınmadığı modellere göre düşüş sergilediği saptanmıştır.

Gür ve Ertuğrul (2012), yaptıkları çalışmada ABD doları, avro ve İngiliz sterlini ile oluşturulan döviz kuru sepeti ile volatilitéyi incelemiştir. 2001-2010 yılları arasındaki dönemin ele alındığı çalışmada ARCH, GARCH ve SWARCH modelleri uygulanmıştır. Çalışmanın sonucunda SWARCH modellerinin volatilitenin belirlenmesinde daha başarılı sonuçlar verdiği görülmüştür.

Uysal ve Özşahin (2012), çalışmalarında 2001-2010 dönemine ilişkin reel efektif döviz kurlarını kullanarak volatilité modellemesi yapmışlardır. Koşullu değişen varyans modellerinin uygulandığı çalışmada en uygun volatilité modelinin GARCH (1,1) modeli olduğu tespit edilmiştir.

Emeç ve Özdemir (2014), yaptığı çalışmada 2014-2019 dönemi ABD doları kuru volatilitesini koşullu değişen varyans modelleri ile araştırmışlardır. Volatilitenin modellenmesinde en uygun modelin TGARCH (1,1) olduğu belirlenmiştir.

Kayral (2016), çalışmasında ABD doları ve avro kurlarındaki volatilitéyi 2002-2015 dönemi için koşullu değişen varyans modelleri ile araştırmıştır. Çalışmanın sonucunda en uygun modelin TGARCH (1,1) modeli olduğu bulunmuştur. Ayrıca pozitif şokların volatilité üzerinde negatif şoklara göre daha etkili olduğu tespit edilmiştir.

Demirgil vd. (2019), çalışmalarında 1999-2019 dönemindeki döviz kuru volatilitesini araştırmışlardır. Koşullu değişen varyans modellerinin uygulandığı çalışma sonucunda en uygun modelin TARCH modeli olduğu belirlenmiştir. Ayrıca pozitif şokların volatilité üzerinde negatif şoklara göre daha etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Gün (2020), yaptığı çalışmada döviz kuru volatilitesini MSGARCH yöntemiyle modellemiştir. Çalışmanın veri aralığı 2001-2020 olarak belirlenmiştir. Çalışma sonucunda döviz kurlarında yüksek ve düşük riskli rejimler saptanmış ve düşük volatilité rejiminden yüksek volatilité rejimine geçişin çok ani olduğu görülmüştür. Ancak volatilité yüksek riskli rejimde kararlı kalmamakta, düşük riskli rejime doğru geçiş eğilimi göstermektedir.

Kayral ve Tandoğan (2020), 2015-2020 dönemi için Covid-19 salgınının avro, dolar, altın ve BİST100 endeksi volatilitelerine etkilerini araştırmışlardır. CCC-GARCH modelinin kullanıldığı çalışma sonucunda pandeminin tüm yatırım araçlarının volatilitelerini artırdığı tespit

edilmiştir. Ayrıca dolardan avroya doğru pozitif volatilité yayılımı saptanmıştır.

Sümer (2021), sepet kur volatilitesini incelediği çalışmasında 2001-2020 dönemini ele almıştır. GARCH, EGARCH, TARCH ve PARCH modellerinin kullanıldığı çalışma sonucunda sepet kur volatilité modellemesinde en iyi modelin PARCH (1,1) olduğu belirlenmiştir.

Aracı vd. (2023), çalışmalarında petrol fiyatları değişiminin ve döviz kuru volatilitesinin taşıma modları üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. 2013-2021 dönemini kapsayan çalışma sonucunda döviz kuru volatilitesinin denizyolu taşımacılığını pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Kutlu Horvath ve Yurttagüler (2023), yaptıkları çalışmada 2003-2022 dönemi için efektif döviz kuru verilerini kullanarak Türkiye için volatilité modellemesi yapmışlardır. Çalışma sonucunda en uygun modelin GARCH (1,1) olduğu görülmüştür.

### 3. Yöntem

Bu çalışmada veri seti olarak 21/05/2007 ile 12/01/2023 tarihleri arasındaki dolar kuru kullanılmıştır. Bu çerçevede 2008 küresel krizinin etkileri de analize dâhil edilmiştir. Çalışmanın verileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilmiştir.

Dolar kuru volatilitesinin analiz edilebilmesi için simetrik koşullu değişen varyans ve asimetrik koşullu değişen varyans modelleri kullanılmıştır. Söz konusu yöntemlerin kullanılmasının nedeni, finansal zaman serilerinde değişen varyans problemiyle sıklıkla karşılaşılmasıdır. Sabit varyans varsayımı sağlanamadığında ARIMA modelleri ile yapılan tahminler etkinliğini yitirmektedir. Koşullu değişen varyans modelleri ise bu şartlarda etkin tahminler üretebilmektedir. Koşullu değişen varyans modelleri literatürde sıklıkla kullanılmasına karşılık bu çalışmada geniş bir veri aralığı ele alındığı için simetrik ve asimetrik modellerin hepsi denenerek literatüre katkı yapılması hedeflenmiştir. Simetrik koşullu değişen varyans modelleri; Engle (1982) tarafından geliştirilen otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modeli, Bollerslev (1986) tarafından ortaya konan genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli, Engle vd. (1987) tarafından açıklanan ortalama ARCH (ARCH-M) ve ortalama GARCH (GARCH-M) modelleri olarak ifade edilebilir.

Engle (1982), ARCH modeli ile zaman serilerinin koşullu ortalama ve varyanslarının iki ayrı model olarak ortaya konabileceğini göstermiştir. ARCH modelinin temelinde zaman serilerinde de yatay kesit verilerinde olduğu gibi değişen varyans olabileceği fikri yatmaktadır. Aşağıdaki gibi bir zaman serisi ile koşullu değişen varyans kavramı açıklanabilir.

$$Y_{t+1} = e_{t+1}X_t \quad (1)$$

Yukarıdaki denklemde  $Y_{t+1}$ , bağımlı değişkeni ifade etmektedir.  $X_t$ ,  $t$  döneminde bağımsız değişkenin gözlenen değeridir.  $e_{t+1}$  ise sabit varyanslı hata terimi olarak tanımlanmaktadır.  $X_t$  değerlerinin eşit olması ( $X_t = X_{t-1} = X_{t-2} = \dots$ ) bağımlı değişkenin sabit varyanslı olduğunu göstermektedir. Ancak  $X_t$  değerleri eşit değilse  $Y_{t+1}$  koşullu değişen varyansa sahip olmaktadır. Bir başka ifadeyle ekonomideki dışsal faktörler serilerin yapısını değiştirebilmektedir. Bu durum volatilité olarak adlandırılmaktadır. Ekonomideki olumlu ve olumsuz şokların volatilité üzerindeki etkisinin aynı olması durumunda simetrik modeller geçerli olmaktadır. Simetrik modellerin ilki olan ARCH (p) sürecinin koşullu varyansı aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Engel, 1982).

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 \quad (2)$$

Yukarıdaki denklemde  $h_t$ , ARCH modelinin koşullu varyansını ifade

etmektedir. Modelde yer alan  $p$ , ARCH sürecinin derecesidir.  $\alpha_i$  ise bilinmeyen parametreler vektörü olarak tanımlanmaktadır. Koşullu varyans,  $e_t$ 'nin tüm değerleri için pozitif olmalıdır. Pozitifliğin garanti altına alınabilmesi için  $\alpha_0$  ve tüm  $\alpha_i$  değerlerinin pozitif olması gerekmektedir. Bir başka ifadeyle ARCH modelinin geçerli olabilmesi için aşağıdaki koşulların sağlanması gerekmektedir (Çil, 2018).

$$\alpha_0 > 0 \quad (3)$$

$$\alpha_i \geq 0 (i = 1, 2, \dots, p) \quad (4)$$

ARCH modelinin durağan olabilmesi için ise sabit terim dışındaki tüm parametrelerin toplamının 1'den küçük olması gerekmektedir. Bu koşul aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1 \quad (5)$$

ARCH modelinin tahmininde en çok benzerlik yöntemi kullanılmaktadır. Değişen varyans modellemesinde öncelikle koşullu değişen varyansın, bir başka ifadeyle kalıntılarda ARCH etkisinin saptanması önem arz etmektedir. ARCH etkisi tespit edilemezse ARCH modeli kullanılmamaktadır. ARCH etkisi, Engle (1982) tarafından önerilen Lagrange Çarpımı Testi (ARCH-LM) ile belirlenebilmektedir. Lagrange Çarpımı, aşağıdaki yardımcı regresyona göre oluşturulmaktadır.

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + e_t \quad (6)$$

ARCH-LM testinin temel ve alternatif hipotezi aşağıdaki gibidir.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0 \quad (7)$$

$$H_1: \text{En az bir } \alpha_i \text{ değeri sıfırdan farklıdır} \quad (8)$$

Lagrange Çarpımı test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$LM = T * R^2 \quad (9)$$

Yukarıdaki denklemde  $R^2$  yardımcı regresyon denkleminin belirginlik katsayısı,  $T$  ise gözlem sayısını ifade etmektedir. LM test istatistiği, regresyon denklemindeki terim sayısı serbestlik derecesiyle Ki-Kare dağılımına uymaktadır. Hesaplanan test istatistiğinin Ki-Kare tablo değerinden küçük olması durumunda temel hipotez reddedilememekte ve ARCH etkisinin bulunmadığına karar verilmektedir.

Simetrik koşullu değişen varyans modellerinin ikincisi Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelidir. Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH model için hata teriminin koşullu varyansı aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (10)$$

Yukarıdaki denklemde  $\alpha_i$  ARCH parametresi,  $\beta_j$  ise GARCH parametresi olarak ifade edilmektedir. GARCH modelinin gereklilikleri ise aşağıdaki gibidir (Nelson ve Cao, 1992: 229-235).

$$\alpha_0 > 0 \quad (11)$$

$$\alpha_i \geq 0 \quad (12)$$

$$\beta_j \geq 0 \quad (13)$$

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1 \quad (14)$$

Yukarıdaki (14) numaralı denklemde yer alan koşul, sürecin durağanlığının sağlanması için önem arz etmektedir. GARCH modeline ilişkin LM testi temel ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0 \quad (15)$$

$$H_1: \text{En az bir parametre değeri sıfırdan farklıdır.} \quad (16)$$

LM testi çerçevesinde hesaplanan test istatistiği Ki-Kare tablo değerinden küçükse temel hipotez reddedilememekte ve modelde ARCH etkisinin bulunmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Simetrik koşullu değişen varyans modelleri içinde yer alan diğer modeller, Engle vd. (1987) tarafından geliştirilen ortalamada ARCH (ARCH-M) ve ortalamada GARCH (GARCH-M) modelleridir. Söz konusu modeller, ortalama ile ifade edilen eşitlik içine koşullu varyans veya koşullu standart sapmanın eklenmesiyle oluşmaktadır. ARCH-M modeli aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$Y_t = b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_m X_m + \lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (18)$$

Yukarıdaki denklemlerde  $\sqrt{h_t}$  koşullu standart sapma olup risk unsurunu ifade etmektedir (Kıran, 2006: 47).

GARCH-M modeli ise aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$Y_t = b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_m X_m + \lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_t \quad (20)$$

Simetrik koşullu değişen varyans modelleri, olumlu ve olumsuz şokların zaman serilerindeki volatilitiyi eşit şekilde etkileyeceğini varsaymaktadır. Ancak Black (1976), olumsuz şokların olumlu şoklara göre volatilitiyi daha fazla etkilediğini ortaya koymuştur. Kaldıraç etkisi olarak adlandırılan bu durum, piyasaya ulaşan olumsuz bir haberin olumlu bir habere göre finansal zaman serilerinin oynaklığını daha yüksek oranda etkileyeceğini ifade etmektedir. Bu bağlamda Nelson (1991) tarafından asimetrik durumu ele alan EGARCH modeli geliştirilmiştir. EGARCH modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\ln h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln h_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right| + \sum_{i=1}^p \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \quad (21)$$

Yukarıdaki denklemde  $\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}}$  ifadesi standardize edilmiş hata terimlerini göstermektedir. Ayrıca koşullu varyans, kendi gecikmeli değerlerinin üstel bir fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır.  $\sum_{i=1}^p \beta_i < 1$  ise süreç durağan olmaktadır (Harvey ve Succarat, 2012: 5). EGARCH modeli, logaritmik doğrusal formda olduğu için koşullu varyans negatif olamaz. Bu çerçevede ARCH ve GARCH modellerden farklı olarak parametrelerin pozitif olması koşulu bulunmamaktadır. Modelde yer alan  $\gamma_i$  parametresi, volatilitedeki kaldıraç etkisini ifade eden asimetrik kaldıraç katsayısı olup genellikle negatif değer almaktadır. Söz konusu parametre istatistiksel açıdan anlamlıysa ve negatif değer almışsa olumsuz şokların olumlu şoklara göre volatilitiyi daha fazla etkilediği anlaşılmaktadır. EGARCH modeli de simetrik modeller gibi en çok benzerlik yöntemiyle tahmin edilmektedir. Bu bağlamda EGARCH modelinin standart GARCH modelinden iki önemli farkı vardır. Bunlardan birincisi, EGARCH modelinin simetriye izin vermesidir. İkinci olarak, EGARCH modelinde büyük haberlerin volatilité üzerindeki etkisi GARCH modeline göre daha fazladır (Daly, 2008).

Asimetrik koşullu değişen varyans modelleri içinde yer alan diğer bir model TARARCH modeli olarak bilinmektedir. TARARCH modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$h_t = w_t + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 D_{t-k} \quad (22)$$

Yukarıdaki denklemde  $D_{t-k}$  ifadesi olumlu ve olumsuz şoklara göre 1

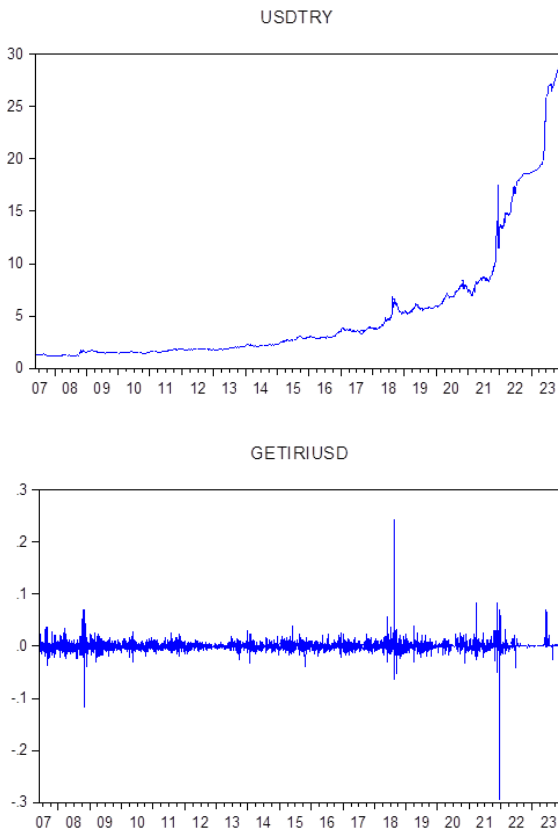
ve 0 değerlerini alan gölge değişken olarak tanımlanmaktadır.  $\varepsilon_t$  değerlerinin sıfırdan büyük olması olumlu haberleri, sıfırdan küçük olması olumsuz haberleri ifade etmektedir. Denklemden anlaşıldığı gibi olumlu ve olumsuz haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkileri farklıdır. Olumlu haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkisi  $\alpha_i$  kadarken olumsuz haberlerin etkisi  $\alpha_i + \gamma_k$  kadardır. Kaldıraç etkisi  $\gamma_k$  parametresi tarafından açıklanmaktadır.  $\gamma_k > 0$  ise olumsuz haberlerin volatilité üzerindeki etkisi olumlu haberlerden daha fazla olmaktadır.

#### 4. Bulgular

Volatilité modelinin analizinden önce kur fiyatları getiri serisi aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (23)$$

Yukarıdaki eşitlikte  $R_t$ , ABD doları kuru getiri serisini,  $P_t$ , t dönemindeki ABD doları kuruunu,  $P_{t-1}$ , t-1 dönemindeki ABD doları kuruunu göstermektedir. Volatilité analizine geçmeden önce getiri serisinin durağanlığının araştırılması önem arz etmektedir. Şekil 1'de dolar kuru serisi ve getiri serisine ilişkin zaman yolu grafikleri sunulmuştur.



Şekil 1. Dolar kuru ve dolar getiri serisi

Şekil 1'de görüldüğü gibi dolar kuru serisi yükselen bir eğilim içindedir. Getiri serisinin ise ortalamaya dönen bir yapı sergilediği görülmektedir. Ayrıca söz konusu durağan yapı birim kök testleriyle de araştırılmıştır. Getiri serisine ilişkin ADF ve PP birim kök testi sonuçları Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1. ADF ve PP birim kök testi sonuçları

Birim kök testi	Test istatistiği	Olasılık
ADF Sabitli Model	-39,02548*	0,0000
ADF Sabitli ve Trendli Model	-39,17776*	0,0000
PP Sabitli Model	-61,52612*	0,0001
PP Sabitli ve Trendli Model	-61,60696*	0,0000

\* %1 anlamlılık düzeyi.

Tablo 1'de görüldüğü gibi her iki test istatistiği için de olasılık değerleri 0,01'den düşüktür. Bu bağlamda birim kök temel hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Getiri serisinin birinci mertebeden durağan olduğuna karar verilmiştir. Getiri serisinin durağan olması, kurulacak olan başlangıç modelinin belirlenmesi için önem arz etmektedir. Durağanlığın belirlenmesi çerçevesinde başlangıç modeli olarak Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli (ARMA) modeli uygulanmıştır. En uygun ARMA modelinin belirlenmesi amacıyla dört gecikmeye kadar modeller denenmiş ve kurulan modellere ilişkin bilgi kriterleri değerleri sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2. ARMA (p,q) modelinin belirlenmesi (Schwarz bilgi kriteri)

p/q	0	1	2	3	4
0	-6,190977	-6,190949	-6,189630	-6,193944	-6,193384
1	-6,190802	-6,188869	-6,192754	<b>-6,193694</b>	-6,191730
2	-6,188901	-6,191799	-6,194057	-6,192048	-6,190042
3	-6,192589	-6,192769	-6,191824	-6,190242	-6,188364
4	-6,191978	-6,190641	-6,189603	-6,188164	-6,189431

Tablo 2'de görüldüğü gibi Schwarz bilgi kriterine göre en düşük değerli model ARMA (2,2) modelidir. ARMA (2,2) modeline ilişkin tahmin sonuçları Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3. ARMA (2,2) modeli tahmin sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart hata	t istatistiği	Olasılık
C	0,000743	0,000177	4,197665*	0,0000
AR (1)	-1,080660	0,069411	-15,56907*	0,0000
AR (2)	-0,680676	0,068981	-9,867547*	0,0000
MA (1)	1,131724	0,061612	18,36855*	0,0000
MA (2)	0,759633	0,061222	12,40783*	0,0000

\* %1 anlamlılık düzeyi

Tablo 3'te görüldüğü gibi tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır. Ancak AR (1) katsayısı mutlak değer olarak 1'den büyüktür. Bir başka ifadeyle durağanlık koşulu sağlanamamaktadır. Bu bağlamda bu model kullanılabilir değildir. Tablo 2 incelendiğinde Schwarz bilgi kriterine göre en uygun model ARMA (1,3) modeli olarak belirlenmiştir. Model sonuçları Tablo 4'te özetlenmiştir.

Tablo 4. ARMA (1,3) modeli tahmin sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart hata	t istatistiği	Olasılık
C	0,000744	0,000171	4,339120*	0,0000
AR (1)	-0,444012	0,134261	-3,307082*	0,0010
MA (1)	0,494739	0,134139	3,688241*	0,0002
MA (2)	0,043126	0,018988	2,271270**	0,0232
MA (3)	-0,073252	0,018010	-4,067337*	0,0000

\* %1 anlamlılık düzeyi, \*\* %5 anlamlılık düzeyi

Tablo 4'te görüldüğü gibi tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca otoregresif parametrenin mutlak değeri olarak 1'den küçük olduğu görülmektedir. Durağanlık koşulunun sağlandığı anlaşılmaktadır. Bu çerçevede en uygun başlangıç modeli, ARMA (1,3) olarak belirlenmiştir. Tablo 2'de söz konusu model koyu olarak gösterilmiştir. Modelde otokorelasyonsuzluk ve sabit varyans varsayımlarının sağlanması önem arz etmektedir. Öncelikle Breusch-Godfrey LM testi ile modelin kalıntıları arasında otokorelasyon bulunup bulunmadığı sınanmıştır. Sabit varyans varsayımı ise ARCH-LM testi ile incelenmiştir. Test sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur.

**Tablo 5.** LM otokorelasyon ve ARCH-LM değişen varyans test sonuçları

LM otokorelasyon testi	
Gecikme	Olasılık
1	0,6323
5	0,1921
8	0,0966
10	0,0225
ARCH-LM değişen varyans testi	
Gecikme	Olasılık
1	0,0000
5	0,0000
10	0,0000

Tablo 5'te görüldüğü gibi 10 gecikmeye kadar otokorelasyon testi gerçekleştirilmiştir. 10 gecikmede olasılık değeri 0,05'in altında bulunmuştur. Bu bağlamda hata terimleri arasında otokorelasyon bulunmadığını öne süren temel hipotez %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Modelde otokorelasyon sorunu bulunmaktadır. Ayrıca Tablo 5'te görüldüğü gibi 10 gecikmeye kadar değişen varyans testi uygulanmıştır. Olasılık değerleri incelendiğinde %1'den küçük olduğu görülmektedir. Sabit varyans temel hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilerek modelde değişen varyans sorunu bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu çerçevede getiri serisindeki volatilitiyi tespit etmek amacıyla analize koşullu değişen varyans modelleri ile devam edilmiştir. Öncelikle ARCH modelleri tahmin edilmiş ve tahmin sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

**Tablo 6.** ARCH modeli tahmin sonuçları

ARCH (1)				
Ortalama denklemi				
Değişken	Katsayı	Standart hata	z istatistiği	Olasılık
C	0,000627	0,000160	3,910282*	0,0001
AR (1)	-0,854774	0,035451	-24,11164*	0,0000
MA (1)	0,880819	0,037951	23,20940*	0,0000
MA (2)	0,055138	0,015037	3,666833*	0,0002
MA (3)	-0,010936	0,010446	-1,046844	0,2952
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	7,31E-05	2,75E-07	266,2323*	0,0000
$\alpha_1$	0,171423	0,006376	26,88592*	0,0000
ARCH (2)				
Ortalama denklemi				
C	0,000476	0,000111	4,280212*	0,0000
AR (1)	-0,827661	0,030717	-26,94484*	0,0000
MA (1)	0,887813	0,032646	27,19498*	0,0000
MA (2)	0,024092	0,013135	1,834180	0,0666
MA (3)	-0,063280	0,010390	-6,090308*	0,0000

#### Varyans denklemi

$\alpha_0$	4,53E-05	3,26E-07	138,9440*	0,0000
$\alpha_1$	0,149961	0,005084	29,49896*	0,0000
$\alpha_2$	0,049961	0,001137	43,93302*	0,0000

\* %1 anlamlılık düzeyi, \*\* %5 anlamlılık düzeyi

Üç gecikmeye kadar ARCH modelleri oluşturulmuştur. ARCH (1) modeli için ortalama denklemine ilişkin tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca otoregresif parametre mutlak değeri olarak 1'den küçük olduğu için durağanlık koşulunun sağlandığı görülmektedir. Varyans denklemindeki katsayılar da istatistiksel olarak anlamlıdır. Parametrelerin pozitif olma koşulu sağlanmıştır. Sürecin durağanlık şartı olan parametreler toplamının 1'den küçük olma gerekliliğinin de sağlandığı görülmektedir. Bu bağlamda getiri serisi volatilitésinin ARCH (1) süreci ile modellenebileceği söylenebilir. ARCH (2) modeli için de ortalama ve varyans denklemine ilişkin katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Otoregresif parametre de mutlak değeri olarak 1'den küçüktür. Ayrıca parametrelerin pozitif olma ve parametreler toplamının 1'den küçük olma şartları sağlanmıştır. Getiri volatilitésinin modellenmesinde ARCH (2) sürecinin kullanılabilirliği ifade edilebilir. ARCH (3) modeli için de tahmin yapılmış, ancak ortalama denkleminde MA (3) parametresinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmüştür. Bu çerçevede ARCH (3) süreci, getiri serisi volatilité modellemesinde kullanılabilir bulunmamıştır. ARCH (1) ve ARCH (2) süreçlerinin kullanılabilir olması için değişen varyans sorununun da giderilmiş olması önem arz etmektedir. Bir başka ifadeyle ARCH etkisinin ortadan kalkmış olması gerekmektedir. ARCH (1) ve ARCH (2) modelleri için ARCH-LM testi uygulanarak test sonuçları Tablo 7'de sunulmuştur.

**Tablo 7.** ARCH-LM değişen varyans testi sonuçları

ARCH (1)	
Gecikme	Olasılık
1	0,9909
5	0,5948
10	0,8383
ARCH (2)	
1	0,9770
5	0,8561
10	0,8538

Tablo 7'de görüldüğü gibi 10 gecikmeye kadar değişen varyans testi uygulanmıştır. Olasılık değerleri 0,05'ten büyük bulunmuştur. Bir başka ifadeyle her iki model için de sabit varyans temel hipotezi reddedilememiştir. ARCH (1) ve ARCH (2) modelleri için ARCH etkisinin giderildiği görülmektedir. Bu bağlamda iki model de getiri serisinin volatilité modellemesinde kullanılabilir bulunmuştur. ARCH modellerinin anlamlı bulunmasının ardından farklı yaklaşımların da araştırılması amacıyla bu aşamada GARCH modellerine geçilmiştir. Bir başka ifadeyle önceki dönem etkisinin yanı sıra daha önceki dönemlerin de etkisinin olup olmadığı araştırılmak amaçlanmıştır. GARCH modeli tahminleri Tablo 8'de sunulmuştur.

**Tablo 8.** GARCH modeli tahmin sonuçları

GARCH (1,1)				
Ortalama denklemi				
Değişken	Katsayı	Standart hata	z istatistiği	Olasılık
C	0,000449	0,000405	1,106436	0,2685
AR (1)	-0,515607	0,474934	-1,085639	0,2776
MA (1)	0,540894	0,467185	1,157773	0,2470
MA (2)	-0,017485	0,041960	-0,416704	0,6769
MA (3)	-0,072339	0,036457	-1,984258**	0,0472
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	7,78E-05	5,78E-06	13,44945*	0,0000
$\alpha_1$	0,150000	0,016068	9,335044*	0,0000
$\beta_1$	0,600000	0,023076	26,00069*	0,0000
GARCH (2,1)				
Ortalama denklemi				
C	0,000436	0,000391	1,115642	0,2646
AR (1)	-0,519223	0,419568	-1,237518	0,2159
MA (1)	0,549008	0,411139	1,335335	0,1818
MA (2)	-0,022248	0,040247	-0,552787	0,5804
MA (3)	-0,077326	0,036878	-2,096808**	0,0360
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	8,25E-05	5,63E-06	14,64324*	0,0000
$\alpha_1$	0,133333	0,019649	6,785682*	0,0000
$\alpha_2$	0,044444	0,020730	2,144002**	0,0320
$\beta_1$	0,533333	0,028093	18,98436*	0,0000
GARCH (1,2)				
Ortalama denklemi				
C	0,000458	0,000394	1,164447	0,2442
AR (1)	-0,526091	0,421380	-1,248496	0,2118
MA (1)	0,547485	0,413588	1,323746	0,1856
MA (2)	-0,017963	0,037773	-0,475569	0,6344
MA (3)	-0,071978	0,035819	-2,009482**	0,0445
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	7,71E-05	9,25E-06	8,336350*	0,0000
$\alpha_1$	0,133333	0,017163	7,768790*	0,0000
$\beta_1$	0,533333	0,116939	4,560800*	0,0000
$\beta_2$	0,044444	0,081801	0,543325	0,5689

\* %1 anlamlılık düzeyi, \*\* %5 anlamlılık düzeyi

Tablo 8'de görüldüğü gibi GARCH (1,1) modeline ilişkin ortalama denklemde MA (3) dışındaki parametreler istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Varyans denklemi parametreleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca parametrelerin pozitif olması ve parametrelerin toplamının 1'den küçük olması koşulu sağlanmıştır. Ancak ortalama denklemdeki parametrelerin anlamsız olması nedeniyle GARCH (1,1) modeli, getiri serisinin volatilité modellemesi için uygun bulunmamıştır. Tablo 8 incelendiğinde GARCH (2,1) ve GARCH (1,2) modelleri için de benzer bir durumun geçerli olduğu görülmektedir. Bu bağlamda GARCH modellerinin volatilité modellemesi için kullanılabilir olmadığı sonucuna

ulaşmıştır. Bu aşamada risk primini de ele alan ortalama ARCH (ARCH-M) modelleriyle analize devam edilmiştir. Bu bağlamda risk priminin etkilerinin de modellenmesi hedeflenmektedir. ARCH-M ve GARCH-M modellerinde koşullu standart sapma ortalama denklemde yer almaktadır. ARCH-M ve GARCH-M modellerinin ARCH ve GARCH modellerine göre bazı avantajları bulunmaktadır. Özellikle söz konusu modellerde zamana göre değişen risk primi dikkate alınmaktadır. Ayrıca risk priminin yapısını ifade eden değer ile volatilité ölçüsü arasındaki ilişki belirlenebilmektedir. Tablo 9'da ARCH-M modeli tahminleri sunulmuştur.

**Tablo 9.** ARCH-M modeli tahmin sonuçları

ARCH-M (1)					
Ortalama denklemi					
Değişken	Katsayı	Standart hata	z istatistiği	Olasılık	
$\lambda$	-0,670763	0,017180	-39,04337*	0,0000	
C	0,005691	0,000150	37,96836*	0,0000	
AR (1)	0,601161	0,033634	17,87339*	0,0000	
MA (1)	-0,579492	0,035588	-16,28348*	0,0000	
MA (2)	-0,029192	0,011999	-2,432947*	0,0150	
MA (3)	-0,082744	0,006724	-12,30646*	0,0000	
Varyans denklemi					
$\alpha_0$	3,97E-05	5,57E-07	71,19240*	0,0000	
$\alpha_1$	0,765600	0,026391	29,00973*	0,0000	
ARCH-M (2)					
Ortalama denklemi					
$\lambda$	-0,089487	0,023608	-3,790536*	0,0002	
C	6,44E-05	0,001045	0,061636	0,9509	
AR (1)	0,991018	0,003416	290,0736*	0,0000	
MA (1)	-0,893419	0,012633	-70,72303*	0,0000	
MA (2)	-0,080342	0,016748	-4,797121*	0,0000	
MA (3)	0,044454	0,011455	3,880929*	0,0001	
Varyans denklemi					
$\alpha_0$	2,65E-05	5,88E-07	45,11393*	0,0000	
$\alpha_1$	0,339233	0,018858	17,98888*	0,0000	
$\alpha_2$	0,700887	0,012153	57,67190*	0,0000	
ARCH-M (3)					
Ortalama denklemi					
$\lambda$	-0,431196	0,026740	-16,12537*	0,0000	
C	0,003516	0,000182	19,33259*	0,0000	
AR (1)	-0,072010	0,077912	-0,924239	0,3554	
MA (1)	0,143933	0,070885	2,030533**	0,0423	
MA (2)	-0,051098	0,016915	-3,020820*	0,0025	
MA (3)	-0,110104	0,012574	-8,756660*	0,0000	
Varyans denklemi					
$\alpha_0$	2,71E-05	4,14E-07	65,47887*	0,0000	
$\alpha_1$	0,261587	0,014897	17,55947*	0,0000	
$\alpha_2$	0,471384	0,011782	40,00901*	0,0000	
$\alpha_3$	0,116635	0,017329	6,730731*	0,0000	

\* %1 anlamlılık düzeyi, \*\* %5 anlamlılık düzeyi

Tablo 9'da görüldüğü gibi ARCH-M (1) modeline ilişkin tüm parametreler istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca risk parametresinin de istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Otoregresif parametre

mutlak değer olarak 1'den küçüktür. Bir başka ifadeyle ortalama denklemi için durağanlık koşulu sağlanmıştır. Varyans denklemine de parametreler istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Parametrelerin pozitif olma ve parametrelerin toplamının 1'den küçük olma koşulları da sağlanmıştır. Bu bağlamda ARCH-M (1) süreci, getiri serisinin volatilité modellemesinde uygun bir model olarak bulunmuştur. Tablo 9'da ARCH-M (2) modeli ortalama denklemine ise AR (1) parametresinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Bu çerçevede volatilité modellemesi için ARCH-M modellerinden sadece ARCH-M (1) modeli uygun bulunmuştur. ARCH-M (1) modeli için ARCH etkisinin giderilmiş olması önem arz etmektedir. ARCH-M (1) modeli için ARCH-LM değişen varyans testi uygulanmış ve test sonuçları Tablo 10'da sunulmuştur.

**Tablo 10.** ARCH-M (1) Modeli ARCH-LM değişen varyans testi sonuçları

Gecikme	Olasılık
1	0,4733
5	0,6304
10	0,5770

Tablo 10'da görüldüğü gibi 10 gecikmeye kadar uygulanan değişen varyans testi sonuçlarına göre olasılık değerleri 0,05'ten büyük bulunmuştur. ARCH-M (1) modeli için sabit varyans durumunu ileri süren temel hipotez reddedilememiştir. Bir başka ifadeyle ARCH-M (1) modelindeki ARCH etkisinin ortadan kalktığı anlaşılmaktadır. Bu aşamada GARCH-M modelleriyle analize devam edilmiştir. GARCH-M modellerine ilişkin tahmin sonuçları Tablo 11'de sunulmuştur.

**Tablo 11.** GARCH-M modeli tahmin sonuçları

GARCH-M (1,1)				
Ortalama denklemi				
Değişken	Katsayı	Standart hata	z istatistiği	Olasılık
$\lambda$	-0,051636	0,014979	-3,447179*	0,0006
C	0,000526	3,06E-05	17,17154*	0,0000
AR (1)	-0,060771	0,319486	-0,190214	0,8491
MA (1)	0,112608	0,315425	0,357005	0,7211
MA (2)	-0,007251	0,024122	-0,300580	0,7637
MA (3)	-0,052639	0,015770	-3,337884*	0,0008
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	1,71E-08	4,29E-09	3,981837*	0,0001
$\alpha_1$	0,192225	0,004385	43,83689*	0,0000
$\beta_1$	0,860236	0,001435	599,4105*	0,0000
GARCH-M (2,1)				
Ortalama denklemi				
$\lambda$	-0,051670	0,015133	-3,414490*	0,0006
C	0,000532	3,28E-05	16,22894*	0,0000
AR (1)	-0,102061	0,309315	-0,329959	0,7414
MA (1)	0,145789	0,305697	0,476906	0,6334
MA (2)	-0,005750	0,021453	-0,268034	0,7887
MA (3)	-0,054702	0,015816	-3,458609*	0,0005
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	1,33E-08	4,05E-09	3,292064*	0,0010
$\alpha_1$	0,270977	0,014194	19,09091*	0,0000
$\alpha_2$	-0,090386	0,012407	-7,285145*	0,0000
$\beta_1$	0,868431	0,001546	561,7504*	0,0000

**GARCH-M (1,2)**

Ortalama denklemi				
$\lambda$	-0,051935	0,015598	-3,329554*	0,0009
C	0,000530	3,24E-05	16,35390*	0,0000
AR (1)	-0,072711	0,320114	-0,227141	0,8203
MA (1)	0,121033	0,316388	0,382545	0,7021
MA (2)	-0,006409	0,023022	-0,278360	0,7807
MA (3)	-0,053490	0,016471	-3,247507*	0,0012
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	1,86E-08	4,95E-09	3,757639*	0,0002
$\alpha_1$	0,221714	0,011808	18,77614*	0,0000
$\beta_1$	0,692314	0,051618	13,41230*	0,0000
$\beta_2$	0,146412	0,044097	3,320266*	0,0009

\* %1 anlamlılık düzeyi

Tablo 11'de görüldüğü gibi GARCH-M (1,1) modeli ortalama denklemine risk parametresi istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ancak AR (1), MA (1), MA (2) parametreleri istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu bağlamda getiri serisi volatilité modellemesinde GARCH-M (1,1) modeli uygun bulunmamıştır. GARCH-M (2,1) ve GARCH-M (1,2) modellerine ilişkin ortalama denklemlerinde de benzer bir durum söz konusudur. İstatistiksel olarak anlamsız parametrelerin bulunması nedeniyle GARCH-M modellerinin volatilité modellemesi için kullanılabilir olmadığı görülmektedir.

Getiri serisi volatilité modellemesinde Simetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri içinde ARCH (1), ARCH (2) ve ARCH-M modelleri uygun modeller olarak bulunmuştur. Bu aşamada Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile analize devam edilmiştir. Asimetrik modellerin uygulanması ile kaldıraç etkisinin varlığının araştırılması hedeflenmektedir. Öncelikle EGARCH modelleri uygulanmış ve model tahmin sonuçları Tablo 12'de sunulmuştur.

**Tablo 12.** EGARCH modeli tahmin sonuçları

EGARCH (1,1)				
Ortalama denklemi				
Değişken	Katsayı	Standart hata	z istatistiği	Olasılık
C	0,000534	8,03E-05	6,647866*	0,0000
AR (1)	0,983948	0,007242	135,8621*	0,0000
MA (1)	-0,935771	0,015531	-60,25004*	0,0000
MA (2)	-0,054767	0,023340	-2,346496**	0,0190
MA (3)	0,012952	0,014945	0,866643	0,3861
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	-0,236796	0,008460	-27,98961*	0,0000
$\alpha_1$	0,190727	0,003798	50,21532*	0,0000
$\beta_1$	0,989761	0,000797	1241,470*	0,0000
$\gamma_1$	0,107663	0,004260	25,27137*	0,0000
EGARCH (2,1)				
Ortalama denklemi				
C	0,000497	9,03E-05	5,502285*	0,0000
AR (1)	0,985610	0,004424	222,7870*	0,0000
MA (1)	-0,918012	0,016393	-55,99926*	0,0000
MA (2)	-0,065036	0,022192	-2,930560*	0,0034
MA (3)	0,008228	0,013592	0,605338	0,5450
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	-0,203816	0,007242	-28,14196*	0,0000
$\alpha_1$	0,343598	0,015523	22,13416*	0,0000
$\alpha_2$	-0,174747	0,015009	-11,64314*	0,0000
$\beta_1$	0,991626	0,000676	1466,548*	0,0000
$\gamma_1$	0,116592	0,004487	25,98286*	0,0000



EGARCH (1,2)				
Ortalama denklemi				
C	0,000529	8,05E-05	6,567143*	0,0000
AR (1)	0,983994	0,007247	135,7761*	0,0000
MA (1)	-0,936564	0,015930	-58,79120*	0,0000
MA (2)	-0,054659	0,023364	-2,339395**	0,0193
MA (3)	0,013608	0,015022	0,905885	0,3650
Varyans Denklemi				
$\alpha_0$	-0,259159	0,016892	15,34224*	0,0000
$\alpha_1$	0,211661	0,013226	16,00333*	0,0000
$\beta_1$	0,877874	0,068228	12,86670*	0,0000
$\beta_2$	0,111126	0,067703	1,641371*	0,0000
$\gamma_1$	0,117655	0,009265	12,69845	0,1007

\* %1 anlamlılık düzeyi, \*\* %5 anlamlılık düzeyi

Tablo 12'de görüldüğü gibi EGARCH (1,1) ortalama denkleminde MA (3) parametresi istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Ayrıca  $\gamma_1$  parametresinin pozitif olduğu görülmektedir. Modelde asimetrinin ve kaldıraç etkisinin bulunması için  $\gamma_1$  parametresinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Bu bağlamda EGARCH (1,1) modeli, getiri serisine ilişkin volatilité modellemesi için uygun bulunmamıştır. EGARCH (2,1) ve EGARCH (1,2) modellerinde de benzer bir durum söz konusudur. Özetle EGARCH modelleri, volatilité modellemesi için kullanılabilir değildir. Son olarak TARCH modelleri uygulanmış ve modellere ilişkin tahmin sonuçları Tablo 13'te sunulmuştur.

**Tablo 13.** TARCH modeli tahmin sonuçları

TARCH (1,1)				
Ortalama denklemi				
Değişken	Katsayı	Standart hata	z istatistiği	Olasılık
C	0,000514	4,30E-05	11,95568*	0,0000
AR (1)	-0,274656	0,395557	-0,694351	0,4875
MA (1)	0,336196	0,392793	0,855911	0,3920
MA (2)	0,021121	0,029915	0,706038	0,4802
MA (3)	-0,037307	0,015846	-2,354386**	0,0186
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	2,42E-08	3,58E-09	6,747108*	0,0000
$\alpha_1$	0,227007	0,006055	37,49276*	0,0000
$\beta_1$	0,879068	0,001222	719,2533*	0,0000
$\gamma_1$	-0,139020	0,007616	-18,25415*	0,0000
TARCH (2,1)				
Ortalama denklemi				
C	0,000505	4,46E-05	11,32788*	0,0000
AR (1)	-0,874929	0,107021	-8,175276*	0,0000
MA (1)	0,934217	0,108739	8,591348*	0,0000
MA (2)	0,058436	0,020627	2,833047*	0,0046
MA (3)	-0,008858	0,015214	-0,582223	0,5604
Varyans denklemi				
$\alpha_0$	2,09E-08	3,11E-09	6,722345*	0,0000
$\alpha_1$	0,288708	0,013544	21,31639*	0,0000
$\alpha_2$	-0,075858	0,011752	-6,454841*	0,0000
$\beta_1$	0,886870	0,001437	617,0936*	0,0000
$\gamma_1$	-0,132160	0,006287	-21,02203*	0,0000

TARCH (1,2)				
Ortalama denklemi				
C	0,000487	4,90E-05	9,924665*	0,0000
AR (1)	-1,000163	0,000104	-9652,022*	0,0000
MA (1)	1,061829	0,014382	73,83139*	0,0000
MA (2)	0,064825	0,019996	3,241867*	0,0012
MA (3)	0,002452	0,015997	0,153301	0,8782
Varyans Denklemi				
$\alpha_0$	2,19E-08	4,48E-09	4,886794*	0,0000
$\alpha_1$	0,261405	0,017286	15,12244*	0,0000
$\beta_1$	0,735333	0,060219	12,21090*	0,0000
$\beta_2$	0,126221	0,052921	2,385110*	0,0000
$\gamma_1$	-0,160986	0,014225	-11,31744**	0,0171

\* %1 anlamlılık düzeyi, \*\* %5 anlamlılık düzeyi

Tablo 13'te görüldüğü gibi TARCH (1,1) modeli ortalama denkleminde MA (3) dışındaki tüm parametreler istatistiksel olarak anlamsızdır. Ayrıca varyans denklemindeki  $\gamma_1$  parametresi de istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Diğer TARCH modellerinde de benzer bir durum söz konusudur. Bu bağlamda TARCH modelleri de EGARCH modelleri gibi getiri serisi volatilité modellemesi için uygun bulunmamıştır. Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modellerinin volatilité modellemesinde kullanılamayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Elde edilen tüm sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde getiri serisi volatilité modellemesi için uygun modellerin ARCH (1), ARCH (2) ve ARCH-M (1) modelleri olduğu görülmektedir. Söz konusu modellerden en iyi modelin seçilmesi için RMSE değerleri incelenmiş ve sonuçlar Tablo 14'te sunulmuştur.

**Tablo 14.** RMSE değerleri

Model	RMSE
ARCH (1)	0,010901
ARCH (2)	0,010915
ARCH-M (1)	0,012262

Tablo 14'te görüldüğü gibi en düşük değer ARCH (1) modelinde bulunmuştur. Bu çerçevede getiri serisi volatilité modellemesi için en uygun modelin ARCH (1) modeli olduğuna karar verilmiştir.

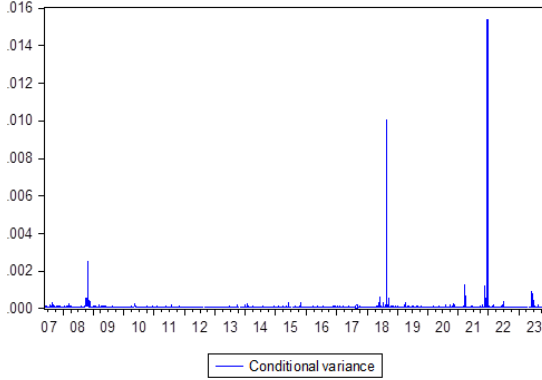
Tablo 6'daki ARCH (1) modeli varyans denklemi incelendiğinde  $\alpha_1$  katsayısının 0,171423 olduğu görülmektedir. Yöntem bölümünde açıklandığı gibi varyansın pozitif olması  $\alpha_1$  katsayısının 0 ile 1 arasında olması koşuluna bağlıdır. Bu koşulun sağlandığı görülmektedir. Öte yandan  $\varepsilon_t$ 'nin pozitif olabilmesi için  $1 - 3\alpha_1^2 > 0$  koşulunun sağlanması gerekmektedir. Bu koşulun sağlanabilmesi için ise  $0 \leq \alpha_1 < 1/3$  şartı bulunmaktadır (Çil, 2018: 432).  $\alpha_1$  katsayısının 0,171423 olduğu değerlendirildiğinde bu şartın da sağlandığı anlaşılmaktadır. Son olarak  $\varepsilon_t$ 'nin aşırı basırlığının pozitif olması aşağıdaki koşula bağlıdır.

$$3 \frac{1-\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2} > 3 \quad (24)$$

Modelden elde edilen  $\alpha_1$  katsayısı yerine konulduğunda elde edilen değer 3'ten büyük olduğu görülmektedir. Bir başka ifadeyle  $\varepsilon_t$ 'nin aşırı basırlığı pozitif olup dağılımı normal dağılıma göre daha kalın kuyrukludur. Bu bağlamda ARCH (1) modelinin şoku, beyaz gürültü

serilerine göre daha fazla uç değere yol açmaktadır. Bu durum, ARCH modelinin finansal zaman serilerinde genellikle görülen aşırı baskınlığı daha kolay modelleyebildiğini göstermektedir.

Son olarak döviz kuru getiri serisine ilişkin koşullu varyans grafiği Şekil 2'de sunulmuştur.



Şekil 2. Getiri serisi koşullu varyans grafiği

Şekil 2'de görüldüğü gibi 2018 ve 2021 yıllarında varyans çok yüksektir. Söz konusu yıllarda Türkiye'de döviz krizi yaşandığı değerlendirildiğinde volatilitedeki artış doğaldır. Ayrıca küresel krizin yaşandığı 2008 ve pandemi yılı olan 2020 yıllarında da volatilitenin arttığı görülmektedir.

## 5. Sonuç ve Öneriler

Volatilité, zaman serilerinde ortaya çıkan beklenmedik artış ve azalışları ifade etmektedir. Bir başka ifadeyle volatilité, zaman serilerinin ortalamadan ne kadar saptıklarının bir göstergesi olarak tanımlanabilir. Ekonomik ve siyasal yaşamda meydana gelen ani değişiklikler finansal zaman serilerinde volatilitéye neden olmaktadır. Finansal piyasaların aktörleri tarafından finansal zaman serilerine ilişkin tarihsel volatilitenin doğru belirlenmesi ve gelecekteki volatilitenin etkin olarak tahmin edilmesi önem arz etmektedir. Ayrıca döviz kuru volatilitesi, uluslararası ticaret açısından risk unsuru olarak değerlendirilmektedir. Döviz kurlarında oluşan volatilité, ihraç ve ithal malların fiyatlarını etkileyerek dış ticaretin yapısını değiştirebilmektedir. Döviz kuru volatilitésinin yüksek olması, tüm ekonomik yaşamdaki riskleri arttırarak istikrarsızlığa yol açabilmektedir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisi için ABD doları kuru getiri serisindeki volatilitenin modellenmesidir. Koşullu değişen varyans modellerinin uygulandığı çalışmada çeşitli modeller denenmiş, en uygun modelin ARCH (1) modeli olduğu tespit edilmiştir. Bir başka ifadeyle Türkiye ekonomisi için ABD doları kuru getiri serisi volatilitesi, bir önceki dönem şoklarından kaynaklanmaktadır. Bu bağlamda t-1 döneminde ortaya çıkan şokun t döneminde daha büyük bir varyansa neden olacağı anlaşılmaktadır. Ayrıca söz konusu model simetrik olup, pozitif ve negatif şokların döviz kuru getiri serisi üzerindeki etkileri eşittir. ARCH (1) modeline ilişkin  $\alpha_1$  katsayısının 0 ile 1 arasında olması, döviz kuru getiri serisine gelen şokların kalıcı bir etki yaratmadığını göstermektedir. Bu çerçevede çalışmadan elde edilen bulgular; döviz kuru getiri serisi volatilitésinin büyük oranda bir önceki dönem şoklarından kaynaklandığı sonucuna ulaşan Güloğlu ve Akman (2007), Uysal ve Özşahin (2012) çalışmalarına uyumludur. Ancak literatürdeki çalışmaların büyük çoğunluğunun aksine GARCH modelleri ve asimetrik EGARCH, TARARCH modelleri, incelenen dönem itibarıyla döviz kuru getiri serisi volatilité modellemesi için uygun bulunmamıştır.

İncelenen dönemde koşullu varyansın en yüksek değere ulaştığı yıllar, 2018 ve 2021 olarak bulunmuştur. 2018 yılında yaşanan ve Mayıs, Ağustos aylarında iki şokla gelen döviz krizinin volatilité üzerinde etkili olduğu anlaşılmaktadır. 2021 yılı da Türkiye ekonomisinde döviz krizinin yaşandığı bir yıl olarak öne çıkmaktadır. Özellikle Kasım ayından itibaren Türk lirasının ABD doları karşısındaki hızlı değer kaybının volatilité etkisi yapıldığı görülmektedir. Ayrıca Türkiye'yi de etkileyen küresel krizin yaşandığı 2008 ve pandeminin olumsuz etkilerinin görüldüğü 2020 yıllarında da volatilitéde bir miktar artış gözlemlenmiştir.

Bu çalışmadan elde edilen sonuçlar kullanılarak diğer finansal varlıkların volatiliteleri ile karşılaştırmalar yapılabilir. Ayrıca diğer finansal varlıklarla volatilité geçişleri araştırılabilir. Çalışmanın sonuçları kullanılarak dolar kurundaki volatilité ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişkiler incelenebilir.

## Yazar Katkı Oranı Beyanı

Tüm süreç sorumlu yazar Atilla Aydın tarafından yürütülmüştür.

## Çatışma Beyanı

Çıkar çatışması yoktur.

## Destek Beyanı

Bu çalışma için herhangi bir kurumdan destek alınmamıştır.

## Kaynaklar

- Adeoye, B. W. ve Atanda, A. A. (2011). Exchange rate volatility in Nigeria: consistency, persistency & severity analyses. *CBN Journal of Applied Statistics*, 2(2), 29-49.
- Aizenman, J. ve Pinto, B. (2005). *Managing economic volatility and crisis: a practitioner's guide*, New York, Cambridge University Press.
- Aracı, H., Özbek, G. B. ve Köstepen Özbek, K. G. (2023). Petrol fiyatları ve döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin dış ticaretindeki taşımacılık faaliyetleri üzerinde etkileri. *Maliye ve Finans Yazıları*, (119), 39-60.
- Aysoy, C., Balaban, E., Kogar, C. ve Özcan, C. (1996). *Daily volatility in the Turkish Foreign Exchange Market*, Discussion Papers No. 9625, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Beine, M., Laurent, S. ve Lecourt, C. (2003). Official central bank interventions and exchange rate volatility: evidence from a regime-switching analysis. *European Economic Review*, 47(5), 891-911.
- Black, F. (1976). Studies of stock price volatility changes. *Proceedings of the Business and Economics Section of the American Statistical Association*, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bosnjak, M., Novak, I. ve Bilas, V. (2016). Modelling volatility of exchange rate currency using GARCH models. *Ekonomski Vjesnik/Econviews*, 29(1), 81-94.
- Butler, C. (1999). *Mastering value at risk, a step-by-step guide to understanding and applying VAR*. Financial Times Pitman Publishing, Market Editions, London.
- Çağlayan, E. ve Dayioğlu, T. (2009). Döviz kuru getiri volatilitésinin koşullu değişen varyans modelleri ile öngörüsü. *Ekonometri ve İstatistik e-Dergisi*, (9), 1-16.
- Çil, N. (2018). *Finansal ekonometri*, Der Yayınları, İstanbul.
- Daly, K. (2008). Financial volatility issues and measuring techniques. *Physica*, 387, 2377-2393.
- Demirgil, H., Yıldırım, S. ve Çiçek, Z. (2019). Döviz kuru oynaklığında asimetrik işaret ve boyut yanlılığının test edilmesi: Euro/TL kur oynaklığı üzerine bir inceleme. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 10(25), 485-494.

- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Emeç, H. ve Özdemir, M.O. (2014). Türkiye’de döviz kuru oynaklığının otoregresif koşullu değişen varyans modelleri ile incelenmesi, *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.
- Engle, R. F., Lilien, D. M. ve Robbins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model, *Econometrica*, 55(2), 391-407.
- Güloğlu, B. ve Akman, A. (2007). Türkiye’de döviz kuru oynaklığının SWARCH yöntemi ile analizi, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 44(512), 43-51.
- Gün, M. (2020). Döviz kuru volatilitésinin doğrusal ve doğrusal olmayan yöntemler ile incelenmesi. *Istanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(39), 952-974. <https://doi.org/10.46928/iticusbe.763980>
- Gür, T. H. ve Ertuğrul, H. M. (2012). Döviz kuru volatilitési modelleri: Türkiye uygulaması, *İktisat, İşletme ve Finans*, 27(310), 53-77.
- Gürsakar, S. (2009). Varyans kınlanması gözlemlenen serilerde GARCH modelleri: döviz kuru oynaklığı örneği, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (32), 319-337.
- Harvey, A. ve Sucarrat, G. (2012). EGARCH models with fat tails, skewness and leverage, *Cambridge Working Papers in Economics*, University of Cambridge, No: 1236.
- Hsieh, D. A. (1993). Estimating the dynamics of volatility, *The Conference on Financial Innovations*, Fuqua School of Business, Duke University, Durham, NC.
- Hsieh, D. A. (1988). The statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983, *Journal of International Economics*, 24(1-2), 129-145.
- Kanalıcı Akay, H. ve Nargeleçekenler, M. (2006). Finansal piyasa volatilitési ve ekonomi, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(4), 5-36.
- Kayral, İ.E. (2016). Türkiye’de döviz kuru volatilitelerinin modellenmesi, *Politik Ekonomik ve Finansal Analiz Dergisi*, 1, 1-15.
- Kayral, İ. E. ve Tandoğan, N. Ş. (2020). BİST100, döviz kurları ve altın getiri ve volatilitésinde COVID-19 etkisi. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 19(COVID-19 Special Issue), 687-701.
- Kıran, B. (2006). *Sektörel bazda hisse senetleri getiri volatilitésinin asimetric koşullu değişen varyans modelleri ile tahmini*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Kıran, B. (2008). Döviz kuru volatilitésinin asimetric üslü ARCH (APARCH) modeli ile tahmini, *Review of Social, Economic & Business Studies*, 11/12, 1-18.
- Kutlu Horvath, S. ve Yurttagüler, İ. (2023). Türkiye’de döviz kuru oynaklığının modellenmesi: ampirik bir araştırma. *Journal of Economic Policy Researches*, 10(2), 435-455. <https://doi.org/10.26650/JEPR1217028>
- Mandelbrot, B. (1963). The variation of certain speculative prices, *The Journal of Business of the University of Chicago*, 36, 394-419.
- Maskus, K. E. (1990). *Exchange rate risk and US trade: a sectoral analysis, financial market volatility and the economy*, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Nagayasu, J. (2004). The effectiveness of Japanese Foreign Exchange interventions during 1991-2001, *Economics Letters*, 84(3), 377-381.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach, *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Nelson, C. ve Cao, C. Q. (1992). Inequality constraints in the univariate GARCH model, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 229-235.
- Phillips, P. C. B ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Poon, A. (2005). *A practical guide to forecasting financial market volatility*, John Wiley and Sons, England.
- Sandoval, J. (2006). Do asymmetric GARCH models fit better exchange rate volatilities on emerging markets? *Odeon*, 3, 97-116.
- Sinclair, E. (2008). *Volatility trading*, John Wiley & Sons Inc., New Jersey.
- Sümer, A. L. (2021). Türkiye’de sepet kur volatilitésinin GARCH modellemesi: asimetric etkisi yaklaşımı, *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 13(24), 137-150.
- Uysal, D. ve Özşahin, Ş. (2012). Reel efektif döviz kuru endeksi volatilitésinin ARCH ve GARCH modelleri ile tahmini, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(1), 13-20.