



## TERÖR OLAYLARININ DÖVİZ PİYASASI OYNAKLIĞI ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ\*

*The Influence of Terrorist Events on the Volatility of Foreign Exchange Market: The Case of Turkey*

Doç.Dr. Mehmet ÇINAR

Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Bursa/Türkiye  
Ashıhan YILMAZ

YL Öğrencisi, Uludağ Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Bölümü Bursa/Türkiye

Çınar, M. & Yılmaz, A. (2017). "Terör Olaylarının Döviz Piyasası Oynaklığı Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği",  
Vol:3, Issue:13; pp:55-66 (ISSN:2149-8598)

### ARTICLE INFO

#### Article History

Makale Geliş Tarihi  
Article Arrival Date  
12/07/2017  
Makale Yayın Kabul Tarihi  
The Published Rel. Date  
21/08/2017

#### Anahtar Kelimeler

Döviz piyasası, ARCH  
modeli, oynaklık, sabit ve  
dalgalı kur, terör.

#### Keywords

Foreign exchange market,  
ARCH model, volatility,  
fixed and floating exchange  
rate, terrorism.

### ÖZ

Terör şüphesiz ki geçmişten beri gündemden düşmeyen bir konudur. Kavramsal olarak terör, insanlar arasında korku yaratan barış ve güvenliği hedef alan eylemleri ifade eder. Bu kapsamda, çalışmada 1990:1-2017:3 dönemi için Türkiye’de meydana gelen terör olaylarının döviz kuru piyasası volatilitesi üzerindeki etkisi araştırılmıştır. İlk olarak, çalışmada dolar kuru serisinin getiri oranları hesaplanmış ve daha sonra birim kök testleri uygulanmıştır. İlaveten Eckstein and Tsiddon (2004) and Persitz (2006) yaklaşımlarıyla hesaplanan terör endeksi oluşturulmuştur. Hem döviz kuru getirisi hem de terör endeksi için uygulanan birim kök testleri serilerin durağan olduğunu ortaya koymaktadır.

Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla döviz piyasası için ARMA(4,3) modelinin uygun olduğu belirlenmiştir. Uygulanan ARCH testi sonucunda ise ARCH etkisinin olduğu belirlenmiştir. Sonuçta, tahmin edilen ARCH(2) modeli kullanılarak oluşturulan volatilitte serisi bağımlı değişken olarak modelde kullanılmıştır.

Ayrıca, çalışmada 2001 Şubat ayından sonra yürürlüğe giren dalgalı kur rejimi politikası için bir kukla değişken kullanılmıştır. Volatilitte model sonuçları incelendiğinde dalgalı kur politikası uygulanan dönemde, sabit kur politikası uygulanan döneme göre döviz piyasası üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu görülmektedir. Yani dalgalı kur politikası döneminde oynaklık daha yüksektir. Son olarak terör olaylarının döviz piyasası oynaklığını artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Fakat bu oynaklık 2001 sonrasında, öncesine göre daha azdır. Bu sonuç 2001 sonrasında Türkiye’de istikrarlı bir dönem olduğunu göstermektedir.

### ABSTRACT

Terrorism is undoubtedly an issue that has not fallen from the agenda since the past. Conceptually, terror refers to actions aimed at peace and security that create fear among people. In this study, the effect of the terrorist incidents in Turkey on the exchange rate volatility was researched for the period 1990:1-2017:3. First, in the study, the rate of return of the dollar was calculated, and then unit root tests were applied. In addition, the terror index calculated by Eckstein and Tsiddon (2004) and Persitz (2006) approaches was established. Unit root tests applied for both exchange rate returns and terror index reveal that the series are stationary.

With the help of the Akaike Information Criteria (AIC), it was determined that the ARMA(4,3) model is appropriate for the foreign exchange market. It is determined that ARCH effect is the result of applied ARCH test. As a result, the volatility series generated by the estimated ARCH (2) model is used as a dependent variable in the model.

In addition, a dummy variable was used for the floating exchange rate regime policy, which entered into force in late of February 2001. When the volatility model results are examined, it is seen that the floating exchange rate policy has a positive effect on the foreign exchange market according to the period in which the fixed exchange rate policy is applied. That is, volatility is higher during the floating exchange rate policy period. Finally, terrorist incidents have increased the foreign exchange market volatility. But this volatility is less after 2001 than before. This result shows that there is a stable period in Turkey after 2001.

## 1. GİRİŞ

Terör, kişilerde yılgınlık yaratan ve büyük çaplı korku veren bir eylem durumunu ifade ederken; terörizm, siyasal amaçlar için mevcut durumu kanun dışı yollardan değiştirmek amacıyla örgütlü, sistemli ve sürekli terör eylemlerini kullanmayı bir yöntem olarak benimseme durumudur (Çağlar,

\* Bu çalışma, İKSAD ev sahipliğinde 11-14 Mayıs 2017 tarihinde Gaziantep’te düzenlenen AL FARABİ Kongresinde sunulmuştur.

1997). Terör ve terörizm ayrışımında yapılan tanımlamalardan biri (Laqueur, 1987) tarafından yapılmış ve bu tanımlamada terör; şiddet, kargaşa, strateji amaçlı kullanılan ve insani olmayan güdülerle gerçekleşen eylemler bütünü olarak tanımlanmıştır. 3713 sayılı terörle mücadele kanununda ise terör; *“baskı, cebir, şiddet, korkutma, yıldırma, sindirme veya tehdit yöntemlerinden biriyle, anayasada belirtilen Cumhuriyetin niteliklerini, siyasi, hukuki, sosyal, laik, ekonomik düzeni değiştirmek, devletin ülkesi ve milleti ile bölünmez bütünlüğünü bozmak, Türk Devletinin ve Cumhuriyeti'nin varlığını tehlikeye düşürmek, devlet otoritesini zaafa uğratmak veya yıkmak veya ele geçirmek, temel hak ve hürriyetleri yok etmek, devletin iç ve dış güvenliğini, kamu düzenini veya genel sağlığı bozmak amacıyla bir örgüte mensup kişi veya kişiler tarafından girişilecek her türlü eylemlerdir”* şeklinde tanımlanmıştır.\*

Terör ve terörizmin yarattığı durumun ekonomik, sosyal ve siyasi çevrede yansımaları olumsuz olabilmektedir. Terör saldırıları sadece can ve mal kaybına neden olmayıp, bireyleri etkilemekte ve oluşturduğu belirsizlik ortamıyla ekonomide ciddi etkilere sebep olmaktadır. Terörün yol açtığı sorunların başında ekonomik sorunlar gelmektedir. Diğer bir ifadeyle terör olayı meydana geldikten sonra ekonomiye etkisi başlar ancak uzun vadede bu olumsuz etki birçok alana yayılmaktadır.

Ekonomide, sosyal ve siyasal hayatta yaşanacak belirsizlik ortamının en çok etkileyeceği kurumların başında finansal piyasalar gelmektedir. Finansal piyasalar, ekonomik sistem içerisinde kaynak ihtiyacı içerisindeki kişi ve kuruluşlar ile birikim sahibi yatırımcılar arasındaki kaynak alışverişini sağlayan mekanizmalardır. Bu nedenle, finansal piyasalar ekonomik etkinlik ve verimlilik için gereklidir. Terör saldırıları risk bağlamında değerlendirildiğinde, oluşturduğu belirsizlik ve güvensizlik ortamı ile terörizm risk seviyesini yukarıya çekerek finansal piyasalara olumsuz yönde etki edebilmektedir (Ağırman vd., 2014).

Ülkelerin gelişmişlik düzeylerine göre ekonomilerinin terörden etkilenme düzeyleri farklı olabilmektedir (Sandler ve Enders, 2002). Yapılan çalışmalara bakıldığında gelişmiş ülke ekonomilerinin diğer ülke ekonomilerine nazaran daha dirençli olduğu görülmüştür. Bunu destekler nitelikte olan Chen ve Siems'in 11 Eylül 2001 terör saldırısının ABD ve Dünya borsaları üzerine etkisini araştıran çalışmasında, terör eylemi gerçekleştikten sonra Norveç borsası 107 günde eski haline dönmüşken, ABD borsası 40 gün gibi kısa bir sürede toparlanmıştır (Chen & Siems, 2004).

Kolias vd.(2011:532)'e göre terörün can kaybı dışında ekonomik maliyetlere sahip olduğunu şöyle dile getirmişlerdir.

*“terörist saldırıların ortaya çıkardığı maliyetler, teröre karşı güvenlik sağlamak amacıyla gerekli olan çok büyük miktardaki kaynaklar, terörist saldırıların neden olduğu sermaye birikimi ve mal kaybı olarak ifade edilebilir. Aynı zamanda terör eylemlerinin ekonomik göstergeleri, sektörleri, büyüme ve yatırım faaliyetlerini olumsuz yönde etkileyen çok sayıda ekonomik sonuçları vardır.”*

Terör eylemlerindeki artış, bilginin de hızlı yayılımı, belirsizliği artırarak risk primlerini yükseltmekte, beklenen gelirlerin azalmasına neden olmaktadır. Dünyada yaşanan terör olaylarının farklı sebepleri olsa da, ülkemizde yaşanan terör olaylarının bulunduğu coğrafya ile ilgili oldukça fazladır. Ülkede terörist faaliyetler artarken bununla birlikte yeni terör örgütleri de türemiştir. Türkiye'de sıklıkla eylem yapan örgütler El-Kaide, DHKP-C, El Nusra cephesi, TKP/ML, Hizbullahçı terör örgütü, İŞİD, PKK/TAK, FETÖ/PDY olarak sıralanabilir. (Algan, Balcılar, Bal, & Manga, 2016)

Terörist faaliyetlerin sosyal, kültürel, siyasal, finansal piyasalara etkileri göz ardı edilemez. Döviz piyasası, ülkede meydana gelebilecek her türlü sosyal, ekonomik ve siyasal gelişmelerden hızla etkilenen bir piyasadır. Bu kapsamda çalışmada 1990:1 – 2017:3 dönemi için Türkiye'de meydana gelen terör olaylarının döviz kuru piyasası volatilitesi üzerindeki etkisi araştırılmıştır.

Çalışmanın ikinci kısmında terör ve finansal piyasa ilişkisini farklı yönlerden ele alan literatür çalışması üzerinde durulmaktadır. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri ve metodolojiye yer verilmiştir. Çalışmanın analiz sonuçları dördüncü başlıkta yer almakta ve son kısım sonuçtan oluşmaktadır.

\* 12/4/1991 tarih ve 3713 sayılı Terörle Mücadele Kanunu Terör Tanımı

## 2. LİTERATÜR TARAMA

Eldor ve Melnick (2004) yaptıkları çalışmada, 1990-2003 yılları arasında İsrail'de meydana gelen, 1212 kişinin öldüğü, 5726 kişinin yaralandığını 639 terör saldırısının, hisse senedi fiyatları ve döviz kurlarına etkilerini zaman serisi analizi yöntemini kullanarak araştırmışlardır. Çalışmada meydana gelen terörist faaliyetlerin İsrail'in hem hisse senedi fiyatlarında hem de döviz kurunda kalıcı etkiler bıraktığı sonucuna ulaşmışlardır. Ancak İsrail'de meydana gelen yerel terör saldırılarının kalıcı bir etkiye sahip olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Chen ve Siems (2004) çalışmalarında 11 Eylül 2001 saldırısı ve bunun gibi 14 büyük terör saldırısının, küresel ve ABD finansal piyasalarındaki etkisini ölçmüşlerdir. Ele alınan 14 büyük terör olayından 12'sinin getirileri olumsuz etkilediği görülmüştür. Negatif getirilerin en fazla olduğu Asya ve Avrupa kıtasına kıyasla ABD finans piyasasının diğer küresel sermaye piyasalarına göre daha dayanıklı olduğunu ispatlamışlardır.

Arin, Ciferri ve Spagnolo (2008) çalışmalarında terör olaylarının etkilerini 6 ayrı ülke hisse senedi piyasası için (Endonezya, İsrail, İspanya, Tayland, Türkiye ve İngiltere) 2002:1-2006:12 yıllarını kapsayacak biçimde hisse senedi getirileri ve hisse senedi getirileri oynaklığı arasındaki ilişkiyi GARCH modeli ile tahmin etmiştir. Sonuç olarak terör olaylarının hisse senedi getirilerini etkilediği, İspanya ve İngiltere'nin diğer ülkelere kıyasla terör olaylarına karşı daha dayanıklı olduğu kanaatine varılmıştır.

Christofis, vd. (2010) yaptıkları çalışmada İstanbul'daki terör saldırılarının Borsa İstanbul (BIST) üzerindeki etkilerini 1997:01 - 2009:12 tarihleri arasındaki günlük verileri kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre 2003 yılında İstanbul'da dört farklı yerde bomba patlatılarak gerçekleştirilen intihar saldırısının en çok turizm sektörünü etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Buna rağmen yatırımcıların Türkiye'nin hızlı kalkınacağına güvenmeleri sayesinde olayların ciddiyetine rağmen borsanın hızlı toparlanacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Drakos (2010), yaptığı çalışmada meydana gelen terör olaylarının 1994-2004 dönemi için 22 ülkenin (Brezilya, Kolombiya, Mısır, Fransa, Almanya, Yunanistan, Hindistan, Endonezya, İsrail, Lübnan, Meksika, Pakistan, Peru, Filipinler, Rusya, İspanya, Sri Lanka, Tayland, Türkiye, İngiltere, Amerika ve Venezuela ) günlük borsa getirileri üzerinde önemli bir etki yaratıp yaratmadığını araştırmıştır. Getirilerin kapanış fiyatları esas alınmıştır. PP-ARCH (Havuzlanmış panel ARCH) yöntemi ile analiz edilmiştir. Sonuç olarak terör olaylarının hisse senedi getirilerinin azalmasına yol açtığı belirlenmiştir.

Chesney, Reshatar ve Karaman (2011) çalışmalarında 11 yılda 25 ülkede meydana gelen terör olaylarının hisse senedi, tahvil ve emtia piyasaları üzerindeki etkilerini GARCH-EVT yaklaşımıyla incelemişlerdir. Terör olaylarının finansal piyasalara olan etkilerinin değişiklik gösterdiği ancak bankacılık sektörünün en az etkilenen sektör olduğunu bulmuşlardır.

Bashir, Haq ve Gillani (2013) yaptıkları çalışmada Pakistan'da son dönemlerde fazlaşan terör olaylarının 2005:1 - 2010:12 tarihlerini kapsayacak biçimde KSE (Karaçi Borsası) üzerindeki etkilerini GARCH ve GARCH-EVT ve eştümleşme yöntemlerini kullanarak araştırmışlardır. Sonuç olarak meydana gelen terör olaylarının Karaçi borsasına negatif etki ettiği kanıtlanmıştır.

Ağırman, Özcan ve Yılmaz (2014) çalışmalarında terörizmin finansal piyasalara etkisini araştırmak için, küresel terörizm endeksi ve yıllık ortalama borsa endeksini 2003-2011 yıllarını ve 35 ülkeyi kapsayacak biçimde panel veri analizini kullanarak araştırmışlardır. Değişkenlerin durağanlığını test etmek amacıyla birim kök testi uygulanmıştır. Yapılan analizler sonucunda değişkenler arasında eştümleşik ilişkinin olduğu, hem hisse senedi piyasalarından terör olaylarına hem de terör olaylarından hisse senedi piyasasına doğru bir nedensel ilişkinin olduğu ortaya çıkmıştır. Tüm bu sonuçlara göre terör olaylarının, hisse senedi piyasaları üzerinde kısa vadede etkili olduğunun ancak uzun dönemde bu etkinin piyasa mekanizması tarafından düzeltilmediği ispatlanmıştır.

Aksoy (2014) çalışmasında 1996-2007 yılları arasında Türkiye'de meydana gelen terör saldırılarının ve 2001 yılında meydana gelen 11 Eylül saldırısının Türk hisse senedi piyasasındaki etkilerini, olay etüdü yöntemi ve zaman serisi analizini (Volatilite modelleri) kullanarak incelemiştir. Sonuçta terör olayı yaşandıktan sonraki günlerde hisse senedi piyasası düşüşe geçmiştir. Kullanılan volatilite modellerinde ise Türk hisse senedi piyasasının terör olaylarına duyarlı olduğu ispatlanmıştır.

Algan vd. (2017) çalışmalarında Türkiye’de terörün finansal piyasalara etkilerini incelemişlerdir. 1988:1–2016:5 tarihleri arasındaki günlük veriler kullanılmış ve BIST içerisinde yer alan günlük veriler için ortalama ve varyansa nedensellik analizi yapılmıştır. 3 adet genel indeks (toplam piyasa, BIST-100, BIST-30) ve 16 sektör indeksine (Bankacılık, Toplam piyasa, Havayolları, Temel materyal, İnşaat, Tüketim malları, Finans, Kamu hizmetleri, Finansal hizmetler, Endüstri, Teknoloji, Gıda, Tüketici hizmetleri, Seyahat, Perakendecilik, Telekomünikasyon ve Turizm) uygulanan parametrik olmayan kantil nedensellik testleri sonucunda terör olaylarının gıda, turizm ve temel materyaller sektörlerinde belirsizliğe neden olduğu ispatlanmıştır.

Tablo: 1. Terörün Finansal Piyasalara Etkilerini İnceleyen Çalışmaların Özeti

Yazar	Dönem-Ülke	Yöntem	Kullanılan Değişkenler	Sonuç
Elnor& Melnick (2004)	1990-2003 İsrail	Zaman serisi analizi, Granger nedensellik testi	Hisse senedi piyasası, döviz kuru endeksi, terör olayları	Meydana gelen terör faaliyetleri hem hisse senedi piyasasında hem de döviz kurunda kalıcı etkiler bırakmıştır ancak yerel terör olayları kalıcı olmamıştır.
Chen& Siems (2004)	1915-2001 Amerika, Asya ve Avrupa’da 33 hisse senedi piyasası	Olay etüdü yöntemi	Küresel sermaye piyasaları, Dow Jones ortalama endeksi ve terör olayları	Ele alınan en büyük 14 terör olayının sonucunda Avrupa ve Asya piyasasının getirilerinin düşük olduğu ve piyasaların eski haline ABD piyasasına nazaran daha geç döndüğü kanıtlanmıştır.
Arin vd. (2008)	2002-2006 6 ülke hisse senedi piyasası	Çok değişkenli GARCH	Yurtiçi faiz oranı (90 günlük hazine bonusu), Küresel hisse senedi piyasası endeksi, Terör endeksi	Terör olaylarının hisse senedi piyasalarını etkilemiştir. Ancak İspanya ve İngiltere olaylara daha dayanıklıdır.
Christofis vd. (2010)	1997-2009 Türkiye	Olay etüdü yöntemi	BIST 100, Terör günlük verileri	Terör saldırıları hisse senedi piyasasını olumsuz etkilemektedir. Ancak yatırımcıların güveni sayesinde etki kısa sürmüştür.
Drakos (2010)	1994-2004 22 ülke	PP-ARCH	Ülkelere ait borsa günlük kapanış verileri, Terör olayları	Terör faaliyetlerinin hisse senedi getirilerini azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
Chesney vd. (2011)	1994-2005 25 ülke	Olay etüdü yöntemi, Parametrik olmayan istatistik, GARCH-EVT	Hisse senedi piyasası, Tahvil, Altın ve Emtia piyasası, Terör olayları	Terör olaylarından en fazla etkilenen altın piyasası olurken en az etkilenen piyasa finansal piyasalardır. Portföy çeşitlendirmesi yapılarak riskten kaçılmalıdır.
Bashir vd. (2013)	2005-2010 Pakistan	GARCH, GARCH-EVT	KSE 100, Terör günlük verileri	KSE 100 endeksi ile terör olayları arasında negatif etki söz konusudur. Pakistan’daki terör olaylarındaki artış Karacı borsasını olumsuz etkilemiştir.
Ağırman vd. (2014)	2003-2011 35 ülke	Panel veri analizi, Pedroni ve Kao eştümleşme testleri	Yıllık ortalama borsa endeksi, Küresel terörizm endeksi	Borsa endeksleri ile terör olaylarının arasında uzun vadeli ilişki ve çift yönlü nedenselliğe rastlanmıştır. Kısa dönemde olumsuz etki yaratan terörizm, uzun dönemde piyasa mekanizması tarafından düzeltilmektedir.

Aksoy (2014)	1996-2007 Türkiye	Olay etüdü yöntemi, Zaman serisi analizi	BIST 100 (XU 100), Terör verileri	Terör olayları gerçekleşikten sonraki günlerde BIST 100 düşüşe geçmiştir. Kullanılan volatilité modellerinde ise Türk hisse senedi piyasasının olaylara duyarlı olduđu görülmüştür.
Algan vd. (2017)	1988-2016 Türkiye	Parametrik olmayan kantil nedensellik testi	3 genel indeks (Toplam piyasa,BIST100,BIS T30) ve 16 sektör indeksi,  Terör indeksi	Terör ve finans piyasası arasında ortalama getiri bakımından nedensellik ilişkisi yoktur. Ancak terörizm; Turizm, gıda, temel materyaller gibi sektörlerde oynaklığı artırmak suretiyle belirsizliğe neden olmaktadır.

Literatürde terör ve finansal değişkenler arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar incelendiğinde, genel olarak iki değişken arasında ters yönlü ilişki olduğu kanaatine varılmaktadır. Ancak bu çalışmalar ağırlıklı olarak borsa üzerinde yoğunlaşmaktadır. Çalışmamızda dolar kuru kullanılmaktadır. Dolayısıyla bu yönüyle literatüre katkı yapmaktadır.

### 3. VERİ VE METODOLOJİ

Çalışmada 1990:1-2017:3 dönemi için Türkiye’de meydana gelen terör olayları ile döviz kuru göstergesi olarak kullanılan dolar kuru volatilitesi arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Bu amaçla terör endeksinin hesaplanmasında kullanılan ve meydana gelen terör olaylarında ölen ve yaralananların içerildiği veriler Global Terör Endeksi veri tabanından elde edilmiştir. Dolar Kuru serisi ise TCMB’den temin edilmiştir. Terör endeksi Eckstein and Tsiddon (2004), Persitz (2006) ve Arin vd. (2008) yaklaşımları temel alınarak  $TEROR_t = \ln(e + \text{ölu sayisi} + \text{yarali sayisi})$  formülüyle hesaplanmıştır. Dolar kuru serisinin ise getiri değerleri  $RDOLAR_t = \ln(DOLAR_t / DOLAR_{t-1})$  formülü ile hesaplanmaktadır. Burada  $DOLAR_t$  dolar kurunun kapanış değerini göstermektedir.

Değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya koymadan önce, değişkenlerin kararlılık yapılarının belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla formel ve formel olmayan yaklaşımlar mevcuttur (Sevüktekin ve Çınar, 2017). Formel testlerden bir tanesi Dickey-Fuller (1979) testidir. Dickey ve Fuller (1979) birim kök testleri hata teriminin bağımsız ve özdeş dağıldığını  $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$  varsaymaktadır. Oysaki ampirik uygulamalarda hata teriminin temiz dizi olup olmadığı bilinmemektedir. Eğer hata teriminde serisel korelasyon varsa, bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklenir. Dolayısıyla Dickey-Fuller (1979) birim kök testi genişletilerek Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller, ADF) birim kök testi kullanılmaktadır. O halde ADF testinin en genel model yapısı aşağıdaki gibi sunulabilir:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada  $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$  veya temiz-dizi olduğu varsayılan hata terimidir. Modele eklenmesi gereken gecikme sayısı ise Akaike bilgi kriteri, (AIC) ve Schwarz bilgi kriteri (SIC) gibi yaklaşımlar kullanılarak belirlenmektedir (Ng ve Perron, 1995). Said ve Dickey (1984) ise gecikme sayısı ile örneklem hacmi arasında deterministik bir ilişki olduğunu bulmuşlardır.

Hata teriminde oluşan boyut çarpıklığının giderilmesi amacıyla Phillips ve Perron (1988) yeni bir birim kök testi önermiştir. Phillips ve Perron (1988) çalışmalarında Dickey-Fuller testlerine bir düzeltme faktörü eklemiştir.

$$Z_\alpha = T(\hat{\phi}_1 - 1) - CF \quad (2)$$

Burada CF düzeltme faktörüdür ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$CF = \frac{0.5(s_{T\ell}^2 - s_\varepsilon^2)}{\sum_{t=2}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 / T^2} \quad (3)$$

Burada  $s_\varepsilon^2$  uzun dönem varyansdır. Phillips ve Perron (1988) birim kök test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$Z_t = \left( \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{s_{T\ell}} - (1/2) \frac{(s_{T\ell}^2 - s_\varepsilon^2)}{\left[ s_{T\ell}^2 \left( T^{-2} \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \right]} \quad (4)$$

Andrews (1991) çalışmasında  $\ell$  ile gösterilen gecikme parametresinin tutarlılığı için  $\ell \rightarrow \infty$  iken  $\ell = o(T^{1/3})$  olması gerektiğini varsaymaktadır.

Çalışmada üzerinde durulacak bir diğer birim kök testi ise Perron-Ng (1996) ve Ng and Perron (2001) tarafından geliştirilen Ng-Perron testidir. Ng-Perron testi trendden arındırılmış GLS temeli dört test içermektedir. Bu testler; Phillips-Perron  $Z_\alpha$  testinin modifiyesi, Bhargava istatistiğinin modifiyesi, Philips-Perron  $Z_t$  testi ve ERS Point Optimal testleridir. Bu testler Ng and Perron tarafından ileri sürülen M-testleri olarak bilinirler. Bu testler şu şekilde gösterilmektedir:

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + (T/2)(\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (5)$$

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} \quad (6)$$

$$MZ_t = Z_t + (1/2)(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} (\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (7)$$

$$MPT = \left[ \bar{c} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 - \bar{c} T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s_{AR}^2 \quad (8)$$

Bu testlerden MZ $\alpha$  ve MZ $t$  birim kök testleri için sıfır hipotezi birim kök olduğu alternatif hipotez ise serinin durağan olduğu şeklinde kurulmaktadır. Ancak MSB ve MPT birim kök testlerinin hipotezlerinde ise sıfır hipotezi serinin durağan olduğu, alternatif hipotezde birim kök olduğu şeklindedir.

Bir değişkende yer alan oynaklığın modellenmesinde Engle (1982)'nin ARCH(p) veya Bollerslev (1986)'nın GARCH(p,q) yaklaşımları kullanılmaktadır. Engle tarafından önerilen ARCH regresyon modeli şu şekildedir (Engel, 1982: 988).

$$y_t | \Psi_{t-i} \sim N(x_t b, h_t) \quad (9)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (10)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t b \quad (11)$$

Burada (9) ortalama modeli ve (10) ise varyans modeli olarak adlandırılır.  $h_t$ , ARCH modelinde kullanılan koşullu varyans;  $p$  ARCH sürecinin derecesini;  $\alpha$  ise bilinmeyen parametrelerin vektörünü gösterir (Engel, 1982: 989).

Yukarıda verilen denklem (10)'daki ARCH sürecinde yer alan parametrelere ilişkin bazı kısıtlar konulmuştur. Koşullu varyans ( $h_t$ ),  $\varepsilon_t$ 'nin gerçekleşen bütün değerleri için pozitif olmak zorundadır.

Böylece;  $\alpha_0 > 0$  ve  $i=1,2,\dots,p$  olmak üzere  $\alpha_i \geq 0$  kısıtları söz konusudur. Denklem (10)'daki ARCH

sürecinde  $\varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \dots, \varepsilon_{t-p}^2$  değerleri negatif olmayacağından, bütün  $\varepsilon_t$  değerleri için koşullu varyans denklemi de negatif değer alamayacaktır. ARCH süreci ile ilgili ikinci bir kısıt ise,  $\alpha$  parametrelerinin sabit terim hariç her birinin veya toplamalarının 1'den küçük ( $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$ ) olması gerekliliğidir.

Engle (1982) tarafından geliştirilen LM sınaması için ARMA(p,q) modelinden elde edilen kalıntılar ile

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t \quad (14)$$

yardımcı regresyonu tahmin edildikten sonra  $R^2$  yardımıyla  $LM = (T-p)R^2$  test istatistik değeri hesaplanır. Eğer hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden büyük ise sıfır hipotez, red edilerek ARCH etkisi olduğunu sonucuna ulaşılır.

#### 4. AMPİRİK BULGULAR

Terör olaylarının döviz kuru göstergesi olarak alınan dolar kuru üzerindeki etki etkisini ortaya koymak için öncelikle TEROR ve RDOLAR değişkenlerinin durağanlık analizlerinin yapılması gerekmektedir. Tablo 2'de Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi uygulanırken, uygun gecikme sayısı AIC, SIC ve Lagrange çarpanları (LM) testi bir arada değerlendirilerek belirlenmiştir. Ayrıca uygun model yapısı ise hiyerarşik yaklaşıma göre gerçekleştirilmiştir (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

Tablo 2: Birim Kök Testleri Sonuçları

	ADF	PP	Ng-Perron			
			MZa	MZt	MSB	MPT
<b>TEROR</b>	-5.084256 <sup>a</sup>	-10.12641 <sup>a</sup>	-155.356 <sup>a</sup>	-8.81348 <sup>a</sup>	0.05673	0.58661
<b>RDOLAR</b>	-14.54744 <sup>a</sup>	-14.61484 <sup>a</sup>	-35.1957 <sup>a</sup>	-4.10111 <sup>a</sup>	0.11652	0.97410

Not: <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

TEROR değişkeni için hiyerarşik süreç yaklaşımına göre uygulanan testler sonucunda kesmeli ve trendsiz modelin uygun olduğu belirlenmiştir. ADF testi sonucunda ise TEROR serisinin %1 düzeyine göre durağan olduğu görülmektedir. Kesmeli ve trendsiz model çerçevesinde uygulanan PP birim kök testi yine TEROR serisinin durağan olduğunu ortaya koymaktadır. Ng-Perron testinde uygulanan ilk iki sınamada sıfır hipotezi ADF ve PP tipi gibi durağan-dışı durumu göstermektedir. Son iki sınamada ise sıfır hipotezi serilerin durağanlık durumunu yansıtmaktadır. Uygulanan testlerin sonuçları incelendiğinde ilk ikisinde sıfır hipotezi red edilmekte iken, son ikisinde red edilememektedir. Yani dört testin tamamı TEROR serisinin durağan olduğunu bir kez daha göstermektedir. O halde uygulanan birim kök testleri sonucunda TEROR serisinin I(0) olduğu görülmektedir.

Dolar kuru (RDOLAR) değişkeni için hiyerarşik süreç yaklaşımına göre uygulanan testler sonucunda kesmeli ve trendli modelin uygun olduğu belirlenmiştir. ADF testi sonucunda ise RDOLAR serisinin %1 düzeyine göre durağan olduğu görülmektedir. Kesmeli ve trendli model çerçevesinde uygulanan PP birim kök testi yine RDOLAR serisinin durağan olduğunu ortaya koymaktadır. KPSS testi sonuçları incelendiğinde yine ilk iki Ng-Perron testi (MZa ve MZt) dolar kuru serisi için sıfır hipotezi red edilmektedir. Ng-Perron'un son iki testinde (MSB ve MPT) ise sıfır hipotezi red edilmemektedir. Yani Ng-Perron sınamasının her dördü de dolar serinin durağan olduğunu ortaya koymaktadır.

Çalışmada kullanılan RDOLAR serisi durağan olduğundan bu aşamada doğrusal zaman serisi modeli kurulacaktır. Bu amaçla Box-Jenkins (1976) metodoloji çerçevesinde uygun model yapısının Akaike bilgi kriteri (AIC) yardımıyla ARMA(4,3) olarak belirlenmiştir. Model şu şekilde gösterilebilir:

$$RDOLAR_t = \delta + \beta t + \phi_1 RDOLAR_{t-1} + \phi_2 RDOLAR_{t-2} + \phi_3 RDOLAR_{t-3} + \phi_4 RDOLAR_{t-4} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} \quad (15)$$

Burada  $RDOLAR_t$  dolar kuru getirisi ve epsilon ise temiz-dizi olduğu varsayılan hata terimidir. Model tahmin sonuçları Tablo 3’de gösterilmektedir.

Tablo 3: ARMA(4,3) Model Tahmin Sonuçları

	Parametreler	Standart hata	t-istatistiği	Mrj. anlamlılık
$\delta$	0.046077 <sup>a</sup>	0.014310	3.219898	0.0014
$\beta$	-0.000141 <sup>c</sup>	7.52E-05	-1.879054	0.0612
$\phi_1$	0.256944	11.26413	0.022811	0.9818
$\phi_2$	0.960130	1.806315	0.531541	0.5954
$\phi_3$	-0.265898	10.90917	-0.024374	0.9806
$\phi_4$	0.010857	1.949557	0.005569	0.9956
$\theta_1$	-0.064509	11.27399	-0.005722	0.9954
$\theta_2$	-0.935076 <sup>b</sup>	0.382612	-2.443925	0.0151
$\theta_3$	0.089136	10.47989	0.008505	0.9932
$R^2$	0.146848	SIC	-3.134653	
$\bar{R}^2$	0.122550	HQ	-3.204460	
AIC	-3.250816	ARCH(1)	12.39140 <sup>a</sup>	
F-istatistiği	6.043490	ARCH(2)	14.16164 <sup>a</sup>	
Marj. anlamlılık	0.000000	ARCH(3)	14.12284 <sup>a</sup>	
$\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$	0.694766			

Not: <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 3’den görüldüğü üzere ARCH etkisinin testi için birinci mertebeye ARCH testi ile başlanarak gecikme sayısı ardışık olarak artırılmıştır. Testin uygulandığı gecikmelerde ARCH LM istatistikleri hesaplanmış ve %1 anlamlılık düzeylerinde anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla artıkların ARCH etkisine sahip olmadığını gösteren sıfır hipotez red edilmiştir. Daha sonra alternatif koşullu değişen varyans modelleri içerisinde gerekli kısıtları sağlayan en uygun modelin ARCH(2) olduğu belirlenmiştir\*. ARCH (2) model tahmin sonuçları Tablo 4’te sunulmaktadır.

Tablo 4: ARCH(2) Modeli Tahmin Sonuçları

	Parametreler	Standart hata	t-istatistiği	Mrj. anlamlılık
$\delta$	0.055276 <sup>a</sup>	0.006008	9.200506	0.0000
$\beta$	-0.000175 <sup>a</sup>	3.10E-05	-5.641564	0.0000
$\phi_1$	-0.234797	0.266372	-0.881462	0.3781
$\phi_2$	-0.739524 <sup>a</sup>	0.080604	-9.174817	0.0000
$\phi_3$	-0.161011	0.252688	-0.637191	0.5240
$\phi_4$	0.212634 <sup>a</sup>	0.065011	3.270737	0.0011
$\theta_1$	0.349710	0.270265	1.293955	0.1957
$\theta_2$	0.904417 <sup>a</sup>	0.052818	17.12317	0.0000
$\theta_3$	0.275673	0.249787	1.103632	0.2698
<b>VARYANS DENKLEMİ</b>				
$\alpha_0$	0.000835 <sup>a</sup>	0.000121	6.880858	0.0000
$\alpha_1$	0.239749 <sup>a</sup>	0.077471	3.094714	0.0020

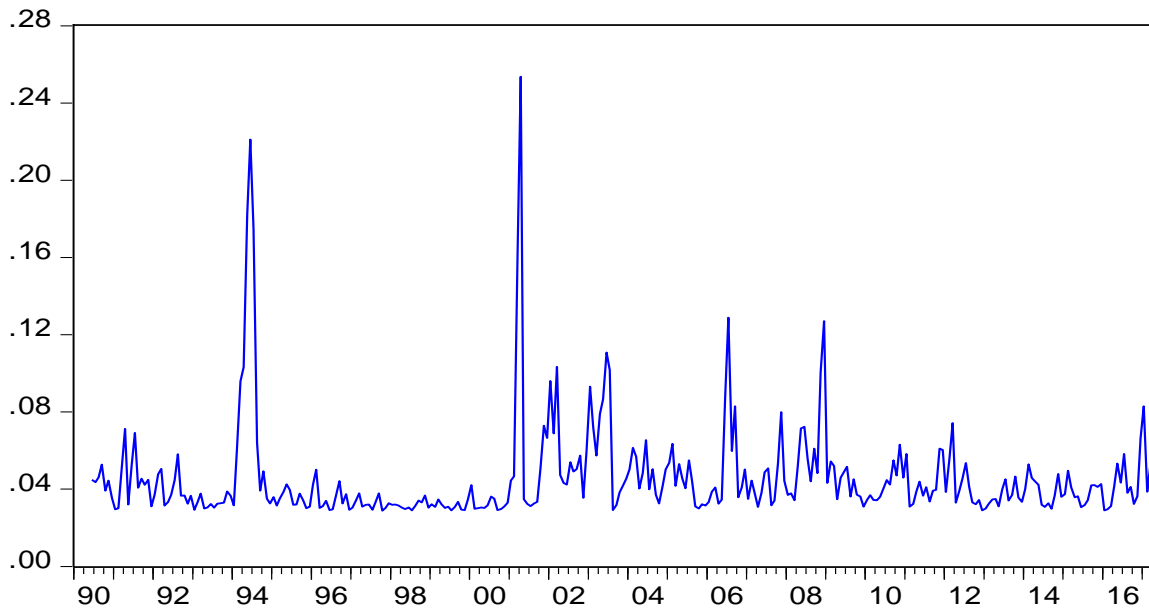
\* İstenildiğinde tüm sonuçlar verilebilir.



$\alpha_2$	0.610251 <sup>a</sup>	0.110905	5.502492	0.0000
$R^2$	0.118060	ARCH(1)	0.236070	
$\bar{R}^2$	0.095519	ARCH(2)	0.280454	
AIC	-3.426959	ARCH(3)	0.342085	
SIC	-3.286292			
HQ	-3.370800			
$\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$	0.716868			

**Not:** <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

RDOLAR serisi için ARCH(2) modeli tahmin sonuçları sonucunda ARCH etkisinin ortadan kalktığı bulunmuştur. Koşullu değişen varyans modellerinin kullanılması, volatilitenin tahmin edilmesinin güvenilir olarak bulunmasına olanak sağlamaktadır. Daha önce farklı kriterler kullanılarak başarıları ölçülen ARCH(2) modelindeki koşullu varyans denklemleri kullanılarak dolar serisi için volatiliteler elde edilerek Şekil 1'de gösterilmiştir.



Şekil 1: Dolar Kuru için Volatilite Tahmini

Şekil 1'de gösterilen volatiliteler incelendiğinde finansal serilerin özelliği olarak beklendiği üzere serinin yapısında belirli aralıklarda düzenli olmayan oynaklıklar meydana gelmektedir. Bu durum açık bir şekilde siyasi ve/veya ekonomik belirsizlik meydana geldiği dönemlerde riskin arttığını ve bunun da dolar kurunda bir oynaklığa neden olduğunu ortaya koymaktadır. Örneğin 1994 ve 2001 krizlerinin dolar kurunun oynaklıkları üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Benzer şekilde 2003 döneminde Irak savaşı, 2006'da başta ABD gibi gelişmiş ekonomiler olmak üzere Türkiye'de dahil birçok ülkede faiz artırımının etkisini göstermektedir. Bunların yanında 2008 yılında ABD'de varlık piyasalarındaki balonun patlaması sonucu meydana gelen küresel krizin etkileri açık bir şekilde gözlenmektedir. Son olarak 2010-2011 dönemi Avrupa borç krizi etkisini yansıtmaktadır. O halde ilgili dönemlerin Türkiye'deki finansal istikrar üzerinde negatif yönde etkili olduğu bulunmuştur. Bu sonuçlar belirsizliğin hakim olduğu dönemlerde döviz oynaklığının bundan olumsuz yönde etkilendiğini göstermektedir.

İlaveten Şekil 1'de dikkati çeken bir diğer durum, sabit kur rejimin uygulandığı 2001 öncesinde oynaklık iki önemli dönemde oldukça yüksek değer almıştır. Bu dönemler 1994 ve 2001 dönemleridir. Ancak dalgalı kur rejimin uygulandığı dönemde ise oynaklığın ortalaması daha fazladır. Yani bu dönemde oynaklık 2001 öncesine göre çok fazla olmasa da oynaklık serisi daha yüksek bir ortalamaya sahiptir. Yine de kriz ve savaşlar gibi belirsizliğin artmasına sebep olan olayların etkisinin geçici olduğu kısa sürede bu etkinin kaybolduğu söylenebilir. Bu durum volatiliteler serisine uygulanan birim kök testi sonuçları ile desteklenmektedir. Nitekim volatiliteler serisine uygulanan ADF birim kök testi

sonucunda -8.8608 değeri bulunmuş ve bu değer istatistiksel olarak %1 düzeyine anlamlıdır. Yani kısaca dolar kuru volatilité serisinin durağan olduđu sonucuna ulaşılmaktadır.

Çalışmanın bu son aşamasında ise terör olaylarının dolar kuru oynaklığı üzerindeki etkisi ele alınmaktadır. Burada ilaveten 2001 krizi sonrasında değışen kur politikasının dolar kuru oynaklığı üzerindeki etkisi üzerinde durulacaktır. Ayrıca terör olaylarının dolar kuru üzerindeki etkisi, kur politikasına göre farklılık gösterip göstermediğı belirlemek amacıyla modele interaksiyon terimi eklenmiştir. Buna göre tahmin edilecek model aşağıdaki gibidir:

$$VOLDOLAR_t = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 TEROR_t + \beta_3 (D_t * TEROR_t) + \varepsilon_t \quad (16)$$

Burada  $D_t$  kukla değışkeni 1990M1-2001M2 dönemi için 0, 2001M3-2017M3 dönemi için ise 1 değeri almaktadır. Buna göre model tahmin sonuçları Tablo 5'te gösterilmektedir.

Tablo 5: Regresyon Model Tahmin Sonuçları

	Parametreler	Standart hata	t-istatistiğı	Mrj. anlamlılık
$\beta_0$	0.022805 <sup>a</sup>	0.005604	4.069687	0.0001
$\beta_1$	0.031490 <sup>a</sup>	0.007154	4.401947	0.0000
$\beta_2$	0.006189 <sup>b</sup>	0.003127	1.978980	0.0487
$\beta_3$	-0.008550 <sup>b</sup>	0.003341	-2.558694	0.0110
$R^2$	0.080528	HQ	-4.538121	
$\bar{R}^2$	0.071827	F-istatistiğı	9.254414	
AIC	-4.556885	Marj. anlamlılık	0.000007	
SIC	-4.509889			
$\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$	0.192388			

**Not:** Tahmin edilen modelde hem heteroskedastisite ve otokorelasyon sorunları olduğundan, tabloda sunulan standart hatalar Newey-West HAC ile elde edilen tutarlı standart hatalardır. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5 sonuçları incelendiğinde dolar kurunun ortalama oynaklığının %2,28 olduğü görülmektedir. Ortalama oynaklığı gösteren kesme parametresi %1 anlamlılık düzeyine göre anlamlıdır. Dalgalı kur döneminde dolar kuru volatilitesi, sabit kur politikası dönemine göre %3.15 daha fazla olduğü ve bu parametre istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu durum, Şekil 1'de de gösterildiğı gibi aslında beklentilere uygundur. Nitekim sabit kur dönemindeki oynaklıklar belirli dönemlerde meydana gelen belirsizlikle sonucunda ortaya çıkmaktadır. Diđer bir ifadeyle sabit kur döneminde Merkez Bankası dolar kurunu yurt dışında ve/veya yurt genelinde meydana gelen olaylara göre ayarlamaktadır. Kur değeri bir defa belirlendikten sonra Merkez Bankası tarafından değıştirilmediğı sürece aynı kalmaktadır. Bu nedenle oynaklığın fazla olmaması doğaldır. Aksine dalgalı kur döneminde dolar kurunun değeri piyasa (arz ve talep edenler) tarafından belirlenmektedir. Dalgalı kur rejiminin en önemli özelliğı, dolar kurunun değerinin gün içerisinde sürekli değışebilmedir. Bu durumda da dolar kurunun oynaklığı daha fazla olacaktır.

TERÖR olaylarının dolar kurunun oynaklığı üzerinde beklendiğı üzere pozitif etkisi olduğü belirlenmiştir. Diđer bir ifadeyle terör olayları %1 arttığında, dolar kurundaki oynaklık %0.6 (veya binde altı) artmaktadır. Tahmin edilen parametresinin istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlıdır. Dolayısıyla Türkiye'de terör olayları meydana geldiğinde belirsizliğin artması sebebiyle dolar kurundaki volatilité artmaktadır.

Tablo 5'teki tahmin sonuçlarında son olarak kur rejimi kuklası ile terör olayları değışkeninin çarpımlarını içeren interaksiyon terimi eklenmiştir. Bu parametre aslında sabit kur dönemindeki terör olaylarının dolar kuru oynaklığı üzerindeki etkisi ile dalgalı kur dönemindeki terör olaylarının dolar kuru oynaklığı üzerindeki etkisini arasındaki farkı göstermektedir. Parametrenin negatif ve

istatistiksel olarak %5 (%1'e çok yakın) düzeyinde anlamlı bulunması, terör olaylarının sabit kur rejimi döneminde dolar kuru oynaklığı üzerindeki etkisi dalgalı kur döneminde dolar kuru oynaklığı üzerindeki etkisine göre daha azdır. Diğer bir ifadeyle dalgalı kur döneminde terör olaylarındaki artış dolar kuru volatilitelerini azaltmaktadır. Yani bu dönem büyük ölçüde 2002'sonrası dönemi içerdiğinden, 2002 öncesine göre Türkiye'de istikrarın geçmiş yıllara nazaran daha fazla korunduğu dönemdir. O halde istikrarın olması belirsizliğin azalması olarak yorumlanabilir.

## 5. SONUÇ

Bu çalışmada döviz kuru oynaklığı ile terör olayları arasındaki ilişki ortaya konulmuştur. İlk olarak finansal piyasaların temel özelliği gereği, dolar kurunun getirisinde ARCH etkisi olduğu belirlenmiştir. Tahmin edilen volatilité modeli kullanılarak elde edilen volatilité serisi incelendiğinde, yine beklendiği üzere kriz ve savaş gibi belirsizliğin yüksek olduğu dönemlerde volatilité arttığı görülmektedir. Fakat bu durum sabit kur rejiminin uygulandığı döneme göre, dalgalı kur rejimi döneminde belirsizliğin çok yüksek olmadığı bulunmuştur. Dolayısıyla dalgalı kur rejimin uygulandığı dönem ki bu dönem çoğunlukla 2002 sonrası döneme karşılık gelmektedir. O halde Türkiye'de istikrarın olması meydana gelen belirsizliklerin azalması ve/veya kısa dönemde yok olmasına sebep olmaktadır.

Türkiye'de meydana gelen terör olaylarının dolar kuru oynaklığı üzerindeki etkisi incelendiğinde, terör olaylarının artması dolar kuru volatilitelerini arttığı, fakat istikrarın olduğu dönemde bu etkinin istikrarın olmadığı döneme göre daha az olduğu görülmektedir. O halde ülkede istikrarın tesis edilmesi belirsizliğin azalması anlamı taşıdığından, volatilitéde de azalma yaşanmaktadır.

## KAYNAKÇA

12/4/1991 tarih ve 3713 sayılı Terörle Mücadele Kanunu

Ağırman, E. & M. Özcan & Ö. Yılmaz (2014), "Terörizmin Finansal Piyasalara Etkisi: Ampirik Bir Çalışma", *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 8(2), 99-117.

Aksoy, M. (2014). "The Effects of Terrorism on Turkish Stock Market". *Ege Akademik Bakış*, 14(1), s. 31-41

Algan, N. & Balçılar, M. & Bal, H. & Manga, M. (2016).Terörizmin Finansal Piyasalara Etkisi:Türkiye Örneği. *International Conference On Eurasian Economies*, (s. 624).

Arin, K.P. & D. Ciferri & N. Spagnolo (2008), "The Price of Terror: The Effects of Terrorism on Stock Market Returns and Volatility", *Economic Letters*, 101, 164-167.

Aurangzeb, D. & T. Dilawer (2012), "Impact of Terrorism on Stock Returns: Evidence From Pakistan", *Universal Journal of Management and Social Sciences*, 2(8), 1-23.

Bashir, U, Haq, I, & Gillani, S. (2013). "Influence of Terrorist Activities on Financial Markets: Evidence from KSE". *Financial Assets and Investing*, (2), p. 5-13

Bhargava, A., "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economic Studies*, 53, 1986.

Bollerslev, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, s. 307-327.

Box, G. ve M. G. Jenkins, *Time Series Analysis Forecasting and Control*, San Francisco: Holden Day, 1976.

Chen, A.H. & T.F. Siems (2004), "The Effects of Terrorism on Global Capital Markets", *European Journal of Political Economy*, 20, 349-366.

Chesney, M. & G. Reshetar & M. Karaman (2011), "The Impact of Terrorism on Financial Markets: An Empirical Study", *Journal of Banking & Finance*, 35, 253-267.

Christofis, N. & C. Kollias & S. Papadamou & A. Stagiannis (2010), "Terrorism and Capital Markets: The Effects of the Istanbul Bombings", *Economics of Security Working Paper Series*, 31, 1-16.

Çağlar, Ali (1997), "Terör ve Örgütlenme", *TODAIÉ Amme İdaresi Dergisi*, Vol: 30, No: 3, ss.119-133.

- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427-431.
- Drakos, K. (2010), "Terrorism Activity, Investor Sentiment, and Stock Returns", *Review of Financial Economics*, 19, 128-135.
- Eckstein, Z., Tsiddon, D. (2004) "Macroeconomic Consequences of Terror: Theory and the Case of Israel", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, No. 5, pp. 971-1002, doi: 10.1016/j.jmoneco.2004.05.001.
- Eldor, R. ve Melnick, R. (2004) "Financial Markets and Terrorism" *European Journal of Political Economy*, 20:367-386.
- Engle, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, s 987-1007.
- Global Terrorism Database, Global Terrorism Index. <https://www.start.umd.edu/gtd/>
- Kollias, C. & S. Papadamou & A. Stagiannis (2011), "Terrorism and Capital Markets: The Effects of the Madrid and London Bomb Attacks", *International Review of Economics and Finance*, 20, 532-541.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt ve Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, 1992.
- Laqueur, W. (1987). *The Age of Terrorism*. London: Weidenfeld and Nicolson.
- Ng, S. ve P. Perron, "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, March 1995.
- Ng, S. ve P. Perron, "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69, November 2001.
- Perzits, D. (2006) "The Effect of Terrorism on the Economy: Counterfactual Analysis of Israel", *Seminar in Tel Aviv University, Manuscript*, pp. 1-55. Available at: <<http://www.tau.ac.il/~persitzd/TER.pdf>> [Accessed: March 29, 2017].
- Perron, P., ve S. Ng, "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", *The Review of Economic Studies*, 63, July 1996.
- Phillips, P. C. B. ve P. Perron, "Testing for a unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 1988.
- Said, E. S. ve D. A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71, December 1984.
- Sandler, T. and Enders, W. (2002). An economic perspective on transnational terrorism. Working Paper, vol. 03 - 04- 02, Economics, Finance and Legal studies, The University of Alabama, Working paper Series.
- Sevüktekin, M. ve M. Çınar, (2017), "Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: EViews Uygulamalı", Bursa: Dora Yayıncılık.
- Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, [http://www.tcmb.gov.tr/kurlar/kurlar\\_tr.html](http://www.tcmb.gov.tr/kurlar/kurlar_tr.html)