



## Döviz Kuru Volatilitésinin İhracat Üzerine Etkisi: Türkiye Örneđi (1995-2017)

Rümeysa ÇELİK<sup>1</sup>

### ÖZ

Bu çalışmada Türkiye’de koşullu deđişen varyans modelleriyle ölçülen döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine etkisi, 1995:01 ile 2017:01 dönemi arasında aylık veriler kullanılarak ARDL (Otogresif Dađıtılmış Gecikme Modeli) sınır testi ve hata düzeltme modeli (ECM) yöntemleriyle incelenmiştir. Öncelikle Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımıyla deđişkenler arasında eşbütünleşme (koentegrasyon) ilişkisi araştırılmıştır. Eşbütünleşme ilişkisi olduğunun belirlenmesinin ardından ARDL ve hata düzeltme modeli kullanılarak döviz kuru volatilitési ile ihracat arasında uzun ve kısa dönemli ilişkiler analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular, hem uzun hem de kısa dönem katsayılarının işaretleri beklentilerle uyumlu ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu şeklindedir. Diđer bir ifadeyle, dış geliri temsil eden sanayi üretim endeksi ve ithalat, hem uzun hem de kısa dönemde ihracatı pozitif etkiler iken reel efektif döviz kuru endeksi ve döviz kuru volatilitési ise hem uzun hem de kısa dönemde negatif etkilemektedir.

**Anahtar kelimeler:** Döviz kuru volatilitési, ARDL sınır testi, hata düzeltme modeli

### ABSTRACT

#### The Effect of Exchange Rate Volatility on Export: The Case of Turkey (1995-2017)

In this research, the effect of exchange rate volatility on exports in Turkey as measured by conditional variable variance models is examined using an ARDL (Autoregressive Distributed Lags Model) boundary test and error correction model methods with monthly data between January 1995 and January 2017. First, the relationship of cointegration among variables was researched, using the Bound Test Approach, which was developed by Pesaran, Shin & Smith (2001). After determining that a cointegration relationship exist, the long and short-term relationships between exchange rate volatility and exports were analyzed, using the ARDL and error correction model



DOI: 10.26650/ISTJCON404747

Bu çalışma, Rümeysa ÇELİK tarafından Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü’nde hazırlanan “Döviz Kuru Volatilitésinin İhracat Üzerine Etkisi” başlıklı yüksek lisans tezinden üretilmiştir.

<sup>1</sup>Research Assistant, Uludağ University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Bursa, Turkey

#### Corresponding author/Sorumlu yazar:

Rümeysa ÇELİK,  
Uludağ University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Bursa, Turkey  
E-mail/E-posta: rumeysacelik@uludag.edu.tr

Date of receipt/Geliş tarihi: 12.03.2018

Date of acceptance/Kabul tarihi: 30.04.2018

Citation/Atf: Çelik, B. (2018). Döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine etkisi: Türkiye örneđi (1995-2017). *Istanbul Journal of Economics*, 68, 181-220.  
<https://doi.org/10.26650/ISTJCON404747>

(ECM). The findings show, that both long and short term signs of the coefficients agree with expectations and are statistically significant. In other words, while the industrial production index and imports affect exports positively in both the long and short terms, the true effective

exchange rate index and exchange rate volatility are negatively affected in both the long and short terms.

**Keywords:** Exchange rate volatility, ARDL bound test, error correction model

## EXTENDED ABSTRACT

In 1973, with the collapse of the Bretton Woods (BW) system, which is based on fixed exchange rates, both developed countries and undeveloped countries were left to deal with fluctuating money rates; this transition resulted in significant respective fluctuations in foreign exchange rates. Uncertainty and the high volatility of these exchange rate movements since the establishment of the floating exchange rate have led policymakers and researchers to examine the nature and extent of the effects of these movements on trade volume.

Theoretically, the influence of exchange rate volatility on international - trade is unclear. In experimental literature, a strong negative correlation is generally found between exchange rate volatility and trade, although in some cases the opposite is found. Despite progress made in collecting data sets and forecasting techniques, a significant portion of both theoretical and experimental literature remains unclear as to the influence of exchange rate volatility on international trade. Given these contradictory theoretical estimates, many experimental investigators have investigated the influence of both real and nominal exchange rate volatility on international trade volume. Their results show that this influence may differ in terms of sampling period, model specification, measurement used for exchange rate volatility, and the countries considered.

In this research, the conceptual framework of exchange rate and volatility and the literature reviews on the influence of exchange rate volatility on exportation are first discussed. Then, the application phase is addressed. To view the influence of exchange rate volatility on exportation in Turkey's economy, export unit value

index, real effective exchange rate index, exchange rate volatility, European Union (EU) industrial production index, and import unit value index are all taken into account. The application, includes monthly data between January 1995 and January 2017. The first part of the study consists of two stages: the first phase is measuring volatility, and the second phase uses the ARDL - bound test approach, which examines both the long and short term relationships between exchange rate volatility and exportation.

In the first phase of the application, ARCH, GARCH, EGARCH, GJR - GARCH, TGARCH and APARCH models were evaluated according to various criteria, and it was decided that the GJR-GARCH (1,1) model was the most appropriate. According to this model, we concluded that a possible shock in the market would be temporary and that the market could return to its old condition in 6 months. Moreover, according to the model's volatility prediction, even if the forecast values are not identical to the actual volatility values, there is enough overlap so as to be able to catch any fluctuation in the volatility.

In the second step of the application, the relationship of cointegration among variables was first researched, using the Bound Test Approach, which was developed by Pesaran et al. (2001). After determining that a cointegration relationship exists, both long and short-term relationships between exchange rate volatility and exportation were analyzed, using the ARDL and error correction models (ECM). The findings show that both long and short term coefficients are statistically significant. In other words, while the industrial production index and imports affect exports positively in both the long and short term, the real effective exchange rate index and exchange rate volatility are negatively affected in both the long and short term. Moreover, as in the long term, exports are the most influential EU industrial production index in the short term. Otherwise, as expected, the ECM coefficient is negatively marked and statistically significant. Thus, after a period of short-term shocks in exports, 0.08 will be corrected and the impact of the shocks will disappear in approximately 12 months. This interprets the model as approaching long term equilibrium or that the rate of long term equilibrium tuning is low.

When we look at the literature on the influence of exchange rate volatility on exportation, the studies conducted are usually only measures of exchange rate volatility or only the influence of exchange rate volatility on exportation. Literature contributions from this research are as follows: Unlike other studies, the volatility of the exchange rate is measured and the volatility model that is most appropriately represented shows the exchange rate volatility. In addition, the influence of exchange rate volatility on exports was analyzed in the same study. Also, another contribution of this research to the literature is an application containing a broader sample period.

## 1. Giriş

Volatilite geniş olarak herhangi bir şeyin değışkenliđi olarak ifade edilir. Ya da volatilite incelenmekte olan değışkenin değışebilirliđi olarak tanımlanır. Deđişken ne kadar çok hareketliyse o kadar çok volatildir. Finansal anlamda volatilite, herhangi bir menkul kıymetin fiyatındaki artış veya azalıştır. Bunun yanı sıra bu terim tahmin edilemezlik ve belirsizlik ile de ilişkilidir. Halk için ise volatilite terimi, risk ile eş anlamlıdır (Eryılmaz, 2015, s. 38). Dolayısıyla finansal volatilite herhangi bir menkul kıymetin riskini ölçmektedir.

Finansal piyasa volatilitésinin artması durumunda, yatırımcılar ve politika yapıcılar açısından bir takım sonuçlar ortaya çıkmaktadır. Yatırımcılar, daha yüksek volatilitenin daha yüksek risk ile eşdeđer olduğunu varsayıp, artan volatilite ile yatırım kararlarını erteleyebilir, öne çekebilir veya tamamen kararlarından vazgeçebilirler. Politika otoriteleri ise, artan volatilitenin reel ekonomiye yayılarak ekonomik performansı olumsuz etkileyeceklerini düşünürler (Kanalıcı Akay ve Nargeleçekenler, 2006, s. 6). Dolayısıyla, hisse senedi fiyatları, faiz oranları ve döviz kurlarının ekstrem veya uç noktadaki oynaklıđı, finansal piyasanın düzgün çalışmasını ve ekonomik performansı zayıflatabileceđi için zarar verici olabilir.

Finansal varlıkların volatilitésini politika yapıcılar, finansal piyasa katılımcıları ve akademisyenler için birkaç nedenle önemlidir: Bunlardan;

- İlki, firmanın volatilitesi iflas olasılığını belirlemede önemli bir faktördür. Sermaye yapısı volatilitesi ne kadar yüksekse iflas olasılığı da o kadar yüksek olacaktır.
- İkincisi, volatilitate alım satım fiyatları farkını belirlemede önemli bir faktördür. Örneğin, hisse senedi volatilitesi ne kadar yüksekse, piyasa yapıcının alım satım fiyatları arasındaki fark o kadar yayılacaktır. Böylece, hisse senedi volatilitesi piyasanın akıcılığına etki etmektedir (Daly, 2007, s. 2378).
- Üçüncüsü, volatilitate, finansal varlıkların getirilerini öngörmede önemli bir rol oynamaktadır. Ayrıca volatilitate, bir varlığın risk oranının önemli bir göstergesi olduğu için, fiyatlandırma seçenekleri ve türevleri için kullanılan bir parametredir (Eryılmaz, 2015, s. 37).
- Dördüncüsü, piyasa riski bağlamında portföy seçiminin riske maruz değerini hesaplayabilmek için volatilitate önemlidir. Ve ekonomik ve finansal teori tüketicilerin riskten hoşlanmadıklarını ileri sürmektedir. Riskin artması ekonomik aktiviteye katılımın azalması ve yatırımın olumsuz etkilenmesiyle sonuçlanır.
- Son olarak, volatilitate bir bütün olarak ekonomi için önemlidir. Politika yapıcılar, finansal piyasalar ve ekonominin kırılganlığı için bir barometre olarak, volatilitenin piyasa tahminlerine her zaman güvenirliler (Ruiz, 2014, s. 16).

Bu çalışma beş bölümden oluşmakta ve söz konusu bölümlerde sırasıyla şunlar yer almaktadır: Döviz kuru volatilitesi ile ilgili teorik bilgiler, döviz kuru volatilitesinin ihracat üzerine etkisine yönelik literatür taraması, veri seti, ekonometrik metodoloji ve son bölüm olan beşinci bölüm ise ampirik bulgulardan oluşmaktadır.

## 2. Döviz Kuru Volatilitesi

Döviz kuru volatilitesi, döviz kurundaki beklenmedik (öngörülmeleyen) hareketlerle ilgili risk olarak tanımlanmaktadır. Diğer bir ifadeyle döviz kuru volatilitesi gerek mallarda gerekse finansal varlıklarda uluslararası işlemlerdeki belirsizliği ifade etmektedir (Azid, Jamil ve Kousar, 2005, s. 749). Bir ekonominin açıklığı, iç ve dış para arzı, döviz kuru rejimi, faiz oranları, merkez bankası bağımsızlığı, ödemeler dengesi, çıktı seviyeleri, gelir, enflasyon ve öngörülmeleyen

durumlar gibi döviz kurunun dalgalanmasına neden olan çok çeşitli faktörler vardır. Bu faktörlerin etkilerinin derecesi ülkelerin ekonomik durumlarına göre değişmektedir. Bununla birlikte, geçiş sürecinde olan ülkeler bu faktörlerden etkilenmeye karşı daha savunmasız olmaktadır (Stančík, 2007, s. 415).

Hisse senedi piyasası ve faiz oranları volatilitesi gibi, döviz kuru volatilitesi uzun dönemli yatırım kararlarını olumsuz anlamda etkileyen geleceğin verimliliđi hakkında belirsizlik yaratabilir. Eđer, uluslararası ticarete yer alan şirketler, döviz kuru değişimlerinin verimliliklerini önemli ölçüde etkileyeceğinden korkuyorlarsa, bu durumda bu şirketler uzun dönemli yatırım projelerini gerçekleştirilmede gönülsüz olabilirler. Dolayısıyla yerel riskten kaçınan şirketler, gelirleri belirsizleşeceği için yabancı piyasadan iç piyasaya yönelebilirler. İhracat ve ithalatın yüksek fiyatları ise döviz kuru oynaklığının uluslararası ticarete engel olmasının diđer yoludur. Şirketlerin döviz kuru belirsizliğinden dolayı uluslararası ticaret ürünleri fiyatlarına risk primi eklemeleri durumunda, tüketiciler fiyatları yükselen ürünlere olan toplam taleplerini azaltır ve dünya ticaretinin büyümesini yavaşlatırlar (Beckett ve Sellon, 1989, s. 19).

Sabit döviz kuruna dayanan Bretton Woods (BW) sisteminin 1973 yılında yıkılmasıyla, sadece gelişmiş ülkeler değil aynı zamanda birçok ülke parasını dalgalanmaya bırakmış ve bu geçiş döviz kurlarında önemli dalgalanmaları beraberinde getirmiştir. Enflasyon oranı, faiz oranı ve 1980'lerde ve 1990'ların başında daha da volatil hale gelen ödemeler dengesi gibi ekonomik temeller, döviz kuru volatilitésinin kaynađını oluşturmaktadır. Daha ileri dönemlerde ise sermaye hesabının serbestleştirilmesi, teknolojik ilerleme ve para spekülasyonları eğilimi ile kolaylaştırılmış sınır ötesi akışların artırılması döviz kurunun dalgalanmasına neden olmuştur (Hook ve Boon, 2000). 1973'te dalgalı döviz kuru başlangıcından bu yana döviz kuru hareketlerinin belirsizliği ve yüksek değişkenlik eğilimi, politika yapımcıların ve araştırmacıların, bu hareketlerin ticaret hacmi üzerindeki etkisinin niteliđini ve boyutunu araştırmasına yol açmıştır.

Teorik açıdan döviz kuru oynaklığının uluslararası ticarete olan etkisi net değildir. Ampirik makaleler, bazı durumlarda döviz kuru volatilitesi ile uluslararası

ticaret arasında güçlü bir negatif ilişki bulurken, diğer durumlarda bunun tersini bulabilmektedirler. Tahmin tekniklerinde ve veri setlerinde kaydedilen ilerlemelere rağmen, döviz kuru volatilitésinin uluslararası ticaret üzerindeki etkisi konusunda, kuramsal ve deneysel literatürün önemli bir kısmı belirsizliğini korumaktadır. Literatürde genişçe yer bulan negatif hipotezin işleyişi ise şu şekildedir: Yüksek döviz kuru volatilitésini, riskten kaçınan ticaret yapanlar için daha yüksek maliyet ve daha az dış ticarete neden olmaktadır. Bunun nedeni, döviz kurunun ticaret sözleşmesi sırasında üzerinde anlaşma yapılması, ancak gelecekteki teslimatın gerçekleşene kadar ödeme yapılmamasıdır. Döviz kurundaki değişiklikler önceden tahmin edilemez hale gelirse, bu edinilecek kazançlarla ilgili belirsizlik yaratır ve dolayısıyla uluslararası ticaretin faydalarını azaltarak dış ticaret hacminin olumsuz etkilenmesine neden olur. Bu çelişkili teorik tahminler göz önüne alındığında, araştırmacılar hem reel hem de nominal döviz kuru volatilitésinin uluslararası ticaret hacmi üzerine etkisini incelemişlerdir. Vardıkları sonuçlar ise, örneklem dönemi, model spesifikasyonu, döviz kuru volatilitésini için kullanılan ölçüm ve dikkate alınan ülkeler (gelişmiş ve gelişmekte olan) açısından farklılık göstermektedir.

### **3. Döviz Kuru Volatilitésinin İhracat Üzerine Etkisine Yönelik Ampirik Çalışmalar**

Çoğu araştırma, döviz kuru volatilitésini ve uluslararası ticaret arasında ters yönlü bir bağlantı olduğu sonucuna varsa da, ne teorik ne de ampirik çalışmalar bu konuda net bir ilişki kuramamıştır. Bu paradoksu açıklamaya çalışan ilk uygulama Clark ve Haulk (1972) tarafından yapılmıştır. Yazarlar, Kanada'nın dalgalı döviz kuru rejiminin hakim olduğu 1952-1970 dönemini inceledikleri çalışmalarında nominal döviz kuru değişkenliğinin, anlamlı bir etkiye sahip olmadığını bulmuşlardır (Hooper ve Kohlhagen, 1976, s. 2). Ethier (1973), döviz kurlarındaki beklenmedik değişikliklerin, riskten kaçınan emtia ticareti yapanların üretim maliyetlerinde değişikliklere neden olarak verdikleri kararları etkilediğini ve bunun sonucunda ticaret hacminin azalacağı görüşündedir. Dolayısıyla döviz kuru volatilitésini ile ticaret akışları arasında negatif hipotezi desteklemektedir (Ethier, 1973, s. 502-503).

Hooper ve Kohlhagen (1976), 1965-1975 döneminde Almanya, Japonya, Kanada, Fransa, ABD ve İngiltere için üç aylık çok taraflı ve ikili ticaret akış verilerini kullanarak volatilitenin ticaret akışlarına ve fiyatlarına olan etkisini test etmiş ve volatilitenin fiyatlar üzerinde önemli bir etkisinin olduğu ancak ticaret hacmi üzerine belirgin bir etkisinin bulunmadığı sonucuna varmıştır (Hooper ve Kohlhagen, 1976, s. 25-26). Warner ve Kreinin (1982), örnekleme sabit döviz kuru (1957-1970) ve dalgalı döviz kuru dönemi (1972-1980) olarak ikiye ayırdıkları 19 sanayileşmiş ülkede döviz kurlarının ticaret hacmini etkileyip etkilemediğini incelemişlerdir. Onlara göre, test edilen iki dönem arasında parametrelerin önemli bir şekilde değiştiğini gösteren ithalat denklemlerinin çoğunda F istatistiđi anlamlıdır (Warner ve Kreinin, 1982, s. 96). Cushman (1983), Hooper ve Kohlhagen'in (1976) çalışmasını nominal döviz kurları yerine reel döviz kurlarını kullanarak yeniden test etmiştir. Ampirik sonuçlar, test edilen on dört denklemden altısının anlamlı ve negatif katsayılı olduğudur. Bu sonuçlar, orijinal Hooper ve Kohlhagen sonuçlarına kıyasla bir gelişme kat etmesine rağmen, Cushman, bunu negatif hipotez için yeterli bir kanıt olarak görmemiştir (Cushman, 1983, s. 45). Uluslararası Para Fonu (1984) ve Chan ve Wong (1985) da Cushman (1983) ile aynı yöntemi kullanmışlardır. Ancak döviz kuru değişkenliğinin ticaret hacmi üstünde anlamlı ve negatif etkisi olduğunu gösteren bir kanıt bulamamışlardır (Mckenzie, 1999, s. 83). Cushman (1986), Cushman (1983) çalışmasına üçüncü ülke etkileri de dahil ederek genişletmiştir ve vardığı sonuç, volatilitenin ticaret akışlarını azalttığı yönündedir (Mckenzie, 1986, s. 361).

Akhtar ve Spence-Hilton (1984), döviz kuru volatilitésinin ABD ile Almanya arasındaki ikili ticaret akışları üzerine doğrudan ve dolaylı etkilerini incelemiş ve döviz kuru değişkenliğinin genel olarak Alman ikili ticaretini ve aynı zamanda ABD ihracatını negatif yönde etkilediđi sonucuna varmışlardır (Akhtar ve Spence-Hilton, 1984, s. 15-16). Kenen ve Rodrik (1986), reel efektif döviz kuru volatilitésinin on bir gelişmiş ülkenin toplam ithalatı üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmada, volatilitenin ithalat üzerinde negatif bir etkisi olduğu bulunmuştur (Kenen ve Rodrik, 1986: 311). Bailey, Tavlas ve Ulan (1987) çalışmasında OECD Büyük Yedi ve diğer dört ülke için 1962-1985 dönemi boyunca üçer aylık verileri kullanarak, verileri dalgalanma öncesi ve sonrası olarak ayırmış ve volatilitenin



etkilerini test etmiştir. Yazarlar sabit dönemde volatilitenin pozitif, dalgalı dönemde ise hem pozitif hem de negatif etkisi olduğu sonucuna varmıştır (Bailey ve ark.,1987, s. 238).

De Grauwe (1987), en büyük on ticaret ülkesi arasındaki ikili ticaret akışlarını sabit bir döviz kuru dönemi (1960-1969) ile dalgalı döviz kuru dönemi (1973-1984) üzerinden incelemiştir. Varılan sonuç ise, döviz kuru değişkenliğinin ikili ticaretin büyüme oranı üzerinde anlamlı ve negatif bir etkisi vardır. De Grauwe (1988), ihracatçıların riskten kaçınma derecesine bağlı olarak bir fayda fonksiyonu oluşturmuştur. Hafifçe riskten kaçınan firmalar, döviz kuru riski arttıkça, ihracat arzını azaltmaktadır. Bununla birlikte, çok riskten kaçınan firmaların, döviz kuru riski arttıkça, ihracat arzı artma eğiliminde olacaktır. Başka bir deyişle, döviz kuru riskinde meydana gelen değişiklikler, ticaret hacminde hem ikame hem de gelir etkisi yaratmaktadır. Net sonuç, fayda fonksiyonunu oluşturan tüccarların riskten kaçınma derecesine bağlıdır (Hodge, 2005, s. 5-6).

Thursby ve Thursby (1987), çekim (gravity) modeli ve Linder hipotezine odaklanan ikili ticaret akışları modeli oluşturmuş ve 1974-1982 dönemini içeren çalışmasında test edilen on yedi ülke için volatilité ve ikili ticaret arasında negatif ve anlamlı bir ilişki olduğuna ulaşmıştır (Thursby ve Thursby, 1987, s. 8). Peree ve Steinherr (1989), Belçika, Almanya, Japonya, ABD ve İngiltere için 1960-1985 döneminde toplu ve ikili ihracat verilerini kullanmış ve ABD dışında test edilen diğer ülkeler için döviz kuru volatilitesi ve ticaret arasında negatif bir bağlantı olduğu neticesine varmıştır (Peree ve Steinherr, 1989, s. 1241). Klein (1990), 1978-1986 döneminde ABD'nin yedi büyük sanayileşmiş ülkeye ikili ihracatını incelemiş ve ticareti yapılan malları dokuz kategoriye ayırmıştır. Elde edilen sonuçlar, test edilen dokuz ihracat emtia sınıfının bu sektörel yaklaşımı desteklediği, altısının volatilité tahmincisi ve ticaret arasında anlamlı bir ilişki olduğu ve bunlardan beşinin pozitif bir ilişki gösterdiği şeklindedir (Klein, 1990, s. 299).

Asseery ve Peel (1991), yapılan çalışmaların birçoğunda elde edilen sonuçların eksikliğini, kullanılan verilerin özelliklerinin dikkate alınmamasına bağlamıştır. 1972-1987 dönemini Avustralya, Japonya, Almanya, ABD ve İngiltere için mevsim

etkilerinden arındırılmıř verilere Engle-Granger hata düzeltme modelini uygulayarak vardıkları sonuç, döviz kuru hareketliliđinin ihracat üzerine anlamlı ve pozitif bir etkisi olduđudur (Asseery ve Peel, 1991, s. 173). Kumar ve Dhawan (1991), Cushman'ın 1983 modelini ve 1974'ten 1985'e kadar dönem boyunca elde edilen üç aylık verileri kullanarak Pakistan'ın ihracatı için üçüncü ülke etkisini test etmiřtir. Volatilite ölçümünde 15 farklı reel ve nominal ölçüm kullanarak kurmuř oldukları standart modelin sonuçları (üçüncü ülke etkileri olmaksızın), reel volatilitenin Pakistan'ın ihracatı üzerinde herhangi bir etkisi olmadıđı, ancak nominal döviz kuru oynaklıđı ve ihracat arasında anlamlı ve negatif bir bađlantı olduđudur. Üçüncü ülke etkilerinin modele dahil edilmesi ile, volatilitenin etkisinin yönü daha az kesin olmasına rađmen, modelin açıklayıcı gücünün arttıđı sonucuna varılmıřtır. Bini - Smaghi (1991), 1976-1984 döneminde döviz kuru riskinin Avrupa Para Sistemi (EMS) üzerine etkisini Hooper ve Kohlhagen'ın (1976) ihracat modelini kullanarak ölçmüřtür. Bini - Smaghi'nin sonuçları, deđiřkenliđin hem fiyat hem de miktar bakımından ticareti azalttıđı standart hipotezi desteklemektedir (Mckenzie, 1999, s. 87-92).

Bélangier, Sylvia, Racette ve Jacques (1992), 1976-1987 dönemi için nominal döviz kuru volatilitésinin ABD-Kanada ticaret akıřları üzerindeki etkisini araç deđiřkenler yaklařımı ile tahmin etmiřtir. Varılan sonuç ise volatilitenin ticaret hacmini önemli ölçüde azaltmadıđıdır (Bélangier ve ark., 1992, s. 61). Pozo (1992), 1900-1940 döneminde toplanan yıllık verileri kullanarak İngiltere'den ABD'ye yapılan ikili ihracat hacmini incelemiř ve döviz kuru volatilitésinin ticaret hacmine negatif bir etki yaptıđı sonucuna ulařmıřtır (Pozo, 1992, s. 328). Gagnon (1989), Bretton Woods dönemi öncesi (1960-1971) ve dalgalı döviz kuru dönemini (1972-1988) ayırt ederek, ABD'den, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya ve İngiltere'ye yönelik ikili ticaret akıř hacmiyle kur belirsizliđi arasındaki iliřkinin yönünü ölçmeye çalıřmıřtır. Varılan sonuç, aralarında negatif bir iliřki olduđuna dair kanıtlar sunmasına ve bu iliřkinin ekonomik büyüklüđünün önemli olmasına rađmen, istatistiksel olarak anlamlı olmadıđıdır (Gagnon, 1989, s. 28).

Chowdhury (1993), ihracat hacmi ve döviz kuru volatilitesi arasında bir iliřki kurmak için çok deđiřkenli bir hata düzeltme modelini (ECM) 1973-1990

döneminde OECD G-7 grubu ülkeleri için uygulamıştır. ECM, anlamlı bir negatif etkiye işaret etmiş ve böylece standart hipotezi destekleyen sonuçlar üretmiştir (Chowdhury, 1993, s. 700). Kroner ve Lastrapes (1993), aylık verileri kullanarak 1973-1990 döneminde Almanya, Japonya, Fransa, ABD ve İngiltere için döviz kuru volatilitesi ile çok taraflı ihracat hacmi ve değeri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuçlar, döviz kuru volatilitésinin etkisinin büyük ölçüde ticaret hacminden ziyade ihrac fiyatıyla sınırlı olduğunu göstermektedir. Caporale ve Doroodian (1994), 1974-1992 dönemi boyunca reel döviz kuru belirsizliğinin Kanada'dan ABD ithalatının değerini etkileyip etkilemediğini test etmek için GARCH-M modelinin iki değişkenli bir versiyonunu kullanmış olup vardıkları sonuç, döviz kuru belirsizliğinin ticaret akışları üzerinde anlamlı ve negatif bir bağlantı olduğu yönündedir. McIvor (1995), döviz kuru değişkenliğinin Avustralya ihracat verilerine 1978-1982 dönemi üzerindeki etkisini inceleyen çalışmasında, reel döviz kuru değişkenliği ve reel ihracat seviyesi arasında ters yönlü bir bağlantı bulunduğunu gösteren standart hipotezi desteklemektedir (Mckenzie, 1999, s. 91-95).

Qian ve Varangis (1994), aylık verilerle 1973-1990 döneminde Kanada, Avustralya, Japonya, İngiltere, İsveç ve Hollanda için ARCH-M modelini kullanmıştır. Test edilen ülkeler için ulaşılan sonuçlar, döviz kuru volatilitésinin ticaret üzerinde hem pozitif hem de negatif etkisinin olduğudur. Diğer bir ifadeyle, ihracatın ihracatçı ülkenin para birimi cinsinden ifade edildiği yerde, volatilitenin pozitif bir etkiye sahip olduğu ve ihracatın yabancı para cinsinden ifade edildiğinde ise bunun tersi olduğu sonucuna varılmıştır (Qian ve Varangis, 1994, s. 371). Côté (1994) ise volatilitenin ticaret üzerindeki etkisinin belirsiz olduğunu ileri sürmüştür (Côté, 1994, s. 23).

McKenzie ve Brooks (1997), 1973-1993 döneminde ABD-Almanya ikili ticaret akışları üzerinde yaptıkları çalışmada aylık döviz kuru oynaklığını ölçmek için ARCH modelini kullanmıştır. Ve volatilité ile ticaret akışları arasında anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki bulunduğunu gösteren sonuçlar elde etmişlerdir (McKenzie ve Brooks, 1997, s. 85). McKenzie (1998), döviz kuru volatilitésinin 1988-1995 dönemi boyunca Avustralya ekonomisi için hem toplam hem de sektörel ticaret üzerindeki etkisini analiz etmiştir. ARCH ve GARCH modelleri döviz kuru

oynaklıđını ölçmek için kullanılmıř ve varılan sonuç, volatilitenin etkisinin büyüklüđünün ve yönünün, malların ticareti yapılan pazarın niteliđine bađlı olarak farklılık göstermesinin yanı sıra Avusturalya ekonomisi için ise döviz kuru volatilitésinin ihracatı pozitif ithalatı ise negatif etkilediđi řeklinde-dir (McKenzie, 1998, s. 36).

Aristotelous (2001) 1889-1999 dönemi verilere dayanarak, döviz kuru deđiřkenliđi ve döviz kuru rejiminin İngiltere'den ABD'ye yapılan ihracat üzerindeki etkisini arařtırmıřtır. Ampirik bulgular, döviz kuru deđiřkenliđinin ya da farklı döviz kuru rejimlerinin ihracat hacmi üzerinde herhangi bir etkisinin olmadıđını göstermektedir (Aristotelous, 2001, s. 87). Arize, Osang ve Slottje (2005), 1973-1997 dönemi çeyrek yıllık veriler ile sekiz Latin Amerika ülkesi için yaptıđı çalıřmada, hem kısa hem de uzun vadede döviz kuru volatilitesi ve ihracat arasında negatif bir bađlantı bulmuřlardır (Arize ve ark., 2005, s. 11). Hondroyiannis, Swamy, Tavlás ve Ulan (2005), 1977-2003 döneminde on iki sanayileřmiř ülke için yaptıkları analizde döviz kuru volatilitesi ve ihracat arasında anlamlı ve negatif bir bađlantı bulunmadıđı sonucuna varmıřlardır (Hondroyiannis ve ark., 2005, s. 20). Choudhry (2005), döviz kuru volatilitésinin ABD'den Japonya ve Kanada'ya yapılan ihracat üzerine etkisini incelediđi çalıřmada döviz kuru volatilitésinin ihracatı negatif etkilediđi sonucuna varmıřtır (Choudhry, 2005, s. 69).

Rahman ve Serletis (2009), 1973-2007 dönemini kapsayan çalıřmasında döviz kurundaki belirsizliđinin ABD ihracatı üzerinde negatif ve anlamlı bir tesiri olduđunu tespit etmiřtir (Rahman ve Serletis, 2009, s. 507). Boug ve Fagereng (2010), ihracat performansının (Norveç firmalarının) döviz kuru belirsizliđinden önemli ölçüde etkilenmiř olduđunu gösteren hiçbir kanıt bulamamıřtır (Boug ve Fagereng, 2010, s. 862). Baum ve Çađlayan (2010), döviz kuru volatilitésinin ticaret düzeyi üzerindeki etkisinin belirsiz olduđu, ancak ikili ticaret akıřlarında volatiliteye karřı güçlü bir pozitif iliřki bulduklarını belirtmiřlerdir (Baum ve Çađlayan, 2010, s. 89). Çađlayan ve Di (2010), ABD ile ilk on üç ticaret ortađı arasındaki reel döviz kuru oynaklıđının ve sektörel ticaretin etkisini incelemiř ve döviz kuru oynaklıđının sistematik olarak sektörel ticaret akıřlarını etkilemediđi sonucuna varmıřlardır (Çadılayan ve Di, 2010, s. 313). Serenis ve Tsounis (2013), Kıbrıs ve Hirvatistan için 1990-2012 döneminde

döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine etkisini inceledikleri çalışmada, her iki ülke için de döviz kuru volatilitésinin ihracatı olumsuz etkilediđi sonucuna varmışlardır (Serenis ve Tsounis, 2013, s. 683).

Yabancı çalışmaların yanı sıra Türkiye'de de döviz kuru volatilitési ve ihracat - ithalat arasındaki ilişkiye yönelik birçok analiz gerçekleştirilmiştir. Bunlardan ilki olan Özbay (1999), 1988-1997 arası dönemde reel döviz kuru hareketliliğinin ihracat üstünde anlamlı ve negatif bir tesiri olduđu, bununla birlikte reel döviz kuru volatilitési ve ithalat arasında istatistiksel olarak anlamlı bir bağlantının bulunmadıđı sonucuna varmıştır (Özbay, 1999, s. 10). Terzi ve Terzi (1999), 1989-1996 döneminde döviz kuru ile ihracat - ithalat arasında nedensellik ilişkisine rastlamamıştır (Terzi ve Terzi, 1999, s. 62).

Gürbüz ve Çekerol (2002), eşbütünleşme analiziyle döviz kuru ile ihracat - ithalat arasında uzun dönem bağlantısının olmadığı sonucuna varmıştır (Gürbüz ve Çekerol, 2002, s. 41). Vergil (2002), 1990 - 2000 döneminde reel ihracat ve döviz kuru hareketliliđi arasında uzun dönemde anlamlı ve negatif bir bağlantı olduđu sonucuna varmıştır (Vergil, 2002, s. 92). Dođanlar'a (2002) göre, reel döviz kuru oynaklığının ihracat üstünde negatif bir tesiri vardır (Dođanlar, 2002, s. 861). Acaravcı ve Öztürk'e (2002) göre, 1989-2002 dönemi için döviz kuru volatilitési reel ihracatı negatif yönde etkilemektedir (Acaravcı ve Öztürk, 2002, s. 205).

Kasman'a (2003) göre, reel efektif döviz kuru volatilitésinin ihracat üstündeki tesiri uzun dönemde negatif, kısa dönemde ise pozitifdir (Kasman, 2003, s. 186-187). Kasman ve Kasman'a (2005) göre, gerek uzun gerekse kısa dönemde döviz kuru oynaklığının ihracat üstündeki etkisi pozitifdir (Kasman ve Kasman, 2005, s. 54). Saatçiođlu ve Karaca'ya (2004) göre, döviz kuru oynaklığı kısa ve uzun dönemde ihracatı negatif yönde etkilemektedir (Saatçiođlu ve Karaca, 2004, s. 193).

Kandil, Berument ve Dinçer (2006), döviz kuru hareketlerinin Türkiye ekonomisine olan etkilerini 1980-2004 yılları için incelemiş ve beklenmeyen döviz kuru hareketlerinin ekonomide tüketim ve yatırım kararlarını olumsuz etkileyeceđi sonucuna ulaşmışlardır (Kandil ve ark., 2006, s. 466). Tunçsiper ve Öksüzler'e

(2006) göre, döviz kuru riski toplam ve sektörel ihracatı negatif yönde etkilemektedir (Tunçsiper ve Öksüzler, 2006, s. 7). Köse, Ay ve Topallı'ya (2008) göre, 1995-2008 dönemi için reel döviz kuru volatilitesi ihracatı kısa ve uzun periyotta olumsuz etkilemektedir (Köse ve ark., 2008, s. 41-42). Tarı ve Yıldırım'a (2009) göre, döviz kuru hareketliliğinin ihracat üstündeki etkisi uzun dönemde negatif iken, kısa dönemde ise herhangi bir etkisi yoktur (Tarı ve Yıldırım, 2009, s. 103).

Sarı (2010), çalışmasında 1982-2006 dönemi için SWARCH tekniğini kullandığı çalışmasının sonucuna göre ithalat değeri döviz kuru volatilitesi ile ters yönlü hareket etmektedir (Sarı, 2010, s. 42). Hepaktan, Çınar ve DüNDAR (2011) 1982-2011 dönemi için reel efektif döviz kurundaki deęişmelerin, ihracat ve ithalat üzerindeki etkisi sınırlı iken, ihracat ve ithalatın, reel efektif döviz kuru üzerindeki etkisi ise anlamlıdır (Hepaktan ve ark., 2011, s. 77). Karaçor ve Gerçekler'e (2012) göre, 2003-2010 döneminde reel döviz kurlarından dış ticaret hacmine yönelik hem kısa hem de uzun dönemde bir nedensellik söz konusu iken, dış ticaret hacminden reel döviz kurlarına ise sadece kısa dönem için bir nedensellik söz konusudur (Karaçor ve Gerçekler, 2012, s. 309). Demez ve Ustaoglu (2012) 1992-2010 dönemini kapsayan çalışmasında, ihracatın döviz kuru deęişmelerine duyarlı olmadığına ulaşmıştır (Demez ve Ustaoglu, 2012, s. 175).

Tapşın ve Karabulut (2013), 1980-2011 dönemi için ithalattan ihracata ve reel döviz kuru endeksinden ithalata yönelik tek yönlü nedenselliğın olduğu ve ihracat ve ithalattan reel döviz kuru endeksine yönelik bir nedenselliğın söz konusu olmadığını bulmuştur (Tapşın ve Karabulut, 2013, s. 203). Kızıldere, Kabadayı ve Emsen (2014) çalışmasında 1980-2010 yılları için dış ticaret üzerinde döviz kurlarının büyük bir etkisinin olmadığı ve Türkiye'nin dış ticaretinin ihracat yapmak amacıyla ithalat yapan bir yapıya sahip olduğu sonucuna varmışlardır (Kızıldere ve ark., 2014: s. 39). Doğan ve Kurt (2016) 2003-2015 dönemini dikkate aldığı çalışmasında, döviz kurlarındaki bir deęişme ile hem sermaye malı ithalatı hem de tüketim malı ithalatı arasında nedensellik ilişkisi olduğu ve dolayısıyla döviz kurlarındaki deęişimin ithalat üzerinde etkili olduğu sonucuna varmışlardır (Doğan ve Kurt, 2016, s. 334).

Bu bölümde, 1972 yılından bu yana yayınlanan yerli ve yabancı ampirik çalışmaların sonuçlarını inceleyerek döviz kuru volatilitesi ve dış ticaret ile ilgili literatür hakkında kapsamlı bir araştırma yapılmıştır. Örneklem dönemi, model spesifikasyonu, dikkate alınan ülkeler ve volatilité ölçümünde kullanılan yöntemler çok çeşitli olduğundan farklı çalışmaların sonuçlarını karşılaştırmak zordur. Genel olarak, çalışmaların çoğu, döviz kuru volatilitésinin ticaret düzeyini düşürdüğü geleneksel negatif hipotez varsayımı lehine görünmektedir.

#### 4. Veri Seti

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkisi incelenmiştir. Döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkisini analiz eden çalışmalarda genellikle, ihracatın, yurtdışı geliri temsilen sanayi üretimi endeksi, reel efektif döviz kuru endeksi, ithalat ve reel döviz kuru volatilitesi tarafından açıklandığı modeller kullanılmaktadır. Bu alanda yapılmış çalışmalar kaynak alınarak, Türkiye için ihracat denklemi, denklem (1)'de ki gibi ifade edilebilir:

$$LX_t = \alpha_0 + \alpha_1 LREER_t + \alpha_2 LVOL_t + \alpha_3 LABIPI_t + \alpha_4 LM_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada,  $X_t$ ,  $REER_t$ ,  $VOL_t$ ,  $ABIPI_t$  ve  $M_t$  sırasıyla Türkiye'ye ait ihracat birim değeri endeksi; reel efektif döviz kuru endeksi; döviz kuru volatilitesi; Avrupa Birliği (AB) sanayi üretim endeksi ve ithalat birim değeri endeksini temsil etmekte ve  $\varepsilon_t$  ise hata terimidir.

Çalışmada,<sup>1</sup> 1995:01 ve 2017:01 dönemlerini kapsayan aylık zaman serisi verileri kullanılmıştır. İhracat ve ithalat birim değeri endeksleri Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK), reel efektif döviz kuru verilerine ise 1995 ve 2003 bazlı olmak üzere T.C.M.B Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'nden ulaşılmış olup diğer değişkenlere uyum sağlaması amacıyla veriler baz yılı değiştirilerek 2010 baz yılına dönüştürülmüştür. Dünya ekonomisine ilişkin aylık GDP verilerine

<sup>1</sup> Çalışmada kullanılan tüm veriler 2010 baz yılıdır.

ulařılamaması ve Türkiye ihracatının büyük çođunluđunun Avrupa Birliđi'ne (AB) üye ülkelere yapılması nedeniyle, reel dıř gelirin göstergesi olarak AB'ye üye ülkelerin (28 ülke) sanayi üretim endeksi kullanılmıř ve deđiřkene iliřkin veriler OECD Data sisteminden elde edilmiřtir.

Son olarak reel döviz kuru volatilitésinin hesaplanmasında literatürde üç farklı metot vardır. Bunlar; logaritmik birinci dereceden farkı alınan reel döviz kurunun standart sapması, reel döviz kurunun hareketli ortalamalı standart sapması ve GARCH türü kořullu deđiřen varyans modelleri ile tahmin edilen reel döviz kurunun kořullu oynaklıđıdır. Üçüncü yöntemin ilk iki yöntemle daha büyük gözlemleri çalışmalarda daha uygun sonuçlar vermesinden hareketle volatilitenin hesaplanmasında varyansın zaman içerisinde deđiřerek bunun da volatilitéyi deđiřtirdiđini ileri süren ARCH, varyansın zaman içerisinde geçmiř dönem varyanslarıyla iliřkili olarak deđiřtiđini ileri süren GARCH, hata teriminin iřaretinin ne olduđu dikkate alınmaksızın sadece büyüklüđünün önemli olduđu geleneksel deđiřen varyans modellerinin aksine kaldıraç etkisini dikkate alan üssel GARCH (EGARCH), GJR-GARCH, eřik GARCH (TGARCH) ve asimetric üslü ARCH (APARCH) modelleri kullanılmıř olup Ek 1-8'de gösterilen çeřitli kriterler neticesinde en uygun olduđu sonucuna varılan GJR-GARCH (1,1) modelinin reel döviz kuru volatilitésini temsil etmesine karar verilmiřtir.

Reel döviz kurunun artması ihracatın azalması ile sonuçlanacađı için reel efektif döviz kuru deđiřkenin parametresi olan  $\alpha_1$ 'in negatif deđer alması, reel dıř gelir arttıđında ihracatın artması dolayısıyla  $\alpha_3$ 'ün pozitif olması ve Türkiye'de ithalata dayalı ihracat olgusu olmasından dolayı  $\alpha_4$  parametresinin pozitif olması beklenmektedir. Kuramsal olarak, döviz kuru volatilitésinin ihracatı ne yönde etkileyeceđi müphem olmasından dolayı  $\alpha_2$  parametresinin iřareti ise belirsizdir.

$$h_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \lambda_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} \quad (2)$$

Denklem 2'de gösterilen GJR-GARCH (1,1) kořullu varyans eřitliđi dört temel etkene bađlıdır: İlki sabit terim veya ortalama olan  $\vartheta_0$ 'dir. İkincisi, bir önceki řoka neden olan haberin ya da bir diđer ifadeyle bir önceki dönemdeki hata



karelerinin parametre tahmini veya ARCH terimi olan  $\varepsilon_{t-1}^2$ 'dir. Üçüncüsü ise, bir önceki dönemin varyansı veya GARCH terimi olan  $h_{t-1}$ 'dir. Dolayısıyla  $\vartheta_1$  katsayısı ARCH etkisinin,  $\beta_1$  katsayısı ise GARCH etkisinin göstergesidir. Son olarak,  $\lambda$  parametresi ise asimetri ya da kaldıraç etkisini gösteren ve  $d_{t-1}$ ;  $\varepsilon_t < 0$  olduğunda 1 ve  $\varepsilon_t > 0$  olduğunda ise 0 değerini alan bir kukla değişken içermektedir. Tahmin edilen GJR-GARCH(1,1) modeli ile elde edilen sonuçlar ve bu modelin matematiksel formu aşağıdaki gibidir:

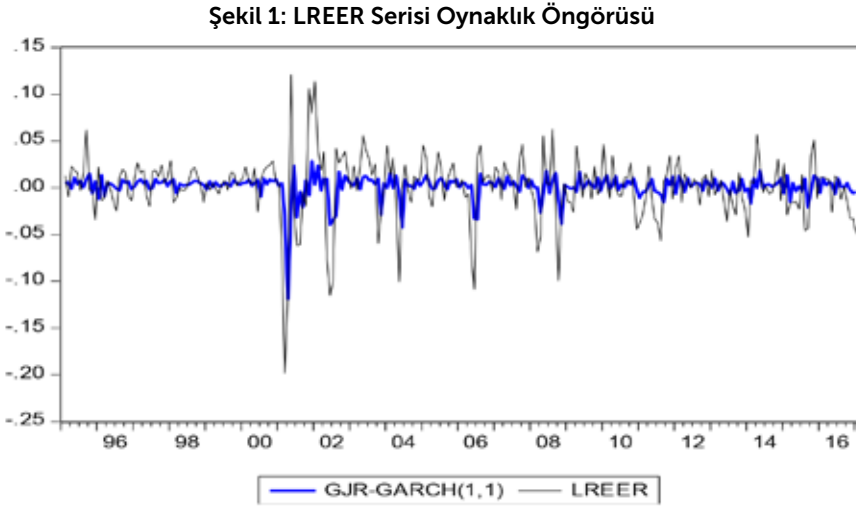
**Tablo 1: GJR-GARCH (1,1) Modeli ile Elde Edilen Sonuçlar**

	$\vartheta_0$	$\vartheta_1$	$\beta_1$	$\lambda_1$
DLREER	0.000271	0.512960	0.370360	0.749591
Olasılık değeri	0.0041	0.0052	0.0304	0.0401

$$h_t = 0.000271 + 0.512960\varepsilon_{t-1}^2 + 0.370360h_{t-1} + 0.749591\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$$

Tablo 1'de (Ek-1'de ki koşullar dikkate alınarak) GJR-GARCH (1,1) koşullu değişen varyans denkleminde sabit terim, ARCH, GARCH ve asimetri teriminin olasılık değerleri 0.05 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı olmasının yanı sıra asimetri parametresi koşulunun sağlandığı görülmektedir.  $\lambda$  parametresinin pozitif olması kaldıraç etkisinin bulunduğunu ve olumsuz haberlerin volatilitiyi artırdığına işaret etmektedir. Diğer bir ifadeyle pozitif şokların koşullu varyans üzerindeki etkisi negatif şokların etkisinden daha az olacaktır. Modelde iyi haberlerin ( $\varepsilon_t \geq 0$ ) koşullu varyans üzerindeki etkisi  $\vartheta_1$  ile ve kötü haberlerin ( $\varepsilon_t < 0$ ) koşullu varyans üzerindeki etkisi ( $\vartheta_1 + \vartheta_1$ ) olarak gösterilmektedir. Meydana gelen pozitif bir şok durumunda ( $\varepsilon_t \geq 0$ ) kukla değişken, 0 değerini aldığından, hata teriminin karesine ait parametre 0,512960 değerini alırken, negatif bir şok durumunda ( $\varepsilon_t < 0$ ) ise, kukla değişken, 1 değerini aldığından, hata teriminin karesine ait parametre değeri 1.119951 değerini almaktadır.  $\vartheta_1$  ve  $\beta_1$  parametrelerinin toplamının (0.88332) 1'den küçük olması, durağanlık koşulunun yerine getirildiğini ve volatilitenin tahmin edilebilir yapıda olduğunu belirtmektedir. Diğer bir ifadeyle, toplamın 1'den küçük olması volatilitenin çok büyük olmadığı ve herhangi bir şokun etkisinin çok uzun sürmediğinin bir göstergesidir.

Seçilen GJR-GARCH (1,1) modeline ilişkin yapılan bazı istatistiklerden hareketle, volatilité ısrarcılıđının çok yüksek olmadığı, piyasadaki olası bir şokun geçici nitelikte olduđu ve volatilité yarılanma süresinin yaklaşık 6 ay (5.59) sürdüđu dolayısıyla piyasada bir şok olması halinde piyasanın ancak 6 ay sonra eski hâline dönebileceđi sonucuna varılmıřtır.



Şekil 1’de GJR-GARCH (1,1) modelinin söz konusu veri döneminde öngörü tahmin sonuçları ve aynı dönemde gerçekleşen volatilité değerleri karşılaştırılmıřtır. Öngörü değerleri volatilitenin yükseldiđi dönemlerde gerçekleşen değerlerle hemen hemen birlikte hareket ettiđi yani yükseldiđi, volatilitenin düřtüđu dönemlerde ise gerçekleşen ve öngörü değerleri arasında farklılıklar olduđu görülmektedir. Diđer bir ifadeyle, öngörü değerleri gerçekleşen volatilité değerleriyle birebir aynı olmasa da, onunla örtüşmekte ve volatilitedeki yükselme ve düşmeleri yakalayabilmektedir.

Ayrıca Şekil 1’e göre, 2001 yılının tamamı, 2002’nin Haziran ayı, 2004 Mayıs ayı, 2006 Haziran ayı, 2008 Mart ve Ekim ayları, 2011 Ağustos ayı, 2013 Aralık ve 2014 Ocak ayı, 2015 Eylül ayı yüksek volatilité dönemleri olarak dikkat çekmektedir. Türkiye’de aşırı kur oynaklıklarının olduđu söz konusu dönemler incelendiđinde, bu dönemlerde bankacılık krizleri olarak da adlandırılan Kasım 2000 ve Şubat

2001 krizleri, siyasi belirsizlik ardından 2002 yılı sonunda yapılan seçimler sonucunda tek partili hükümet dönemine geçilmesiyle birlikte 2001 yılında uygulamaya konan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programının sürdürülme kararı alınması, Mayıs 2004 anayasa değişikliği, 2008 küresel ekonomik krizi, 12 Haziran 2011 genel seçim belirsizliği, 17-25 Aralık 2013 olayları ve 7 Haziran ve 1 Kasım 2015 genel seçim belirsizliğinin gerçekleştiği şekilde açıklanabilir.

Bir sonraki bölümde Türkiye ekonomisindeki döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkisi ihracat birim değeri endeksi, reel efektif döviz kuru endeksi, döviz kuru volatilitésini, AB sanayi üretim endeksi ve ithalat birim değeri endeksi verileri dikkate alınarak incelenmiştir. Uygulama birinci bölüm olarak volatilitésinin modellenmesi ve ikinci bölüm olarak döviz kuru volatilitésini ile ihracat arasındaki uzun ve kısa dönem bağlantısını inceleyen ARDL-sınır testi yaklaşımının kullanılması olmak üzere iki bölüme ayrılmıştır.

## 5. Ekonometrik Metodoloji

Bir zaman serisinin durağanlığı, serinin ortalaması ile varyansının zaman içerisinde değişmemesi ve iki periyot arasındaki kovaryansının, bu kovaryansın hesaplandığı periyota değil de sadece iki periyot arasındaki uzaklığa tabi olmasına dayanır (Gujarati, 1999, s. 713). Finansal zaman serileri çoğunlukla durağan değildir. Yani, serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zaman içerisinde değişmektedir. Zaman serisi verilerinin durağan olmaması durumunda, yapılan öngörüler gerçeklikten uzak olacak ve dolayısıyla sahte regresyon (spurious regression) problemi ortaya çıkacaktır. Serilerin tümünün aynı dereceden durağan olmaları durumunda, seriler arasında uzun dönemli ilişkinin testi için Engle-Granger (1987), Johansen (1988, 1991) ve Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testleri yapılmaktadır. Diğer taraftan serilerin tümü aynı dereceden durağan değilse Pesaran ve Shin (1995, 1999), Pesaran ve Smith (1998) ve Pesaran ve ark. (2001) vasıtasıyla geliştirilen ARDL-Sınır testi yaklaşımı uygulanmaktadır.

Çalışmada dikkate alınan değişkenlerin  $I(0)$  veya  $I(1)$  olduğu incelenmeksizin uygulanabilir olması, ARDL sınır testi yaklaşımının en önemli avantajıdır

(Dritsakis, 2011, s. 8; Pesaran ve ark., 2001, s. 290; Pesaran ve Shin, 1999, s. 374; Narayan, 2004, s. 7; 2007, s. 1981). ARDL yönteminin uygulanması için öncesinde bir birim kök testine gerek duyulmamaktadır. Fakat deđişkenler ikinci dereceden farkı alındığında durađan hale geliyorsa uygun kritik tablo deđerleri bulunmadığından dolayı, uygulamada yer alan deđerşkenlerin I(2) olmadıklarını kanıtlamak amacıyla birim kök testleri uygulanmaktadır. Ayrıca ARDL sınır testinde kısıtsız hata düzeltme modelinin kullanılması, uzun dönem katsayılarına hiçbir bir kısıtlama getirilmeden modele içsel olarak dahil edilmesine dayanmaktadır. Modelin diđer avantajı ise kısa ve uzun dönem katsayılarının aynı anda hesaplanmasına imkan vermesidir (Dritsakis, 2011, s. 8-9).

ARDL sınır testi yaklaşımı, 1995:01 ile 2017:01 dönemleri arasında döviz kuru volatilitési ile ihracat arasındaki ilişkiyi incelemek için üç adımlı bir yaklaşım izlemektedir. Analize dahil edilmiş deđerşkenler arasında uzun dönem bađlantısının sınanması birinci aşamayı oluşturmaktadır. Mevcut deđerşkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olması durumunda, uzun ve kısa dönem esnekliklerinin temin edilmesi sırasıyla ikinci ve üçüncü adımları oluşturmaktadır (Narayan ve Smyth, 2006, s. 337).

Eşbütünleşme sınaması için Pesaran vd. (2001) tarafından tahmin edilen F istatistiđi ile karşılaştırılacak olan iki kritik deđer geliştirilmiştir. Alt kritik sınır, tüm deđerşkenlerin I(0) olduğunu varsaymaktadır. Bu, incelenen deđerşkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı anlamına gelmektedir. Üst kritik sınır, tüm deđerşkenlerin I(1) olduğunu varsayar, yani deđerşkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu gösterir. Tahmin edilen F istatistiđi üst kritik sınır deđerinden daha büyük olduğunda  $H_0$  reddedilir (deđerşkenler eşbütünleşmiştir). F istatistiđi alt kritik sınır deđerinin altında ise,  $H_0$  reddedilemez (deđerşkenler arasında eşbütünleşme yoktur). F istatistiđi alt ve üst sınır deđerleri arasında olması durumundaysa, herhangi bir karar alınamamakta ve diđer eşbütünleşme testlerinin kullanılması önerilmektedir (Dritsakis, 2011, s. 11-12).

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının kanıtlanmasının ardından, deđerşkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin tetkiki için tahmin edilecek ARDL modeli

denklem 3'te gösterilmektedir:

$$\Delta LX_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_1 \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_2 \Delta LREER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_3 \Delta VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_4 \Delta LABIPI_{t-i} + \sum_{i=1}^s \alpha_5 \Delta LM_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

İkinci aşama olan uzun dönem katsayıların elde edilmesinden sonra ARDL sınır testi yaklaşımının son aşamasına gelinmiş olup, değişkenler arasındaki kısa dönem bağlantısı için denklem 3'teki değişkenlere ilişkin ARDL modelinin hata düzeltme versiyonu aşağıdaki gibidir:

$$\Delta LX_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_1 \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_2 \Delta LREER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_3 \Delta VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_4 \Delta LABIPI_{t-i} + \sum_{i=1}^s \alpha_5 \Delta LM_{t-i} + \theta ECM_{t-1} + u_t \quad (4)$$

ARDL modelinde seriler arasında uzun dönem tahmini yapıldıktan sonra, 4 numaralı denklemde gösterilen ECM modeli ile kısa dönem tahmini de yapılabilmektedir. Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen ECM modelinde, uzun dönem modeli hata teriminin bir dönem gecikmeli değeri [ $ECM_{t-1}$ ], modele değişken olarak ilave edilmiştir. İlave edilen bu değişken ait  $\theta$  katsayısı, kısa döneme ilişkin dengesizliklerin ne kadarının uzun dönemde giderileceğini göstermekte ve bu katsayının negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkması beklenmektedir. Dolayısıyla hata düzeltme modelinin çalışabilmesi için  $\theta$  katsayısının t istatistiğinin 2'den büyük olması ve  $\theta$  katsayısının -1 ile 0 arasında olması gereklidir.

Bu çalışmada LREER serisinin durağanlığının testi için, Artırılmış (Genişletilmiş) (Augmented) Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) geleneksel birim kök testleri kullanılmıştır. Ancak zaman serilerinin savaş, barış, tabii felaketler, terör eylemleri, politika değişimleri ve ekonomik krizler nedeniyle yapısal kırılma içermesi halinde geleneksel birim kök sınamalarının sapmalı sonuçlar vermesi muhtemeldir. Sevüktekin ve Çınar'a (2017) göre, böyle bir durumda durağan olan seriler çoğu zaman sanki durağan değilmiş gibi görünebilirler (2017: s. 414). Bu nedenle bu tür seriler için yapısal kırılmayı dikkate alan testlerin kullanılması daha uygundur. Bu çalışmada tek kırılmaya izin veren ve kırılma dönemi içsel (endojen) olarak belirlenen Zivot-Andrews (ZA) birim kök testinin kullanılması uygun görülmüştür.

## 6. Ampirik Bulgular

Döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkisinin incelendiđi alıřmada, her bir deđiřkене ait zaman serisinin durađanlıklarının testi ve durađanlık seviyeleri ADF, PP, KPSS ve ZA birim kök testleriyle sınanmıř olup test sonuçları Tablo 2 ve 3'te yansıtılmıřtır:

**Tablo 2: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Sınaması Sonuçları**

Deđiřkenler	ADF Testi			PP Testi			KPSS Testi	
	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
LX	0.3033 (0.7728)	-1.1271 (0.7056)	-1.8534 (0.6757)	0.3372 (0.7819)	-1.1926 (0.6783)	-1.5915 (0.7941)	1.4753* [0.463]	0.2340* [0.146]
LM	0.2484 (0.7575)	-1.2087 (0.6713)	-2.1010 (0.5423)	0.6156 (0.8488)	-1.3993 (0.5826)	-1.2952 (0.8868)	1.6535* [0.463]	0.2402* [0.146]
LREER	0.6089 (0.8473)	-2.0025 (0.2858)	-0.8318 (0.9604)	0.3326 (0.7807)	-2.6616 (0.0822)	-2.4058 (0.3757)	1.3472* [0.463]	0.4568* [0.146]
LABIPI	0.7090 (0.8678)	-2.3619 (0.1537)	2.9969 (0.1351)	0.9532 (0.9096)	-2.0137 (0.2809)	-2.3736 (0.3925)	1.1774* [0.463]	0.2921* [0.146]
LVOL	-16.068* (0.0000)	-16.096* (0.0000)	-16.209* (0.0000)	-16.069* (0.0000)	-16.096* (0.0000)	-16.209* (0.0000)	0.2794 [0.463]	0.0343 [0.146]
$\Delta$ LX	-12.656* (0.0000)	-12.640* (0.0000)	-12.616* (0.0000)	-12.906* (0.0000)	-12.891* (0.0000)	-12.870* (0.0000)	0.1336 [0.463]	0.1322 [0.146]
$\Delta$ LM	-4.2769* (0.0000)	-4.2896* (0.0006)	-4.2770* (0.0040)	-16.782* (0.0000)	-16.778* (0.0000)	-16.778* (0.0000)	0.1661 [0.463]	0.1126 [0.146]
$\Delta$ LREER	-6.8896* (0.0000)	-6.9089* (0.0000)	-7.2205* (0.0000)	-10.680* (0.0000)	-10.653* (0.0000)	-10.663* (0.0000)	0.1931 [0.463]	0.0196 [0.146]
$\Delta$ LABIPI	-5.2783* (0.0000)	-5.3256* (0.0000)	-5.3230* (0.0001)	-17.388* (0.0000)	-17.410* (0.0000)	-17.393* (0.0000)	0.0719 [0.463]	0.0436 [0.146]

ADF sınaması için Akaike (AIC) bilgi kriteri, PP ve KPSS sınaması için de Newey-West bilgi kriteri kullanılmıř olup uygun gecikme uzunluđu 12 olarak belirlenmiřtir. Parantez içindeki deđerler ADF ve PP testi için olasılık deđerleri, köřeli parantez içindeki deđerler ise KPSS testi için kritik deđerleri göstermektedir. Ayrıca \*, 0.05 anlamlılık düzeyine göre sıfır hipotezinin reddedildiđini ifade etmektedir.

ADF, PP ve KPSS testlerinde bütün modeller için volatilité haricinde logaritması alınmıř deđerkenler durađan deđerdir. Ancak Tablo 2'de görüldüđu gibi, ilgili deđerkenler düzey deđerlerinde durađan deđerken birinci dereceden farkları alınması durumunda ise durađan hale gelmektedir. Dolayısıyla LX, LREER, LM ve LABIPI serilerinin  $I(1)$ , LVOL serisinin ise  $I(0)$  olduđu kabul edilmiřtir.

**Tablo 3: Zivot - Andrews Birim Kök Sınaması Sonuçları**

	Model A		Model C	
Değişkenlerin Düzey Değerleri	t-ist.	Kırılma Dönemi	t-ist.	Kırılma Dönemi
LX	-3.154	2008:08	-0.292	2008:08
LM	-3.607	2008:07	-3.640	2008:07
LREER	-2.940	2002:07	-5.017	2006:06
LABIPI	-3.552*	2008:09	-4.814*	2008:09
LVOL	-13.523*	2001:01	-13.494*	2001:01
	Model A		Model C	
Değişkenlerin Birinci Farkları	t-ist.	Kırılma Dönemi	t-ist.	Kırılma Dönemi
$\Delta$ LX	-7.774*	2008:07	-7.896*	2008:07
$\Delta$ LM	-5.386*	2008:07	-5.639*	2008:07
$\Delta$ LREER	-7.792*	2002:07	-7.741*	2002:08
$\Delta$ LABIPI	-7.845*	2009:02	-6.998*	2009:02

0.05 anlamlılık düzeyine göre Zivot ve Andrews (1992: 258)'den alınan kritik değerler: Model A için, -4.80 ve Model C için, -5.08'dir. Ayrıca \*, serinin 0.05 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir.

Yapısal kırılmayı dikkate alan ZA testi sonuçları; LX, LM, LREER ve LABIPI birinci dereceden durağan iken  $[I(1)]$ , LVOL ise sıfırıncı dereceden durağan  $[I(0)]$  olduğu şeklindedir. Değişkenlerin kırılma dönemlerine bakıldığında ise, kırılma dönemleri ilgili dönemde gerçekleşmiş olan 2001 ve 2008 krizleri ve 2002 genel seçim belirsizliğine denk gelmektedir. Son olarak, bu olaylar serilerde yapısal kırılmaya neden olmasına rağmen, bu durum LX, LM, LREER, LABIPI serilerinin birim kök içerdiği sonucunu değiştirmemiştir.

ADF, PP, KPSS ve ZA birim kök sınaması sonuçlarına göre çalışmada kullanılan serilerin farklı seviyede durağan çıkmaları nedeniyle seriler arasında eşbütünleşme ilişkisini araştırmak amacıyla ARDL sınır testi kullanılmıştır.

### 6.1. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

İhracat ile ihracatı etkilediği varsayılan değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem bağlantıları sınamak amacıyla ARDL sınır testi uygulanmıştır. Söz konusu sınamaya öncesinde, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığını sınamak

amacıyla sınır testi yapılacaktır. Tablo 4, sınır testi için uygun gecikme uzunluđunun seçimini göstermektedir. Serilerin aylık olması sebebiyle maksimum 12 gecikme dikkate alınmıştır. Ancak en küçük AIC deđerini ve Breusch-Godfrey testinin anlamlı olduđu gecikme uzunluđu 9'dur.

**Tablo 4: Sınır Testi İçin Uygun Gecikme Uzunluđunun Seçimi**

Gecikme Uzunluđu	AIC	Breusch-Godfrey Ardışık Bađımlılık Sınaması
1	-5.194493	2.361 [0.1244]
2	-5.195613	7.203 [0.0273]
3	-5.195399	5.845 [0.1194]
4	-5.194002	3.909 [0.4185]
5	-5.194002	6.771 [0.2382]
6	-5.194490	3.485 [0.7459]
7	-5.205954	4.953 [0.6657]
8	-5.205954	5.533 [0.6994]
<b>9</b>	<b>-5.193777</b>	<b>7.534 [0.5817]</b>
10	-5.193777	7.787 [0.6496]
11	-5.256648	8.261 [0.6897]
12	-5.327863	27.966 [0.0056]

Köşeli parantez içindeki deđerler, Breusch-Godfrey Ardışık Bađımlılık testi olasılık deđerlerini vermektedir.

9 gecikme uzunluđuna göre, modelde bulunan deđişkenler arasında eşbütünleşme bađlantısı bulunmadığını belirten sıfır hipotezinin [ $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5$ ] geçerliliđini test etmek üzere tahmin edilen F-istatistik deđeri, Pesaran vd. (2001) aracılıđıyla mevcut modele yönelik oluşturulmuş olan alt ve üst sınır deđerleriyle karşılaştırılan sınır testi sonuçları Tablo 5'te verilmiştir:

**Tablo 5: Sınır Testi Sonuçları (9 gecikme için)**

k=4	F istatistiđi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)	Anlamlılık Düzeyi
	18.25392	3.74	5.06	0.01
		2.86	4.01	0.05
		2.45	3.52	0.10

k açıklayıcı deđişken sayısını temsil etmektedir.

Tahmin edilen F-istatistiđi üst sınırın üstünde ise seriler arasında koentegrasyon bađlantısının olduđu, alt sınırın altında yer alması durumunda, koentegrasyon



bağlantısının olmadığı şeklinde yorumlanırken alt ve üst sınırlar arasında ise koentegrasyon hakkında herhangi bir değerlendirme yapılamamaktadır. Tablo 5'te F-istatistiğinin, Pesaran ve arkadaşlarının (2001) üst sınırını aştığından ele alınan 5 değişken arasında %1, %5 ve %10 hata düzeyinde koentegrasyon ilişkisinin olduğuna ulaşılmıştır.

Değişkenler arasında uzun dönem bağlantısı olduğunun belirlenmesinden sonra ARDL metodu ile kısa ve uzun dönem ilişkileri analiz edilebilir. Bu kapsamda değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini belirlemek amacıyla 9 olarak saptanan gecikme uzunluklarına göre ARDL modelinin içerdiği değişkenler için uygun gecikme uzunlukları X için 4, REER için 0, VOL için 4, ABIPI için 0, M için 8 olarak belirlenmiş ve dolayısıyla en uygun ARDL modeli olarak ARDL(4,0,4,0,8) modeli seçilmiş olup uzun dönem ARDL modeli tanımlayıcı istatistiklerin sonuçları Tablo 6'da gösterilmiştir:

**Tablo 6: Uzun Dönem ARDL(4,0,4,0,8) Modeli Tanısal Testleri**

Tanısal Testler	Test İstatistiği	Olasılık değeri
Breusch-Godfrey LM sınaması [9]	7.534	[0.5817]
White Değişen varyans testi	250.160	[0.1724]
Ramsey Reset Testi [1]	1.501	[0.1346]
Normallik Testi	3.518	[0.1587]

ARDL (4,0,4,0,8) modeline yönelik gerçekleştirilen tanısal test sonuçları incelendiğinde Breusch-Godfrey LM [9 gecikme], White, Jargue-Bera ve Ramsey Reset testi sonuçları sırasıyla, modelde otokorelasyon ve değişen varyans probleminin bulunmadığı, hata terimlerinin normal dağıldığı ve model kurma hatasının bulunmadığı şeklindedir. Böylelikle model istikrar koşullarını yerine getirmektedir.

## 6.2. Uzun Dönemli İlişki

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının kanıtlanmasının ardından değişkenler arasındaki uzun dönem bağlantısını tetkik etmek amacıyla tahmin edilen ARDL(4,0,4,0,8) modeli uzun dönem katsayıları Tablo 7'de gösterilmektedir:

**Tablo 7: Uzun Dönem Katsayıları**

Deđişkenler	Katsayılar	t-ist.
LREER	-0.253552	2.341**
LVOL	-0.093458	3.381*
LABIPI	0.585697	-3.836*
LM	0.072717	7.842*

\* ve \*\* sırasıyla 0.01 ve 0.05 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 7'e göre, uzun dönem katsayıların tahmininde analizler deđişkenlerin doğal logaritmaları ile yapıldığından, söz konusu katsayılar aynı zamanda deđişkenlerin elastikiyetleri olarak da değerlendirilmektedir. Tablo 7'e göre, reel efektif döviz kuru endeksinde %1 artış olması ihracat birim deđer endeksinde %0.25 ve volatilitede %1 artış olması ihracatta %0.09 azalışa neden olurken, dış geliri temsil eden AB sanayi üretimi endeksinde %1 artış olması ihracatta %0.58 ve ithalat birim deđer endeksinde %1 artış olması ihracatta %0.07'lik bir artışa yol açmaktadır. Bu sonuçlara göre, uzun dönemde ihracat birim deđer endeksini en çok etkileyen deđişken AB sanayi üretimi endeksi ve sonrasında sırasıyla reel efektif döviz kuru endeksi ve döviz kuru volatilitesi gelmektedir. İthalatın ihracata etkisi ise oldukça sınırlı kalmıştır. Ayrıca katsayıların tümü istatistiki olarak anlamlı olmakla birlikte uzun dönemli katsayılara göre AB sanayi üretimi endeksi ve ithalat ile ihracat arasında beklentiler dahilinde pozitif, reel efektif döviz kuru endeksi ve döviz kuru volatilitesi ile ihracat arasında ise negatif bir ilişki bulunmuş olması literatürdeki Türkiye ekonomisi için yapılmış olan diđer çalışmalarla uyumludur (Bkz. Vergil (2002), Dođanlar (2002), Acaravcı ve Öztürk (2002), Kasman (2003), Saatçiođlu ve Karaca (2004), Kandil ve arkadaşları (2006), Tunçsiper ve Öksüzler (2006), Köse vd. (2008), Tari ve Yıldırım (2009), Sarı (2010) vd.)

### 6.3. Kısa Dönemli İlişki

ARDL modelinde seriler arasında uzun dönem tahmini yapıldıktan sonra, son aşama olarak 4 numaralı denklemde gösterilen hata düzeltme modeli ile kısa dönem tahmini de yapılabilmektedir.

**Tablo 8: Hata Düzeltme ve Kısa Dönem Katsayıları**

Değişkenler	Katsayılar	t-ist.
$\Delta$ LREER	-0.161798	-2.800 [0.0300]**
$\Delta$ LVOL	-0.069886	-3.367 [0.0144]**
$\Delta$ LABIPI	0.316359	2.142 [0.0782]***
$\Delta$ LM	0.041195	7.787 [0.0000]*
ECM(-1)	-0.083145	-3.782 [0.0002]*

\*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerine karşılık gelmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili değişkenlerin olasılık değerlerini vermektedir.

ARDL(4,0,4,0,8) modeline ilişkin (kısa dönem) ECM modeli sonuçları Tablo 8'de gösterilmektedir.  $\Delta$ LREER,  $\Delta$ LVOL,  $\Delta$ LABIPI ve  $\Delta$ LM değişkenleri kısa dönemde nedensellik ilişkisini gösterirken ECM(-1) değişkeni ise uzun dönem nedensellik ilişkisini göstermektedir. Burada sınanacak hipotezler aşağıdaki gibidir:

$H_0$ : Reel döviz kurundan ihracata doğru bir nedensellik yoktur.

$H_0$ : Volatiliteden ihracata doğru bir nedensellik yoktur.

$H_0$ : AB sanayi üretim endeksinden ihracata doğru bir nedensellik yoktur.

$H_0$ : İthalattan ihracata doğru bir nedensellik yoktur.

" $H_1$  hipotezi ise ilgili değişkenlerden ihracata doğru bir nedensellik vardır." şeklindedir. Tablo 8'den hareketle köşeli parantez içindeki değerler reel döviz kuru, volatilité, AB sanayi üretim endeksi ve ithalat değişkenlerinin olasılık değerlerini vermektedir. Ve bu değer 0.05'ten küçük ise sıfır hipotezi reddedilmektedir. Söz konusu değişkenlerin hepsinin olasılık değerleri 0.05'ten küçük olduğundan dolayı bütün değişkenlerden ihracata doğru kısa dönemde bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

Uzun dönem nedensellik ilişkisini gösteren ECM (-1) değişkeninin t istatistiği 2'den büyük olduğu için bağımsız değişkenler olan reel döviz kuru, volatilité, AB sanayi üretim endeksi, ve ithalattan bağımlı değişken olan ihracata doğru uzun dönem nedensellik ilişkisi vardır. t istatistiğinin 2'den büyük olmasının yanı sıra ECM(-1) katsayısının -1 ile 0 arasında olması koşullarının sağlanması ile hata düzeltme modeli mekanizmasının çalışma koşulları sağlanmıştır.

Kısa dönem sonuçlarına göre, katsayıların işaretleri beklentilerle uyumlu ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Yani dış geliri temsil eden sanayi üretim endeksi ve ithalat, ihracatı uzun dönemin yanı sıra kısa dönemde de pozitif etkiler iken aynı şekilde reel efektif döviz kuru ve döviz kuru volatilitesi de kısa dönemde ihracatı negatif etkilemektedir. Diğer yandan, ECM katsayısı (-0.08) ise beklenildiđi üzere negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlıdır. Böylelikle, ihracatta kısa dönemde meydana gelen şokların bir dönem sonra (1 ay sonra) 0.08'i düzeltilerek şokların etkisi yaklaşık 12 ay (1/0.083) içerisinde yok olacak ve uzun dönem dengesine yakınsayacaktır.

## 7. Sonuç

Bu çalışmada 1995:01-2017:01 döneminde Türkiye ekonomisindeki döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki tesirini incelemek için; ihracat birim değeri endeksi, reel efektif döviz kuru, döviz kuru volatilitesi, AB sanayi üretim endeksi ve ithalat birim değeri endeksi verileri dikkate alınmıştır.

Pesaran ve arkadaşları (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ile deđişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi olduđunun belirlenmesinin ardından ARDL ve hata düzeltme modeli kullanılarak döviz kuru volatilitesi ile ihracat arasında uzun ve kısa dönemli ilişkiler analiz edilmiş ve dış geliri temsil eden sanayi üretim endeksi ve ithalat, hem uzun hem de kısa periyotta ihracatı pozitif etkiler iken reel efektif döviz kuru endeksi ve döviz kuru volatilitesi ise hem uzun hem de kısa periyotta negatif etkilediđi sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla katsayıların işaretleri beklentilerle uyumlu ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca uzun periyotta olduđu gibi kısa periyotta da ihracatı en çok etkileyen deđişken AB sanayi üretim endeksidir. Diğer yandan, ECM katsayısı ise beklenildiđi üzere negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlıdır. Böylelikle, ihracatta kısa dönemde ortaya çıkan şokların bir dönem sonra 0.08'i düzeltilerek şokların etkisi yaklaşık 12 ay içinde yok olacak ve uzun dönem dengesine yakınsayacaktır. Bu ise modelin uzun dönem dengesine ayarlanma hızının düşük olduđu şeklinde yorumlanmaktadır.

Son olarak döviz kuru volatilitesi ile ihracat arasındaki ilişkiye yönelik literatürde genişçe yer bulan negatif hipotez, bu çalışma ile de desteklenmiştir. Yüksek döviz kuru volatilitesi, döviz kurunun ticaret sözleşmesi sırasında üzerinde anlaşma yapılması ancak gelecekteki teslimatın gerçekleşene kadar ödeme yapılmamasından dolayı bu durum riskten kaçınan ticaret yapanlar için daha yüksek maliyet ve daha az dış ticarete neden olur. Döviz kurundaki değişikliklerin önceden öngörülememesi durumunda, bu edinilecek kârlarla ilgili bir belirsizlik yaratır ve dolayısıyla uluslararası ticaretin faydalarını azaltarak ihracatın ve dış ticaret hacminin olumsuz etkilenmesine neden olur.

## Kaynaklar

- Acaravcı, A. & Öztürk, İ., (2002), "Döviz kurundaki değişkenliğin Türkiye ihracatı üzerine etkisi: Ampirik bir çalışma", *Review of Social, Economic & Business Studies*, 2, 197–206.
- Akhtar, M.A. & Spence–Hilton, R., (1984), "Effects of exchange rate uncertainty on German and U.S. trade", *Quarterly Review*, New York: Federal Reserve Bank of New York, 7–16.
- Aristotelous, K., (2001), "Exchange-rate volatility, exchange-rate regime, and trade volume: Evidence from the UK-US export function (1989-1999)", *Economic Letters*, 72, 87–94.
- Arize, C. A., Osang, T. & Slottje, J. D., (2005), "Exchange-rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade", *International Review of Economics & Finance*, 17 (1), 33–4.
- Asseery, A., & Peel, D. A., (1991), "The effects of exchange rate volatility on exports", *Economics Letters*, 37, 173–177.
- Azid, T., Jamil, M. & Kousar, A., (2005), "Impact of exchange rate volatility on growth and economic performance: A case study of Pakistan, 1973–2003", *The Pakistan Development Review*, 44 (4), 749–775.
- Bailey, J. M., Tavlas, S. G., & Ulan, M., (1987), "The impact of exchange rate volatility on export growth: Some theoretical considerations and empirical results", *Journal of Policy Modeling*, 9 (1), 225–243.
- Baum, F. C. & Çağlayan, M., (2010), "On the sensitivity of the volume and volatility of bilateral trade flows to exchange rate uncertainty", *Journal of International Money and Finance*, 29 (1), 79–93.
- Beckett, S. & Sellon, H. G., (1989), "Has financial market volatility increased?", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, June, 17–30.
- Bélanger, D., Sylvia, G., Racette, D. & Jacques, R., (1992), "The impact of exchange rate variability on trade flows: Further results on sectoral U.S. imports from Canada", *North American Journal of Economics and Finance*, 3, 61–82.
- Bini-Smaghi, L., (1991), "Exchange rate variability and trade: Why is it so difficult to find any relationship?", *Applied Economics*, 23, 927–936.

- Boug, P. & Fagereng, A., (2010), "Exchange rate volatility and export performance: A cointegrated VAR approach", *Applied Economics*, 42, 851-864.
- Caporale, T., & Doroodian, K., (1994), "Exchange rate variability and the flow of international trade", *Economic Letters*, 46, 1949-1954.
- Chan, P. K. L. & Wong, J. H. Y., (1985), "The effect of exchange rate variability on Hong Kong's export", *Hong Kong Economic Papers*, 27-39.
- Choudhry, T., (2005), "Exchange rate volatility and the United States exports: Evidence from Canada and Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, 19, 51-71.
- Chowdhury, R. A., (1993), "Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error correction models", *The Review of Economics and Statistics*, 75, 700-706.
- Clark, P. B. & Haulk, C. J., (1972), "Flexible exchange rates and the level of trade: A preliminary analysis of the Canadian experience", Washington: Federal Reserve Board.
- Côté, A., (1994), "Exchange rate volatility and trade: A survey", *Working Paper 94-5*, Bank of Canada, 1-28.
- Cushman, O. D., (1983), "The effects of real exchange rate risk on international trade", *Journal of International Economics*, 15, 45-63.
- Cushman, O. D., (1986), "Has exchange risk depressed international trade? The impact of third-country exchange risk", *Journal of International Money and Finance*, 5, 361-379.
- Çađlayan, M. & Di, J., (2010), "Does real exchange rate volatility affect sectoral trade flows?", *Southern Economic Journal*, 77 (2), 313-335.
- Daly, K., (2007), "Financial volatility: Issues and measuring techniques", *School of Economics and Finance*, 2378-2393.
- De Grauwe, P., (1987), "International trade and economic growth in the European Monetary System", *European Economic Review*, 31, 781-793.
- De Grauwe, P., (1988), "Exchange rate variability and the slowdown in the growth of international trade", *IMF Staff Papers*, 35, 1963-1984.
- Demez, S. & Ustaoglu, M., (2012), "Exchange-rate volatility's impact on Turkey's exports: An empirical analyze for 1992-2010", *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 41, 168-176.
- Dođan, Z. & Kurt, Ü., (2016), "Türkiye ekonomisinde reel döviz kuru ve ithalat iliřkisi", *The Journal of Academic Social Science Studies*, 45, 327-336.
- Dođanlar, M., (2002), "Estimating the impact of exchange rate volatility on exports: Evidence from Asian countries", *Applied Economics Letters*, 9, 859-863.
- Dritsakis, N., (2011), "Demand for money in Hungary: An ARDL approach", *University of Macedonia Economics and Social Sciences*, 1-28.
- Engle, R. & Granger, C., (1987), "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Eryılmaz, F., (2015), "Modelling stock market volatility: The case of BIST-100", *Annals of the Constantin Brâncuși University of Târgu Jiu, Economy Series*, 37-47.

- Ethier, W., (1973), "International trade and the forward exchange market", *American Economic Association*, 63 (3), 494–503.
- Gagnon, E. J., (1989), "Exchange rate variability and the level of international trade", *International Finance Discussion Papers*, 34, (3-4), ss. 1-31.
- Gujarati, N. D., (1999), *Temel Ekonometri*, (Ü. Şenesen ve G. G. Şenesen Çev), İstanbul, Literatür Yayınları.
- Gürbüz, H. & Çekerol, K., (2002), "Reel döviz kuru ile dış ticaret haddi ve bileşenleri arasındaki uzun dönem ilişkisi", *Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5 (2), 31–47.
- Habibullah, (2000), "Real exchange rate volatility and Malaysian exports to its major trading partners", In L. S. Hook & T. H. Boon (Eds.), *ASEAN in an interdependent world: Studies in an interdependent world* (pp. ?? –??). London, UK: Routledge.
- Hepaktan, C. E., Çınar, S. & Dündar, Ö., (2011), "Türkiye'de uygulanan döviz kuru sistemlerinin dış ticaret ile ilişkisi", *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 3 (5), 62–82.
- Hodge, D., (2005), "The effect of exchange rate volatility on trade and employment: A brief review of the literature", *Employment Growth & Development Initiative Human Sciences Research Council*, June, 5–17.
- Hondroyannis, G., Swamy, P.A.V.B., Tavlas, S. G. & Ulan, M., (2005), "Some further evidence on exchange-rate volatility and exports", *Bank of Greece Working Paper*, 4–32.
- Hooper, P. & Kohlhagen, W. S., (1976) "The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade", *International Finance Discussion Papers*, November, 1–45.
- International Monetary Fund Research Department, (1984), "Exchange rate volatility and World trade", *International Monetary Fund Occasional Papers*, 28.
- Johansen, S., (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2–3), 231–254.
- Johansen, S. & Juselius, K., (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169–210.
- Johansen, S., (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59 (6), 1551–1580.
- Kanalıcı Akay, H. & Nargeleçekenler, M., (2006), "Finansal piyasa volatilitesi ve ekonomi", *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 61 (4), 6–36.
- Kandil, M., Berument, H. & Dinçer, N. N., (2006), "The effects of exchange rate fluctuations on economic activity in Turkey", *Journal of Asian Economics*, 18, 466–489.
- Karaçor, Z. & Gerçeker M., (2012), "Reel döviz kuru ve dış ticaret ilişkisi: Türkiye örneği (2003-2010)", *Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 23, 289–312.
- Kasman, A., (2003), "Türkiye'de reel döviz kuru oynaklığı ve bunun ihracat üzerine etkisi: Sektörel bir analiz", *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22 (2), 169–189.

- Kasman, A. & Kasman, S., (2005), "Exchange rate uncertainty in Turkey and its impact on export volume", *Middle Earth Technical University Studies in Development*, 32 (June), 41–58.
- Kenen, B. P. & Rodrik, D., (1986), "Measuring and analyzing the effects of short-term volatility in real exchange rates", *The Review of Economics and Statistics*, 68, 311–315.
- Kızıldere, C., Kabaday, B. & Emsen, Ö. S., (2014), "Dış ticaretin döviz kuru deđişimlerine duyarlılığı: Türkiye üzerine bir inceleme", *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 12, 39–54.
- Klein, W. M., (1990), "Sectoral effects of exchange rate volatility on the US exports", *Journal of International Money and Finance*, 9, 299–308.
- Köse, N., Ay, A. & Topallı, N., (2008), "Döviz kuru oynaklığının ihracata etkisi: Türkiye örneđi (1995–2008)", *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10 (2), 25 - 45.
- Kumar, R. & Dhawan, R., (1991), "Exchange rate volatility and Pakistans exports to the developed world, 1974–1985", *World Development*, 19, 1225–1240.
- McIvor, R., (1995), "Exchange rate variability and Australia's export performance", *Paper presented to the 24th. Conference of Economists*, The University of Adelaide.
- Mckenzie, D. M. & Brooks, D. R., (1997), "The impact of exchange rate volatility on German - US trade flows," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7, 73–87.
- Mckenzie, D. M., (1998), "The impact of exchange rate volatility on Australian trade flows," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, 21–38.
- Mckenzie, D. M., (1999), "The impact of exchange rate volatility on international trade flows", *Journal of Economic Surveys*, 13 (1), 71–106.
- Narayan, K. P., (2004a), "Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: An application to the tourism demand model for Fiji", Australia, Department of Economic.
- Narayan, K. P. & Smyth, R., (2006), "What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji–U.S. migration 1972–2001", *Contemporary Economic Policy*, 24 (2), 332–342.
- Narayan, K. P., (2007), "The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests", Queensland, Australia: Griffith Business School, 1979–1990.
- Özbay, P., (1999), "The effect of exchange rate uncertainty on exports a case study for Turkey", *The Central Bank of The Republic of Turkey*, March, 1–14.
- Peree, E. & Steinherr, A., (1989), "Exchange rate uncertainty and foreign trade", *European Economic Review*, 33, 1241–1264.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y., (1995), "Long-run structural modelling", unpublished manuscript, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y., (1999), "An autodistributed lag modeling approach to cointegration analysis", In S. Strom (Ed), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 370–413), Cambridge, UK: Cambridge University Press
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, J. R., (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289–326.



- Pozo, S., (1992), "Conditional exchange rate volatility and the volume of international trade: evidence from the early 1990s", *Review of Economics and Statistics*, 74, 325–329.
- Qian, Y. & Varangis, P., (1994), "Does exchange rate volatility hinder export growth?", *Empirical Economics*, 19, 371–396.
- Rahman, S. & Serletis, A., (2009), "The effects of exchange rate uncertainty on exports", *Journal of Macroeconomics*, 31 (3), 500–507.
- Ruiz, V. N., (2014), "Volatility in financial markets: The impact of the global financial crisis", (Doctoral dissertation, Universitat de Barcelona, Spain). Retrieved from [http://diposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/65063/1/NVR\\_PhD\\_THESIS.pdf](http://diposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/65063/1/NVR_PhD_THESIS.pdf)
- Saatçioğlu, C. & Karaca, O., (2004), "Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye örneği", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5 (2), 183–195.
- Sarı, A., (2010), "Döviz kuru oynaklığının ithalata etkileri: Türkiye örneği", *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 11, 31–44.
- Serenis, D. & Tsounis, N., (2013), "Exchange rate volatility and foreign trade: The case for Cyprus and Croatia", *Procedia Economics and Finance*, 5, 677–685.
- Sevüktekin, M. & Çınar, M., (2017), *Ekonometik zaman serileri analizi EViews uygulamalı*, (5. bs), Bursa: Dora Yayınevi.
- Stančík, J., (2007), "Determinants of exchange-rate volatility: The case of the new EU members", *Czech Journal of Economics and Finance*, 57 (9–10), 414–432.
- Tapşın, G. & Karabulut, A. T., (2013), "Reel döviz kuru, ithalat ve ihracat arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği", *Akdeniz İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (26), 190–205.
- Tarı, R. & Yıldırım, D. Ç., (2009), "Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye için bir uygulama", *Yönetim ve Ekonomi*, 16 (2), 95–105.
- Terzi, H. & Terzi, A. (1999), "Kur politikasının dış ticaret dengesini sağlamadaki etkinliği: Türkiye uygulaması", *Ekonomik Yaklaşım*, 10 (33), 48–65.
- Thursby, G. J. & Thursby, C. M., (1987), "Bilateral trade flows, lender hypothesis and exchange risk", *Review of Economics and Statistics*, 69, 488–495.
- Tunçsiper, B. & Öksüzler, O., (2006), "Döviz kuru riski Türkiye'nin ihracatını azaltır mı? Hata doğrulama yöntemi ile bir ampirik değerlendirme", *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 2 (3), 1–13.
- Warner, D. & Kreinin, M. E., (1982), "Determinants of international trade flows", *The Review of Economics and Statistics*, 96–104.
- Vergil, H., (2002), "Exchange rate volatility in Turkey and its effect on trade flows", *Journal of Economic and Social Research*, 4 (1), 83–99.

## Ekler

## EK-1:

Uygulamada Kullanılan ARCH Türü Modellerin Koşulları<sup>2</sup>

	ARCH(p)	GARCH(p,q)	EGARCH(p,q)	GJR-GARCH(p,q) & TGARCH(p,q)	APARCH(p,q)
Negatif olmama koşulu	$\vartheta_0 > 0$	$\vartheta_0 > 0$	-	$\vartheta_0 > 0$	$\vartheta_0 > 0$
	$\vartheta_{r...} \vartheta_p > 0$	$\vartheta_{r...} \vartheta_p > 0$	-	$\vartheta_{r...} \vartheta_p > 0$	$\vartheta_{r...} \vartheta_p > 0$
	-	$\beta_{r...} \beta_q > 0$	-	$\beta_{r...} \beta_q > 0$	$\beta_{r...} \beta_q > 0$
Durağanlık koşulu	-	$\vartheta_p + \beta_q < 1$	-	$\vartheta_p + \beta_q < 1$	$\vartheta_p + \beta_q < 1$
Asimetri parametresi koşulu	-	-	$ \lambda_j  \leq 1$	$ \lambda_j  \leq 1$	$ \lambda_j  \leq 1$
Güç parametresi koşulu	-	-	-	-	$\delta \geq 0$

i= 1,2,...,p ve j= 1,2,...,q 'dur.

## EK-2:

## DLREER Serisinin ARIMA(p,d,q) Modellerine İlişkin Çözümleme Sonuçları

Modeller	DLREER					
	AIC	SIC	R <sup>2</sup>	SSR	Otabilirlik Oranı (LR)	F istatistiđi
ARIMA(0,1,1)	-4.06	<b>-4.019</b>	0.1505	0.2604	538.928	23.118 <sup>a</sup>
ARIMA(0,1,2)	-4.053	-3.999	0.1509	0.2603	538.992	15.401 <sup>a</sup>
ARIMA(0,1,3)	-4.055	-3.987	0.1592	0.2577	540.269	12.263 <sup>a</sup>
ARIMA(0,1,4)	-4.048	-3.967	0.1597	0.2576	540.343	9.81 <sup>a</sup>
ARIMA(1,1,0)	-4.018	-3.977	0.1136	0.2717	533.359	16.724 <sup>a</sup>
ARIMA(1,1,1)	-4.053	-3.999	0.1508	0.2603	538.974	15.387 <sup>a</sup>
<b>ARIMA(1,1,2)</b>	<b>-4.076</b>	<b>-4.008</b>	<b>0.1875</b>	<b>0.2501</b>	<b>543.524</b>	13.922 <sup>a</sup>
ARIMA(1,1,3)	-4.072	-3.991	0.1875	0.2513	543.524	11.349 <sup>a</sup>
ARIMA(2,1,0)	-4.056	-4.002	0.1533	0.2595	539.365	15.694 <sup>a</sup>
ARIMA(2,1,1)	-4.050	-3.983	0.1552	0.2590	539.662	11.899 <sup>a</sup>
ARIMA(2,1,2)	-4.072	-3.991	0.1803	0.2513	543.320	11.353 <sup>a</sup>
ARIMA(2,1,3)	-4.069	-3.974	0.1839	0.2502	543.490	9.652 <sup>a</sup>
ARIMA(3,1,0)	-4.049	-3.982	0.1543	0.2593	539.511	11.811 <sup>a</sup>
ARIMA(3,1,1)	-4.043	-3.962	0.1553	0.2589	539.671	9.487 <sup>a</sup>
ARIMA(3,1,2)	-4.065	-3.970	0.1770	0.2512	543.345	9.430 <sup>a</sup>
ARIMA(3,1,3)	-4.066	-3.957	0.1803	0.2509	543.450	8.441 <sup>a</sup>

<sup>a</sup>0.01 düzeyinde anlamlıdır. <sup>b</sup>0.05 düzeyinde anlamlıdır. <sup>c</sup>0.10 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>2</sup> Tablo 4.1'deki koşullara ilave olarak EGARCH(p,q) modelinin, GARCH parametreleri toplamı mutlak değerinin 1'den küçük olması şartı da vardır.

**EK-3:****ARIMA(1,1,2) Modeline İlişkin Çözümleme Sonuçları**

	Katsayılar	Standart Sapmalar	t değeri	p değeri
Sabit terim	0.0011	0.0013	0.8575	0.3920
AR(1)	0.8174	0.0586	13.951	0.0000
MA(1)	-0.4560	0.0698	-6.5331	0.0000
MA(2)	-0.4354	0.0441	-9.8831	0.0000

**EK-4:****DLREER Serisi ARIMA(1,1,2) Modeli ARCH-LM Testi Sonuçları**

ARCH-LM testi	DLREER				
	F istatistiği	Olasılık (F)	$(T-p) * R^2$	$\chi^2$ tablo değeri	Olasılık ( $\chi^2$ )
ARCH (1)	18.14815	0.0000	17.09832	3.84146	0.0000
ARCH (2)	24.46669	0.0000	41.63415	5.99146	0.0000
ARCH (5)	11.91084	0.0000	49.34998	11.07050	0.0000
ARCH (10)	7.713998	0.0000	61.20309	18.30704	0.0000
ARCH (20)	3.979110	0.0000	64.17449	31.41043	0.0000

**EK-5:****DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları**

	ARCH(1)	ARCH(2)	ARCH(3)	GARCH(1,1)	GARCH(1,2)	GARCH(1,3)	
$\vartheta_0$	9.02E-10	0.000377	1.07E-08	0.000193	0.000245	0.000130	
$\vartheta_1$	914.5408	0.783966	0.133334	0.547627	0.848466	0.620452	
$\vartheta_2$		0.011051	0.044444				
$\vartheta_3$			0.044443				
$\beta_1$				0.339293	-0.049077	-0.097703	
$\beta_2$					0.178731	0.384823	
$\beta_3$						0.096149	
ARCH-LM							
$(T-p) * R^2$							
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	0.076017	0.192872	42.25528	1.839488	0.010564	0.536408
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.7828	0.6605	0.0000	0.1750	0.9181	0.4639
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	0.654564	0.429287	45.43059	2.324742	0.189633	0.548097
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.7209	0.8068	0.0000	0.127	0.9095	0.7603
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	1.765942	1.691273	52.78578	3.342473	1.287442	2.151229
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8805	0.8900	0.0000	0.6473	0.9362	0.8278
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	9.509701	6.002859	61.46210	5.738424	3.650014	3.114504
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.4845	0.8150	0.0000	0.8367	0.9618	0.9786
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	13.95622	10.41027	66.95038	9.820395	9.322019	7.847257
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8327	0.9601	0.0000	0.9713	0.9789	0.9928

**EK-5 Devam:****DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İin ARCH Türü Model Sonuları**

	GARCH(2,1)	GARCH(2,2)	GARCH(2,3)	GARCH(3,1)	GARCH(3,2)	GARCH(3,3)	
$\vartheta_0$	6.28E-10	5.24E-05	7.98E-06	1.35E-05	6.56E-05	2.44E-09	
$\vartheta_1$	0.133328	0.613444	0.585450	0.721982	0.661008	0.099999	
$\vartheta_2$	0.043659	-0.334790	-0.525543	-0.729895	-0.310037	0.033328	
$\vartheta_3$				0.092178	-0.017381	0.032954	
$\beta_1$	0.430619	0.435935	0.790996	0.916732	0.366308	0.318200	
$\beta_2$		0.280620	0.309648		0.305859	-0.049264	
$\beta_3$			-0.163434			-0.046832	
ARCH-LM							
(T-p) * R <sup>2</sup>							
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	41.78320	0.735714	1.680596	0.786639	0.463036	42.11188
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.0000	0.3910	0.1948	0.3751	0.4962	0.0000
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	44.93460	0.772673	2.247830	1.036028	0.508539	45.27488
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.0000	0.6795	0.3250	0.5957	0.7755	0.0000
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	52.19140	1.980619	4.251028	4.512215	1.791661	52.58842
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.0000	0.8518	0.5139	0.4783	0.8772	0.0000
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	60.88825	3.043344	7.729967	6.946873	2.789535	61.27504
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.0000	0.9804	0.6552	0.7305	0.9860	0.0000
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	66.39884	8.643218	12.49021	11.14146	8.327217	66.77391
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.0000	0.9867	0.8982	0.9425	0.9895	0.0000

**EK-5 Devam:****DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İin ARCH Türü Model Sonuları**

	EGARCH (1,1)	EGARCH (1,2)	EGARCH (1,3)	EGARCH (2,1)	EGARCH (2,2)	EGARCH (2,3)	
$\vartheta_0$	-2.536607	-1.819985	-2.292936	-0.998749	-4.129414	-3.906098	
$\vartheta_1$	0.659075	0.561424	0.587671	0.559291	0.724065	0.693910	
$\vartheta_2$				-0.157837	0.454130	0.426990	
$\vartheta_3$							
$\beta_1$	0.717583	0.132996	0.297348	0.904873	-0.206344	-0.307532	
$\beta_2$		0.676322	0.668531		0.754294	0.759129	
$\beta_3$			-0.217947			0.123260	
$\lambda_1$	-0.208852	-0.227044	-0.245995	-0.358047	-0.127291	-0.176999	
$\lambda_2$				0.287283	-0.141687	-0.183557	
ARCH-LM							
(T-p) * R <sup>2</sup>							
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	0.054731	0.108642	3.05E-06	0.184868	0.212132	0.015823
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8150	0.7417	0.9986	0.6672	0.6451	0.8999
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	0.065192	1.347802	0.049468	0.203960	0.648438	0.105218
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9679	0.5097	0.9756	0.9030	0.7231	0.9488
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	0.387578	2.002643	0.839786	2.080470	1.232414	0.552104
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9957	0.8488	0.9744	0.8379	0.9417	0.9901
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	6.891603	3.793423	2.361005	4.958633	3.412170	2.541035
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.7356	0.9562	0.9928	0.9611	0.9700	0.9903
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	17.89227	11.63537	13.04061	14.07889	12.52691	15.95046
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.5945	0.9281	0.8756	0.8265	0.8967	0.7197

**EK-5 Devam:****DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları**

		EGARCH(3,1)	EGARCH(3,2)	EGARCH(3,3)	TGARCH(1,1)	TGARCH(1,2)
$g_0$		-14.45390	-5.491603	-40.54524	0.000291	0.000313
$g_1$		0.658120	0.717550	0.721412	0.234351	0.362792
$g_2$		0.875190	0.523048	0.784652		
$g_3$		0.526717	0.087543	0.457285		
$\beta_1$		-0.759801	-0.287430	-0.291033	0.212264	-0.045173
$\beta_2$			0.667913	-0.672893		0.126866
$\beta_3$				0.296398		
$\lambda_1$		-0.264949	-0.219257	-0.250870	0.755007	0.860244
$\lambda_2$		-0.365657	-0.169867	-0.193559		
$\lambda_3$		-0.759801	-0.081033	-0.178516		
ARCH-LM		$(T-p) * R^2$				
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	0.029715	0.000348	3.385670	0.005409	0.296519
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8631	0.9851	0.0322	0.9414	0.5861
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	0.146987	0.332600	3.680949	0.078249	0.941716
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9291	0.8468	0.0187	0.9616	0.6245
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	8.425481	0.490813	8.802647	0.746597	1.215505
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.1343	0.9925	0.0672	0.9803	0.9434
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	11.82912	3.383121	17.99019	6.267516	5.754111
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.2967	0.9709	0.0445	0.7923	0.8355
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	24.61108	14.25877	27.32328	14.43901	16.33106
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.2167	0.8171	0.0264	0.8076	0.6959

**EK-5 Devam:****DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları**

		TGARCH(1,3)	TGARCH(2,1)	TGARCH(2,3)	TGARCH(3,1)	TGARCH(3,2)
$g_0$		0.000268	2.12E-05	0.000165	0.000147	0.000167
$g_1$		0.471256	0.128804	0.310256	0.186605	0.246725
$g_2$			-0.046949	0.066662	0.010762	0.005230
$g_3$					0.106644	0.092960
$\beta_1$		-0.044898	0.893984	0.403260	0.510583	0.329210
$\beta_2$		0.152909		0.038637		0.096944
$\beta_3$		-0.000718		0.040743		
$\lambda_1$		0.745077	0.913706	0.459947	0.594886	0.605359
$\lambda_2$			-0.874797	-0.428862	-0.462645	-0.338130
$\lambda_3$					-0.053140	-0.099424
ARCH-LM		$(T-p) * R^2$				
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	0.270865	0.001256	0.105307	0.007179	4.42E-05
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.6028	0.9717	0.7456	0.9325	0.9947
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	0.482983	0.272357	0.102007	0.07854	0.025771
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.7855	0.8727	0.9503	0.9614	0.9872
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	0.876415	1.913244	1.921393	1.541450	1.314032
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9719	0.8610	0.8599	0.9082	0.9335
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	4.289616	3.734677	4.311986	3.588436	2.912074
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9333	0.9585	0.9322	0.9640	0.9830
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	14.62179	10.22992	9.728042	9.824546	9.236254
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.7976	0.9638	0.9728	0.9712	0.9800

**EK-5 Devam:****DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları**

	TGARCH(3,3)	GJR-GARCH(1,1)	GJR-GARCH(1,2)	GJR-GARCH(1,3)	GJR-GARCH(2,1)	GJR-GARCH(2,2)	
$\vartheta_0$	0.000166	0.000271	0.000277	0.000290	2.02E-05	8.88E-05	
$\vartheta_1$	0.251067	0.512960	0.409737	0.397298	0.127980	0.101357	
$\vartheta_2$	-0.012848				-0.047573	0.091010	
$\vartheta_3$	0.128432						
$\beta_1$	0.342313	0.370360	-0.049659	-0.051688	0.897113	0.556029	
$\beta_2$	0.066343		0.164730	0.158202		0.113205	
$\beta_3$	0.017842			0.003712			
$\lambda_1$	0.554079	0.749591	0.731829	0.689596	0.888581	0.774564	
$\lambda_2$	-0.316046				-0.853933	-0.638198	
$\lambda_3$	-0.124760						
ARCH-LM							
(T - p) * R <sup>2</sup>							
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	6.88E-05	0.014135	0.269769	0.204947	0.024680	0.024922
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9934	0.9054	0.6035	0.6508	0.8752	0.8746
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	0.073287	0.076012	0.802785	0.946085	0.373594	0.044004
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9640	0.9627	0.6694	0.6231	0.8296	0.9782
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	1.430669	0.778369	1.039863	1.249820	1.719196	1.258061
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9209	0.9784	0.9593	0.9400	0.8865	0.9392
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	3.098448	6.535737	4.827915	5.414890	3.452493	1.850871
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9790	0.7684	0.9024	0.8618	0.9687	0.9974
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	9.594219	15.36470	15.58330	16.13610	9.897707	7.694080
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9749	0.7552	0.7421	0.7081	0.9700	0.9937

**EK-5 Devam:****DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları**

	GJR-GARCH (2,3)	GJR-GARCH (3,2)	GJR-GARCH (3,3)	APARCH(1,1)	APARCH(1,2)	APARCH(1,3)	
$\vartheta_0$	7.93E-05	0.000152	1.61E-05	0.008144	0.001017	0.011148	
$\vartheta_1$	0.136261	0.162014	0.179797	0.441722	0.681722	0.338217	
$\vartheta_2$	0.082567	0.007042	-0.158082			0.090030	
$\vartheta_3$		0.188475	0.172697				
$\beta_1$	0.594914	0.344527	0.373877	0.316168	-0.077999	0.410985	
$\beta_2$	0.164717	0.099577	0.494884		0.225130	-0.171552	
$\beta_3$	-0.067121		-0.044167			0.313458	
$\lambda_1$	0.776040	0.714245	0.859198	0.417141	0.266825	0.486928	
$\lambda_2$	-0.689446	-0.365344	-0.304601				
$\lambda_3$		-0.190071	-0.542869				
$\delta$				1.069074	1.646467	0.808481	
ARCH-LM							
(T - p) * R <sup>2</sup>							
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	0.002987	0.009441	0.057593	1.491228	0.012564	6.703629
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9564	0.9226	0.8103	0.2220	0.9108	0.0096
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	0.025254	0.051140	0.124109	1.476734	0.114441	7.352127
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9875	0.9748	0.9398	0.4779	0.9444	0.0253
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	1.166516	1.145602	0.302093	1.765316	0.337230	9.129842
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9480	0.9500	0.9976	0.8806	0.9969	0.1040
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	1.939060	1.961640	1.151323	5.921923	1.532665	11.35970
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9968	0.9966	0.9997	0.8218	0.9988	0.3302
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	7.712493	9.029081	10.78783	18.05781	11.05423	17.64700
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9936	0.9826	0.9515	0.5836	0.9448	0.6106

**EK-5 Devam:****DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları**

	APARCH (2,1)	APARCH (2,2)	APARCH (2,3)	APARCH (3,1)	APARCH (3,2)	APARCH (3,3)	
$\vartheta_0$	3.74E-05	5.69E-06	0.007338	1.19E-05	6.26E-09	0.000915	
$\vartheta_1$	0.442102	0.536805	0.318289	0.575765	0.507544	0.461342	
$\vartheta_2$	-0.293324	-0.435246	0.046581	-0.560722	-0.174719	0.051069	
$\vartheta_3$				0.101191	0.083240	0.117282	
$\beta_1$	0.877346	0.852933	0.422291	0.861313	0.371262	-0.096033	
$\beta_2$		0.053315	-0.152938		0.068588	0.215456	
$\beta_3$			0.255447			0.25389	
$\lambda_1$	0.480541	0.358344	0.574800	0.339699	0.438393	0.437899	
$\lambda_2$	0.698982	0.426526	-0.960091	0.299591	0.519374	-0.826059	
$\lambda_3$				-0.183124	-0.329845	-0.799323	
$\delta$	1.902854	2.277012	0.934900	2.167441	1.321875	1.639263	
ARCH-LM							
(T - p) * R <sup>2</sup>							
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	0.037136	0.001334	5.828598	0.024866	0.065085	0.010917
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8472	0.9709	0.0158	0.8747	0.7986	0.9168
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	0.360098	0.025050	6.895437	0.059343	0.090872	0.034657
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8352	0.9876	0.0318	0.9708	0.9556	0.9828
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	2.019053	3.339852	8.714618	1.120012	0.703136	1.326184
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8465	0.6477	0.1210	0.9523	0.9828	0.9322
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	3.508181	5.711735	11.28224	2.034052	3.497724	2.087191
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9668	0.8389	0.3360	0.9961	0.9672	0.9956
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	9.838672	11.71038	17.19577	10.30894	12.79302	7.360745
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9710	0.9257	0.6402	0.9622	0.8861	0.9953

Finansal verilerdeki aşırı basıklık ve kalın kuyruk özellikleri nedeniyle hata terimlerinin koşullu dağılımında normal dağılım yerine Student-t dağılımı kullanılmıştır.

**EK-6:****Uygunluđu Sınanan Modellerin Çeşitli Kriterler Açısından Karşılaştırılması**

Volatilite Modelleri	DLREER				
	AIC	SIC	LogL	R <sup>2</sup>	SSR
ARCH(2)	-4.404104	-4.295742	589.3418	0.127714	0.267393
GARCH(1,1)	-4.411899	<b>-4.303537</b>	590.3707	0.146948	0.261497
EGARCH(1,1)	-4.423714	-4.301806	592.9302	0.129666	0.266794
EGARCH(1,2)	-4.437210	-4.301757	595.7117	0.124449	0.268394
EGARCH(1,3)	-4.439412	-4.290414	597.0024	0.127106	0.267579
EGARCH(2,1)	-4.437527	-4.288529	596.7536	0.116953	0.270692
EGARCH(2,2)	-4.449405	-4.286862	599.3214	0.131306	0.266292
EGARCH(2,3)	-4.440609	-4.284520	<b>601.8003</b>	0.119270	0.269981
EGARCH(3,1)	-4.415200	-4.266202	593.8064	0.129072	0.266977
EGARCH(3,2)	-4.443604	-4.253971	600.5558	0.133605	0.265587
TGARCH(1,1)	-4.408675	-4.273222	591.9451	0.150071	0.260539
TGARCH(2,3)	-4.415009	-4.225376	596.7812	0.109359	0.273019
TGARCH(3,1)	-4.425902	-4.236269	598.2191	0.120947	0.269467
TGARCH(3,2)	-4.433572	-4.230393	600.2314	0.117907	0.270400
GJR-GARCH(1,1)	<b>-4.459422</b>	-4.273970	592.0437	<b>0.166851</b>	<b>0.255396</b>
GJR-GARCH(2,2)	-4.433256	-4.257168	598.1898	0.117238	0.270604
GJR-GARCH(3,2)	-4.421828	-4.218649	598.6813	0.111590	0.272336
APARCH(1,1)	-4.411909	-4.276458	592.3720	0.132286	0.265991

**EK-7:****GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) Modelinin Volatilite Hesaplamaları Karşılaştırması**

Modeller	Geçmiş dönem şoklarının etkisi	Bir dönem önceki şokların etkisi	Asimetri parametresi	Model katsayılarının toplamı	Volatilite Yarılanma süresi	Endeks Volatilitesi	Aylık Bazda Volatilite
	( $\vartheta_1$ )	( $\beta_1$ )	$\lambda$	( $\vartheta_1 + \beta_1$ )	$\frac{\ln(0.5)}{\ln(\vartheta_1 + \beta_1)}$	$\frac{\vartheta_0}{1 - \vartheta_1 - \beta_1}$	$\sqrt{\frac{\vartheta_0}{1 - \vartheta_1 - \beta_1}}$
GARCH(1,1)	0.547627	0.339293	-	0.88692	5.786=ay	0.001707	%4.1
GJR-GARCH(1,1)	0.512960	0.370360	0.749591	0.88332	5.596=ay	0.002320	%4.8

**EK-8:****Volatilite Modellerinin Öngörü Performanslarının Karşılaştırılması**

Volatilite Modelleri	DLREER				
	RMSE	MAE	MAPE	TIC	R <sup>2</sup>
GARCH(1,1)	0.034299	0.022705	153.4291	<b>0.892892</b>	0.146948
<b>GJR-GARCH(1,1)</b>	<b>0.034125</b>	0.022935	<b>108.5924</b>	0.971522	<b>0.166851</b>