

**REEL DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ TÜRKİYE’NİN AVRUPA  
BİRLİĞİNE İHRACATI ÜZERİNE ETKİSİ: AR(1)-GARCH (1,1)  
VE ARDL TEKNİĞİ İLE ANALİZ**

Yrd. Doç. Dr. Necati ÇİFTÇİ

Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

İktisat Bölümü

[necati.ciftci@bilecik.edu.tr](mailto:necati.ciftci@bilecik.edu.tr)

**ÖZET**

*Bu çalışmada reel döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin AB-27 ülkelerine ihracatı üzerindeki etkisi incelenmektedir. Bu amaçla önce 2003:1-2013:11 dönemi için reel döviz kuru oynaklık serisi aylık veriler ve AR(1)-GARCH(1,1) modeli kullanılarak elde edilmiştir. Analize dahil edilen değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini belirlemek üzere ADF ve PP birim kök testleri ile ARDL sınır testi yaklaşımı uygulanmıştır. Elde edilen bulgular analiz döneminde reel ihracat, reel dış gelir, nispi fiyatlar ve reel döviz kuru oynaklığı arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını desteklemektedir. Ek olarak reel döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında hem uzun dönemde hemde kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı negatif ilişki olduğuna yönelik bulgulara ulaşılmıştır.*

*Anahtar kelimeler:* reel döviz kuru oynaklığı, ihracat, GARCH, ARDL.

**THE EFFECTS OF REAL EXCHANGE RATE VOLATILITY ON  
TURKISH EXPORT TO EU: AN ANALYSIS BY USING AR(1)-  
GARCH(1,1) AND ARDL TECHNIQUES**

**ABSTRACT**

*In this study, we estimate the effects of real exchange rate volatility on Turkish export to EU-27. For this purpose, monthly real exchange rate volatility has been obtained by using AR(1)-GARCH(1,1) model over the period 2003M1-2013M11 in Turkey. The ARDL bounds testing approach is performed in the*

*estimation process and the causalities among the variables in the model are determined based on the estimated ADF and PP unit roots test and ARDL models. The results suggest that during the period in question, real export, real exchange rate volatility, real foreign income and relative price are cointegrated, also we found that there are statistically significant and negative relationship between real exchange rate volatility and the export volume both in long-run and short-run.*

**Keywords:** *Real exchange rate volatility, export, GARCH, ARDL.*

**JEL:** *C22, F14, F49*

## 1.GİRİŞ

Bretton woods sisteminin uygulandığı İkinci Dünya Savaşı ile 1973 yılı arasındaki dönemde döviz kurları belli bir pariteden Amerikan Dolarına sabitlenmiş ve Amerikan Doları da yine belli bir pariteden altına sabitlenmiş olarak varlığını sürdürmüştür. 1973 yılında petrol krizi ile birlikte başta gelişmiş ülkeler tarafından olmak üzere döviz kurları dalgalanmaya bırakılmış, bir başka deyişle Bretton Woods'a dayalı sabit kurlar terk edilerek farklı esnek kur sistemleri uygulanmaya başlanmıştır. Esnek döviz kuru uygulamalarının temel mantığı döviz kurlarının piyasa tarafından arz ve talep koşullarına göre serbestçe belirlenmesidir. Bu şekilde döviz kurlarının piyasa koşullarında devlet müdahalesi olmaksızın serbestçe belirlenmesi döviz kurlarında büyük dalgalanmaların ortaya çıkmasına ve döviz kuru belirsizliklerine neden olmuştur (Müslümov vd., 2003:16). Ekonominin temel göstergelerinden biri olan döviz kurlarında ortaya çıkan bu dalgalanmalar başta dış ticaret hacmi ve iç fiyatlar olmak üzere birçok makro iktisadi değişken üzerinde önemli sonuçlara neden olmaktadır. İktisat teorisine göre döviz kurlarının doğrudan etkisi ticaret hacmi üzerinde olmaktadır. Döviz kurlarının ticaret hacmi ve özellikle ihracat üzerindeki bu doğrudan etkisi dikkatlerin bu alana yönelmesine neden olmuştur. Bretton Woods sisteminin yıkılmasından sonra döviz kurlarındaki oynaklık ile ticaret

hacmi arasındaki ilişkileri teorik ve ampirik boyutta ele alan çok sayıda araştırma yapılmaya başlanmıştır.

## **2.TÜRKİYE'DE UYGULANAN KUR VE DIŞ TİCARET POLİTİKALARI**

Türkiye'de uygulanan kur politikalarını incelerken bunu, zaman içerisinde genel iktisat politikaları ve özelde de dış ticaret politikaları çerçevesinde ele almak uygun olur. Türkiye 24 Ocak 1980 kararlarına kadar içe dönük, ithal ikameci bir kalkınma stratejisi uygulamıştır. İthal ikamesi stratejilerinin doğal bir sonucu olarak bu dönemde sabit kur rejimi ve yoğun bir kamu müdahalesi söz konusudur (Ay, 2000:15-25). Temel amaç yerli sanayii güçlendirmek olduğu için, döviz kurları ara ve yatırım malları ithalatını ucuzlatmak amacıyla sürekli denge değerinin altında belirlenmiştir. İthal ikamesi politikalarının uygulandığı bu dönemde sık sık döviz dar boğazına giren Türkiye zaman zaman yüksek oranlı devalüasyonlar yapmak zorunda kalmıştır. İthal ikamesinin kolay olan bu birinci safhasından sonra Türkiye ve bazı Latin Amerika ülkeleri daha zor olan ve çoğunlukla ekonomik krizlerle sonuçlanan ikinci aşamaya geçerken diğer bazı Güney-Doğu Asya ülkeleri ihracatın teşvik edilmesine dayalı politikaları uygulamaya başlamışlardır. Az gelişmiş ülkeler açısından 1960-70'li yılların hakim iktisadi kalkınma politikası olan ithal ikamesi stratejisini kendisi ile birlikte uygulayan Güney-Doğu Asya ülkeleri Türkiye'den çok önce ekonomilerini dış rekabete açmış ve iktisadi kalkınma anlamında önemli başarılarla imza atmışlardır.

Türkiye'nin, dışa kapalı ekonomi modelini daha fazla devam ettiremeyeceği anlaşılınca 24 Ocak 1980 kararları ile birlikte ekonominin dışa açılmasını amaçlayan yeni bir politika uygulamaya sokulmuştur. Bu amaçla aşamalı bir şekilde devletin fiyatlara müdahalesi uygulaması terk edilmiş ve bu çerçevede döviz kurlarının piyasa koşullarında arz-talep tarafından belirlenmesi hedeflenmiştir. Aynı zamanda bu dönemde döviz kurları, ihracatın teşviki amacıyla aktif bir şekilde kullanılmıştır. Daha

sonra ise 1989 yılında sermaye hareketlerinin serbest bırakılması ile birlikte döviz kurları dış ticarete önemli bir politika aracı olmuştur. Esnek kur rejiminin uygulandığı 1990'lı yıllarda döviz kurlarına sık sık müdahaleler yapılmış ve döviz kurları ihracat hacminin artırılmasında aktif olarak kullanılmıştır (Ay, 2007:25-27).

Türkiye'nin, ekonomisini dışa açtığı 1990'lı yıllarda ekonomik olarak önemli olaylar meydana gelmiştir. 1995 yılında Türkiye Dünya Ticaret Örgütüne üye olmuş ertesi yıl Avrupa Birliği ile gümrük birliğini gerçekleştirmiştir. 1990'lı yılların en önemli ekonomik sorunu ise kronik yüksek enflasyondur. Enflasyonu düşürmek amacıyla 1999 yılında bir istikrar programı açıklanmıştır. Programın temel amacı döviz kurlarını bir çapa olarak kullanarak fiyat istikrarını sağlamaktır. Bu amaçla döviz kurlarının istikrar programı süresince belli bir bant aralığında kalması öngörülmüş ancak gerek toplumun gerekse ekonomik aktörlerin programa güven duymamaları nedeniyle enflasyonu düşürmek mümkün olmamıştır. 2001 krizinin ardından *Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı* adında yeni bir yapısal uyum ve istikrar programı uygulanmaya başlamıştır (Balcılar vd., 2013:451-452). Bu program çerçevesinde döviz kurlarının belirlenmesi bütünüyle piyasa koşullarına bırakılmış ve Merkez Bankasının aşırı dalgalanmaları önlemek dışında döviz piyasalarına müdahalesi söz konusu olmamıştır. Dolayısıyla 2001 yılından sonra döviz kurları aktif bir politika aracı olmaktan çıkmış, iç ve dış finansal piyasalar tarafından belirlenmeye başlanmıştır (Bakkalcı ve Argın, 2013:57).

Döviz kurlarının serbestçe arz ve talep koşullarına göre belirlenmesi döviz kurlarında zaman zaman aşırı dalgalanmalara yol açmaktadır. Döviz kuru dalgalanmaları ise başta ihracat olmak üzere ülkenin dış dünya ile ilişkilerini etkileyen en önemli faktörlerden biridir. Dolayısıyla dalgalı döviz kuru sisteminin uygulandığı Bretton Woods sonrası dönemde döviz kurundaki dalgalanmalar ile çeşitli makro iktisadi

değişkenler arasındaki ilişkiler araştırmacıların yoğun bir şekilde ilgisini çekmeye başlamıştır.

### **3.LİTERATÜR**

İktisat teorisinde döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasındaki ilişkinin ne şekilde olduğu ile ilgili olarak kesin bir uzlaşmaya varılamamıştır. Bu nedenle döviz kuru oynaklığı ile ticaret hacmi arasındaki ilişkiler ampirik bir nitelik taşımaktadır.

Döviz kuru oynaklığının ihracata etkisine yönelik yapılan ampirik çalışmaların bir kısmı döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşırken, bir kısmı ise bu iki değişken arasında pozitif ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bazı çalışmalar ise döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında anlamlı bir ilişki bulunmadığı ya da bu ilişkinin karma bir ilişki olduğuna yönelik bulgulara ulaşmışlardır.

Bu alanda yapılan çoğu analiz, döviz kuru belirsizliği altında üretici firmaların risk algısı üzerine odaklanmıştır. Geleneksel modellerin merkezinde firmaların risk karşısındaki davranışları yer almaktadır (Clark, 1973; Baron, 1976; Hooper ve Kohlhagen, 1978; Bredin vd., 2003).

Geleneksel teoriye göre döviz kuru oynaklığı, karları ve dolayısıyla üretici firmaların üretimlerini iç ve dış piyasalar arasında nasıl dağıtacaklarına ilişkin kararlarını etkilemektedir. Yurt dışı piyasalara yönelik olarak üretim yapan firmalar riskten hoşlanmayan bir tutuma sahip iseler döviz kuru oynaklığındaki artışlar bu firmaların maliyetlerinde belirsizliğe neden olacak ve bunun sonucunda ticaret hacmi daralacaktır. Dış ticaretin doğası gereği, özellikle gelişmekte olan ülkeler, ihracat bedellerini yabancı dövizler cinsinden tahsil ettikleri için, ihracat malının hazırlanması ve sevk edilmesi ile ihracat bedellerinin tahsil edilmesi arasında geçen dönemde döviz kurlarında meydana gelen değişimler ihracatçıların beklenen karlarında belirsizliğe neden olacaktır. Döviz kuru belirsizliği riskine karşı her ne kadar ihracatçı firmalar Hedging (Riskten

korunma) yapmış olsalarda bu ihracatçı firmaların maliyetlerinde bir artış yaratacaktır. Öte yandan maliyetlerde meydana gelen bu artışlar fiyatlara yansıtıldığında, fiyat esnekliklerine bağlı olarak ihracat talebi daralacaktır. Maliyetlerdeki bu artışlar ihracat fiyatlarına yansıtılamıyorsa, bu durumda ihracatçı firmaların ihracat gelirleri azalacak ve bu firmalar ihracatlarını azaltma yoluna gideceklerdir.

De Grauwe'e (1988) göre ise döviz kuru oynaklığının artması durumunda, firmanın riskten kaçınma derecesi yüksek ise ihracat gelirlerindeki azalma ihtimali karşısında daha fazla ihracat yapmaya yönelir. Firmanın riskten kaçınma derecesi az ise döviz kuru oynaklığındaki artış firmanın ihracatını azaltmasına neden olur (Arize, 1997; McKenzi, 1999). Çünkü, riskten kaçınma derecesi yüksek olan firmanın, üretimini yurtiçi piyasa ile ihracat piyasaları arasında optimal şekilde dağıttığı varsayımı altında, döviz kuru oynaklığındaki artış ihracattan kaynaklanan toplam faydanın azalmasına neden olacak ve firma toplam üretiminin daha büyük bir kısmını ihracata tahsis edecektir. De Grauwe'e göre firmanın riskten kaçınma derecesi sabit değildir. Firmanın riskten kaçınma derecesini sabit kabul edecek olsaydık, ikame etkisi nedeniyle döviz kuru oynaklığı firmanın kesin bir şekilde ihracatını azaltmasına neden olurdu. Bu durumda gelir etkisi söz konusu olmaz. Alternatif olarak, azalan gelir düzeyi ile birlikte riskten kaçınma derecesinin yüksek olması durumunda gelir etkisi nedeniyle, firma ihracatını artıracaktır. Bu nedenle eğer gelir etkisi ikame etkisinden daha büyük ise döviz kuru oynaklığı ihracat üzerinde pozitif etkiye sahip olacaktır. Kısaca, De Grauwe (1988) döviz kurundaki oynaklığın dış ticarete etkisinin, riskten kaçınma derecesine bağlı olduğunu savunmaktadır.

Teorik olarak bir diğer yaklaşım ise, döviz kuru oynaklığının beklenen kar gelirlerini etkilemesi üzerine odaklanmıştır (Giovanni. 1988; Franke, 1991; Sercu ve Vanhulle, 1992; De Grauwe, 1994). Bu yaklaşıma göre

kar, döviz kurunun dış bükey bir fonksiyonu iken, döviz kuru oynaklığındaki artış beklenen karların artmasını sağlayacaktır. Bu durumda, özellikle firma risk karşısında nötür ise dış piyasalara yönelmek daha karlı olacağı için, döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında pozitif bir ilişki söz konusu olur.

İktisat literatüründe ilk dönem yapılan çalışmaların çoğunda döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında önemli negatif bir ilişki olduğuna yönelik bulgulara ulaşılmıştır. Daha sonraki çalışmalar ise döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında negatif ancak daha düşük bir ilişki olduğuna yönelik bulgulara ulaşmıştır (Frankel ve Wei 1993; Eichengreen ve Irwin 1995; Frankel 1997; Umaru vd. 2013).

Brada ve Mendez (1988), döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerinde çoğu kez zayıf bir negatif etkiye sahip olduğuna yönelik bulgulara ulaşmışlardır. Fountas ve Aritotales (1999) ve Wei (1999) döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerinde uzun dönemde anlamlı negatif etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Caporal ve Doroodian (1994) döviz kuru oynaklığını elde etmede GARCH tekniğini kullanarak yaptıkları analizde döviz kuru oynaklığının ithalat üzerinde anlamlı negatif etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır. Abrams (1980), Thursby ve Thursby (1987), Dell'Araccia (1998), Pugh vd. (1999) ve Ross (1999), panel veri tekniğini kullanarak döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerinde negatif ve anlamlı etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Rose (2000) beş yıllık hareketli ortalamalar ve çekim (Gravity) yöntemini kullanarak 186 ülke için yaptığı çalışmada nominal döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında anlamlı negatif ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Çalışmada döviz kuru oynaklığının sıfır olması durumunda ihracat hacmindeki artışın % 13 olacağı tahmin edilmektedir. Arize vd. (2000), Saucer ve Bohara (2001), Grier ve Smallwood (2007), Baum ve Caglayan (2009), Caglayan ve Di (2010), Chowdhury (1993), Sauer ve Bohara (2001), ve Cho, Sheldon, ve

McCorrison (2002) Döviz kuru ile ihracat arasında negatif ilişki sonucuna ulaşan diğer çalışmalardır.

Ethier (1973), Cushman (1983, 1986), Kenen ve Rodrik (1986), Peree ve Steinherr (1989), Arize (1998), ve Coric ve Pugh (2010) döviz kuru oynaklığındaki artışın ticaret hacmi, özellikle de ihracat üzerinde etkisinin negatif olduğunu belirtmektedir.

Bahmani-Oskooee ve Satawatananon (2013) ve Jiranyakul (2013) çalışmalarında döviz kuru belirsizliğinin Tayland'ın ithalatı üzerinde negatif etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Verheyen (2012) Euro bölgesi ile Amerika arasındaki ticarete döviz kuru oynaklığının negatif etkisi olduğunu söylemektedir. Verheyen (2012), 11 euro bölgesi ülkesi için ARDL tekniğini kullanarak yaptığı incelemede döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. De Vita ve Abbott (2004), oynaklığın İngiltere'nin AB'ye ihracatı üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmalarında kısa dönemde oynaklığın ihracat üzerinde etkili olmadığı, ancak uzun dönemde anlamlı negatif etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

De Vita and Abbott (2006), Endonezya'nın ABD'ye ihracatı ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında ise döviz kuru oynaklığı ile ihracat hacmi arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Arize (1996, 1998) çeşitli AB üyesi ülkeler için eşbütünleşme tekniğini kullanarak yaptığı analizde döviz kuru belirsizliği ile ihracat ve ithalat arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Coric ve Pugh (2010) daha önce yapılan 49 çalışmayı meta regresyon analizi yöntemini uygulayarak incelemiş ve çalışmada döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında anlamlı negatif ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. İki değişken arasındaki bu negatif ilişki özellikle az gelişmiş ülkeler için ve eş bütünleşme ve hata düzeltme tekniğini uygulayan çalışmalar için daha çok geçerlidir.



Kurihara (2013)'nin çalışmasında reel kur oynaklığı ile ihracat arasındaki ilişki gelişmekte olan ülkeler açısından ele alınmış ve reel kur oynaklığı ile ticaret hacmi ve ihracat arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.

Nispeten daha az sayıdaki bazı çalışmalarda ise döviz kuru oynaklığının ihracat üzerinde negatif etkiye sahip olduğuna yönelik bulgular elde edilmiştir. Baum vd. (2004), Caballero ve Corbo (1989), AB ülkeleri için yaptığı çalışmada döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. McKenzie ve Brooks (1997) Almanya'nın Amerika'ya ve Avustralya'ya olan ihracatı ile döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkiyi ARCH modellemesini kullanarak incelediği çalışmasında iki değişken arasında pozitif ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. McKenzie (1999), ise karma sonuçlara ulaşmıştır. Hooper ve Kohlhagen (1978), nominal döviz kurunun standart hatasını kullanarak beş gelişmiş ülke için döviz kuru oynaklığının ithalata etkisini inceledikleri çalışmada ilişkinin pozitif olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Klein (1990), Franke (1991), Sercu ve Vanhulle (1992), Kroner ve Lastrapes (1993), Baum ve Caglayan (2010) ise döviz kuru oynaklığı ile ticaret hacmi arasında bazı durumlarda pozitif ilişki olduğunu söylemektedir.

Klaassen (2004) ise ise G7 ülkeleri için yaptığı çalışmada ihracat üzerinde oynaklığın anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Naseem ve Hamizah (2009), Malezya'da 1997 krizi öncesinde döviz kuru oynaklığı ile ithalat arasında ilişki olmadığı bulgusuna ulaşmıştır. Miles (1979), De Grauwe (1988), Koray ve Lastrapes (1989), Gagnon (1993), Viaene ve de Vries (1992) ve Barkoulas vd. (2002) çalışmalarında ticaret hacmi ile döviz kuru oynaklığı arasında ilişki olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Jiranyakul (2010) döviz kuru oynaklığının Tayland'ın ABD ve Japonya'ya ihracatı üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında döviz kuru oynaklığının Tayland'ın ABD'ye ihracatı üzerinde anlamlı bir

etkiye sahip değilken Japonya'ya ihracatını anlamlı negatif etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Türkiye'de döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalarda da farklı bulgulara ulaşılmıştır. Özbay (1999), 1988-1997 arasında üç aylık veriler ve GARCH tekniğini kullanarak yaptığı çalışmada reel döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında negatif bir ilişki olduğuna yönelik bulgular elde etmiştir.

Doğanlar (2002), döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasındaki ilişkileri Türkiye, Pakistan Endonezya, Malezya ve Güney Kore için 1980-1996 arasında üç aylık verileri ve hareketli ortalamalı standart sapma ölçütü kullanarak yaptığı ampirik çalışmasında döviz kuru oynaklığının ihracatı negatif yönde etkilediğini bildirmiştir.

Vergil (2002) 1990-2000 yılları arasında aylık verileri ve hareketli ortalamalı standart sapma ölçütü ile eş bütünleşme tekniğini kullanarak Türkiye'nin ABD ve bazı Avrupa Birliğine üye ülkelere ihracatı ile reel döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkileri incelediği çalışmasında negatif ve anlamlı ilişki olduğunu tespit etmiştir.

Öztürk ve Acaravcı (2002), 1989-2008 yılları için aylık verileri ve hareketli ortalamalı standart sapma ölçütü ile eşbütünleşme tekniğini kullanarak yaptığı çalışmada döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin ihracatını negatif yönde etkilediğine ilişkin bulgulara ulaşmıştır.

Kasman (2003), 1989-2002 arasında aylık verileri ve hareketli ortalamalı standart sapma ölçütü ile eşbütünleşme tekniğini kullanarak yaptığı çalışmada döviz kuru oynaklığının kısa ve uzun dönemde Türkiye'nin ihracatını negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Demirel ve Erdem (2004), sektörel olarak döviz kuru oynaklığının ihracat üzerine etkisini üç aylık veriler ve EGARCH tekniğini kullanarak inceledikleri çalışmada genel olarak döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında negatif bir ilişki bulunduğu yönelik bulgulara ulaşmışlardır.

Saatçioğlu ve Karaca (2004), 1981-2001 üç aylık verileri ve hareketli ortalamalı standart sapma ölçütü ile eş bütünleşme ve hata düzeltme modelini kullanarak yaptıkları çalışmaya göre, döviz kurlarındaki oynaklık kısa ve uzun dönemde dış ticaret ve büyümeyi olumsuz etkilemektedir.

Türkyılmaz vd. (2007), 1999-2007 dönemi için aylık verileri ve AR(1)-TGARCH(1,1) yöntemini kullanarak nominal döviz kuru oynaklığı ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkileri inceledikleri çalışmalarında nominal döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Köse vd. (2008), 1995-2008 dönemini kapsayan Türkiye için aylık verileri, çeşitli döviz kuru oynaklık ölçütlerini ve eş bütünleşme tekniğini kullanarak yaptıkları çalışmada reel döviz kurundaki oynaklıkların Türkiye'nin ihracatını hem kısa hemde uzun yönde negatif olarak etkilediğine yönelik bulgular elde etmişlerdir.

Balcılar vd., (2012), 1995-2012 dönemine ait üç aylık verileri ve ARDL tekniğini kullanarak yaptıkları çalışmada reel döviz döviz kurunun Türkiye'nin ihracat performansı üzerinde beklentilerin aksine pozitif, reel döviz kuru oynaklığının ise anlamlı bir etkisi olmadığına yönelik bulgular elde etmişlerdir. Tarı ve Yıldırım (2009), tarafından yapılan çalışmada ise reel kur belirsizliği kısa dönemde ticaret hacmi üzerinde etkili değilken uzun dönemde negatif etkiye sahiptir.

Türkiye'ye ilişkin yapılan çalışmaların büyük bir bölümünde döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasındaki ilişkinin negatif yönlü olduğuna ilişkin sonuçlar elde edilmiştir. Genel bir değerlendirme yapılacak olursa gerek Türkiye için gerekse başka ülkeler için yapılan çalışmalar döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasındaki ilişkinin yönü hakkında kesin bir fikir vermemekte bu iki değişken arasındaki ilişki iktisat teorisinde belirsizliğini korumaktadır. Bu alanda yapılan çalışmalardan farklı sonuçların elde edilmesi, döviz kuru oynaklığının ihracata etkisini

incelerken büyük ölçüde kullanılan ekonometrik yöntemlerin farklı olması, oynaklığı elde etmede farklı oynaklık ölçütlerinin tercih edilmesi, çalışma yapılan ülkelerin ekonomik yapı bakımından bir birinden farklı özelliklere sahip olması ve incelemeye konu olan dönemin farklı olmasından kaynaklanmaktadır.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde reel döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasındaki ilişki hakkında teorik bilgiler verildikten sonra bu alanda yapılmış Türkiye ve yurtdışındaki belli başlı çalışmalar hakkında bilgi verilmektedir. İkinci bölümde uygulanan yöntem ve veri seti hakkında bilgiler verilmektedir. Üçüncü bölümde analiz sonucu elde edilen bulgular verilmekte ve yorumlanmaktadır. Sonuç bölümünde ise elde edilen bulgular değerlendirilmekte ve önerilerde bulunmaktadır

#### **4. VERİ SETİ, METODOLOJİ VE AMPİRİK BULGULAR**

Döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin AB-27 ülkelerine ihracatına etkisinin incelendiği bu çalışmada kullanılan ihracat talep aşağıdaki şekildedir (daha geniş bilgi için; Asseery ve Pell, 1991; Pozo, 1992; Chowdhury, 1993);

$$\ln EXP_t = \beta_0 + \beta_1 \ln FY_t + \beta_2 \ln RP_t + \beta_3 VOL_t + \varepsilon_t$$

(1)

Burada;  $EXP_t$ ,  $FY_t$ ,  $RP_t$  ve  $VOL_t$  sırasıyla reel ihracat, reel dış gelir, nispi fiyatlar ve reel döviz kuru oynaklığı ve  $\varepsilon_t$  ise ortalaması sıfır, varyansı sabit rassal hata terimini (beyaz gürültü) ifade etmektedir.

Çalışmada (1) nolu eşitlik tahmini yapılırken 2003:1-2013:11 arasını içeren aylık veriler kullanılacaktır.

İhracat verileri (EXP) TÜİK veri tabanından elde edilmiş ve TL cinsinden Türkiye'nin AB-27 ülkelerine ihracatının 2003 bazlı TÜFE'ye bölünmesiyle reel hale getirilmiştir. Ayrıca aylık reel ihracat verilerinin zamana karşı grafikleri incelendiğinde mevsimsellik içerdiği

anlaşıldığından Tramo-Seats mevsimsel düzeltme uygulanarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.

Reel dış gelir (FY) Avrupa birliğine ilişkin aylık reel gelir istatistikleri tutulmadığı için AB-27 ülkelerine ait sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. AB-27 sanayi üretim endeksi Eurostat veri tabanından elde edilmiştir.

Nispi fiyatlar (RP) ise Türkiye'nin ihracat birim değer endeksinin ithalat birim değer endeksine bölünmesi ile elde edilmiştir. Gene bu veriler TÜİK veri tabanından çekilmiştir.

Reel döviz kuru oynaklığını (VOL) elde etmede kullanacağımız reel efektif kurlar TC Merkez Bankasının elektronik veri tabanından TÜFE bazlı olarak elde edilmiştir. Analizde kullanılan bütün değişkenler doğal logaritmaları alındıktan sonra ekonometrik modellerde kullanılmıştır. Çünkü bu değişkenler logaritmik değerlerinde doğrusal olabilmektedir.

Çalışmada ekonometrik yöntem olarak zaman serileri kullanılmış ve analizler Eviews 7 paket programı ile yapılmıştır. Bu amaçla öncelikli olarak reel döviz kuru oynaklığı serisini elde etmek üzere AR(1)-GARCH(1,1) modeli kullanılarak reel döviz kuru oynaklığı sersi elde edilmiştir. Daha sonra değişkenlerin zaman serisi özellikleri incelenmiştir. Çünkü zaman serisi özelliklerinin incelenmemesi durumunda yapılacak tahminler gerçekte var olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olarak sahte regresyon sorunu ortaya çıkartabilecektir (Granger ve Newbold, 1974; MacKinnon, 1991, s.266-267). Reel döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasındaki ilişkiler incelenirken önce değişkenlerin durağanlığı ADF (Augmented Dickey-Fuller, 1981) ve PP (Phillips-Perron, 1988) birim kök testleri ile test edilmiştir. Ayrıca ele alınan veriler aylık verilerden oluştuğu için verilerin orijinal değerlerini kullanarak zamana karşı grafikleri incelenmiştir.

#### **4.1. Reel Döviz Kuru Oynaklığının Tahmini**

Reel döviz kuru oynaklığı Bollerslev (1986, 307-327) tarafından geliştirilen GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) modeli kullanılarak tahmin edilmiştir.

Döviz kurlarında meydana gelen oynaklıkların tahmininde çok sayıda yöntem kullanılabilmektedir. Finansal değişkenlerin istikrarsız davranış göstermeleri durumunda hareketli ortalamalı standart sapma yöntemi kullanılmaktadır. Bununla birlikte döviz kurları normal dağılıma değil bir birine paralel olmayan çarpık bir dağılıma sahiptir. Engle (1982) ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) modeli ile oynaklık tahminini geliştirmiştir. Bollerslev (1986) ARCH modelini genelleştirmiş ve GARCH modelini geliştirmiştir. Daha çok geçmiş bilgi ve daha fazla esnek yapıya sahip olan bu modelde koşullu varyans geçmiş dönemlerdeki tahmin hata terimleri ve koşullu varyanslara bağlıdır. GARCH modeli, gecikmeli koşullu varyansların modele girişine izin vererek, belirsizlik olarak ifade edilen oynaklığı ortaya koymaya çalışmaktadır.

Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH modelinin temelinde otoregresif hareketli ortalama modeli yatmaktadır. Bollerslev'in geliştirdiği GARCH (p,q) modeli aşağıdaki eşitlik ile gösterilebilir;

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t),$$

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

(2)

ve,  $p \leq 0, q > 0, \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q$  dir.

Yukarıdaki GARCH (p,q) modeli ARCH(q) modeline p sayıda geçmiş dönem koşullu varyans modelinin doğrusal formu eklenerek genelleştirilmiştir. Bir GARCH(p,q) modelinde p ve q, modelde q sayıda ARCH terimi ve p sayıda GARCH terimi olduğunu göstermektedir. Eğer p=0 ise model bir ARCH modeli olmaktadır.

GARCH modeli, gecikmeli koşullu varyansların modele girişine izin vererek, oynaklık olarak ifade edilen bilinmezliği ortaya koymaya çalışmaktadır. ARCH yapısının gözlemlendiği serilerde hata terimleri korelasyonlu olmamasına rağmen varyans geçmiş değerlere bağlıdır.

GARCH modellerinin tahmin edilebilmesi için öncelikle her serinin yapısına uygun ARMA modellerinden ortalama denkleminin belirlenmesi gerekir. Çalışmada Parametre anlamlılıkları ve model seçim kriterleri en küçük AIC, SC, HQ ve en büyük LogL değerlerine göre AR(1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

**Tablo 1.** Reel Efektif Döviz Kuru Serisi İçin AR(1) Modeli Tahmin Sonuçları

	<b>Katsayılar</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>t Değeri</b>	<b>Olasılık Değeri</b>
<b>Sabit</b>	4.695748	0.111638	42.06237	0.0000
<b>AR(1)</b>	0.972492	0.012543	77.53533	0.0000
<b>AIC</b>	-4.403336			
<b>SC</b>	-4.359220			
<b>Log. Olab.</b>	288.2168			

AR(1) modelinin hatalarında ARCH etkisinin varlığının incelenmesi için ARCH-LM testi uygulanmış ve sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

**Tablo 2.** AR(1) Modeli hataları için uygulanan ARCH-LM Testi Sonuçları

	$\chi^2_{0.05}$	$TR^2$	<b>p</b>
<b>ARCH</b>	3,8415	9.601300	0.0019

$TR^2 = 9.601300 > \chi^2_{1,0.05} = 3,8415$  olduğundan AR(1) modeli hatalarında ARCH etkisinin olmadığı sıfır hipotezinin reddedildiği söylenebilir.

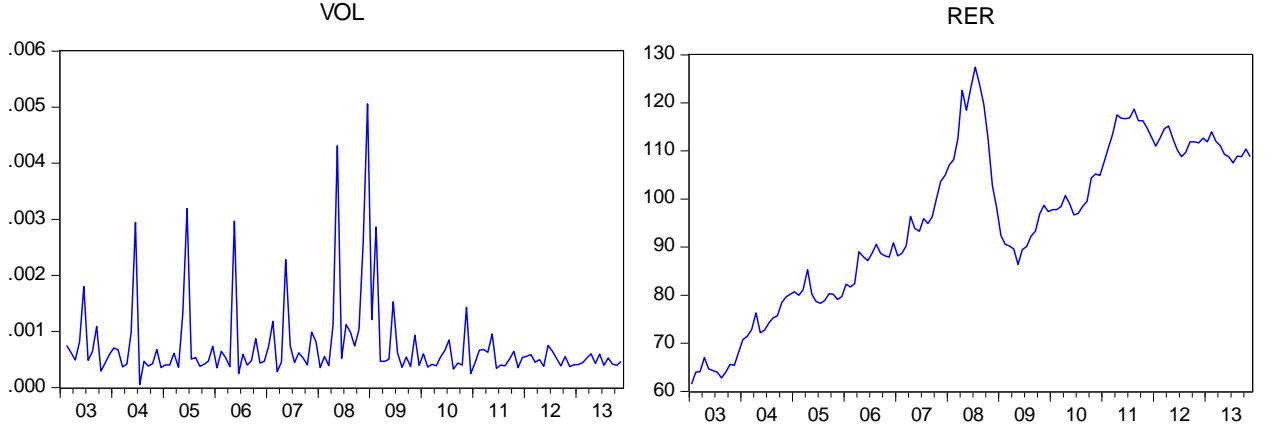
Dolayısıyla değişen varyanslılık durumunda serinin ARCH/GARCH türü modeller kullanılarak modellenmesi uygundur.

Ortalama denklemlerinden hesaplanan artık terimlerde ARCH etkisinin varlığı ARCH-LM Testi ile tespit edilmiş ve ardından GARCH modelleri tahmin edilmiştir. GARCH modelinin yorumlanabilmesi için koşullu ortalama denkleminin parametreleri de dahil bütün parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. GARCH modelinde tüm parametrelerin pozitif olması ve durağanlık şartının sağlanabilmesi için de ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamının 1'den küçük olması gerekmektedir. AR(1)-GARCH(1,1) modeli tahmin sonuçları Tablo 3'te verilmiştir.

**Tablo 3.** AR(1)-GARCH(1,1) Modeli Tahmin Sonuçları.

	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>z-İstatistiği</b>	<b>Olasılık Değeri</b>
<b>Sabit</b>	4.827755	0.175113	27.56943	0.0000
<b>AR(1)</b>	0.975083	0.011010	88.56561	0.0000
<b>Varyans Eşitliği</b>				
<b>Sabit</b>	0.000446	8.90E-05	5.012134	0.0000
$\mu_i^2$	0.578779	0.189075	3.061107	0.0022
$h_i^2$	0.142408	0.125309	1.136454	0.0000
<b>R<sup>2</sup>= 0.978897</b>			<b>DW=1.602672</b>	





**Grafik 1.** Reel Efektif Döviz Kuru (RER) ve Reel Döviz Kuru Oynaklığı (VOL) Serilerinin Grafiği

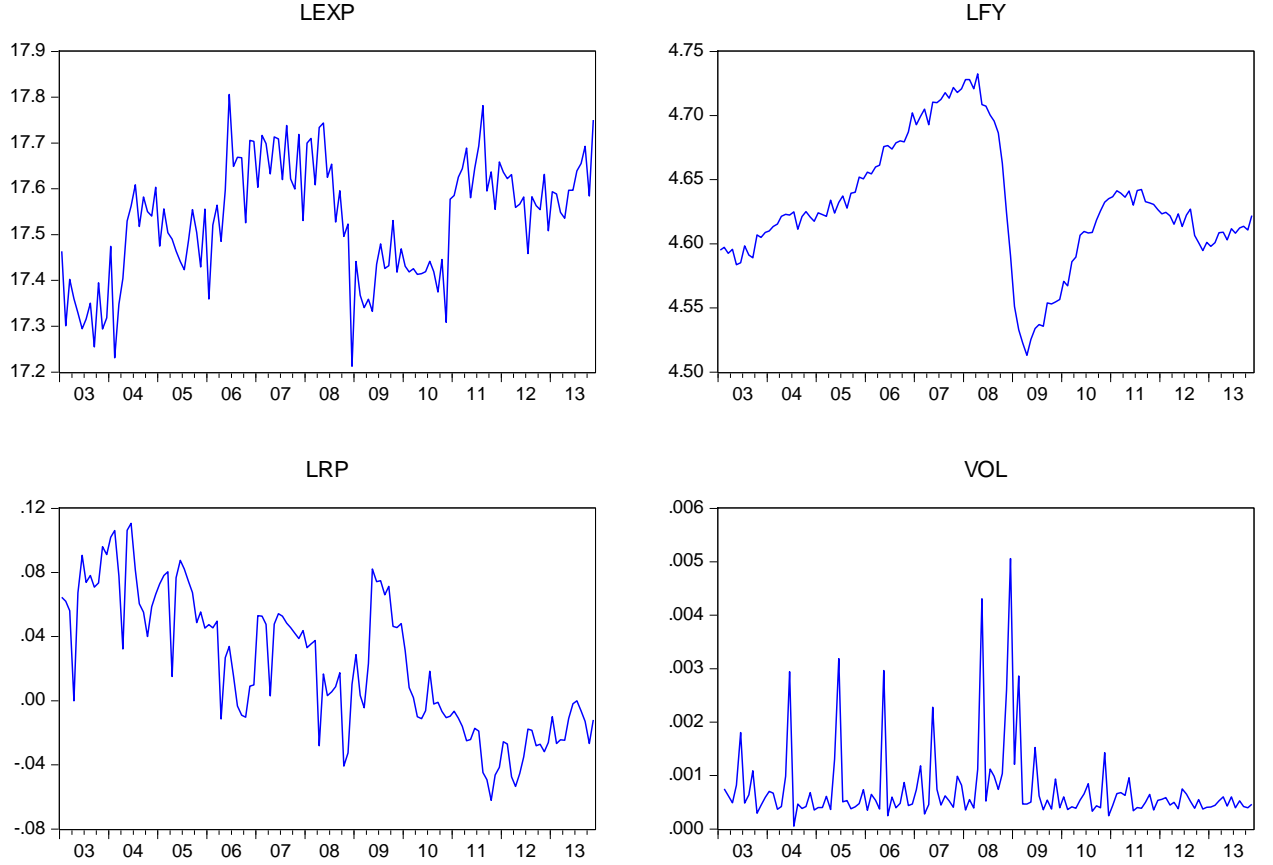
Çalışmanın bundan sonraki aşamasında analizlerde kullanılan değişkenlerin zaman serisi özellikleri incelenecektir. Bu amaçla ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (Phillips-Perron) birimkök testleri uygulanacaktır.

Ancak değişkenlerin birimkök testlerine geçmeden önce analizde kullanılacak serilerin tanımlayıcı istatistikleri ve görsel olarak grafiklerinin gözden geçirilmesi yararlı olacaktır.

**Tablo 4.** Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri.

	<b>LEXP</b>	<b>LFY</b>	<b>LRP</b>	<b>VOL</b>
<b>Ortalama</b>	17.53256	4.630048	0.022313	0.000748
<b>Medyan</b>	17.55457	4.623354	0.017064	0.000523
<b>En Büyük</b>	17.80621	4.732507	0.110574	0.005057
<b>En Küçük</b>	17.21270	4.513055	-0.062077	5.30E-05
<b>Std. Sapma</b>	0.129107	0.048937	0.042869	0.000735
<b>Çarpıklık</b>	-0.279298	0.132135	0.116014	3.529731
<b>Basıklık</b>	2.412051	2.842168	1.910569	16.85380
<b>Jarque-Bera</b>	3.562616	0.513227	6.720439	1309.554
<b>Olasılık</b>	0.168418	0.773667	0.034728	0.000000

Gözlem Sayısı	130	130	130	130
---------------	-----	-----	-----	-----



**Grafik 2.** Modelde Kullanılan Değişkenlerin Grafikselsel Gösterimi

#### 4.2. Birim Kök Testleri

Serilerin durağanlığı araştırılırken ADF ve PP birim kök testleri uygulanmıştır. ADF testi oto korelasyon sorununu ortadan kaldırmaktadır. PP testi ise oto korelasyonun giderilmesinde parametrik olmayan bir düzeltme uygulayarak hata terimlerinin değişen varyansa sahip olması durumunda bile geçerli olmaktadır. ADF ve PP testlerinin reddedilmesi durağanlık olduğu anlamına gelmektedir  $I(0)$  (Barkoulas ve Baum, 1997, s.8).

Her iki birim kök testinde her bir seri için hata terimi beyaz gürültü (Whitenoise) yapacak gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Birim kök testlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesinde çok sayıda bilgi kriteri kullanılmaktadır. En yaygın olarak kullanılan bilgi kriterleri, Akaike (ACI), Schwarts (SIC), son tahmin hatası- Final Prediction Error (FPE), Hannan-Quinn (HQ) ve (LR) dir (Johansen, 1995; Enders, 1995).

### ***ADF Birim Kök Testi***

ADF testinde sıfır hipotezi serilerin durağan olmadığını alternatif hipotez ise serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir. Sabitli ADF testi (3) nolu deklemler ile gösterilebilir (Asteriou ve Hall, 2007, s. 297);

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1} \phi_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(3)

ADF testinde sıfır hipotezi reddedilebiliyorsa Y değişkeninin orijinal seviyesinde durağan olduğuna, aksi halde durağan olmadığına karar verilir. Orijinal düzeylerinde durağan olmayan serilerin durağanlaştırılması için bu serilerin farklarının alınması gerekir. (3) nolu denklem bu kez serilerin birinci farkları için tekrarlanır. Seriler birinci farklarında durağanlaşmış ise bu durumda seri için birinci derecede bütünleşik denilir (Kennedy, 2006, s.356). Bu süreç seriler durağanlaşmaya kadar tekrarlanır. (3) nolu denklemde hesaplanan  $t$  istatistiği, MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilir. Bu şekilde hesaplanan  $t$  istatistiğinin mutlak değeri, çeşitli anlam düzeylerinde MacKinnon kritik değerinin mutlak değerinden küçükse serinin durağan olmadığı, büyük ise serinin durağan olduğu sonucuna varılır (Tarı, 2005, s.395; Yılmaz ve Akıncı, 2011, s.369).

### ***PP Birim Kök Testi***

Phillips-Perron (PP) birim kök testi ADF birim kök testinin tamamlayıcısı niteliğindeki bir testtir. ADF testi denklemdeki hata

terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyansa sahip olduğunu varsaymaktadır. PP birim kök testi, ADF testinin varsayımları ile karşılaştırıldığında daha esnek varsayımlara sahiptir. PP birim kök testinde de sıfır hipotezi birim kök olduğu yani serinin durağan olmadığını alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. PP durağanlık testi (4) ve (5) nolu denklemlerde gösterilmiştir (Enders, 1995, s.237);

$$y_t = \beta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$y_t = \beta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 (t - T/2) + \varepsilon_t \quad (5)$$

(4) ve (5) numaralı denklemlerde  $T$  gözlem sayısını,  $\varepsilon_t$  hata terimlerinin dağılımını,  $y_t$  testin uygulandığı seriyi,  $\alpha$ ,  $\beta$  ve  $t$  trend değişkenini göstermektedir. PP testinde hata terimleri arasında zayıf bir bağımlılık ve heterojen dağılım olduğu varsayımı kabul edilmiştir. PP testinde oto korelasyonu ortadan kaldırmak üzere regresyon sonucu elde edilen Newey-West tahmincisi ile düzeltme yapılmaktadır.

**Tablo 5. Birim Kök Test Sonuçları**

Değişken	Düzy/Birinci Fark	Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test istatistiği		Philips-Perron (PP) Test istatistiği		Sonuç
		Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	
LEXP	Düzy	-1.96546(2)	2.087877 (2)	4.29872(5)*	5.0941(6)*	I(1), I(0)
	Birinci Fark	-	-	-	-	

		12.9204(1)*	12.8680(1)*	22.6650(9)*	22.578(9)*	
<b>LFY</b>	<b>Düzy</b>	- 2.9825(3)**	- 3.046453 (3)	- 1.98766(7)	- 2.04872(7)	I(1)
	<b>Birinci Fark</b>	-3.299(2)**	- 3.287(2)* **	- 9.6610(7) *	- 9.6447(7)*	
<b>LRP</b>	<b>Düzy</b>	-1.7261(12)	- 3.537(12) **	- 2.736(2)* **	- 5.1939(5)*	I(0)
	<b>Birinci Fark</b>	- 4.7252(12)*	- 4.7320(12)*	- 20.215(17)*	- 20.10(17)*	
<b>LVOL</b>	<b>Düzy</b>	- 9.44746(0)*	- 9.52115(0)*	- 9.4802(2)*	- 9.5507(2)*	I(0)
	<b>Birinci Fark</b>	- 8.94947(5)*	- 8.91531(5)*	- 63.817(48)*	- 66.25(48)*	

**Not:** ADF testinde parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi kriteri kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır ve maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmıştır. PP testinde optimal gecikme uzunluğu, Bartlett kernel (default) spectral estimation yöntemi ve Newey-West Bandwidth (automatic selection) kriterlerinden yararlanılmıştır. \*\*\*, \*\* ve \* işaretleri sırasıyla % 1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

#### 4.3. Eş Bütünleşme Analizi

Ekonometrik analizlerde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkileri belirlemek üzere kalıntılara dayalı Engel ve Granger (1987), en çok olabilirlik fonksiyonuna dayalı Johansen ve Juselius (1990) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen otoregresif gecikmesi dağıtılmış (ARDL) sınır testi eş bütünleşme yöntemleri kullanılmaktadır. Engel-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerinin uygulanabilmesi için değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik yani  $I(1)$  olmaları gerekir. Yukarıda yapılan birim kök analizleri sonucunda çalışmada kullanılan değişkenlerin aynı dereceden durağanlaşmadıkları anlaşılmaktadır. Bu çalışmada ihracat talep modelinde yer alan reel ihracat ile reel dış gelir, nispi fiyatlar ve reel döviz kuru oynaklığı arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkileri incelemek üzere Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi kullanılacaktır. ARDL modeli ile farklı dereceden ( $I[0]$  ve  $I[1]$ ) bütünleşik olan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisini test etmek mümkündür. ARDL yöntemi diğer eşbütünleşme yöntemleri ile karşılaştırıldığında çeşitli üstünlüklere sahiptir. ARDL yöntemi nispi olarak daha kolay uygulanan bir yöntemdir. Bunun için modelin gecikme uzunluğunun EKK yöntemine ile belirlenmesinden sonra eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılmaktadır. Sınır testi, modelde yer alan değişkenlerin  $I(2)$  olması dışında uygulanabilen bir eşbütünleşme testidir. ARDL modelinin bir diğer avantajı ise küçük örneklem gruplarına etkin olarak uygulanabilmesidir.

Sınır testi üç aşamadan oluşan bir eşbütünleşme testidir. Testin birinci aşamasında modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılır. İkinci aşamada uzun dönemli ilişkinin tespit edilmesi durumunda eşbütünleşme ilişkisi ilişkisinin tahmini yapılır. Üçüncü aşama ise eşbütünleşme modelindeki hata teriminin gecikmesini içeren kısa dönem modeli tahmini yapılır.

ARDL sınır testi sürecinin ilk aşaması modele dahil olan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak üzere kısıtsız hata düzeltme modelinin (Unrestricted error correction model:UECM) kurulmasıdır. Kısıtsız hata düzeltme modelinin çalışmamıza uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir;

$$\Delta LEXP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta LEXP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta LFY_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta LRP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta LVOL_{t-i} + \theta_1 LEXP_{t-1} + \theta_2 LFY_{t-1} + \theta_3 LRP_{t-1} + \theta_4 LVOL_{t-1} + u_t$$

(6)

(6) Numaralı denklemde  $u_t$  hata terimini,  $\Delta$  birinci fark operatörünü,  $m$  ise gecikme uzunluğunu göstermektedir. En uygun gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) veya Schwarz Kriteri (SC) yardımıyla belirlenmektedir. Belirlenen gecikme uzunluğu otokorelasyon içeriyorsa bir sonraki en küçük değeri sağlayan gecikme en uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Uygun gecikme uzunluğunun bu şekilde belirlenmesinin ardından uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığının test edilmesi amacıyla F-testi (Wald testi) yapılır. F-testi için hipotezler şu şekildedir;

$$H_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$$

Hesaplanan F-istatistiği Pesaran vd. (2001)'deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. F-istatistiği alt kritik değerden küçük ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığına karar verilir. Hesaplanan F-istatistiği alt ve üst kritik değerler arasında ise kesin bir karar verilememektedir. Bu durumda eşbütünleşme ilişkisinin varlığı için alternatif modellere başvurulması gerekmektedir. Hesaplanan F-istatistiği üst kritik değerden büyük ise sıfır hipotezi reddedilir yani, modelde kullanılan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilir.

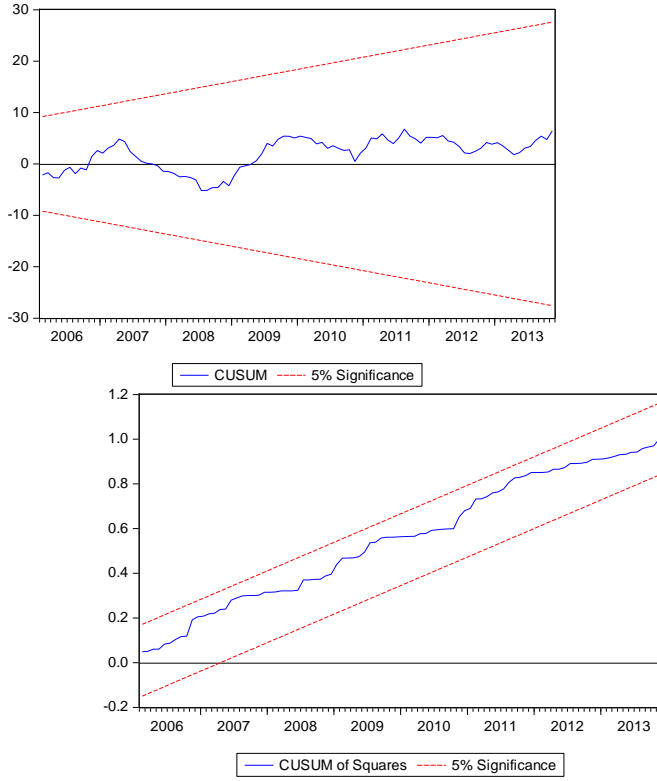
**Tablo 6.** Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme	AIC	Breusch-Godfrey
---------	-----	-----------------

Sayısı (m)		Otokorelasyon Testi
1	-2,128	1,695 (0.188)
2	-2,208	3,800 (0.025)
3	-2,210	1,240 (0.293)
4	-2,196	0,548 (0.579)
5	-2,208	3,601 (0.031)
6	<b>-2.224</b>	<b>0,064 (0.938)</b>
7	-2,209	0,089 (0.914)
8	-2,218	2,543 (0.085)

Tablo 6'da parantez içindeki değerler %1 anlam düzeyinde Breusch-Godfrey otokorelasyon testi olasılık değerleridir. Maksimum gecikme uzunluğu 8 alınarak en küçük AIC değerini sağlayan gecikmenin 6 olduğu ve bu gecikme uzunluğunda %1 önem düzeyinde otokorelasyon sorunu olmadığı görülmüştür. Ayrıca modelin istikrarlığını kontrol etmek amacıyla CUSUM grafikleri incelenmiştir ve 6 gecikmeli ARDL modelinin istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.





**Şekil 3.** CUCUM ve CUSUMQ Grafikleri.

Dolayısıyla eşbütünleşme ilişkisinin varlığı için 6 gecikme uzunluğuna göre sınır testi yapılabilir. Birinci aşamada değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi varlığı anlaşılırsa daha sonra uzun ve kısa dönem ilişkilerini belirlemek üzere ARDL modelinin kurulması gerekir. Tablo 7 yapılan sınır testi sonuçlarını göstermektedir.

**Tablo 7.** Sınır Testi Sonuçları

K	F-istatistiği	Kritik Değer (% 5)	
		Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
3	4.56	2.79	3.63

Not: K (6) nolu denklemdeki bağımsız değişken sayısıdır. Sınır testine ilişkin kritik değerler Pesaran vd. (2001:300) Ciii'den alınmıştır.

Hesaplanan F-istatistiği Pesaran vd. (2001)'in verdiği %5 anlam düzeyindeki üst kritik değer olan 3.63 değerinden daha büyük olduğu için modelde yer alan değişkenlerin eşbütünleşik olduğu görülmektedir. Dolayısıyla değişkenlerin düzey değerleriyle yapılacak analizlerde sahte regresyon sorunu olmayacaktır.

Çalışmada yer alan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin incelenmesi amacıyla aşağıdaki eşitlik kullanılacaktır;

$$LEXP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 LEXP_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_2 LFY_{t-1} + \sum_{i=0}^p \beta_3 LRP_{t-1} + \sum_{i=0}^r \beta_4 LVOL_{t-1} + u_t \quad (7)$$

(7) nolu denklemde yer alan  $m$ ,  $n$ ,  $p$  ve  $r$  her bir seri için uygun gecikme uzunlukları olup AIC kullanılarak belirlenmektedir. Bu işlem, Kamas ve Joyce'un (1993) nedensellik analizlerinde gecikme uzunluklarının belirlenmesi için önerdiği yönteme göre yapılacaktır. Buna göre, ilk önce, bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerlerine regresyonu yapılmış ve en küçük AIC değerini veren, içsel bağımsız modelin gecikme uzunluğu bulunmuştur. Daha sonra bağımlı değişkenin belirlenen gecikme uzunluğu sabit tutulup birinci bağımsız değişkenimiz dış gelir (LFY) değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri kurulmuş ve en küçük AIC değerini dikkate alınarak bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Aynı işlemler diğer değişkenler için de uygulanarak optimum gecikme uzunlukları elde edilmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun 8 olduğu bu işlemler sonucunda ARDL (7,5,0,8) modelinin tahmin edilmesine karar verilmiştir. ARDL (7,5,0,8) uzun dönem modelinden elde edilen sonuçlar kullanılarak uzun dönem katsayıları hesaplanmıştır. Uzun dönem katsayıları, uzun dönem tahmin sonuçları kullanılarak, açıklayıcı değişkenlerin katsayısının ya da katsayılarının toplamının, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarının toplamının 1'den farkına bölünmesi ile hesaplanmaktadır (Johnston ve Dinardo, 1997: 245).

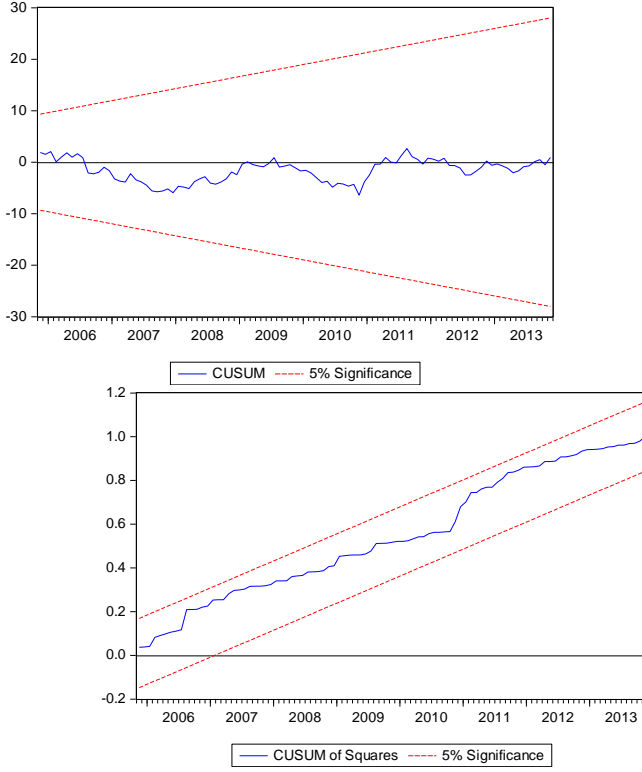
**Uzun Dönem Analizi**

Tablo 8’de uzun dönem tahmin sonuçlarına dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları gösterilmiştir. Tanısal testler modelin tutarlı olduğunu göstermektedir. Ayrıca uzun dönem ilişki denklemini için CUSUM yapısal kırılma testi yapılmış ve %5 güven sınırları içerisinde dönem içerisinde modelin istikrarlı olduğu görülmüştür.

**Tablo 8.** ARDL (7,5,0,8) Modeli Uzun Dönem Katsayıları.

Değişken	Uzun Dönem Katsayısı	t-ist. (p değeri)
C	27.78855	32.465 (0.916)
LFY	0.052969	0.104 (0.198)
LRP	-0.777177	-4.012 (0.028)
LVOL	-0.008488	-1.096 (0.037)
Tanısal Testler		
R <sup>2</sup> =0.58 Adj. R <sup>2</sup> =0.48 F- istat.=5.999	D-W=1.972 $\chi^2$ (BGAB)=0.0049(0.995) $\chi^2$ WDV=0.7443(0.788)	$\chi^2$ JBN=2.478 (0.289) $\chi^2$ RRMKH=1.203(0.231)

**Not:** Burada,  $\chi^2$  (BGAB),  $\chi^2$  WDV,  $\chi^2$  JBN, ve  $\chi^2$  RRMKH, sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistiği testidir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir.



**Şekil 4. CUSUM ve CUSUMQ**

Uzun dönem katsayılarının işaretleri incelendiğinde teoriye uygun olarak reel dış gelirin pozitif, nispi fiyatlar ve reel döviz kuru oynaklığının ise negatif işaretli oldukları görülmektedir. Buna göre reel ihracat ile reel dış gelir arasında pozitif bir ilişki söz konusudur. Çalışmamızda kullandığımız değişkenler dikkate alındığında AB-27 ülkeleri reel gelirlerinde meydana gelen artışlar Türkiye'nin bu ülkelere ihracatının artmasına neden olur. Nispi fiyatlar ile reel döviz kuru oynaklığı değişkenin işareti ise negatif çıkmıştır. Dolayısıyla nispi fiyatlarda ve reel döviz kuru oynaklığında meydana gelen artışlar Türkiye'nin AB-27 ülkelerine ihracatının azalmasına neden olmaktadır. Ancak bu değişkenlerden reel dış gelir değişkeni istatistiksel olarak anlamsız çıkmış, reel döviz kuru oynaklığı değişkeninin katsayısı ise oldukça

küçük hesaplanmıştır. O halde uzun dönemde Türkiye'nin AB-27 ihracatı nispi fiyatlara daha çok bağlıdır. Bu sonuçların daha önce yapılan çalışmalardan elde edilen sonuçlar ile uyumlu olduğu gözlenmektedir.

#### **Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli**

Uzun dönemli ilişkiyi belirleyen ARDL (7,5,0,8) modeli tahmin edildikten sonra uzun dönemli modelin hata terimlerinden  $ECT_{t-1}$  elde edilir. Bir dönem gecikmeli hata terimi ile kısa dönem ilişkiyi inceleyen hata düzeltme modeli (ECM) oluşturulur. Kısa dönemli ilişkileri ifade eden hata düzeltme modelinde şu denklem kullanılır;

$$\Delta LEXP = \alpha_0 + \alpha_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_2 \Delta LEXP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_3 \Delta LFY_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_4 \Delta LRP_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_5 \Delta LVOL_{t-i} + u_t \quad (8)$$

(8) nolu denklemde yer alan hata düzeltme terimi  $ECT_{t-1}$  uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında, kısa dönemde meydana gelen sapmaların ne kadarının bir dönem sonra düzeleceğini ifade etmektedir. Bu katsayının işaretinin negatif olması beklenir. Katsayının işaretinin negatif olması durumunda, uzun dönem denge değerine yaklaşacağını, pozitif olması ise serilerin uzun dönem denge değerinden uzaklaşacağını göstermektedir (Tarı, 2008: 417).

Kısa dönem analizinde, değişkenlerin uzunlukları belirlenirken uzun dönemde uygulanan işlemler tekrar edilmektedir. Kısa dönem ARDL testi için gecikme uzunlukları (2,4,0,0) olarak belirlenmiştir.

Tablo 9'da kısa dönem ARDL (2,4,0,0) modelinin tahmin sonuçları verilmiştir. Yapılan tanısal testler ve CUSUM grafiklerinin incelenmesi sonucunda modelin istatistiksel olarak kabul edilebilir olduğu görülmektedir.

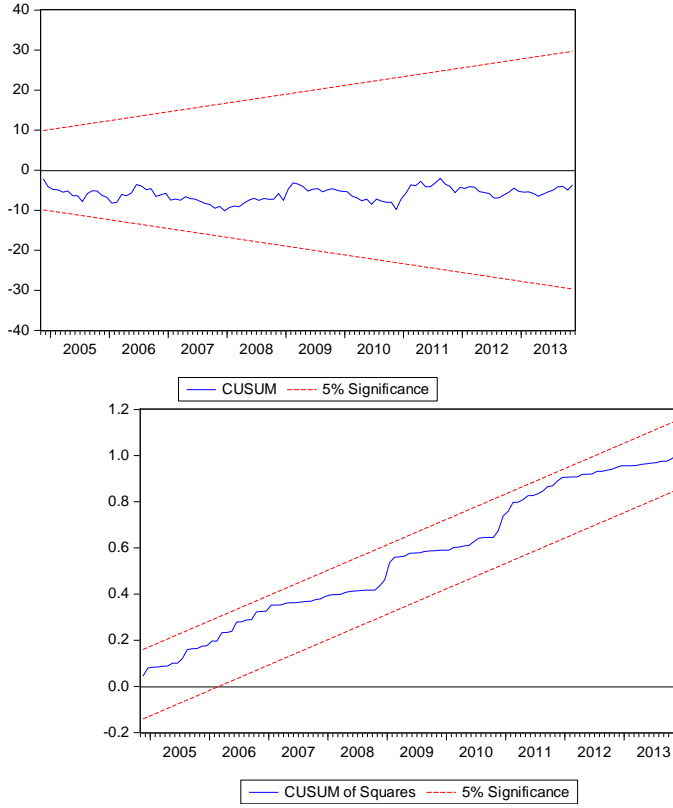
**Tablo 9.** Kısa Dönem ARDL (2,4,0,0) Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	t-Statistic	Prob.
----------	---------	-------------	-------

<b>C</b>	0.007164	1.096333	0.2753
<b>ECT(-1)</b>	-0.442850	-2.392712	0.0184
<b>D(LEXP(-1))</b>	-0.920767	-6.179499	0.0000
<b>D(LEXP(-2))</b>	-0.495640	-4.687524	0.0000
<b>D(LFY)</b>	0.843140	1.090379	0.2780
<b>D(LFY(-1))</b>	2.733037	3.533821	0.0006
<b>D(LFY(-2))</b>	0.305315	0.362626	0.7176
<b>D(LFY(-3))</b>	1.284383	1.573889	0.1184
<b>D(LFY(-4))</b>	-1.682800	-2.107479	0.0374
<b>D(LRP)</b>	0.129209	0.408570	0.6837
<b>D(LVOL)</b>	-13.23260	-1.833744	0.0694
<b>Tanısal Testler</b>			
$R^2=0.50$	D-W=2.018		$\chi^2$ JBN=0.358
Adj. $R^2=0.46$	$\chi^2$ (BGAB)=0.399(0.671)		(0.835)
F- istat.=11.150	$\chi^2$ WDV=3.023(0.002)		$\chi^2$ RRMKH=0.585(0.55)

**Not:**

Burada,  $\chi^2$  (BGAB),  $\chi^2$  WDV,  $\chi^2$  JBN, ve  $\chi^2$  RRMKH, sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistiği testidir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir.



**Şekil 5. CUSUM ve CUSUMQ**

Tablo 9'daki sonuçlardan anlaşıldığı üzere hata düzeltme teriminin işareti negatif %5 anlam düzeyinde anlamlıdır. Katsayının büyüklüğü ise -0.44 gibi bir değer almaktadır. Yani kısa dönemde meydana gelen sapmaların her dönem %44'ü ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerine yakınsamaktadır. Bu süre yaklaşık olarak 68 gündür. Dolayısıyla hata düzeltme modelinin hata terimi çalışmaktadır.

## 5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bretton Woods sisteminin çökmesiyle birlikte önce gelişmiş ülkeler ve ardından da gelişmekte olan ülkeler esnek döviz kuru sistemini uygulamaya başlamışlardır. Döviz kurunun piyasa tarafından arz ve talep

koşullarına göre belirlendiği esnek döviz kurunun yaygınlık kazanması ile birlikte döviz kurlarında önemli dalgalanmalar ortaya çıkmıştır. Döviz kurlarında meydana gelen bu dalgalanmalar ihracatçı firmalar açısından bir belirsizlik oluşturmakta ve bu firmaların ihracat kararlarını etkilemektedir. İhracatçı firmaların riskten kaçınma derecesine bağlı olarak döviz kurunda meydana gelen bu dalgalanmalar ihracat hacmini pozitif veya negatif yönde etkileyebilmektedir.

Bu çalışmada Türkiye'ye ait 2003:1-2013:11 dönemi aylık verileri kullanılarak Türkiye'nin reel ihracat gelirleri üzerinde, reel dış gelir, nispi fiyatlar ve döviz kuru oynaklığının etkileri AR(1)-GARCH(1,1) ve ARDL sınır testi yöntemiyle analiz edilmiştir. Reel döviz kuru oynaklığı GARCH yöntemiyle elde edildikten sonra ihracat talep fonksiyonunda yer alan değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkileri incelenmiş ve bu inceleme sonucunda değişkenlerin eşbütünleşik oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönem ARDL modelinden elde edilen katsayılar incelendiğinde katsayıların işaretlerinin beklentilere uygun olduğu anlaşılmıştır. Diğer bir deyişle reel ihracat ile reel dış gelir pozitif, nispi fiyatlar ve reel döviz kuru oynaklığı negatif bir ilişkiye sahiptir. Uzun dönem katsayılarından reel dış gelir katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı anlaşılmıştır. Reel döviz kuru oynaklığının katsayısı ise istatistiksel olarak anlamlı ve negatiftir. Ancak katsayının küçük olması nedeniyle reel döviz kuru oynaklığı ile reel ihracat arasında negatif yönde zayıf bir ilişki olduğu söylenebilir. Uzun dönemde Türkiye'nin AB-27'ye ihracatını en çok etkileyen değişken ise nispi fiyatlar olmuştur. Bu durum Türkiye'nin AB'ye ihracatının fiyat esnekliğinin yüksek olduğu anlamına gelmektedir. Türk ihraç ürünlerinin genellikle yüksek katma değer içermeyen, bazı ürün grupları hariç kalitesi düşük olan ve marka değeri olmayan ürünler olması nedeniyle bu durum mantıklı görünmektedir. Bunlara ek olarak Türk ihraç ürünlerinin fiyat esnekliklerinin yüksek olması bu ürünlerin ikame olanaklarının geniş olduğu şeklinde de



yorumlanabilir. Yani Türk ihracatçılar fiyat avantajlarını kaybetmeleri durumunda önemli oranda pazar kaybına uğrayabileceklerdir.

Bu bulgulara ek olarak uzun dönem ARDL modelinden elde edilen artıklar üzerinden tahmin edilen kısa dönem hata düzeltme katsayısının -0.44 olduğu anlaşılmaktadır. Katsayının %5 anlam düzeyinde anlamlı ve negatif işaretli olması hata düzeltme teriminin çalıştığını, yani kısa dönemde meydana gelen sapmaların her dönem %44'ünün ortadan kalkmakta olduğunu ve serilerin tekrar uzun dönem denge değerine yakınsadığını göstermektedir. Bu ayarlanma hızı yaklaşık olarak 68 gündür.

Türkiye'nin AB-27 ülkelerine ihracatı üzerinde reel dış gelir, nispi fiyatlar ve reel döviz kuru oynaklığının etkilerinin analiz edildiği bu çalışma sonucunda Türkiye'nin ihracat hacminin artırılabilmesi için politika yapıcılarının reel döviz kurunda meydana gelen oynaklıkları minimize edecek politikalar izlemesi gerektiği anlaşılmaktadır. Döviz kuru oynaklıklarının azalması az da olsa ihracat hacminin artmasını sağlayacaktır. İhracat talep fonksiyonunda yer alan reel dış gelir üzerinde ulusal politikaların etkili olamayacağı açıktır. Ancak yukarıdaki analizler sonucunda reel ihracatın en çok nispi fiyatlardan etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Türkiye'nin ihracat piyasalarında artık fiyat rekabeti yapan bir ülke değil kalite ve inovasyon rekabeti içinde olan bir ülke olabilmesi için uygun politikaları geliştirmesi ve uygulaması zorunludur.

#### **KAYNAKLAR:**

ABRAMS, R. K., (1980). "Actual and Potential Trade Flows with Flexible Exchange Rates", Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper, 80-01.

- ARIZE, A. C., (1996). “Real exchange-rate volatility and trade flows: The experience of eight European economies”, *International Review of Economics and Finance*, 5(2), 187–205.
- ARIZE, A. C., (1997). “Foreign Trade and Exchange-Rate Risk in the G–7 Countries: Cointegration and Error-Correction Models”, *Review of Financial Economics*, Vol.6, No:1, pp. 95–112.
- ARIZE, A., OSANG, T.; SLOTTJE, D., (2000). “Exchange Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDCs”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 18(1), pp. 10-17.
- ARIZE, A.C., (1998). “The Effects of Exchange Rate Volatility on US Imports: An Empirical Investigation”, *International Economic Journal*, 12(3), 31-40.
- ARIZE, A.C., OSANG, T.; SLOTTJE, D.J., (2000). “Exchange Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence From Thirteen LDCs,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 18, No.1, pp. 10–17.
- ASSERY, A.; PEEL, D.A., (1991). “The Effect of Exchange Rate Volatility on Export”, *Economic Letter*, 37, pp. 173–77.
- ASTERIOU, D., HALL, S.G., (2007). *Applied Econometrics*. New York: Palgrave Macmillan.
- AY, A., (2000). “Dışa Açılma Sürecinde Döviz Kuru Politikası”, *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*, Sayı:4, ss. 15–34.
- AY, A., (2007). “Tarihsel Süreç içerisinde Türkiye’de Büyüme”, *Türkiye Ekonomisi, Makroekonomik Sorunlar ve Çözüm Önerileri*, Ed. Ahmet Ay, Çizgi Kitabevi, Konya, ss. 3–53.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; SATAWATANANON, K., (2013). “The Impact of Exchange Rate Volatility on Commodity Trade between the US and Thailand”, *International Review of Applied Economics*, 26(4), pp. 515-532.
- BAKKALCI, C; N. ARGİN, (2013). “Türk Dış Ticareti ve Ekonomi Politikaları Arasındaki Nedensellik İlişkileri”, *Yönetim Bilimleri Dergisi*, C.1, Sayı. 21, ss.49-73.
- BALCILAR, M.; H. BAL; N. ALGAN; M. DEMİRAL, (2012). “Türkiye’nin İhracat Performansı: İhracat Hacminin Temel Belirleyicileri”, *Ege Akademik Bakış Dergisi*, C.14, Sayı. 3, ss.451-462.

- BARKOULAS, J. T.; BAUN, C. F.; CAGLAYAN, M., (2002). “Exchange Rate Effects on the Volume and Variability of Trade Flows”, *Journal of International Money and Finance*, 21(4), pp. 481-496.
- BARON, P. D., (1976). “Fluctuating exchange rates and the pricing of exports. *Economic Inquiry*”, 14:425–38.
- BAUM, C. F.; CAGLAYAN, M., (2009). “The Volatility of International Trade Flows and Exchange Rate Uncertainty”, *Boston College Working Paper*, 695.
- BAUM, C. F.; CAGLAYAN, 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), pp. 79-93.
- BAUM, C. F.; CAGLAYAN, M.; OZKAN, N., (2004). “Nonlinear Effects of Exchange Rate Volatility on the Volume of Bilateral Exports”, *Journal of Applied Econometrics*, 19(1), pp. 1-23.
- BOLLERSLEV, T. (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, 307-27.
- BRADA, J. C.; J. A. MENDEZ (1988). “Exchange Rate Risk, Exchange Rate Regime and the Volume of International Trade”, *Kylos*, 41: 263 – 280.
- BREDIN, D.; S. FOUNTAS; E. MURPHY, (2003). “An Empirical Analysis of Short-Run Irish Export Functions: Does Exchange Rate Volatility Matter?”, *International Review of Applied Economics*, Vol. 17, No. 2, pp.193-208.
- CABALLERO, R. I.; CORBO, V., (1989). “The effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Export: Empirical Evidence,” *The World Bank Economic Review*. 3,2.
- CAGLAYAN, M.; DI, J., (2010). “Does Real Exchange Rate Volatility Affect Sectoral Trade Flows”, *Southern Economic Journal*, 77(2), pp. 313-335.
- CAPORALE, T.; DOROODIAN, K., (1994). “Exchange Rate Variability and the Flow of International Trade”, *Economics Letters*, 46(1), pp. 49-54.
- CHOWDHURY, A. R., (1993). “Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models.” *Review of Economics and Statistics* 75: 700-706.
- CLARK, P.K., (1973) “A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices” *Econometrica*, 41, 135-156.

- CORIC, B.; PUGH, G., (2010). "The effects of exchange rate variability on international trade: A meta-regression analysis", *Applied Economics*, 42(20), 2631–2644.
- CUSHMAN, D.O., (1983). "The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade", *Journal of International Economics*, Vol. 15, pp. 45–63.
- CUSHMAN, D.O., (1986). "Has Exchange Risk Depressed International Trade? The Impact of Third- Country Exchange Risk", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 5, pp. 361–379.
- DE GRAUWE, P., (1988). "Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade", *IMF Staff Papers*, Vol. 35, pp. 63–84.
- DE GRAUWE, P., (1994). *The Economics of Monetary Integration* (Oxford, Oxford University Press).
- DE VITA, G.; ABBOTT, A., (2004). "The impact of exchange rate volatility on UK exports to EU countries", *Scottish Journal of Political Economy*, 51(1), 62–1.
- DELL'ARICCIA, G., (1998). "Exchange Rate Fluctuations and Trade Flows: Evidence from the European Union", *IMF Working Paper*, WP/98/107.
- DEMİREL, B.; C. ERDEM, (2004). "Döviz Kurlarındaki Dalgalanmaların İhracata Etkileri: Türkiye Örneği", *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Cilt 19, Sayı 223, ss. 116-127.
- DOĞANLAR, M., (2002). "Estimating the Impact of Exchange Rate Volatility on Export: Evidence From Asian Countries", *Applied Economics Letters*, Vol. 9, pp. 859-863.
- EICHENGREEN, B.; IRWIN, D.A., (1995). "Trade Blocs, Currency Blocs and the Reorientation of Trade in the 1930s," *Journal of International Economics*, 38, 1- 24.
- ENDERS, W., (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons Inc.
- ENGLE, R. F., (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica*, 50, 987-1008.
- ETHIER, W., (1973). "International Trade and the Forward Exchange Market", *American Economic Review*, 63(3), pp. 494-503.

- FOUNTAS, S.; ARISTOTELOUS, K., (1999). “Has the European Monetary System led to more exports? Evidence from four European Union countries”, *Economics Letters*, 62, pp. 357–363.
- FRANKE, G., (1991). “Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.10, No:2, pp. 292–307.
- FRANKEL, J., (1997). “Regional Trading Blocs in the World Economic System”, Washington, DC: Institute for International Economics.
- FRANKEL, J.; WEI, S., (1993). “Trade Blocs and Currency Blocs”, NBER Working Paper No. 4335.
- GAGNON, J., (1993). “Exchange rate variability and the level of international trade”, *Journal of International Economics*, 34, pp. 269–287.
- GIOVANNINI, A., (1988). “Exchange rates and traded goods prices”, *Journal of International Economics*, 24, pp.45–68.
- GRANGER, C.; NEWBOLD, P., (1974). “Spurious Regression in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111–20.
- GRIER, K. B.; SMALLWOOD, A. D., (2007). “Uncertainty and export performance: Evidence from 18 countries”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39(4), 965–979.
- GRIER, K.B., PERRY, M.J., (2000). “The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some Garch-M evidence”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 15, no. 1, pp. 45-58
- HOOPER, P.; KOHLHAGEN, S., (1978). ‘The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade”, *Journal of International Economics*, Vol. 8, pp. 483–511.
- JOHANSEN, S., (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. England: Oxford University Pres.
- 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, pp.169–210.
- KAMAS; JOYCE, (1993). “Money, income and prices under fixed exchange rates: Evidence from causality tests and VARs”, *Journal of Macroeconomics* Volume 15, Issue 4, pp.747–768.

- KASMAN, A., (2003). “Türkiye’de Reel Döviz Kuru Oynaklığı Ve Bunun İhracat Üzerine Etkisi : Sektörel Bir Analiz”, Uludağ Üniversitesi ve İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt: 22, Sayı: 2, ss.169–186.
- KENEN, P.; RODRIK, D., (1986). “Measuring and Analyzing The Effects of Short-Term Volatility In Real Exchange Rates”, The Review of Economics and Statistics , Vol. 68, No:2, pp.311–315.
- KLAASSEN, F., (2004). “Why is it so Difficult to Find an Effect of Exchange Rate Risk on Trade?” Journal of International Money and Finance, 23, pp. 817-839.
- KLEIN, M. W., (1990). “Sectoral Effects of Exchange Rate Volatility on United States Exports,” Journal of International Money and Finance, 9, 299-308.
- KORAY, F.; W. D. LASTRAPES, (1989). “Real Exchange Rate Volatility and US Bilateral Trade: a VAR Approach.” Review of Economics and Statistics 71: 708-12.
- KÖSE, N.; A. AY; N. TOPALLI, (2008). “Döviz Kuru Oynaklığının İhracata Etkisi: Türkiye Örneği (1995–2008), 2008”, *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, Cilt. 10, Sayı. 2, ss.25-45.
- KRONER, K. F.; LASTRAPES, W. D., (1993). “The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using the GARCH-In-Mean Model”, Journal of International Money and Finance, 12(3), pp. 298-318.
- KURIHARA, Y., (2013). “Effects of Exchange Rate Fluctuations and Financial Development on International Trade: Recent Experience”, *Int.J.Buss.Mgt.Eco.Res.*, Vol.4, No.5, pp.793-801.
- MACKINNON, J., (1991). “Critical Values for Cointegration Tests”, R.F. Engle”, C.W.J.Granger (Ed.), in *Long-Run Economic Relationship: Readings in Cointegration*, New York: Oxford University Press.
- MCKENZIE, M. D.; BROOKS, R. D., (1997). “The Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows”, *International Financial Markets, Institutions and Money*, 7(1), 73-87.

- MCKENZIE, M.D. (1999), “The Impact of ExchangeRate Volatility on International Trade Flows”, *Journal of Economic Surveys*, Vol.13, No:1, pp. 71–106.
- MILES, M. A., (1979). “The Effects of Devaluation on the Trade Balance and the Balance of Payments: Some New Results”, *Journal of Political Economy*, 87(3), pp. 600-620.
- MÜSLÜMOV, A; M. HASANOV; C. ÖZYILDIRIM, (2003). *Döviz Kuru Sistemleri ve Türkiye’de Uygulanan Döviz Kuru Sistemlerinin Ekonomiye Etkileri*, TÜGİAD Ekonomi Yayınları, ss.1-246.
- NASEEM, N. A. M., HAMIZAH, M. S., (2009). “Exchange Rate Misalignment, Volatility and Import Flows in Malaysia”, *International Journal of Economics and Management*, 3(1), pp. 130-150.
- ÖZBAY, P., (1999). “The Effect of Exchange Rate Uncertainty on exports: A Case Study for Turkey”, [www.tcmb.gov.tr/research/discus/dpaper36](http://www.tcmb.gov.tr/research/discus/dpaper36)
- ÖZTÜRK, İ.; A. ACARAVCI, (2002). “Döviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye İhracatı Üzerine Etkisi: Ampirik Bir Çalışma”, *Review of Social, Economic and Business Studies*, Vol.2, Fall 2002–2003, pp.197–206.
- PEREE, F.; STEINHERR, A., (1989). “Exchange rate uncertainty and foreign trade”, *European Economic Review*, 33, pp. 1241–1264.
- PESARAN, M. H., SHIN, Y.; SMITH, R. J., (2001). “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 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*. Vol 74, 325-329.
- PUGH, G., TYRRALL, D.; TARNAWA, L., (1999). “Exchange rate variability, international trade and the single currency debate: a survey”, in *Economic Policy in the European Union: Current Perspectives* (Ed.) E. E. Meeusen, Cheltenham, UK, pp. 9–25.
- ROSE, A., (2000), “One money, one market: the effect of common currencies on trade”, *Economic Policy*, 30, pp. 7–45.

- SAATÇIOĞLU, C.; KARACA, O., (2004). “Döviz kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye Örneği”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, Cilt: 5, Sayı: 2, ss.183–195.
- SERCU, P.; VANHULLE, C., (1992). “Exchange rate volatility, exposure and the value of exporting firms”, *Journal of Banking and Finance*, 16, pp. 155–182.
- TARI, R. (2005). *Ekonometri*. (3. Baskı). No: 172. İstanbul: Kocaeli Üniversitesi Yayınları.
- TARI, R., (2008). *Ekonometri*, 8. Baskı, Avcı ofset, İstanbul.
- TARI, R; D. Ç.,YILDIRIMI, (2009). “Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi Türkiye İçin Bir uygulama”, *Yönetim ve Ekonomi*, Cilt. 16, Sayı. 2, 2009, ss. 95- 105.
- THURSBY, J.; THURSBY, M., (1987). “Bilateral trade flows, the Linder hypothesis, and exchange risk”, *The Review of Economics and Statistics*, 69, pp. 488–495.
- TÜRKYILMAZ, S.; M. ÖZER; E. KUTLU, (2007). “Döviz Kuru Oynaklığı İle İthalat ve İhracat Arasındaki İlişkilerin Zaman Serisi Analizi”, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cil. 7, Sayı. 2, ss. 133-150.
- UMARU, A.; B.M. SA’IDU; S.MUSA, (2013). “An Empirical Analysis of Exchange Rate Volatility on Export Trade In a Developing Economy”, *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences (JETEMS)*, Vol.4, No.1, pp.42-53.
- VERGİL, H., (2002). “Exchange Rate Volatility in Turkey and Its Effect on Trade Flows”, *Journal of Economic and Social Research*, 4(1), 63-79.
- VERHEYEN, F., (2012). “Bilateral exports from euro zone countries to the US — Does exchange rate variability play a role?”, *International Review of Economics and Finance*, Vol.24, pp.97-108.
- VIAENE, J.M.; C.G. DE VRIES, (1992). “International trade and exchange rate volatility”, *European Economic Review*, pp.354
- WEI, S. J. (1999). “Currency Hedging and Goods Trade,” *European Economic Review*, 43, 1371-1394.



YILMAZ, Ö, AKINCI, M., (2011). “İktisadi Büyüme ile Cari İşlemler Bilançosu Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği”, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Yıl 15, Sayı 2, 363-377.