

## DÖVİZ KURU DEĞİŞİKLİKLERİNİN BATI AKDENİZ BÖLGESİ İHRACATI ÜZERİNE ETKİLERİ\*

Oğuzhan SÜLLÜ<sup>1</sup>  
Süha ÇELİKKAYA<sup>2</sup>

### ÖZET

Bu çalışmada, reel efektif döviz kurunda meydana gelen değişikliklerin Batı Akdeniz Bölgesi'nin ihracatı üstündeki uzun ve kısa dönem etkileri, 2002:1 ile 2022:12 dönemi için aylık verilerle incelenmiştir. Değişkenler, birinci düzeyde durağan oldukları için aralarındaki uzun dönemli ilişki Engle-Granger eşbütünleşme analiziyle; kısa dönemli ilişki ise hata düzeltme modeli ile analiz edilmiştir. Analizden çıkartılan bulgulara göre, uzun dönemde reel efektif döviz kuru ile Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı arasında anlamlı ve doğrusal regresyon bulunduğu tespit edilirken; kısa dönemde ise değişkenler arasındaki ilişki anlamlı çıkmamıştır. Uzun dönemde, reel efektif döviz kuru ile Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı arasında tespit edilen bu doğrusal ilişki, Marshall – Lerner koşulunun sağlandığına dair kanıt sunmaktadır. Bunun yanında, hata düzeltme katsayısının işareti beklentiler doğrultusunda negatif işaretli ve anlamlı çıkmıştır. Bu sonuç, kısa dönemli değişkenlerde oluşan sapmaların uzun dönemde denge değerine yakınsadığını göstermektedir. Literatürle uyumlu olan bu bulgulara göre, Batı Akdeniz Bölgesi ihracatını artırmak için reel efektif döviz kurundan etkin bir araç olarak yararlanılabileceği görülmektedir.

*Anahtar Kelimeler:* Reel Efektif Döviz Kuru, Batı Akdeniz Bölgesi, Engle-Granger Eşbütünleşme Analizi, Hata Düzeltme Modeli.

\* Bu makale, Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim dalı öğrencisi Oğuzhan SÜLLÜ tarafından, Doç. Dr. Süha ÇELİKKAYA danışmanlığında hazırlanan "Döviz Kuru Volatilitésinin İhracat Üzerine Etkileri: Batı Akdeniz Bölgesi Örneği" adlı yüksek lisans tezinin bir kısmından türetilmiştir.

<sup>1</sup> Oğuzhan Süllü, Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Bölümü, yl2130234010@ogr.sdu.edu.tr, ORCID: 0000-0003-0434-572X, (Sorumlu Yazar).

<sup>2</sup> Süha Çelikkaya, Doç. Dr., Süleyman Demirel Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, suhacelikkaya@sdu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-4104-1680.

## **EFFECT of EXCHANGE RATE UNCERTAINTY on WESTERN REGION EXPORTS**

### **ABSTRACT**

In this study, the long and short-run effects of changes in the real effective exchange rate on the exports of the Western Mediterranean Region are analyzed with monthly data for the period between 2002:1 and 2022:12. Initially, the stationarity of the variables was analyzed with the ADF test statistic. As a result of the ADF test statistics, both variables have unit roots in the level case; however, they become stationary when first differences are taken. Since the variables are stationary at similar levels, the long-run relationship between them is analyzed by Engle-Granger cointegration analysis, while the short-run relationship is analyzed by error correction model. According to the findings of the analysis, there is a significant linear regression between the real effective exchange rate and the exports of the Western Mediterranean Region in the long run, while the relationship between the variables is not significant in the short run. In the long run, this linear relationship between the real effective exchange rate and exports of the Western Mediterranean Region provides evidence that the Marshall-Lerner condition is satisfied. In addition, the sign of the error correction coefficient is significant with a negative sign in line with expectations. This result indicates that short-run deviations converge to the equilibrium value in the long run. According to these findings, the real effective exchange rate can be utilized as an effective tool to increase exports in the Western Mediterranean Region.

***Keywords:** Real Effective Exchange Rate, Western Mediterranean Region, Engle-Granger Cointegration Analysis, Error Correction Model.*

### **1. GİRİŞ**

Bretton Woods rejiminin 1973 yılında yıkılmasıyla birçok ülke, ulusal para birimini dalgalanmaya bırakmıştır. Dalgalı döviz kuru sisteminde, döviz kurunda meydana gelen ani düşüş ve yükselişler belirsizliği artırmıştır. Artan belirsizlik ortamında, bir taraftan, dış ticaretten elde edilen karlar düşeceği için riskten kaçınan ekonomik aktörlerin dış ticaret hacmini azaltacağı varsayılırken; diğer taraftan, riskten kaçınan ekonomik aktörlerin ihracatın beklenen marjinal faydasını artırmak için ihracat miktarını yükseltmeye çalışacağı varsayılır. (Kasman, 2003: 170)

1980'lerden itibaren hızlanan küreselleşmeyle birlikte, dış ticaret daha karmaşık bir hal alırken; dış ticaret hacmi de artmıştır. Küreselleşme ile birlikte ülkelerin birbirlerine bağımlılıkları da artmıştır. Bu bağımlılık bir ülkede gerçekleşen ekonomik gelişmenin diğer ülkeyi de etkilemesine neden olmaktadır.

Bir ülkenin izlediği döviz kuru politikası ticarete konu malların nispi fiyatlarını değiştirdiğinden dolayı dış ticareti etkilenmektedir. Şöyle ki, reel kurda yaşanan bir yükselme ulusal paranın değer kaybetmesini ifade ettiğinden ülkenin uluslararası rekabet gücünün artmasına neden olur. Yerli mallar, yabancı mallara göre uluslararası piyasalarda göreceli olarak daha ucuz hale geleceği için yerli mallara olan talep miktarı artacak; yabancı mallara olan talep miktarı ise azalacaktır. İhracat arttığı, ithalat azaldığı için dış ticaret dengesi olumlu etkilenecektir. Diğer taraftan, ulusal para biriminin değer kazandığı durumda, ülkenin uluslararası rekabet gücü azalacak, yabancı mallar yerli mallar karşısında göreceli olarak daha ucuz hale gelecektir. Göreceli fiyatlarda meydana gelen bu değişim, ülkenin ihracat miktarının azalmasına, ithalat miktarının artmasına neden olacaktır. Sonuç olarak, dış ticaret dengesi ulusal para biriminin değer kazanmasından olumsuz etkilenecektir.

Ancak, ulusal para biriminin devalüe edilmesi veya değer kaybetmesi durumunda, her koşulda ülkenin dış ticaret dengesi olumlu etkilenmez. Şöyle ki, ulusal para birimi değer kaybettiği veya devalüe edildiği bir durumda, yerli malların fiyatları yabancı malların fiyatları karşısında düşecek (Fiyat etkisi); yerli malların fiyatlarındaki bu düşüş ihracat miktarını artırırken, ithalat miktarı azalacaktır (Miktar etkisi). Eğer, miktar etkisi fiyat etkisinden büyük olursa, dış ticaret dengesi olumlu etkilenecektir. Ters durumda, fiyat etkisi miktar etkisinden büyük olursa, dış ticaret dengesi olumsuz etkilenecektir. (Bahmani vd., 2013: 412) Adını Alfred Marshall ve Abba Lerner'den alan "Marshall-Lerner koşulu", arz esnekliğinin sonsuz olduğu varsayımıyla, ihracata konu malların yurtdışı talep esnekliği ile ithalata konu malların yurtiçi talep esnekliğinin 1'e eşit veya büyük olduğu durumu ifade etmektedir. (Kösekahyaoğlu ve Karataşlı, 2018: 834)

Ayrıca Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı durumda dahi ulusal para biriminin değer kaybetmesi dış ticaret dengesini anında pozitif etkilemeyecektir. Günlük hayatta ticaretin sözleşmelere dayalı gerçekleşmesi, bireylerin tüketim alışkanlıklarını hemen değiştirmemesi gibi nedenlerle ulusal para biriminin değer kaybetmesi, dış ticaret dengesini kısa vadede olumsuz etkilerken; uzun vadede ise olumlu etkileyecektir. Ulusal paranın değer kaybetmesi durumunda, dış ticarete zamanla nasıl bir değişiklik meydana geldiğini gösteren eğriye, şeklinden dolayı J eğrisi denilmektedir. (Ünsal, 2005: 576) Kısa vadede, miktar etkisinin fiyat etkisinden küçük olduğu; dolayısıyla, kısa vadede Marshall-Lerner koşulunun gerçekleşmeyeceğini ifade etmektedir. Uzun

vadede, fiyat etkisinin miktar etkisinden küçük olduğu durumda ise dış ticaret dengesi olumlu yönde etkilenecektir.

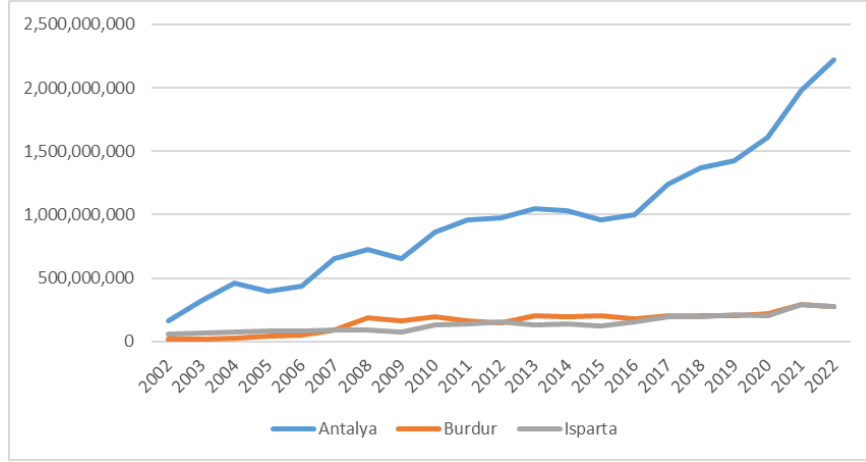
Cumhuriyetin ilk yıllarından 1980’li yıllara kadar geçen zamanda Türkiye’de sabit döviz kuru sisteminin ağırlıklı olarak uygulandığı görülmektedir. Bretton Woods sistemi ilan edilene kadar altın standardı uygulanmış ve Türk lirası, İngiliz sterlinine sabitlenmiştir. (Pınar ve Erdal, 2008: 132) Türkiye, 1947 yılında, Bretton Woods sistemine dâhil olmuş ve bu kapsamda ayarlanabilir sabit döviz kuru sistemi uygulanmıştır. 1980 öncesi dönemde, dış ticaret politikası olarak ithal ikame politikası benimsenmiştir. Bu politikayla yurtiçi talep, yerli üretimle karşılanmaya çalışılmıştır.

Türkiye, 24 Ocak kararlarıyla birlikte dış ticaret politikasında, ithal ikame politikasını terk ederek daha liberal bir politika olan ihracata dayalı sanayileşme politikasını uygulamaya başlamıştır. Uluslararası rekabet gücünün artırılması için ihracata yönelik sektörler vergi iadesi ve teşviklerle desteklenmiştir. (Polat ve Ersungur, 2011: 56) 24 Ocak kararlarından itibaren dış ticaretin önündeki engeller kademeli olarak kaldırılmış ve 1996 yılında Gümrük Birliği’ne dâhil olunmasıyla dış ticaret küresel bir boyuta ulaşmıştır. (Savrul vd., 2013: 56) 24 Ocak kararlarıyla uygulamaya konan ihracata dayalı sanayileşme politikasıyla birlikte finansal piyasalarda da kademeli olarak liberal politikalar uygulamaya geçirilmiştir. 2001 Şubat krizi sonrası, Türk Lirası dalgalanmaya bırakılmış ve esnek döviz kuru politikası uygulanmıştır.

Isparta, Antalya, Burdur illerini içeren Batı Akdeniz Bölgesi İstatistikî Bölge Birimi Sınıflandırması (İBBS Düzey-2) TR-61 olarak geçmektedir (Oğuztürk ve Çetin, 2012: 155).

2022 yılı TUIK verilerine göre, Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı, yaklaşık olarak 2.7 milyar ABD doları değeri ile Türkiye’nin toplam ihracatının % 1,18’ini oluştururken; bölgenin ithalatı ise, yaklaşık olarak 1.68 milyar ABD doları değeriyle Türkiye’nin toplam ithalatının % 0,5’ini oluşturmaktadır. Bölgenin ihracatı turizm ve tarıma dayanmaktadır. Bu noktada, imalat sektörünün büyük bir paya sahip olduğu Türkiye’nin sektörel ihracat dağılımından farklılaşmaktadır. Bölgenin en fazla ihracat yaptığı üç ülke sırasıyla Çin, Almanya ve Rusya’dır.

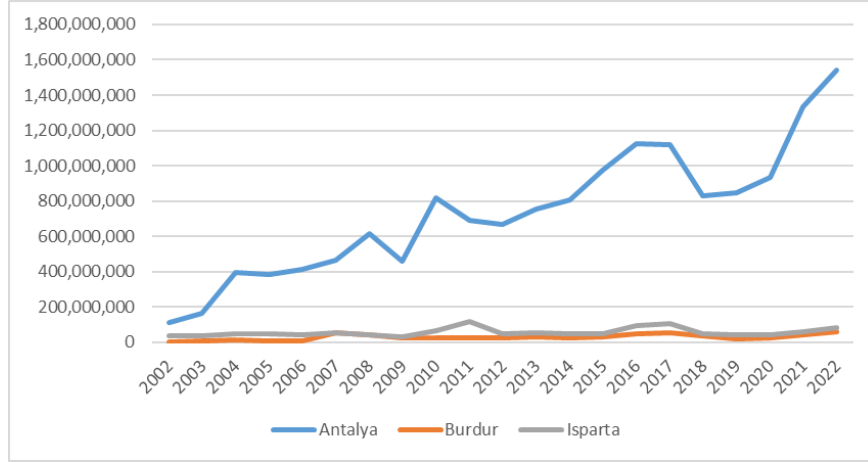
**Şekil 1: 2002-2022 Yılları Arasında Bölge İllerinde İhracatın Gelişimi**



Kaynak: TÜİK verileri kullanılarak yazar tarafından oluşturulmuştur. Erişim tarihi: 05.02.2024

Batı Akdeniz bölgesi illerinde ihracatın gelişimi Şekil 1’de gösterilmiştir. 2002 yılından 2022 yılına kadar ihracat Antalya ilinde 13 kat, Burdur ilinde 17 kat, Isparta ilinde ise 5 kat artmıştır. 2022 yılı verilerine göre, bölge ihracatının yaklaşık % 80,29’u Antalya ilinde faaliyet gösteren ekonomik aktörler tarafından gerçekleştirilmiştir.

İthalatın sektörel dağılımı incelendiğinde, en çok ithal ettiği ürün grubunu % 15,91’lik oranla kazanlar, makinalar, mekanik cihazlar ve aletler oluştururken; bölge ithalatında, %12,99 payla hava taşıtları ikinci sırada yer almaktadır. Bölgenin önemli bir turizm merkezi olması sebebiyle Türkiye’nin en büyük havalimanlarından birisinin Antalya ilinde bulunması bunun en önemli nedenidir. Çin, ABD ve Rusya bölgenin en fazla ithalat yaptığı ilk üç ülkedir.

**Şekil 2: 2002-2022 Yılları Arasında Bölge İllerinde İthalatın Gelişimi**

Kaynak: TÜİK verileri kullanılarak yazar tarafından oluşturulmuştur. Erişim tarihi: 05.02.2024

2002 yılından 2022 yılına kadar bölge ithalatının gelişimi Şekil 2’de gösterilmiştir. Bahse konu dönemde, Antalya ve Burdur illerinin gerçekleştirmiş olduğu ithalat miktarı 17 kat artarken; Isparta ilinin ithalat miktarı 2 kat artmıştır. 2022 yılı TÜİK verilerine göre bölge ithalatının yaklaşık % 91,5’i Antalya ilinde faaliyet gösteren ekonomik aktörler tarafından gerçekleştirilmiştir.

Döviz kurunun dış ticarete etkileri üzerine yapılan araştırmalarda görüş birliği sağlanamamıştır. Bazı araştırmalarda, değişkenlerin aralarında ilişkisiz olduğu tespit edilirken; bazılarında ise ilişkili oldukları saptanmıştır. İlişkinin tespit edildiği çalışmaların bazılarında, bu ilişki pozitif yönde iken; bazılarında ise negatif yöndedir. Ayrıca, yapılan çalışmalar ülke düzeyinde yapılmış olup; bölgesel düzeyde yapılan çalışmalar yetersizdir. Bunun yanında, Batı Akdeniz Bölgesi üzerine yapılmış benzer bir çalışma bulunmamaktadır.

Çalışmada öncelikle, bu konuda daha önce yapılmış yabancı ve yerli literatüre ait incelemelere yer verilecektir. TCMB EVDS sitesinden sağlanan reel efektif döviz kuru verileri ile TÜİK sitesinden sağlanan Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı verileri arasındaki ilişki E-Views programı aracılığıyla analiz edilecektir. Analizde öncelikle, değişkenlerin birim kök ihtiva edip etmedikleri ADF testi kullanılarak incelenecek; daha sonra, Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı serisi ile reel efektif döviz kuruna ait seri aynı düzeyde eşbütünleşik olduğu için uzun vadeli ilişki Engle-Granger yaklaşımı; kısa dönemli ilişki hata düzeltme modeli ile

incelenecektir. Nihai olarak da, analizden elde edilen bulgular sonuç kısmında sunulacak ve değerlendirilecektir.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

İhracat ile döviz kuru değişkenleri arasındaki ilişkiyi ekonometrik olarak inceleyen geniş bir literatür bulunmaktadır. Ancak, literatürde bu ilişkiye yönelik görüş birliğine ulaşılamamıştır. Yapılan ampirik incelemelerde farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Bazı incelemelerin sonucunda, bahse konu değişkenler arasında pozitif yönde ilişki olduğunu ileri sürülürken; bazı incelemelerde ise, negatif ilişki olduğu ileri sürülmüştür.

### 2.1. Yerli Literatür Taraması

Kızıltan ve Ciğerlioğlu (2008), 1982 ile 2005 yıllarını kapsayan üçer aylık verilerle, reel döviz kuru ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuç olarak reel döviz kuru ve ihracatın anlamlı bir ilişkiye sahip olduğunu saptamışlardır. Bunun nedeni, Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde ihracatın kur değişmelerine vereceği tepkinin verimlilik, dış talep, fiyat ve maliyet yapısı, üretim kapasitesi gibi farklı unsurlara bağlı olduğu belirtilmiştir.

Peker (2008), 1992:1 ile 2006:4 dönemini kapsayan aylık veriler kullanarak reel döviz kuru ile Türkiye'nin ticaret dengesi ilişkisini incelemiştir. Yazar, hem uzun hem de kısa vadede değişkenler arasında negatif ilişki tespit etmiş ve bu sonuca göre, yapılacak bir devalüasyonun dış ticaret dengesini olumsuz etkileyeceğini belirtmiştir.

Aktaş (2010), 1989:1-2008:4 dönemi için çeyreklik verilerle reel döviz kuru ile Türkiye'nin ithalatı ve ihracatı ilişkisini VAR analizi yardımıyla analiz etmiştir. Yazar, reel döviz kurunda oluşan bir değişimin dış ticaretin her iki kalemi üstünde anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca, ihracatın ithalattaki değişimlerden etkilendiği; ithalatın ise ihracattaki değişimlerden on birinci ve on ikinci dönemlerde % 20 oranında etkilendiği bulgularına ulaşmıştır.

Karaçor ve Gerçekler (2012), 2003:1 ile 2010:12 dönemi için aylık verilerle, reel döviz kurunun dış ticaret hacmi üstündeki etkisini incelemiştir. Yazarlar bulgularda, döviz kuru ve dış ticaret hacmi arasında eşbütünleşmenin sağlandığını ifade etmişlerdir. Ayrıca, kısa dönemde her iki yönde söz konusu değişkenler arasında nedensellik bulunurken; uzun dönemde sadece reel döviz kurundan dış ticarete nedensellik ilişkisi bulunduğu belirtilmiştir.

Altın ve Süslü (2017) tarafından Türkiye için döviz kurunun dış ticaret üstündeki etkileri, 1989:1 – 2016:3 dönemini kapsayan çeyreklik verilerle incelenmiş ve aralarında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Sonuç olarak, Türkiye'nin dış ticaretinin sadece döviz kurunda meydana gelen değişimlerle açıklanamayacağı, farklı değişkenlerin dış ticaret üzerinde etkili olabileceği ifade edilmiştir.

Karaş ve Karaş (2017) tarafından 2003:1 - 2017:6 dönemi arasındaki veriler kullanılarak reel efektif döviz kurunun Türkiye'nin ithalatı ve ihracatı üzerindeki etkileri incelenmiş ve değişkenlerin aralarında pozitif ilişkiye sahip olduğu saptanmıştır. Diğer yandan, reel efektif döviz kuru ve ithalatın birbirini çift taraflı olarak; ihracatın ithalatı tek taraflı olarak etkilediği belirtilmiştir.

Yurtoğlu (2017) tarafından 1997:1 ile 2015:6 dönemini kapsayan aylık verilerle reel döviz kuru ile ihracat arasındaki ilişki incelenmiştir. İhracat ile reel döviz kuru uzun vadede pozitif ilişkiye sahip olduğu; kısa vadede ise anlamlı bir ilişkinin bulunmadığı belirtilmiştir. Ek olarak, değişkenler arasındaki ilişkinin yönü analiz edilmiş ise de değişkenler arasında nedensellik bulunmadığı belirtilmiştir.

Bozdan vd. (2018), 2010:1- 2017:10 dönemine ait aylık verilerle Türkiye'de döviz kurunda oluşan değişimlerin dış ticaret üstündeki etkilerini incelemişlerdir. Bulgularda, uzun vadede değişkenler arasında bir ilişkinin bulunduğu belirtilmiştir. Yapılan Granger nedensellik testi sonuçlarında ise, nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Döviz kuru değişimlerinin kısa dönemde dış ticaret kalemleri üstünde etkisinin bulunmadığı belirtilmiştir.

Şahin ve Durmuş (2019) tarafından, 2003:1 – 2018:6 dönemi için aylık verilerle reel efektif döviz kurunda oluşan değişimlerin dış ticaret kalemleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Bulgularda, uzun dönemde değişkenler arasında ilişki tespit edilmiştir. Ayrıca, ihracatın reel efektif döviz kurunu; reel efektif döviz kurunun ise ithalatı tek taraflı olarak etkilediği belirtilmiştir.

Özçelik ve Uslu (2020), 2003 ve 2016 yıllarını kapsayan aylık verilerle reel döviz kurunun ithalat ve ihracat üstündeki etkisini incelemişlerdir. Johansen eşbütünleşme testi sonuçlarında, değişkenler arasında eşbütünleşmenin olduğu tespit edilmiştir. Var modeli analiz sonuçlarında; ithalatın, ihracatla olan ilişkisi güçlüyken; reel döviz kuruyla olan ilişkisinin zayıf olduğu saptanmıştır. Granger nedensellik testi sonuçlarında, ithalatın ihracatı tek yönlü olarak etkilediği belirtilmiştir.



## 2.2. Yabancı Literatür Taraması

Klein (1990), 1978 ile 1986 yılları arasındaki verilerle, reel döviz kuru oynaklığının ABD'nin yedi gelişmiş ülkeye olan ihracatını dokuz sektör düzeyinde havuz (Pooled Model) modelini kullanarak incelemiştir. Sonuç olarak, reel döviz kuru volatilitésinin dokuz sektörün altısını önemli ölçüde etkilediğini; bu altı sektörden beş tanesini ise pozitif yönde etkilediğini belirtmiştir.

Assery ve Peel (1991), 1972 ve 1987 yılları arasındaki mevsimsellikten arındırılmış üç aylık verilerle, reel döviz kuru volatilitésinin gelişmiş ülkelerin (Avustralya, Japonya, İngiltere, ABD ve Batı Almanya) ihracatı üzerindeki etkilerini analiz etmişlerdir. Bulgularda, reel döviz kurunda meydana gelen volatilitenin dikkate alınan ülkeler üzerinde önemli etkilere sahip olduğu ve bu etkilerin ülkelere büyük çoğunluğu için pozitif olduğunu tespit etmişlerdir.

Weliwita vd., (1999), 1978 ile 1996 çeyreklik verilerini kullanarak, Sri Lanka'nın dalgalı döviz kuru sistemini uyguladığı sırada döviz kuru volatilitésinin altı gelişmiş ülkeye olan ihracatı üzerine etkilerini incelemişlerdir. Bulgularda, döviz kurunda oluşan volatilitenin Sri Lanka'nın ihracatını azalttığı belirtilmiştir. İncelemede, ihracatçıların uluslararası ticaretteki risklere karşı korunmalarının olumsuz etkilerle başa çıkmalarına yardımcı olacağını belirtmişlerdir.

Arize vd., (2000), 1973 ile 1996 yıllarına ait üçer aylık verilerle, 13 az gelişmiş ülkenin (Ekvator, Endonezya, Kore, Malezya, Malavi, Mauritius, Meksika, Fas, Filipinler, Sri Lanka, Tayvan, Tayland ve Tunus) ele alındığı incelemede reel döviz kurundaki belirsizlik ve dış ticaret arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Bulgularda, döviz kuru volatilitésindeki artış kısa ve uzun dönemde ihracat talebini olumsuz etkilediği belirtilmiştir. Ayrıca, politika yapıcıların döviz kuru istikrarını ve seviyesini göz ardı eden eylemlerinin belirsiz sonuçlar yaratacağı belirtilmiştir. Diğer taraftan, az gelişmiş ülkelerdeki yüksek enflasyon oranları göz önüne alındığında, döviz kuru politikasının tek başına döviz kuru oynaklığını ortadan kaldırmada başarılı olamayacağı; bunun yanında, politika yapıcıların maliye politikalarına da dikkat etmeleri gerektiği ifade edilmiştir.

Aristotelous (2001), 1889 ile 1999 dönemi için, döviz kurunda oluşan bir volatilité ile birlikte uygulanan döviz kuru sisteminin İngiltere'nin ABD'ye ihracatına etkilerini eşbütünleşme analizi yardımıyla incelemiştir. Bulgularda, hem döviz kurunda meydana gelen

volatilitenin hem de değişik döviz kuru sistemlerinin ihracat hacminde etkisinin olmadığı belirtilmiştir.

Bredin vd., (2003), 1978 ile 1998 yılları arasındaki çeyreklik verileri kullanarak, döviz kurunda meydana gelen bir oynaklığın İrlanda'nın AB'ye olan ihracatı üstündeki etkilerini incelemişlerdir. Sonuç olarak, döviz kurunda ortaya çıkan bir oynaklığının ihracat üstünde kısa dönemde etkisiz; uzun dönem de ise, etkinin pozitif olduğu belirtilmiştir. Ayrıca, İrlanda'nın Euro Bölgesi'ne katılmadan kaynaklanan döviz kuru oynaklığındaki azalmanın, İrlanda'nın ihracatını uzun dönemde düşüşe neden olabileceği belirtilmiştir.

Baum vd., (2004), 1980 ile 1998 yılları arasındaki aylık verilerle, 13 gelişmiş ülkenin (ABD, İsveç, Kanada, Almanya, İsviçre, İngiltere, Fransa, Norveç, İtalya, Hollanda, Japonya, Finlandiya ve İspanya) döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkileri, en küçük kareler yaklaşımı ile incelemişlerdir. Bulgularda, etkinin doğrusal olmadığı belirtilmiştir. Ancak, ortalama olarak döviz kuru belirsizliğinin toplam etkisinin pozitif olduğu ifade edilmiştir.

Choudhry (2005), 1974 ile 1998 yılları arasındaki veriler kullanılarak, esnek döviz kuru uyguladığı dönemde (1974-1998), döviz kurunda meydana gelen bir oynaklığın ABD'nin Japonya ile Kanada'ya olan ihracatı üstündeki etkisini incelemiştir. Nominal ve reel döviz kurunun değişken olarak kullanıldığı incelemede, döviz kurunda oluşan oynaklığın ihracat üstünde çoğunlukla negatif bir etki yaptığı belirtilmiştir. Ayrıca, kısa dönemde değişkenler arasında ilişkinin yönünün döviz kuru oynaklığından reel ihracata doğru olduğu tespit edilmiştir. Politika yapımcıların döviz kurunu göz ardı eden eylemlerinin ihracat üzerinde belirsiz sonuçlar doğurabileceği ifade edilmiştir.

Serenis ve Serenis (2008), yaptıkları çalışmada, 1973 ile 2006 yılları arasındaki çeyreklik verileri kullanarak, döviz kuru oynaklığının dört Avrupa ülkesinin (Norveç, Polonya, Macaristan ve İsviçre) ihracatı üzerindeki etkileri Engle-Granger eşbütünleşme testi uygulayarak incelemişlerdir. Bulgularda, döviz kuru oynaklığının belirtilen ülkelerin ihracatı üstünde önemli bir etkisinin olmadığını belirtmişlerdir.

Ramli ve Podivinsky (2011), yapmış oldukları çalışmada, 1990 ile 2010 yılları arasındaki aylık verilerle döviz kurunda oluşan bir oynaklığın beş ASEAN ülkesinin (Malezya, Singapur, Filipinler, Endonezya ve Tayland) ABD'ye ihracatı üstündeki etkilerini incelemişlerdir. Sonuç olarak, reel döviz kurunda oluşan oynaklığın

belirtilen ülkelerin ABD ile olan ihracatları üstünde etkisinin, Endonezya hariç, negatif olduğunu belirtmişlerdir.

Arachchi (2018), Sri Lanka'ya ait 2000 ile 2017 yılları arasındaki aylık verilerle, döviz kurunda meydana gelen oynaklığın endüstri sektörünün ihracatı üstündeki etkilerini eşbütünleşme analizi ve hata düzeltme modeli ile incelemiştir. Bulgularda, döviz kurunda ortaya çıkan oynaklıkların ihracat üstünde uzun dönemde, olumsuz ve anlamlı bir etkiye neden olduğunu belirtmiştir.

Chaudhry ve Yüce (2019), yaptıkları çalışmada, 1997 ile 2017 yılları arasındaki aylık verileri kullanarak, Kanada'da döviz kurunda oluşan volatilitenin ABD'yle olan dış ticaret arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Analiz sonucunda, döviz kuru volatilitesi ile Kanada'nın ABD'ye ihracatı arasında, uzun dönemde, anlamlı negatif ilişki olduğunu belirtmişlerdir. Ayrıca, döviz kuru oynaklığı ve Kanada'nın ihracatı arasında iki yönlü bir ilişkinin bulunduğunu ifade etmişlerdir.

### 3. METODOLOJİ

Bu incelemede, reel efektif döviz kurunun Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı üstündeki etkileri ampirik olarak incelenmektedir. Çalışmada, 2002:01 ile 2022:12 dönemine ait Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı ve reel efektif döviz kuru (2003=100, ABD Doları/TL) verileri aylık olarak kullanılmaktadır. Çalışmada, ABD doları/ TL kurunun kullanılmasının nedeni Türkiye'nin dış ticarete en fazla kullandığı para biriminin ABD doları olmasıdır. Batı Akdeniz Bölgesi illerine (Antalya, Burdur ve Isparta) ait ihracat verileri aylık olarak Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TUIK) ve reel efektif döviz kuruna ait veriler ise Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (TCMB EVDS) temin edilmiştir.

Bu değişkenlere ait seriler E-Views paket programı yardımıyla incelenmiştir.

İncelemede kullanılacak araştırma modeli Denklem 1'de belirtilmiştir.

$$\ln XM_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln RER_t + \alpha_2 \text{trend} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$XM$  Batı Akdeniz Bölgesi ihracatını,  $RER$  reel efektif döviz kurunu,  $\varepsilon$  kalıntıları temsil etmektedir.

Finansal ekonometride döviz kurunun logaritmasının kullanılması serideki göreceli değişimleri yansıttığından daha çok tercih edilir. Bu nedenle, kaynaktan elde edilen reel efektif döviz kurunun ve Batı Akdeniz Bölgesi ihracatına ait verilerin doğal logaritması kullanılmıştır. Logaritması alınmış veriler sahte regresyona sebebiyet

vermemesi açısından hareketli ortalama yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır.

Mevsimsellikten arındırılmış logaritmik Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı ve reel efektif döviz kuruna ait verilerin birim kök içerip içermediklerini tespit etmek için birim kök testi yapılacak olup; bu kapsamda, birim kök testleri içerisinde en fazla kullanılan Augmented Dickey Fuller (1981) (ADF) birim kök testi uygulanacaktır.

Farkları alınarak durağanlaştırılan Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı ile reel efektif döviz kuru arasında uzun dönemli regresyon Engle-Granger yaklaşımı yardımıyla; kısa dönemli regresyon ise hata düzeltme modeli ile analiz edilecektir.

### 3.1. ADF Birim Kök Testi

Zaman serilerinin kullanıldığı ekonometrik analizlerde en önemli aşama serinin durağanlığının test edilmesidir. Analizde kullanılacak ekonometrik yöntemin belirlenmesinde serinin durağanlığı esas teşkil etmektedir. Yani, değişkenlerin düzey durumunda durağan olup olmamaları veya kaçınıcı dereceden durağan hale geldiklerine göre ekonometrik yöntem seçilmektedir. (Kurt, 2020: 72) Eşbütünleşme analizinde, seviye düzeyinde birim kök içeren değişkenlerin uzun dönem dengesine yakınsayıp yakınsamadığı araştırılır. Engle-Granger yaklaşımında değişkenlerin aynı mertebede durağan olması gerekir. (Yıldirtan, 2011: 247)

Analizde kullanılacak serilerin durağan olması gerekir. Şayet, ekonometrik analizde kullanılacak zaman serisi birim kök içeriyorsa yani durağan değilse regresyon sonuçları gerçekçi olmamakta ve değişkenler arasında sahte regresyona sebep olmaktadır. (Yıldirtan, 2011: 244) Yani, aralarında anlamlı bir regresyon bulunmamasına rağmen anlamlı bir regresyon kurulmasına neden olur.

Bunun yanında, seride meydana gelen geçici bir şok dengeden uzaklaşılmasına neden olur. Zaman serisi birim kök içeriyorsa, bu geçici şok kalıcı bir etki yapacak ve seri dengeden uzaklaşacaktır.

Bir değişkenin durağan olup olmadığını tespit etmek için uygulamada birçok birim kök testi yapılmaktadır. Bunlardan en fazla kullanılan Dickey-Fuller (DF) birim kök testidir. Bu test Fuller (1976), Dickey ve Fuller (1979) tarafından tavsiye edilmiş ve daha sonra geliştirilmiştir.

DF testi; bir serinin durağan olmadığı boş hipotezinin ( $H_0$ ), durağan olduğu alternatif hipotezi ( $H_1$ ) ile test edilmesidir. (Torun, 2015: 55)

Dickey – Fuller test istatistiğinde, geleneksel yolla hesaplanan t istatistiğinin sıfır etrafında dağılmaması nedeniyle  $\tau$  (tau) istatistiği kullanılır. Eğer, bulunan  $\tau$  (tau) istatistiğinin değeri, anlamlılık düzeyine göre, MacKinnon değerinden büyükse zaman serisinin durağan olmadığı (Birim köke sahip olduğu); küçükse serinin durağan olduğu (Birim köke sahip olmadığı) sonucuna ulaşılır. (Yıldırta, 2011: 246)

Dickey-Fuller testi aşağıda belirtilen test denklemlerini kullanır:

$$\text{Sabit ve trend içermeyen denklem: } \Delta Y_t = \Theta Y_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

$$\text{Sabit terimli denklem: } \Delta Y_t = \beta_1 + \Theta Y_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

$$\text{Sabit ve trendli denklem: } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \Theta Y_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

Bu denklemlerde  $\beta_1$  sabit terimi, t trend değişkenini,  $\Delta$  ise fark işlemcisini ifade eder.

Ancak,  $\mu_t$  hata terimlerinin “temiz dizi” özelliğine sahip olmaları gerekir. Dolayısıyla, hata terimlerinin sabit varyanslı ve otokorelasyonsuz olması gerekir. Hata terimleri otokorelasyon içeriyorsa kullanılacak regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \Theta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

Yukarıdaki denkleme DF testi uygulanması durumunda genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi olarak adlandırılır. Test istatistiği kritik değerden daha negatif ise  $H_0$  hipotezi kabul edilmez. Dolayısıyla, seri durağandır. Ters durumda, test istatistiğinin kritik değerden büyükse,  $H_0$  hipotezi kabul edilir; yani, durağan değildir. Bu durumda, serinin birinci dereceden farkı alınarak, seri durağan hale getirilir.

ADF testinde otokorelasyonu giderecek kadar minimum sayıda gecikmeli bağımlı değişken bağımsız değişken olarak modele dahil edilir. Otokorelasyon sorununu ortadan kaldıran minimum sayıda bağımlı değişkenin dahil edildiği denklem optimum gecikmeli denklemdir. (Yıldırta, 2011, s. 246) Gecikme sayısının belirlenmesinde literatürde Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) veya Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (HQIC) gibi kriterler kullanılmaktadır. Tahmin edilecek modele yeni değişkenlerin dâhil edilmesiyle ortaya çıkan durumu değerlendirmede SIC daha dikkatli düzenlendiğinden, ADF birim kök testi uygulanırken Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıştır.

### 3.2. Engle-Granger Eşbütünleşme Analizi

İki veya daha fazla değişken arasında ilişki olup olmadığına dair bir araştırma değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadığına bağlıdır. Eşbütünleşme, durağan olmayan değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri denge ilişkisini ortaya koymaktır. Birim kök içeren değişkenler arasındaki uzun dönem regresyonunu ortaya koyan ilk

araştırma Engle-Granger (1987)'dir. Granger tarafından ileri sürülen eşbütünleşme ve hata düzeltme terimlerini, Engle-Granger (1987) geliştirmiştir. (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 559-561)

Engle-Granger yaklaşımında iki değişken arasındaki ilişki incelenirken, değişkenlerin aynı düzeyde bütünleşik olması gerekir. Değişkenlerin farklı düzeyde bütünleşik olmaları durumunda Engle-Granger yaklaşımı kullanılamaz. Engle-Granger yaklaşımını açıklamak için aşağıdaki denklem kullanılabilir:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \text{trend} + \beta_2 X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Yukarıdaki denklemde  $Y_t$ , bağımlı değişkenini ifade ederken,  $X_t$ , bağımsız değişkeni ve  $\varepsilon_t$ , hata terimini ifade etmektedir.  $Y_t$  ve  $X_t$  değişkenleri, seviye düzeyinde durağan olmayıp; birinci düzeyde bütünleşik değişkenlerdir.

Engle-Granger yaklaşımının hipotezleri;

$H_0$ = Değişkenler eşbütünleşik değildir.

$H_1$ = Değişkenler eşbütünleşiktir, şeklindedir.

Denklem 2, tahmin edildikten sonra,  $\varepsilon_t$  kalıntılar elde edilir.

$$\Delta \varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + \vartheta_t \quad (7)$$

Bağımlı ve bağımsız değişkenin eşbütünleşik olabilmesi için kalıntıların seviye düzeyinde durağan olması gerekir. Denklem 3'ten elde edilen kalıntıların durağanlığı için Dickey-Fuller kritik değerleri kullanılamaz. Kalıntıların durağanlığı, MacKinnon'ın (1991) ortaya koyduğu değerler kullanılarak sınanır.

$H_0$ :  $\phi=0$ , seriler durağan değildir.

$H_1$ :  $\phi < 0$ , seriler durağandır.

ADF testinin sonucunda elde edilen istatistik değeri MacKinnon (1991) tarafından geliştirilen kritik değerden büyükse;  $\varepsilon_t$  serisi, birim kök içerir. Diğer bir ifadeyle, kalıntı serisi durağan değildir. Dolayısıyla,  $Y_t$  ve  $X_t$  değişkenlerinin eşbütünleşik olmadığına dair boş hipotez kabul edilir.

ADF testinin sonucunda elde edilen istatistik değeri MacKinnon'ın (1991) ortaya koyduğu kritik değerden küçükse;  $\varepsilon_t$  serisi birim kök içermez. Kalıntı serisi düzey durumunda durağan olduğu için  $Y_t$  ve  $X_t$  değişkenlerinin eşbütünleşik olmadığına dair boş hipotez reddedilerek alternatif hipotez kabul edilir.

Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı ile reel efektif döviz kuru değişkenlerinin uzun dönemli ilişkisi Engle-Granger kointegrasyon testi ile tahmin edildikten sonra dengeden sapmayı gösteren kalıntılar elde edilmiştir. Elde edilen kalıntılar için ADF birim kök testi uygulanmış ve kalıntıların durağanlığı analiz edilmiştir.

### 3.3. Hata Düzeltme Modeli

Seriler uzun dönemde eşbütünlük olsa da kısa dönemde dengeden sapmalar yaşanabilecektir.

Hata düzeltme modelinin çalışması için değişkenlerin eşbütünlük olması gerekir. Model, kısa dönemde meydana gelen dengesizliklerin geçici olup olmadığı ve ne kadar süre içerisinde denge değerine ulaşılacağını ortaya koyar. Kalıntıların bir gecikmeli değerinin eklenmesiyle hata düzeltme modeli elde edilir. Hata düzeltme modelinin denklemi aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Yukarıdaki denklemde,  $Y_t$  ve  $X_t$  sırasıyla bağımlı ve bağımsız değişkenleri,  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  ve  $\alpha_2$  katsayıları,  $\mu_{t-1}$  kalıntıların bir gecikmeli değerlerini ve  $\varepsilon_t$  hata terimlerini ifade etmektedir. Kalıntıların bir gecikmeli değerinin katsayısının ( $\alpha_2$ ) negatif işaretli ve anlamlı olması beklenmektedir. Katsayının negatif değere sahip olması kısa dönem sapmalarının uzun dönem dengesine yakınsadığını gösterir. Diğer bir ifadeyle, uzun dönem dengesinden sapmanın bir dönemde  $\alpha_2$  katsayısı kadar kapandığı söylenebilir.

## 4. BULGULAR

### 4.1. ADF Birim Kök Testine Ait Bulgular

Reel efektif döviz kuru (RER) ve Batı Akdeniz Bölgesi ihracatına (XM) ait düzey seviyesindeki ADF durağanlık sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

**Tablo 1: RER ve XM Serilerine Ait Durağanlık Analiz Sonuçları (Düzy)**

	Değişken	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Prob.
			%1	%5	%10	
Sabit	RER	0.0058	-3.4565	-2.8730	-2.5729	0.9574
	XM	-2.4863	-3.4568	-2.8731	-2.5730	0.1200
Trend ve Sabit	RER	-1.5806	-3.9953	-3.4280	-3.1374	0.7981
	XM	-3.7878	-3.9955	-3.4280	-3.1374	0.0187

<b>Trend ve Sabit İçermeyen</b>	RER	-1.1627	-2.5743	-1.9421	-1.6159	0.2233
	XM	2.9284	-2.5744	-1.9421	-1.6158	0.9992

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tablo 1'in incelenmesi sonucunda, XM serisinin düzey durumunda hesaplanan ADF test istatistikleri MacKinnon kritik değerinden trend ve sabit içeren model hariç büyük olduğundan dolayı boş hipotez kabul edilir. Trend ve sabit içeren modelde ise % 1 anlamlılık düzeyinde XM serisinin birim kök içerdiği sonucuna ulaşılır. %5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde ise boş hipotez reddedilir.

RER serisinin düzey durumunda hesaplanan ADF test istatistikleri MacKinnon kritik değerinden her üç modelde de büyük olarak hesaplandığından dolayı boş hipotez kabul edilir. Yani, RER serisi de düzey durumunda birim kök içermektedir. Serinin durağan hale getirilmesi için fark alma işlemi yapılacaktır.

RER ve XM serilerinin birinci farklarının ADF birim kök testi sonuçları Tablo 2'de gösterilmiştir.

**Tablo 2: RER ve XM Serilerinin Durağanlık Analiz Sonuçları (Birinci Farklar)**

	Değişken	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Prob.
			% 1	% 5	% 10	
<b>Sabit</b>	RER	-12.6769	-3.4565	-2.8730	-2.5729	0.0000
	XM	-15.8722	-3.4566	-2.8730	-2.5729	0.0000
<b>Trend ve Sabit</b>	RER	-12.7944	-3.9953	-3.4280	-3.1374	0.0000
	XM	-15.9116	-3.9955	-3.4280	-3.1374	0.0000
<b>Trend ve Sabit İçermeyen</b>	RER	-12.6144	-2.5743	-1.9421	-1.6158	0.0000
	XM	-15.5617	-2.5743	-1.9421	-1.6158	0.0000

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



Tablo 2'nin incelenmesinde, RER serisinin birinci farkının hesaplanan ADF test istatistiği her üç modelde de MacKinnon kritik değerinden küçüktür. Dolayısıyla, birim kök içerdiğine dair  $H_0$  hipotezi ret, birim kök içermediğine dair  $H_1$  hipotezi kabul edilir. XM serisinin birinci farkının hesaplanan ADF test istatistik değerleri üç modelde de MacKinnon kritik değerinden küçük olduğu için birim kök içerdiğine dair  $H_0$  hipotezi ret, birim kök içermediğine dair  $H_1$  hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla, her iki değişkene ait zaman serisi de düzey durumlarında birim kök içeriyorken, birinci farklarının alınması durumunda durağan hale geldikleri söylenebilir.

#### 4.2. Engle-Granger Eşbütünlüşme Analizine Ait Bulgular

Denklem (6) yardımıyla değişkenler arasındaki ilişki Engle – Granger yaklaşımı ile tahmin edilmiştir. Analiz sonucunda elde edilen sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur.

**Tablo 3: Engle - Granger Eşbütünlüşme Analiz Sonuçları**

Değişken	Katsayı	t- İstatistik	p-Değeri
C	7.240619	16.62888	0.0000
RER	0.651298	7.264061	0.0000
Trend	0.009516	33.50390	0.0000
$R^2$	0.876201		
F- İstatistiği	881.1606		
Prop.- (F-İstatistiği)	0.0000		

Tablo 3'ün incelemesinde, reel efektif döviz kuru, sabit terim (C) ve trend bileşeninin katsayıları, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde anlamlı çıkmıştır.

$$\text{LnXM}_t = 7.2406 + 0.6513 \text{LnRER}_t + 0.0095 \text{trend} + \varepsilon_t$$

(16.629)      (7.264)      (33.504)

Elde edilen kalıntıların durağanlığı ADF testi ile analiz edilmiştir. Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı ve reel efektif döviz kuru arasında eşbütünlüşmenin olabilmesi için kalıntıların düzey durumunda durağan olması gerekir. Kalıntı serisine ait ADF test istatistiği sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur.

**Tablo 4: Kalıntı Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	t-İstatistiği	MacKinnon Kritik Değerleri			Gecikme Uzunluğu
		% 1	% 5	% 10	
Artıklar ( $\epsilon_t$ )***	-4.1452	-3.9453	-3.3619	-3.2104	3

Not: \*,\*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Hesaplanan t-istatistik değeri (-4.1452), tüm anlamlılık düzeylerinde MacKinnon kritik değerlerinden daha küçük olarak bulunduğundan  $H_0$  boş hipotezi reddedilmektedir. Diğer bir ifadeyle, kalıntı serisi düzey durumunda durağan olduğu için Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı ile reel efektif döviz kuru değişkenleri eşbütünleşiktir. Değişkenler eşbütünleşik olduğu için aralarında uzun dönem ilişkisi vardır. Reel efektif döviz kurunda ortaya çıkan % 1'lik bir değişme Batı Akdeniz Bölgesi ihracatını uzun dönemde % 0,65 oranında doğrusal olarak etkilemektedir. Marshall-Lerner koşulu, ulusal para biriminin değer kaybetmesi veya ulusal para biriminde devalüasyon yapılması durumunda döviz kurunun dış ticaret dengesini iyileştirmesi olduğu için elde edilen bulgular, Marshall-Lerner koşulu lehine ampirik bir kanıttır.

#### 4.3. Hata Düzeltme Modeli Analizine Ait Bulgular

Denklem (8) yardımıyla tahmin edilen hata düzeltme modeline ait analiz sonuçları Tablo 5'te verilmiştir.

**Tablo 5: Hata Düzeltme Modeli Analiz Sonuçları**

Değişken	Katsayılar	t-İstatistiği	p-Değeri
$\Delta RER$	-0.154022	-0.403921	0.6866
$\mu_{t-1}$	-0.601481	-10.34430	0.0000
C	0.009648	0.750508	0.4537

Hata terimlerinin bir dönem gecikmesinin modele dâhil edilmesiyle yapılan kısa dönem analiz sonucuna göre, reel efektif döviz kuru ile Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı arasındaki ilişki %1, %5 ve %10

anlamlılık düzeylerinde anlamsız çıkmıştır. Hata düzeltme katsayısının işareti beklenti yönünde negatif ve anlamlı çıkmıştır. Analiz sonucu, hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını göstermektedir. Bu sonuç, kısa dönemde denge değerinde gerçekleşecek sapmaların uzun dönemde yok olduğunu göstermektedir. Diğer ifadeyle, seriler denge değerlerine yakınsamaktadır.  $\mu_{t-1}$ 'in katsayısı kısa dönem denge değerlerinden sapmaların uzun dönem denge değerine yakınsama hızını ifade ettiğinden denge değerinden sapmaların her ay yaklaşık 0,60 denge değerine yakınsayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

## 5. SONUÇ

Bu çalışmada, 2002:1 – 2022:12 dönemi için aylık veriler kullanılarak Batı Akdeniz Bölgesi İhracatı ve reel efektif döviz kuru arasında bulunan regresyon analiz edilmiştir. Başlangıçta, serilerin durağan olup olmadıkları test edilmiş ve reel efektif döviz kuru ile Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı verilerinin birinci farkları alındığında durağanlaştıkları belirlenmiştir. Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı ile reel efektif döviz kuru arasındaki regresyonun ekonometrik analizinde uzun dönemde Engle-Granger yaklaşımı kullanılmıştır. Analiz sonuçlarına göre, Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı ve reel efektif döviz kuru uzun dönemde pozitif yönde ilişkili olduğu tespit edilmiştir.

Bu bulgular, reel efektif döviz kurunun artması durumunda Batı Akdeniz Bölgesi ihracatının bu artıştan pozitif yönde etkilendiğini göstermektedir. Bu sonuç aynı zamanda, Marshall-Lerner koşulunu destekler nitelikte ampirik kanıt sunmaktadır.

Hata teriminin bir dönem gecikmesinin modele dâhil edilmesiyle yapılan hata düzeltme modeli analiz sonuçlarına göre ise, kısa dönemde Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı ile reel efektif döviz kuru arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Ancak, hata düzeltme katsayısının işareti beklenti yönünde negatif ve anlamlı çıkmıştır. Bu bulgu, kısa dönem denge değerlerinden sapmaların uzun dönem denge değerine yakınsama hızını ifade etmektedir. Çalışmanın ampirik sonuçları göz önünde bulundurulduğunda, reel döviz kurundaki değişimler Batı Akdeniz Bölgesi ihracatı üzerinde etkili olmaktadır.

Çalışmanın sonuçları, genel olarak literatürde yer alan çalışmalar ile genel olarak uyumlu görülmektedir.

Tarım, madencilik ile ağaç ve orman ürünleri sektörlerine dayanan bölge ihracatı reel efektif döviz kurunda yaşanan artışlardan uzun dönemde pozitif yönde etkilenmektedir. Bu da literatürle uyumludur. Çünkü, reel efektif döviz kurunda meydana gelen bir artış

ulusal para biriminin değer kaybetmesine neden olur. Ulusal para biriminin değer kaybetmesi durumunda ise, ihraç edilen mallar yabancı mallar karşısında daha ucuz hale gelir ve ihracat artar. Bu durum ise, dış ticaret dengesinde iyileşmeye katkı sağlayacaktır.

Sonuç olarak, yapılan bu çalışmada, Batı Akdeniz Bölgesi ihracatını artırmak için politika aracı olarak reel efektif döviz kurunun kullanılmasının kısa dönemde uygun olmamasına rağmen; uzun dönemde uygun olacağı değerlendirilmektedir.

#### KAYNAKÇA

- Aktaş, C. (2010). *Türkiye’de Reel Döviz Kuru İle İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin VAR Tekniğiyle Analizi*, Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, 6(11), 123-140.
- Altın, H. ve Süslü, C. (2017). *Türkiye İçin Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisinin İncelenmesi*, Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 9(2), 105-112.
- Arachchi, K. (2018). *The Impact of Exchange Rate Volatility on Industrial Export Performance in Sri Lanka: VECM Approach*, European Journal of Accounting, Auditing and Finance Research, 6(7), 70-86.
- Aristotelous, K. (2001). *Exchange Rate Volatility, Exchange Rate Regime and Trade Volume: Evidence From the UK-US Export Function*, Economics Letters, 72(1), 87-94.  
[https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(01\)00414-1](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(01)00414-1)
- Arize, A. C., Osang, T., ve Slottje D. J. (2000). *Exchange Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence From Thirteen LDC's*, Journal of Business & Economic Statistics, 18(1), 10-17.  
<https://doi.org/10.1080/07350015.2000.10524843>
- Asseery, A., ve Peel, D. A. (1991). *The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates*, Economics Letters, 37(2), 173-177. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(91\)90127-7](https://doi.org/10.1016/0165-1765(91)90127-7)
- Bahmani, M., Harvey, H., ve Hegerty, S.W. (2013). *Empirical Tests of The Marshall-Lerner Condition: A Literature Review*, Journal of Economic Studies, 40(3), 411-443.  
<https://doi.org/10.1108/01443581311283989>

- Baum, C. F., Caglayan, M., ve Özkan, N. (2004). *Nonlinear Effects of Exchange Rate Volatility on the Volume of Bilateral Exports*, Journal of Applied Econometrics, 19(1), 1-23. <https://doi.org/10.1002/jae.725>
- Bozdan, D., Özerçi, İ. ve Benli, Y. K. (2018). *Döviz Kuru ile İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin Analizi: Ampirik Bir Çalışma*, Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 10(25), 638-649. <https://doi.org/10.20875/makusobed.457585>
- Bredin, D., Fountas, S., ve Murphy, E. (2003). *An Empirical Analysis of Short-Run and Long-Run Irish Export Functions: Does Exchange Rate Volatility Matter?*, International Review of Applied Economics, 17(2), 193-208. <https://doi.org/10.1080/0269217032000064053>
- Chaudhry, A. F., ve Yüce, A. (2019). *Effects of Canadian Exchange Rate Volatility on Imports and Exports*, International Journal of Economics & Management Sciences, 8(1), 1-8.
- Choudhry, T. (2005). *Exchange Rate Volatility and the United States Exports: Evidence From Canada and Japan*, Journal of the Japanese and International economies, 19(1), 51-71. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2003.11.002>
- Karaçor, Z., ve Gerçeker, M. (2012). *Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği*, Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi, 12(23), 289-312.
- Karaş, G. ve Karaş, E. (2017). *Reel Efektif Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki: Türkiye Özelinde Ekonometrik Bir Değerlendirme*, Uşak Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 10 (IASOS Özel Sayısı-), 27-46.
- Kasman, A. (2003). *Türkiye’de Reel Döviz Kuru Oynaklığı ve Bunun İhracat Üzerine Etkisi: Sektörel Bir Analiz*, Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 22(2), 169-186.
- Kızıltan, A. ve Çiğerlioğlu, O. (2008). *Türkiye’de Reel Döviz Kuru Değişmelerinin İhracat ve İthalata Etkisi*, EKEV Akademi Dergisi, 36, 49-50.

- Klein, M. W. (1990). *Sectoral Effects of Exchange Rate Volatility on United States Exports*, Journal of International Money and Finance, 9(3), 299-308. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(90\)90011-n](https://doi.org/10.1016/0261-5606(90)90011-n)
- Kösekahyaoğlu, L. ve Karataşlı, İ. (2018). *Türkiye-AB Dış Ticaretinde J Eğrisi Etkisi: 1994-2016 Dönemi Üzerine Ampirik Bir İnceleme*, Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 23 (Geybulla Ramazanoğlu Özel Sayısı), 831-844.
- Oğuztürk, B. S. ve Çetin, B. (2012). *TR61 Bölgesine Lojistik Açından bir Bakış*. Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, (16), 149-166.
- Özçelik, Ö. ve Uslu, N.. (2019). *Türkiye’de Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Arasındaki İlişki*, Uluslararası Afro-Avrasya Araştırmaları Dergisi, 5(9), 180-197.
- Peker, O. (2008). *Reel Döviz Kurunun Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği*, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 22(2), 33-43.
- Pınar, A. ve Erdal, B. (2008). *Para-Banka Mali Kuruluşlar ve Uluslararası Mali Sistem: Teori ve Uygulama*. (1. Baskı) Natural Yayıncılık.
- Polat, Ö. ve Ersungur, M. Ş. (2011). *Türkiye Ekonomisinde Dış Ticaretin Gelişimi*, Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 1(1), 48-64.
- Ramli, N., ve Podivinsky, J. M. (2011). *The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Evidence for Regional ASEAN Countries*, The Economic and Social Data Service.
- Savrul, B. K., Özel, H. A. ve Kılıç, C. (2013). *Osmanlı'nın Son Döneminden Günümüze Türkiye’de Dış Ticaretin Gelişimi*, Girişimcilik ve Kalkınma Dergisi, (8:1), 55-78.
- Serenis, D., ve Serenis, P. (2008). *The Impact of Exchange Rate Volatility on Exports: Evidence Four European Countries*, In International Conference on Applied Economics, 835-837.
- Sevüktekin, M., ve Çınar, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi E-Views Uygulamalı*. (4. Baskı) Dora Yayıncılık.

- Şahin, D., ve Durmuş, S. (2019). *Türkiye’de Reel Efektif Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi*, Karabük Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 9(1), 210-223.
- Torun, N. (2015). *Birim Kök Testlerinin Performanslarının Karşılaştırılması*. (Yüksek Lisans Tezi). İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Ünsal, E. M. (2005). *Makro İktisat*. (8. Baskı) İmaj Yayıncılık.
- Weliwita, A., Ekanayake, E.M., ve Tsujii, H. (1999). *Real Exchange Rate Volatility and Sri Lanka’s Exports to the Developed Countries*, Journal of Economic Development, 24(1), 147-165.
- Yıldırtan, D. Ç. (2011). *E-Views Uygulamalı Temel Ekonometri: Makro Ekonomik Verilerle*. (2. Baskı) Türkmen Kitapevi.
- Yurtoğlu, Y. (2017). *Reel Döviz Kuru ile İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği*, Gazi İktisat ve İşletme Dergisi, 3(1), 71-88.