

TÜRKİYE'DE REEL DÖVİZ KURU İLE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ

İsmail Hakkı KOFOĞLU¹, Zühal ALACA²

Öz

Bu çalışmada Türkiye'de reel döviz kuru ile ekonomik büyüme ilişkisi, 2006Q1- 2023Q2 dönemi için üç aylık verilerle araştırılmıştır. Araştırmada reel döviz kurunu temsilen Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri ve büyümeyi temsilen 1998 sabit fiyatlı Gayri Safi Yurtiçi Hasıla değerleri kullanılmıştır. Araştırmada uzun dönemli ilişkiler Gecikmesi Dağıtılmış Oto Regressif eşbütünleşme yöntemiyle ve kısa dönemli ilişkiler Hata Düzeltme yöntemiyle belirlenmiştir. Eşbütünleşme analizine göre değişkenler eşbütünleşik belirlenmiş ancak, uzun dönem katsayıları istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Hata düzeltme modeli bulgularına göre tüm değişkenlerden büyümeye doğru nedensellik belirlenmiş ancak kısa dönem katsayıları işaret olarak değişkenlik göstermiştir. Reel efektif döviz kuru endeksleri ile ekonomik büyüme uzun dönemde eşbütünleşik ancak, uzun dönem katsayısı istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Kısa dönem ilişkisinde reel efektif döviz kuru endeksleri ile büyüme arasında negatif yani ters yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Özel olarak ifade etmek gerekirse, reel efektif döviz kuru endeksleri yükseldiğinde yani Türk Lirası değer kazandığında ekonomik büyüme olumsuz etkilenmekte, buna karşılık reel efektif döviz kuru endeksleri düştüğünde yani Türk Lirası değer kaybettiğinde ekonomik büyüme olumlu etkilenmektedir. İstatistiksel olarak uzun dönemde yüzde beş anlamlılık düzeyinde reel döviz kuru büyümenin doğrudan belirleyicisi değildir. Kısa dönemde ise büyüme ile reel efektif döviz kuru endeksleri arasında yüzde on anlamlılık düzeyinde endeks değerlerinden büyümeye doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Buna göre kısa dönemde reel döviz kuru büyümeyi etkilemesi zayıf derecede olmaktadır. Bu sonuçlara göre reel döviz kurunun büyümeye olumlu katkısının olabilmesi için dış ticarete ihracatı artıran, ithalatı azaltan ve doğrudan yabancı sermaye girişlerini teşvik eden rekabetçi bir kur politikası izlenmelidir.

Anahtar Kelimeler: Ekonomik Büyüme, Reel Efektif Döviz Kuru, ARDL, Hata Düzeltme Modeli

JEL Kodları: C32, F31, F41, F43

THE RELATIONSHIP BETWEEN REAL EXCHANGE RATES AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY

Abstract

In this research, the relationship between real exchange rate and economic growth in Turkey was investigated with quarterly data for the period 2006Q1-2023Q2. In the research, Real Effective Exchange Rate Indices were used to represent the real exchange rate and 1998 fixed price Gross Domestic Product values were used to represent growth. In the research, long-term relationships were determined by the Distributed Lag Auto Regressive cointegration method and short-term relationships were determined by the Error Correction method. According to the cointegration analysis, the variables were determined to be cointegrated, but the long run coefficients were found to be statistically insignificant. According to the error correction model findings, causality from all variables to growth was determined, but short run coefficients varied in sign. Real effective exchange rate indices and economic growth are cointegrated in the long run, but the long-run coefficient is statistically insignificant. In the short-run relationship, a negative, that is, reverse causality relationship was determined between real effective exchange rate indices and growth. Specifically, when the real effective exchange rate indices rise, that is, when the Turkish Lira gains value, economic growth is negatively affected; on the other hand, when the real effective exchange rate indices fall, that is, when the Turkish Lira loses value, economic growth is positively affected. Statistically, the real exchange rate is not a direct determinant of growth at the five percent significance level in the long run. In the short run, a one-way causality from index values to growth was detected between growth and real effective exchange rate indexes at a significance level of ten percent. Accordingly, the real exchange rate has a weak impact on growth in the short run. According to these results, in order for the real exchange rate to have a positive contribution to growth, a competitive exchange rate policy should be followed in foreign trade that increases exports, reduces imports and encourages direct foreign capital inflows.

Keywords: Growth, Real Effective Exchange Rate, ARDL, Error Correction Model

JEL Codes: C32, F31, F41, F43

¹ Doç. Dr., Avrasya Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, ismail.kofoglu@avrasya.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0001-7389-6977>

² Yüksek lisans mezunu, zahalalaca@yahoo.com, <https://orcid.org/0000-0002-6436-3367>

GİRİŞ

Reel döviz kuru ile ekonomik büyüme ilişkisi birçok ülkede ve ülkemizde öteden beri araştırılan önemli bir konudur. Burada araştırılan dış ticaret yapılan ülkelerin döviz kurlarından oluşan bir sepetten hesaplanan reel döviz kuru endeksleri ile ekonomik büyüme ilişkisi olmaktadır. Türkiye’de reel döviz kuru ile ekonomik büyüme ilişkisinin 2006Q1- 2023Q2 dönemi için üç aylık verilerle araştırıldığı bu çalışmanın amacı reel döviz kurunun ekonomik büyümeye etkisinin olup olmadığını belirlemektir. Dönemsel değişikliğinin ve yapısal kırılma olarak tanımlanabilecek sosyal, siyasal veya dışsal şokların analiz döneminde var olması bu ilişkinin araştırılmasını önemli hale getirmekte ve bu yönüyle literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Bu araştırmanın diğer bir amacı da elde edilen bulgulara göre politika önerisinde bulunmaktır. Araştırmada etkileyici değişken olduğu düşünülen reel efektif döviz kurlarının ekonomik büyümeye olası bir etkisinin olabilmesi için ekonominin istikrar ve ulusal paranın değerli olması gerektiği düşünülmektedir.

Bretton-Woods sisteminin 1970’lerin ilk yıllarında çökmesiyle gerek dünyada gerekse Türkiye’de piyasalarda siyasal dalgalanmalar yanında ekonomik dalgalanmalar ve daralmalar yaşanmıştır. 1980’li yılların başından itibaren dünyada uygulanan küreselleşme politikalarının bir sonucu olarak ne liberalleşme politikaları Türkiye’de de uygulanmıştır. 1980’lerde Türkiye, Arjantin, Endonezya, Malezya, Tayland gibi ülkeler bu sürece finansman açıklarını azaltmak için katılmışlardır. Ancak, gelişmekte olan birçok ülke kamu harcamalarından kaynaklanan açıklarının yüksek olduğu, fiyatların enflasyon etkisiyle istikrarını kaybetmesi ve mali piyasaları denetleyecek etkin müesseselerin yetersiz olduğu, mali piyasaların yeterli düzeyde derin olmadığı bir seviyede iken mali serbestlik uygulanmaya başlanmıştır. Türkiye, 1980 sonrasında mal ve hizmet ticareti yapılan piyasalara eş olarak 1989 da yürürlüğe giren 32 sayılı yasa ile sermaye piyasaları kurularak dışa açık ekonomi olma yoluna girmiştir. Bu tarihten itibaren Türkiye ekonomisi küreselleşmenin de etkisine girmiştir.

1980’lerin sonunda Kapitalist sistem ve kültürün dünyaya egemen olması olarak tanımlanan küreselleşmeyle birlikte küresel savaşlar başlamış, ekonomi küreselleşmiş ve sermaye hareketleri kapitalizmi küresel ekonomik sistem haline getirmiş, ardından ekonominin yanında kapitalist kültür küreselleşmiş ve sermaye hareketlerinin küreselleşmesinin etkisiyle krizler küreselleşmiştir. Bundan sonra neo-liberal görüş ve uygulamalar küreselleşmeyle birlikte uygulamaya konulmuş oldu (Eğilmez, 2018, s.149-153). Neo-liberalleşme sürecine ilaveten 2000’li yılların başlarında uygulanan özelleştirme politikalarıyla bu süreç ileri düzeylere taşınmış, dünya genelinde para ve sermaye piyasaları açık hale gelerek mal ve hizmetlerin yanında döviz giriş ve çıkışları serbestleşerek döviz piyasalarında oynaklıklar artmıştır. Çok sayıda gelişmekte olan ve yükselen ülke önceliği mali açık ve dış borçları yok etmek

ekonomik düzenlemeleri ve yapısal değişiklikleri uygulamak, para ve mali piyasaları güçlendirerek geliştirmeye hedef olarak belirlenmiştir. 20. Yüzyılın sonları yani 1990'lar veya 21. Yüzyıl başlarında uluslararası mali piyasalarda gittikçe daha fazla bütünleşme yoluna gidilmiştir (Söylemez ve Yılmaz, 2012, s. 6). Neo-liberalizm ve küreselleşme bir ülkede gerçekleşen ekonomik bir şokun başka bir ülkede hissedilmesinin temel sebepleri arasında gösterilmektedir. Küreselleşme ve neo-liberalizm gelecek için belirsizlik, tehditler ve yıkımları tetikleyebilecek potansiyele sahip olup bu sistem 2008 yılında dünyanın en büyük ekonomik krizlerden birinin yaşanmasına sebep olmuştur. Böylece, böyle bir sistemin gelecekte de benzer krizler ve problemler yaratabileceği kanaati oluşmuş oldu (Akduru ve Polat, 2021, s.76).

Küreselleşmenin etkisiyle ülkeler dünyayı tek pazar olarak görmeğe başlamıştır. Ülkelerin bu uluslararası ve küresel pazarlardan pay alma gayretleri döviz kurlarının önemini öne çıkarmıştır. Ulusal ekonomiler üzerinde ücretler ve faiz gibi önemli bir etkisi olan döviz kurları mal ve hizmet piyasalarıyla ilgili olup sıradan bir fiyatı ifade etmemektedir. Çünkü döviz kurları ulusal ekonomiyi dünya ekonomilerine bağlamasından dolayı önem arz etmektedir (Kızıltan ve Ciğerlioğlu, 2008, s. 424). Döviz kurlarının nominal, reel değerleri yanında merkez bankaları tarafından hesaplanan reel efektif döviz kuru endeksleri bulunmaktadır. Bu endeksler araştırma ve karşılaştırma yapmak için kullanılmaktadır.

Reel Efektif Döviz Kuru: Nominal efektif döviz kuru, bir ülkenin uluslararası ticaretinde önemli bir yer işgal eden ülke paralarından oluşturulan sepete göre, o ülke parasının ağırlıklı ortalamasıdır. Bu hesaplamadaki ağırlıklar ikili ticari akımlar kullanılarak tespit edilmektedir. Buna karşılık reel efektif döviz kuru, nominal efektif döviz kurlarından enflasyonun etkilerinin arındırılmasıyla belirlenmektedir. Hesaplamalardaki ağırlık değerleri ikili ticari akımların dikkate alınmasıyla tespit edilmektedir. Türkiye için reel efektif döviz kuru Türkiye'nin dış ticaretinde en çok paya sahip ülkelerin paralarının oluşturduğu sepet dikkate alınarak, Türk Lirası (TL)'nin ağırlıklı ortalaması alınmış değerinden hesaplanmaktadır. Bu hesaplama ve kuru belirleme işi, Merkez Bankasının sorumluluğunda bulunmaktadır. Reel kur endeksleri ise Türkiye'deki fiyatların ticaret yaptığımız ülkelerdeki fiyatlara oranlanmasının ağırlıklı geometrik ortalaması alınıp hesaplanmaktadır. Reel efektif döviz kurunun artışı yani endeksin 100'ün üzerine çıkması TL'nin reel anlamda değerlendiği, yani dış ticareti yapılan Türk mallarının diğer ülke malları türünden fiyatının yükseldiğini göstermektedir. Reel Efektif Döviz Kurundaki düşüşler ise yani endeks değerinin 100'ün altına düşmesi TL'nin değer kaybettiğini ifade etmektedir (TCMB, 2022: 6-7). Reel efektif döviz kuru, uluslararası rekabeti, harcama kompozisyonunu ve cari hesap aracılığıyla tasarruf ve tüketimin zamanlar arası dağılımını etkiler. Denge reel efektif döviz kuru, dış ticareti yapılan mallar piyasasındaki denge ve cari hesabın zamanlar arası ödeme gücü ile tüm dönemlerde tutarlı olan reel efektif döviz kuru olarak tanımlanabilir. Denge reel efektif döviz Kurundaki gelişmeler, dış ticaret hadleri, dış ticareti yapılan

ve yapılmayan malların sektörlerindeki toplam üretkenliğin büyümesi, tasarrufları, yatırımları, tüketicilerin tercihlerindeki değişiklikler, hükümetlerin yaptığı harcamaların bileşimi, gümrük işlemlerinde alınan vergilerin yapısı, yabancı sermayenin girişleri gibi faktörlerle ilişkili olmaktadır (Frait ve Komarek, 2001, s. 4).

Ekonomik Büyüme: sermaye birikimi, doğal kaynaklar, işgücü ve teknoloji düzeyi gibi faktörler tarafından belirlenen uzun vadeli dinamik bir olgu olup “bir ülkenin genellikle bir yılda üretimde veya reel gayri safi yurt içi hasılasında sayısal olarak ölçülen reel artışlardır”. İktisatçılar, bu tanımdaki vade ifadesini bir veya daha fazla yıl olarak dikkate aldığı gibi bu süreyi çeyrek, yarım veya bir asır olarak dikkate alan iktisatçılar da bulunmaktadır. Ancak, kısa vadede reel üretim miktarında gözlenen artışlar iktisadi konjonktür yani iktisadi dalgalanma olarak belirtilirken uzun vadede gözlenen artışlar büyüme olarak tanımlanmaktadır. İktisadi büyümenin tanımı gibi ölçülmesi de önem arz etmekte ve karşılaştırmalar bu ölçümler üzerinden yapılmaktadır. İktisadi büyümenin ölçülmesinde en çok kullanılan kriter, gayri safi yurtiçi hasılaya net dış faktör gelirlerinin eklenmesiyle hesaplanan, gayri safi milli hasıladır. Ancak, günümüzde iktisadi büyüme ölçülürken ve karşılaştırma yapılırken daha ziyade gayri safi yurt içi hasıla kullanılmakta ve üretim, gelir ve harcama olmak üzere üç farklı yöntemle hesaplanmaktadır (Berber, 2006, s. 27-28).

Reel Efektif Döviz Kurunun Ekonomik Büyüme ile İlişkisi: Reel efektif döviz kuru ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki Balassa-Samuelson hipotezine dayanarak açıklanabilmektedir. Balassa-Samuelson Hipotezi (1964), ekonomik büyüme, reel döviz kuru, verimlilik farkları ve dış ticareti yapılan mallar ile dış ticareti yapılmayan malların fiyatları arasındaki bağlantı üzerinde durmaktadır. Genel olarak, hızlı ekonomik büyümeyi dış ticarete konu olan malları üreten endüstriler ile üretmeyen endüstrilerdeki farklı verimlilik artışlarının sonucu reel döviz kurlarındaki değerlemeye dayanmaktadır. Hipoteze göre dış ticarete konu olan malları üreten endüstrilerdeki verimlilik artışı diğer endüstrilerdekinden daha yüksek olduğundan reel döviz kurundaki hareketlilik verimlilik artışındaki farkları yansıtacak biçimde olacaktır. Balassa (1964) ve Samuelson (1964) ayrı çalışmalarında, hızlı ekonomik büyümenin nedenini reel döviz kurlarındaki değerlemeye bağlamaktadır. Reel döviz kurlarındaki değer artışlarının nedenini de sektörler arasındaki verimlilik artış farklarına bağlı olmaktadır (Ulusoy, Yamak ve Küçükale, 2014, s. 20).

Ulusal bir para biriminin gereğinden az değerlenmesi (yüksek bir reel döviz kuru) ekonomik büyümeyi artırmaktadır. Bu özellikle gelişmekte olan ülkeler için geçerlidir. Ayrıca, etki kanalının dış ticarete konu olan sektörün (özellikle sanayi) büyüklüğü ile ilgili olduğu ileri sürülmektedir. Gelişmekte olan ülkelerde dış ticareti yapılan malların özellikle sanayi mallarının dış ticareti yapılmayan mallara göre fiyatı (yani reel döviz kuru) arttığında bu malların karlılıkları artmaktadır. Fiyatı ve karlılığı artan malların

üretim miktarı da artacağından toplam üretim yani ekonomik büyüme de artmaktadır. Üretimi artan bir ülke zenginleşeceğinden dış ticareti yapılmayan malların göreceli fiyatları da artacak veya artma eğiliminde olacaktır. Böylece, gelişmekte olan ülkelerde büyüme ile ulusal paranın düşük değerlemesi arasında sistematik pozitif bir ilişki kurulmaktadır. Nedensellik düşük değerlemeden büyümeye doğru ilerlemektedir. Ayrıca, düşük değerlemenin dış ticareti yapılan malların ekonomideki, özellikle de sanayideki payı üzerindeki olumlu etkisi yoluyla işe yaramaktadır. Dolayısıyla gelişmekte olan ülkeler dış ticareti yapılan malların göreceli kârlılığını artırabildiklerinde daha hızlı büyüme elde etmektedirler. Dış ticareti yapılan malların nispi fiyatındaki ve dolayısıyla sektörün nispi büyüklüğündeki artışın büyümeyi artırmasını sağlayan kesin mekanizma iki teori ile açıklanabilmektedir. Birinci teoriye göre, dış ticareti yapılan mallar "özeldir" çünkü kurumsal zayıflıktan ve düşük gelirli ortamlarını karakterize eden sözleşmeleri tam olarak belirleyememekten dolayı (dış ticareti yapılmayan mallarla karşılaştırıldığında) orantısız bir şekilde zarar görmektedirler. İkinci teoriye göre, dış ticareti yapılan mallar "özeldir" çünkü yapısal dönüşümü ve ekonomik çeşitlendirmeyi engelleyen piyasa başarısızlıklarından (bilgi ve koordinasyon dışsallıkları) orantısız bir şekilde zarar görmektedirler. Her iki durumda da dış ticareti yapılan malların nispi fiyatındaki artış, ilgili çarpıklığı kısmen hafifleten, arzu edilen yapısal değişimi ve büyümeyi teşvik eden ikinci en iyi mekanizma olarak hareket etmektedir. Bu iki grup çarpıklığın dış ticaret konusu olan faaliyetleri dış ticarete konusu olmayan faaliyetlerden daha fazla etkilediği düşünülmektedir (Rodrik, 2008, s. 387-394).

Ticaret ve sermaye akımlarının döviz kurunu etkilediği genel olarak kabul edilmektedir. Sermaye akımlarındaki bir artış, bir yandan dış ticareti yapılan ve yapılmayan diğer mallar için tüketim talebinde artışa yol açmaktadır. Dış ticareti yapılan mallar söz konusu olduğunda, sermaye akışlarının yarattığı talep fazlası arzdaki artışla orantılı olmadığı için dış ticarete konu olmayan malların fiyatının dengeye ulaşmasına neden olmaktadır. Öte yandan, ticareti yapılan mallara yönelik artan talep, tek fiyat kanununu yansıtan fiyat kanununu etkilemeden ithal mallarla karşılanmakta ve bu da dış ticaret açığının artmasına neden olmaktadır. Böylece, ticarete konu olmayan malların nispi fiyatındaki artış, reel efektif döviz kurunun değerlenmesini beraberinde getirmektedir. Sermaye akımları, yöneldikleri ülkedeki reel döviz kurunu yükseltmektedirler. Sermaye akımlarının fazla olduğu ülkelerde döviz kurları belli bir standart etrafında ilerlemektedir. Ayrıca, cari açık olan ülkelerde sermaye akımlarındaki artışla cari açık finanse edilerek fazla sermaye akımları reel döviz kurunda değerlenmeye yol açmaktadır. Bu süreçte ya aşırı sermaye akımları nominal döviz kurunun değerlenmesine ya da sistemde artan para arzı ile fiyatların yükselmesine neden olmaktadır. Bir ülkede, yerli yatırım yüksek düzeyde yabancı sermayeye güveniyorsa, döviz kuru rejiminden bağımsız olarak reel döviz kurunun değer kazanacağı ileri sürülebilir. Dolayısıyla, bir ülkenin dış varlıklarındaki artışla reel döviz kurunun değer kazanması, dış varlıklardaki azalış ile reel döviz kurunun değer kaybetmesi beklenir (Kumar, 2010, s. 41- 43).

Bir ülkenin reel efektif döviz kuruyla ekonomik büyüme ilişkisinin doğrusal olmadığına ilişkin çok az kanıt bulunmaktadır. Reel döviz kurunun düşük değerlenmesindeki bir artış, aşırı değerlenmesindeki azalış kadar ekonomik büyümeyi güçlü bir şekilde artırabilmektedir. Ancak bu ilişki yalnızca gelişmekte olan ülkeler için geçerlidir. Örnekleme daha zengin ülkelerle sınırlandırıldığında bu ilişki ortadan kaybolmakta ve ülke ne kadar fakirse o kadar güçlenmektedir. Ekonomide kötü yönetilen döviz kurlarının ekonomik büyüme açısından felakete yol açtığını bilinmekte ve bu bağlamda yerel para biriminin aşırı değerlenmesinden kaçınılmaktadır. Aşırı değerlendirme büyümeye zarar verdiği gibi, düşük değerlendirme de büyümeyi kolaylaştırmaktadır. Çoğu ülke için hızlı büyüme dönemleri düşük değerlendirmeyle ilişkili olduğu ve uluslararası büyüme literatüründe aşırı değerlendirilmiş paralar yavaş büyümeyle ilişkilendirilmekte ve düşük değerlendirilmiş paralar ise büyük büyüme ile ilişkilendirilmektedir. Aşırı değerlemenin yavaş büyümeyle ilişkilendirilmesi makroekonomik istikrarsızlığa bağlanmaktadır. Aşırı değerlendirilmiş para birimleri, döviz kıtlığı, kira arayışı ve yolsuzluk, sürdürülemez derecede büyük cari hesap açıkları, ödemeler dengesi krizleri ve kalkış ve iniş makroekonomik döngüler, bunların hepsi büyümeye zarar vermektedir (Rodrik, 2008, s. 371-387).

LİTERATÜR ÖZETİ

Literatürde reel efektif döviz kuruyla büyüme ilişkisinin araştırıldığı pek çok çalışma bulmak mümkündür. Bu konu hakkında yapılan araştırmalarda araştırılan ülke, dönem ve uygulanmış yöntemlerin farklılığından dolayı sonuçlar değişebilmektedir. Literatür özeti kısmında reel döviz kuruyla büyüme arasındaki ilişkileri konu edinin çalışmaları dikkate almaktadır. Bu amaçla Türkiye ve diğer ülkelerle ilgili olan çalışmalar özetlenerek Tablo 1’de aşağıda sunulmaktadır.

Bu araştırmanın temel amacı 2006Q1-2023Q2 döneminde Türkiye’de Reel efektif döviz kurunun ekonomik büyümeyi etkileyip etkilemediğini belirlemektir. Bu çerçevede çalışmanın bundan sonraki bölümünde reel efektif döviz kuru ve ekonomik büyüme hakkındaki literatüre ve üçüncü bölümde ekonometrik yöntem açıklanmıştır. Dördüncü bölümde veri seti ve ekonometrik analize yer verilmiş ve araştırma bulguları sunulmuştur. Sonuç kısmında ise araştırma bulguları genel bir değerlendirmeye tabi tutularak öneriler ortaya konulmuştur.

Tablo 1: Reel efektif döviz kuru büyüme ilişkisi literatürü

Yazar-Yıl	Ülke-Dönem	Yöntem	Sonuç
Razin ve Collins (1997)	Gelişmiş ve Gelişmekte Olan 92 Ülke (1975-77)-1983 ve (1984)-1990-92	En küçük kareler yöntemi	Reel efektif döviz kurunun aşırı yükselmesi büyüme yavaşlatmakta yüksek kur değerleri ise büyüme çok hızlı artırmaktadır.
Rodrik (2008)	Gelişmiş ve Gelişmekte olan 188 Ülke (1950-54)-2000-04	Panel En küçük kareler yöntemi	Gelişmekte olan ülkelerde yüksek kur yani değersiz para ekonomik büyüme teşvik etmektedir.
Elbadawi, Kaltani ve Schmidt-Hebbel (2008)	39 Çatışmalı ve 44 Çatışmasız Ülke 1970-2004	Panel Veri Analizi	Savaş sonrası Dış yardımlar Reel efektif döviz ve Ekonomik büyümenin belirleyicisidir.
Ay, Şaylan ve Koçak (2008).	Türkiye 1990Q1-2006Q3	Vektör otoregressif model Analizi Granger Nedensellik	Reel efektif döviz kuru, ekonomik büyüme uzun ve kısa dönemde pozitif etkilemektedir.
Tarawalie (2010)	Sierra Leone 1970-2006	Johansen Eşbütünleşme	Reel efektif döviz, ekonomik büyüme ile pozitif yönde ilişkilidir.
Munthali, Simwaka ve Mwale (2010)	Malawi 1970-2007	Regresyon	Reel efektif döviz oynaklığı büyüme olumsuz etkilemektedir.
Fumey(2012)	Gana 1980-2010	Johansen Eşbütünleşme, Vektör Hata Düzeltme Modeli	Reel efektif döviz kuru, ekonomik büyüme pozitif etkilemektedir.
Musyoki, Pokhariyal ve Pundo (2012)	Kenya 1993:01- 2009:12	Genelleştirilmiş OtoRegresif Koşullu Değişen Varyans modeli	Reel efektif döviz oynaklığı ekonomik büyüme olumsuz etkilemektedir.
Hossain (2013)	14 Asya-Pasifik Ülkesi 1970-2010 ve 1980-2010	Panel Johansen ve Gecikmesi Dağıtılmış otoregressif Eşbütünleşme, Vektör otoregressif model Analizi Granger Nedensellik	Ülkelerde Reel efektif döviz ile büyüme eşbütünleşik bulunmamıştır.
Çiftçi (2014)	Türkiye 1979-2009	Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik	Reel efektif döviz, kısa dönemde ekonomik büyüme etkilemektedir.
Brixiova ve Ncube (2014).	Zimbabve 1980-2013	Dinamik en küçük kareler yöntemi	Reel efektif döviz aşırı değerlendirince Büyüme olumsuz etkilemektedir.
AbuDalu, Ahmed, Almasaied ve Elgazoli (2014).	Güneydoğu Asya Ülkeleri Birliğinden 5 ülke 1991:Q1- 2006:Q2.	Panel oto regressif gecikmesi dağıtılmış model	Reel efektif döviz, ekonomik büyüme etkilemektedir.
Çelik, Çelik ve Barak (2017).	12 Serbest Piyasaya Geçiş Ekonomiler Yapan 2006- 2014	Panel veri analizi	Reel döviz kuru düştükçe ekonomik büyüme artmaktadır.

Bozkuş ve Kahyaoglu (2018)	Kazakistan 2002M1-2016M12	Dinamik ve tam modifiye en küçük kareler yöntemi	Reel efektif döviz ile Sanayi üretim endeksi ilişkili bulunmuştur.
Çevik ve Pehlivan (2019)	Türkiye 1998Q1-2018Q4	Vektör otoregressif model analizi	Reel efektif döviz kuru ekonomik büyümeyi önemli bir düzeyde etkilemektedir.
Jena ve Sethi (2019)	Hindistan 1981-2017	Oto regressive gecikmesi dağıtılmış model	Büyüme Reel efektif döviz kurunu olumlu etkilemektedir.
Huong (2019)	Vietnam 2007-2017 Çeyreklik Seriler	Vektör otoregressif model Analizi Granger Nedensellik	REDK ile ekonomik büyüme pozitif ilişkilidir.
Babubudjnauth (2020)	Mauritius 1976-2016	Vektör otoregressif model analizi	Reel efektif döviz kurunun düşmesi kısa vadede imalat üretimini artırmakta uzun vadede azaltmaktadır.
Erkekoğlu ve Gül (2020)	Türkiye 2003Q1-2017Q4	Vektör otoregressif model Granger	Reel efektif döviz kuru büyüme ile kısa ve uzun dönemli ilişkilidir.
Kartal ve Mütefekkir (2020),	İran 1979-2020	Vektör otoregressif model analizi	Reel efektif döviz kuru ile Ekonomik büyüme ilişkisiz belirlenmiştir.
Karadam ve Özmen (2020)	80 ülke 1960-2009	Tam modifiye edilmiş en küçük kareler	Reel döviz kurunun değer kaybı dış borcu çok olan ülkeler için daraltıcı, Az gelişmiş ülkeler için genişletici etki etmektedir.
Barguellil (2021)	Orta Doğu ve Kuzey Afrika Ülkeleri 1990-2018	Panel oto regressive gecikmesi dağıtılmış model	Reel efektif döviz kurunun ekonomik büyümeye negatif yani olumsuz etki etmektedir.
Büberkökü (2021)	Türkiye, Brezilya, Rusya ve Japonya 1994M1-2021M06	Toda-Yamamoto nedensellik	Japonya, Brezilya ve Rusya'da kısa dönemde Reel döviz kuru, sanayi üretim endeksini etkilemektedir. Türkiye'de etkilememektedir.
Sağdıç ve Duman (2021)	Türkiye 2003Q1-2018Q3	Vektör otoregressif model analizi ile Granger nedensellik	Reel efektif döviz kuru büyümeyi tek yönlü etkilemektedir.

Tablo 1'den fark edileceği gibi Türkiye'de ve diğer ülkelerde reel efektif döviz kurunun büyüme ile ilişkisinde birbirinden farklı sonuçlar elde edilmiştir. Bu durum ülkenin gelişmişlik düzeyi, araştırma dönemi ve kullanılan yöntemden kaynaklanmış olabileceği düşünülmektedir. Türkiye için yapılan araştırmalarda reel efektif döviz kurunun ekonomik büyümeyi ağırlıklı olarak kısa dönemde etkilemektedir.

EKONOMETRİK YÖNTEM VE BULGULAR

Durağanlık Analizleri

İktisadi değişkenlerle yapılan analizlerin istatistiki bakımdan anlamlı olabilmesi için değişkenler durağanlık yönünden sorunsuz olması gerekmektedir. Değişkenlerin halleri ve diğer değişkenlerle olan ilişkilerinin bir anlam ifade etmesi için değişkenleri temsil eden seriler durağan olmalıdır. Eğer zaman serilerinde durağanlık sorunu varsa elde edilen sonuçlar yanıltıcı olacak ve gerçeği yansıtmayacaktır. Bu tür sorunlardan kaçınmak için serilere durağanlık analizi yapılmaktadır (Bozkurt, 2013, s. 33).

Zaman serilerinde genellikle ardışık bağımlılık sorunu bulunmaktadır. Bundan dolayı seriler analiz sonucunda durağan çıkmamaktadır. Bu araştırmada serilerin durağanlık durumları Genişletilmiş Dickey-Füller testi ve Phillips-Perron birim kök testleri test edilmiştir. Genişletilmiş Dickey-Füller testi ile yapılan durağanlık analizlerinde serilerdeki ardışık bağımlılık sorununu bertaraf etmek için bağımlı olan değişkenin gecikmeleri test denkleminde bağımsız değişken olarak kullanılmaktadır. Durağanlık analizleri, serilerin sabitli olması ve sabitli-trendli olması durumuna göre sırasıyla aşağıda (1) ve (2) numara ile gösterilen denklemler yardımıyla yapılmaktadır (Dickey ve Fuller, 198, s. 1070):

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 Y_{t-1} + \beta_1 \sum_{j=1}^k \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 t + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \sum_{j=1}^k \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Phillips-Perron yöntemiyle yapılan durağanlık analizlerinde kullanılan denklemlerde bağımlı değişkenin gecikmeleri yer almamaktadır. Yani, veri yaratma süreci AR(1) ile sağlanmaktadır. Bu yöntemle yapılan birim kök testlerinde aşağıdaki 1, 2 ve 3 numaralı denklemler kullanılmaktadır (Phillips-Perron, 1988, s. 337-338):

$$y_t = \alpha y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (4)$$

$$y_t = \check{\mu} + \check{\alpha}_1(t - \frac{1}{2}T) + \check{\alpha}_2 y_{t+1} + \check{u}_t \quad (5)$$

Yukarıdaki 3, 4 ve 5 numaralı denklemlerinde $\alpha=1$ kabul edilmektedir. t indisi zamanı göstermektedir. u_t ise hata terimlerini göstermektedir. Tahmindeki hata terimleri yani u_t 'lerin sorunsuz oldukları önsel olarak kabul edilmektedir. Çünkü hata terimlerinde ardışık bağımlılığın olmaması veya varyansının

değişmemesi gibi şartları sağlamasına gerek kalmamaktadır. Bu durum hata terimlerinin sınırlayıcılık etkisini hafifletmektedir (Çil Yavuz, 2015, s. 3).

Serilerde olası yapısal kırılmaları belirlemek için Eric Zivot ve Donald W. K. Andrews (1992) in geliştirdiği testte kırılma noktasının belirlenmesi için üç model geliştirmişlerdir. Bunlardan Model A sabit de tek bir kırılmaya, Model B trend de tek bir kırılmaya ve Model C hem sabitte hem de trendde tek bir kırılmaya imkan veren modeller olup aşağıda sunulmaktadır.

$$\text{Model (A)} \quad y_t = \mu^A + \theta^A DU_T(\lambda) + \beta^A t + \alpha^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^A \Delta y_{t-j} + e_t \quad (6)$$

$$\text{Model (B)} \quad y_t = \mu^B + \beta^B t + \gamma^B DT_T * (\lambda) + \alpha^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^B \Delta y_{t-j} + e_t \quad (7)$$

$$\text{Model (C)} \quad y_t = \mu^C + \theta^C DU_T(\lambda) + \beta^C t + \gamma^C DT_T * (\lambda) + \alpha^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^C \Delta y_{t-j} + e_t \quad (8)$$

Burada $[DU]_{(T)}(\lambda) = 1$, eğer $t > T\lambda$, aksi takdirde 0; $[DT]_{(T)}(\lambda) = t - T\lambda$ eğer $t > T\lambda$, 0 aksi takdirde. Kırılma fraksiyonunun tahmini değerlerine karşılık geldiklerini vurgulamak için (6)-(8) deki λ parametrelerine "şapkalar" koyduk. (6) ve (8)'den D(TB)'yi hariç tutmanın etkisi, $\alpha^j = 1$ testi için t istatistiğinin büyüklüğünün mutlak değerinde artmasıdır (Zivot ve Andrews, 1992, s.254).

ARDL (Autoregressive Distributed Lag) Yöntemi

yazım kurallarına uygun olacak şekilde şablona aktarılması gerekmektedir.

ARDL yöntemi Pesaran, Shin ve Smith (2001)'nin geliştirdiği bir yöntemdir. Bu test uygulanırken öncelikle oto regresif gecikmesi dağıtılmış model tahmini yapılır. Sonrasında Yapılan tahmin üzerinden sınır testi aşamasına geçilir. ARDL Yöntemiyle yapılan analizlerde yer alan değişkenler durağan halleri ve gecikmeli değerleri ile tahmin edilen modellerinde bulunmaktadır (Pesaran, Shin ve Smith, 2001, s. 289-326) ARDL Yöntemi şekilde uygulanmaktadır: öncelikle serilerin durağanlık analizleri yapılarak durağanlık düzeyleri belirlenir. Uygulama sürecinde gözlem sayısı küçük ise serilerde 2. Farkında durağan I(2) seri bulunmamalı ve bağımlı değişken de I(1) olmalıdır. Serilerin tümünün I(0) olması durumunda Pesaran vd. tarafından hazırlanan Tablo kritik değerlerinin alt sınırları esas alınarak analize devam edilir. Serilerin tümünün I(1), bir kısmının I(0) veya I(1) veyahut ta tümünün I(1) olması durumunda Tablo kritik değerlerinin üst sınırları esas alınarak analiz uygulanmaya devam edilir (Altıntaş, 2013, s. 12). Tek denklem esasına dayanan, serilerin entegre dereceleri hakkında önsel bilgiye ihtiyaç duymayan, farklı derecede entegre olmuş serilere uygulanabilen, küçük örneklerde daha etkin ve kısa ve uzun dinamikleri aynı anda

dikkate almış olması ARDL yönteminin avantajları ve kullanım tercihlerinin sebebi olmaktadır (Yamak ve Erdem, 2017, s.165).

Pesaran vd (2001)'in geliştirdiği ARDL yöntemi kullanılarak bağımlı değişken serisi ile onun gecikmeli değerleri ve bağımsız değişken veya değişkenleri içeren bir vektörü arasında olası bir eşbütünleşme Bound yani sınır testiyle tespit edilebilmektedir. Bağımlı değişken olarak kabul edilen varsayımsal serisinin diğer seri veya serilerle arasındaki olası kısa vadeli nedensel ilişki ise hata düzeltme modeliyle tespit edilebilmektedir. Aşağıda sunulan 6 numaralı denklem örnek bir hata düzeltme modelini göstermekte olup denklem, sabit terim ve trendli bir eşbütünleşme ilişkisini belirlemek için kullanılmaktadır (Çil Yavuz, 2015, s. 417):

$$\Delta Y_t = C_0 + C_1 t + \pi_{yy} Y_{t-1} + \pi_{yxx} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi'_i \Delta Z_{t-i} + \varphi' \Delta X_t + \theta W_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

(6) numaralı denklemde sabit terimi , trend ve kat sayısı ve uzun vade çarpanları ve dir. Kukla değişken içeren tamamıyla ilişkisiz değişkenler vektörünü ve ardışık bağımlılık sorunu yaratmayan göstermektedir. Wald testine dayanan sınır testinde (7) ve (8) numara ile ifade edilen hipotezler test tabi tutulmaktadır.

$$H_0: \pi_{yy} = 0 \text{ ve } \pi_{yxx} = 0' \quad (7)$$

$$H_1: \pi_{yy} \neq 0 \text{ ve } \pi_{yxx} \neq 0' \text{ veya } \pi_{yy} \neq 0 \text{ ve } \pi_{yxx} = 0' \text{ veya } \pi_{yy} = 0 \text{ ve } \pi_{yxx} \neq 0' \quad (8)$$

Pesaran vd. (2001)'in tarafından geliştirilen ARDL Yönteminde 5 değişik model bulunmaktadır. her bir model için hesaplanmış Tablo kritik değerleri bulunmaktadır. Yapılan tahminlerde hesaplanan F-istatistik değeri Tablo kritik değerleri ile karşılaştırılır. F- istatistik değeri Tablo kritik değerinden büyükse eşbütünleşmenin varlığına karar verilmektedir. Seriler I(0) yani durağan ise Tabloda sunulan F-istatistik değerlerinin alt sınırları dikkate alınır. Seriler I(1) yani birinci farklarında durağan iseler Tablo kritik değerlerinin üst sınırları esas alınmaktadır. Hesaplanan F-istatistik değeri söz konusu Tablo kritik değerlerinde büyük olması halinde eş bütünleşme ilişkisinin varlığına küçükse eş bütünleşme ilişkisinin yokluğuna karar verilmektedir. Eğer, hesaplanmış olan F-istatistik değeri tablo kritik değerleri üst ve alt sınırları arasındaysa herhangi bir karar verilmemektedir. Sonuç itibariyle değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi var ise uzun dönem ilişkiye ait katsayıları tahmin edilir. Bundan sonra kısa dönem ilişkileri hata düzeltme modeli ile tahmin edilir (Pazarlıoğlu ve Gülay, 2007, s. 211).

EKONOMETRİK BULGULAR

Bu araştırma, Türkiye’de reel efektif döviz kuruyla büyüme arasındaki ilişkileri zaman serisi ekonometrisi yöntemleri kullanarak araştırmış ve bu çerçevede reel döviz kurlarının Türkiye ekonomisindeki etkinliği test edilmektedir. Test dönemi 1998Q1-2023Q2 olup analize tabi tutulan verilerle ilgili açıklamalar Tablo 2’de sunulmaktadır.

Tablo 2: Veri seti 1998Q1-2023Q2

Değişkenin Adı	Değişkenin Açıklaması	Kaynak
Büyüme	GSYİH-Harcama Yöntemiyle-Zincirlenmiş Hacim (TÜİK)(Bin TL)(Üç Aylık)	TCMB
REDK	Kurlar-Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri-TÜFE Bazlı (2003=100)(Aylık)	TCMB
Kamu Harcamaları	Genel Bütçe Harcamaları-Yeni Tanım (Hazine ve Maliye Bakanlığı)(Bin TL)(Aylık)	TCMB
M2 Para Arzı	Haftalık, Para Arzı (Bin TL)(Haftalık)	TCMB
TUFE	Fiyat Endeksi (Tüketici)(2003=100)(TÜİK)(Aylık)	TCMB

Tablo 2’de sunulan seriler ham seriler olup bu serilere ait tanımsal istatistikler Tablo 3’te ve serilerinin tarihsel seyrini gösteren grafikler Grafik ‘1 de sunulmuştur. Analizde kullanılan GSYİH, bağımlı değişken olup büyümeyi temsil etmektedir. Bağımsız değişkenlerden etkisi araştırılmakta olan REDK değişkeni dışındaki değişkenler kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmiştir. Bu değişkenlerden kamu harcamalarının büyüme üzerindeki etkisi doğrudan olup diğer değişkenlerin etkisi dolaylı olmaktadır. Etkisi dolaylı olabilecek değişkenler REDK, enflasyon ve para arzı değişkenleridir. Ayrıca, analiz sürecinde dışsal şoklardan kaynaklanabilecek kamu harcamaları artışının, para arzı artışının ve enflasyon artışının olası etkileri olup olmadığının belirlenmesi REDK’nun olası etkisini veya etkisizliğini daha anlamlı hale getirecektir.

Tablo 3: Tanımsal istatistikler

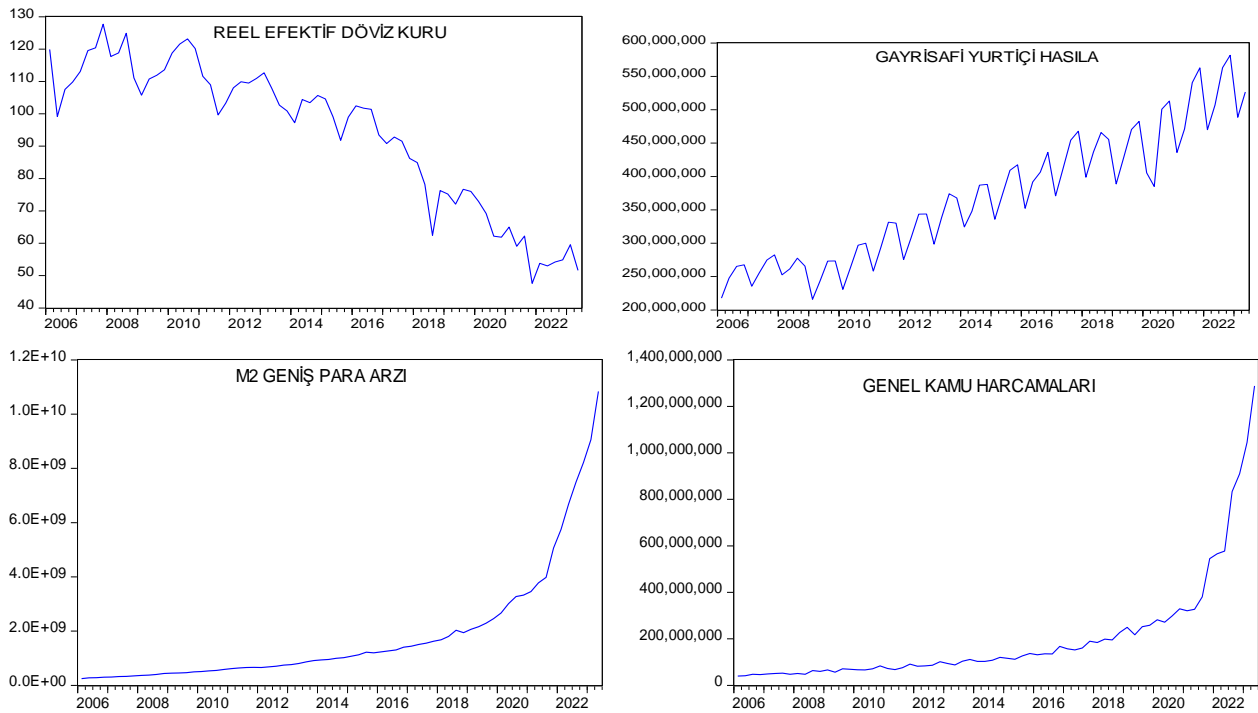
	Reel Efektif Döviz Kuru	Büyüme	Kamu Harcamaları	M2	Tüketici Fiyatları Endeksi
Aritmetik Ortalama	94.23271	369.000.000	202.000.000	1.850.000.000	337.1458
Ortanca	101.5750	369.000.000	112.000.000	1.010.000.000	245.8700
Maksimum	127.7100	582.000.000	1.290.000.000	10.800.000.000	1317.410
Minimum	47.61000	216.000.000	39548010	249.000.000	123.8633
Std. Sapma	22.30536	96636105	239.000.000	2.210.000.000	260.7597
Çarpıklık (Skewness)	-0.590758 Sağa çarpık	0.317 Sola çarpık	2.727 Sola çarpık	2.293 Sola çarpık	2.199 Sola çarpık
Basıklık (Kurtosis)	2.093 Dik Dağılım	2.096 Dik Dağılım	10.655 Dik Dağılım	8.017 Dik Dağılım	7.557 Dik Dağılım
Jarque-Bera (Olasılık)	6.466451 (0.03) Normal Dağılım Yok	3.559351 (0.16) Normal Dağılım	257.7461 (0.00) Normal Dağılım Yok	134.8024 (0.00) Normal Dağılım Yok	117.0264 (0.00) Normal Dağılım Yok
Gözlem	70	70	70	70	70

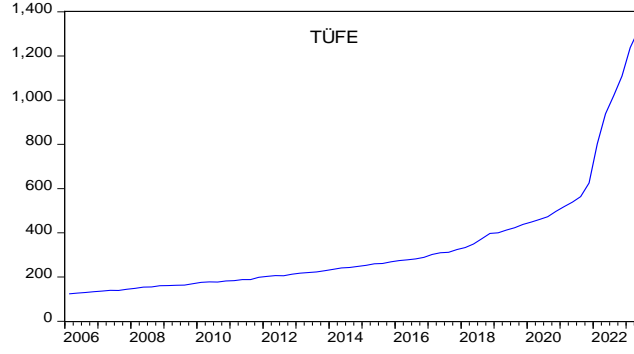
Tablo 3'e göre 2006Q1-2023Q2 döneminde ham verilerin durumu şöyledir:

- Değişkenlerin aritmetik ortalamaları sırasıyla şöyledir: Reel Efektif Döviz Kuru 94,23; Büyüme, 369.000.000, Kamu Harcamaları 202.000.000; M2 Para Arzı 1.850.000.000; Tüketici Fiyatları Endeksi, 337.1458 olarak gözlenmiştir.
- Maksimum değer bakımından Reel Efektif Döviz Kuru 127.71; Büyüme, 582.000.000; Kamu Harcamaları 1.290.000.000; M2 Para Arzı 10.800.000.000; Tüketici Fiyatları Endeksi, 1317.410 olarak gözlenmiştir.

- Minimum değer bakımından Reel Efektif Döviz Kuru 47.61; Büyüme, 216.000.000; Kamu Harcamaları 39548010; M2 Para Arzı 249.000.000; Tüketici Fiyatları Endeksi, 123.8633 olarak gözlenmiştir.
- Serilerin Çarpıklık katsayıları -1 ile +1 arasında ve pozitif olmaları halinde sola çarpık ve negatif olmaları halinde ise sağa çarpık olarak nitelendirilmektedir. Bu durumda Reel Efektif Döviz Kuru sağa çarpık, Büyüme, sola çarpık, Kamu Harcamaları sola çarpık, M2 Para Arzı sola çarpık ve Tüketici Fiyatları Endeksi serisi sola çarpık olarak belirlenmiştir.
- Hesaplanan basıklık katsayısı pozitifse, dağılımın eğrisi normal dağılımı temsil eden eğriye göre daha dik olmaktadır. Hesaplanan basıklık katsayısı negatifse dağılımın eğrisi normal dağılım eğrisine göre daha basık olmaktadır. Bu kriterlere göre bu çalışmada kullanılan tüm seriler normale göre dik dağılmaktadır.
- Normal dağılım açısından değerlendirme yapıldığında sadece Büyüme serisi normal dağılım göstermekte diğer seriler Reel Efektif Döviz Kuru, Kamu Harcamaları, M2 Para Arzı ve Tüketici Fiyatları Endeksi serileri normal dağılım göstermemektedir.

Grafik 1: Değişkenlere ait grafikler 2006Q1-2023Q2





Grafik 1’de ekonometrik işleme tabi tutulmadan önceki serilerin ham halleri sunulmaktadır. Ancak, seriler analiz öncesi gerekli işlemlerden geçirilmiştir. 1998 sabit fiyatları ile ifade edilen gayri safi yurt içi hasıla serisi ayrıca bir işleme tabi tutulmamıştır. Para arzı, kamu harcamaları serileri TÜFE ile reelleştirilmiştir. Bir sonraki aşamada tüm seriler mevsimsellikten arındırılmış ve logaritmaları alınarak analize devam edilmiştir. Serilerdeki Ln ön eki serilerin logaritmalarının alındığını, SA son eki ise serilerin mevsimsellikten arındırıldığını ifade etmektedir.

Durağanlık Testleri

Herhangi bir serinin durağan olması demek o serinin ortalama ve varyansının sabit olması yani zaman değişse bile ortalama ve varyansının değişmemesi demektir. Anlamlı sonuçlar elde etmek için serilerin durağan olması veya durağanlığı ön şart olarak ileri sürmeyen yöntemlerin kullanılması gerekmektedir. Çünkü serilerin durağanlığının önem arz ettiği analizlerde seriler durağan olmadığında elde edilen bulgular gerçeği yansıtmamaktadır. Bu bakımdan analize başlamadan önce serilerin durağanlık durumu ele alınmalıdır. Bu çalışmada serilerin durağanlık durumlarını belirlemek için Genişletilmiş Dickey-Füller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri yapılarak sonuçlar Tablo 4’te sunulmuştur.

Tablo 4: ADF ve PP yöntemiyle durağanlık analizleri

Değişkenler	ADF Sabitli	Sonuç	PP Sabitli	Sonuç
LnREDK_SA	-11.27[0,00]*	$I\sim(1)^2$	-11.30[0,00]**	$I\sim(1)^2$
LnRBUYUME_SA	-7.74[0,00]*	$I\sim(1)^2$	-10.93[0,00]*	$I\sim(1)^2$
LnRKAMUHARCAMALARI_SA	-7.01[0,00]*	$I\sim(1)^2$	-16.11[0,00]*	$I\sim(1)^2$
LnRM2PARAARZI_SA	-10.49[0,00]**	$I\sim(1)^2$	-11.11[0,00]*	$I\sim(1)^2$
LnTÜFE_SA	-3.27[0,01]**	$I\sim(1)^2$	-3.22[0,02]**	$I\sim(1)^2$
Değişkenler	ADF Sabitli-Trendli	Sonuç	PP Sabitli-Trendli	Sonuç
LnREDK_SA	-6.07[0,00]*	$I\sim(1)^2$	-13.10[0,00]*	$I\sim(1)^2$
LnRBUYUME_SA	-7.70[0,00]*	$I\sim(1)^2$	-11.05[0,00]*	$I\sim(1)^1$
LnRKAMUHARCAMALARI_SA	-5.49[0,00]*	$I\sim(1)^2$	-4.69[0,00]*	$I\sim(0)^1$
LnRM2PARAARZI_SA	-3.95[0,01]**	$I\sim(0)^1$	-3.98[0,01]**	$I\sim(0)^1$
LnTÜFE_SA	-4.07[0,01]**	$I\sim(1)^1$	-4.02 [0,00]*	$I\sim(0)^1$

* 0,01 de durağan, ** 0,05 de durağan. ¹ $I\sim(0)$ de durağan. ² $I\sim(1)$ fark durağan.

Tablo 4'te sunulan sonuçlara göre:

- Genişletilmiş Dickey-Füller Testi ile yapılan analizde sabitli modellerde bütün seriler $I\sim(1)$ 1. Farklarında durağan serilerdir.
- Phillips-Perron ile yapılan analizde sabitli modellerde bütün seriler $I\sim(1)$ 1. Farklarında durağan serilerdir.
- Genişletilmiş Dickey-Füller testi ile yapılan analizde sabitli ve trendli modellerde M2Para Arzı serisi $I\sim(0)$, diğer seriler ise $I\sim(1)$ bulunmuştur.
- Phillips-Perron ile yapılan analizde Sabitli ve trendli modellerde reel efektif döviz kuru serisi ile büyüme serisi $I\sim(1)$ birinci farklarında durağan olup ancak diğer seriler ise $I\sim(0)$ seviyesinde durağan bulunmuştur.

Bundan sonra, serilerde kırılma olup olmadığının belirlenmesi için tek kırılmayı esas alan Zivot-Andrews birim kök testi yapılmış ve sonuçları Tablo 5 de sunulmuştur. Zivot ve Andrews testlerinde kırılmalar içsel olarak model tarafından belirlenmektedir. Zivot ve Andrews testlerinde hesaplanan t-istatistikleri tablo kritik değerlerinden büyükse modelde kırılma olmadığına karar verilmekte, hesaplanan test istatistikleri tablo kritik değerlerinden küçükse modelde kırılma olduğuna karar verilmektedir.

Tablo 5: Ziwot-Andrews Birim Kök Testi sonuçları

Değişkenler	Model	Hesaplanan t-İstatistiği	%1 Tablo Kritik Değeri	%5 Tablo Kritik Değeri	Kırılma Tarihi
LnREDK_SA	A*	-3.75	-5.34	-4.93	2018Q2
	C**	-4.74	-5.57	-5.08	2015Q4
LnRBUYUME_SA	A	-3.83	-5.34	-4.93	2012Q2
	C	-4.93	-5.57	-5.08	2010Q2
LnRKHARCAMALARI_SA	A	-0.35	-5.34	-4.93	2020Q4
	C	-2.80	-5.57	-5.08	2020Q4
LnRM2PARAARZI_SA	A	-4.94	-5.34	-4.93	Kırılma Yok 2020Q2
	C	-4.97	-5.57	-5.08	
LnTÜFE_SA	A	-0.97	-5.34	-4.93	2019Q2
	C	-3.82	-5.57	-5.08	2020Q2

*A: sabitli model, C** : Sabitli ve trendli Model

Tablo 5'ten görüldüğü üzere sabitli modelde Para Arzı M2 değişkeni dışındaki tüm değişkenler diğer tüm modellerde 0.01 ve 0.05 istatistiksel anlamlılık düzeyinde kırılma belirlenmiştir. Tahmin modelinde kırılmadan kaynaklanan bir istikrarsızlık söz konusu olduğunda sorun kukla değişken kullanılarak giderilecektir.

Reel efektif döviz kuru endekslerinde sabitli modelde kırılma tarihi 2015Q4 olarak belirlenmiştir. 2015 yılı içerisinde merkez bankasının faiz indirimine gitmesi, işsizliğin artış göstermesi, enflasyonun artış göstermesi, bütçenin açık vermesi, merkez bankası rezervlerinde gerilemenin olması, Türkiye'nin kredi notunun düşürülmesi, dış ticarete açık vermeye devam edilmesi, Türkiye'de 13 yıldan beri tek başına iktidar olan Adalet ve Kalkınma Partisi Haziran 2015 seçimleriyle birlikte tek başına iktidar olma vasfını kaybetmesi 2015 yılında dördüncü çeyrekte meydana gelen ekonomik ve siyasi olaylar IMF, küresel büyümenin düşeceğini belirtmesi, BIST-100 endeksinin bir önceki yıla göre gerilemesi, Ankara'da meydana gelen terör olayında 102 kişinin ölmesinin toplumsal istikrar üzerinde olumsuz etkisi, FED'in faizlerde artış yapması gibi faktörlerin ve ekonomik birimlerin gelecek hakkındaki beklentilerine bağlı olarak nominal döviz kurlarında meydana gelen artışlar reel efektif döviz kurunda kırılmaya sebebiyet vermiş olabilir. 2018Q2 dönemindeki kırılmaya sebep olabilecek muhtemel olaylar şöylece sıralanabilir. ithalatta artış ve ihracatta gerileme olması, "Dövizlerin devlet eliyle Türk lirasına çevrileceği" ve "Dolar kurunun sabitleneceği" gibi söylencelerin yayılması, Türkiye'de yerleşiklerin dövizle işlem ve iş sözleşmelerinin

yapılmasının ve yapılmış olanların da TL ye çevrilesi hususundaki düzenlemeler yapılması, 2018 de Dolara artan yüksek talep ile oluşan spekülasyon atak, enflasyonda gerçekleşen yükseliş, ABD ile bozulan ekonomik ve siyasi ilişkiler bozulan ilişkiler, ABD ile Çin arasındaki ticaret savaşları, FED'in faiz artırımına gitmesi reel döviz kurunda kırılmaya sebep olduğu gösterilmektedir. (www.bloomberg.com, Ekonomik ve Toplumsal Gelişmeler, 2015).

Ekonomik büyümeyi temsil eden GSYİH da kırılma tarihi olarak sabitli modelde 2012Q2 ve Sabitli ve trendli modelde 2010Q2 belirlenmiştir. Ancak, reel gayri safi yurt içi hasıla grafiği incelendiğinde bu tarihleri işaret eden bir kırılmanın olmadığı görülmektedir. Ayrıca, 2010 yılı makroekonomik gelişmelerini özetleyen Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı raporlarında yapısal kırılmaya sebep olabilecek herhangi bir olaydan bahsedilmemektedir (www.sbb.gov.tr, 2010 Yılı Ekonomik Gelişmeler, s.1-3). Buna karşılık, 2009 yılı ekonomik gelişmeler haziran ayı raporunda GSYİH da daralma gözlemlendiği ifade edilmektedir (www.sbb.gov.tr, 2009 Yılı Ekonomik Gelişmeler, s.1-3).

Kamu Harcamaları değişkeninde belirlenen kırılma tarihleri sabitli modelde ve sabitli ve trendli modelde 2020Q4 olarak belirlenmiştir. 2020 yılında 11 Mart 2020 de belirlenen Covid-19 Salgını etkileriyle mücadele edilmesi kamu harcamalarının artırarak bütçe açıklarının artmasına sebep olmuştur (Dirican ve Zıvalı, 2022, s.2219-220). Kamu harcamaları 2020 yılının 4. Çeyreğinde yüzde 6,6 oranında, yılın tamamında ise yüzde 2,3 oranında artmıştır (www.sbb.gov.tr, Ekonomik Gelişmeler 4.Çeyrek 2020, s. 2).

Para arzında sabitli modelde kırılma belirlenmemiş buna karşılık sabitli ve trendli modelde 2020Q2 döneminde kırılma belirlenmiştir. Covid-19 salgını etkisiyle para hacminin genişlediği merkez bankasının finansal istikrar metinlerinde açıkça belirtilmektedir (Finansal İstikrar Raporu Kasım 2020, Sayı. 31. s.39).

Enflasyonda sabitli modelde 2. Çeyrekte yani 2019Q2 de belirlenen yapısal kırılma sabitli ve trendli modelde 2020Q2 olarak belirlenmiştir. Ancak, TÜFE endeks grafiği incelendiğinde gerek 2019 gerekse 2020 yılında yapısal kırılma olarak değerlendirilebilecek bir durum gözlenmemektedir. TCMB 2019-III numaralı enflasyon raporu incelendiğinde enflasyonda kırılmaya işaret eden bir durum gözlenmemiştir (TCMB Enflasyon raporu 2019-III, 2019, s.28-41). 2020 yılı enflasyon gelişmeleri değerlendirildiğinde, Türk lirasında birikimli değer kaybının yaşandığı, enflasyon görünümünde bozulmanın olduğu ve kur geçişkenliği dolayısıyla enflasyonun yüzde 14 oranında yükseldiği belirlenmiştir. Yaşanan birikimli değer kaybının, enflasyon görünümünde bozulmaya sebep olurken enflasyonda gıda ve ulaştırma fiyatları belirgin hale gelmiştir (TCMB Enflasyon Raporu 2020-III, 2020 s.19-28).

Serilerin durağanlık durumlarına göre bazı değişkenlerin seviyesinde durağan bazılarının birinci farklarında durağan olmaları ve ikinci farklarında durağan seri bulunmaması dolayısıyla ARDL yöntemiyle

analize devam edilerek değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. ARDL yönteminde tahmin modellerinde ikinci farkında seri bulunmamak şartıyla serilerin durağanlık durumları dikkate alınmamaktadır. Araştırmada büyüme değişkeni gayri safi yurt içi hasılanın reel efektif döviz kuru ve diğer açıklayıcı değişkenlerle olan uzun dönemli ilişkisi araştırılacaktır. Açıklayıcı değişkenlerin modele dahil edilmesinin gerekçesi bu değişkenlerin büyüme değişkeninin belirleyicilerinden olması dolayısıyladır. Reel döviz kurunun büyüme üzerinde herhangi bir etkisinin olup olmadığını belirlemek için tahmin edilen modelin fonksiyon ve eşitlik formundaki sunumu aşağıda (9) ve (10) numara ile gösterilmektedir.

$$GSYİH=f(\text{Reel Efektif Döviz Kuru}, M2 \text{ Para Arzı}, \text{Kamu Harcamaları}, T\ddot{U}FE) \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \ln GSYİH_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Trend} + \alpha_2 \ln REEL DÖVİZ KURU_t + \alpha_3 \ln M2 PARA ARZI_t + \\ & \alpha_4 \ln KAMU HARCAMALARI_t + \ln T\ddot{U}FE + U_t \end{aligned} \quad (10)$$

Durağanlık analizlerinde I~(2) 2.farkında durağanlık belirlenmediği için ARDL modeli ile eşbütünleşme ilişkisi ve hata düzeltme modeli ECM ile de kısa dönemli ilişkiler araştırılmıştır.

Reel Efektif Döviz Kurunun Büyüme ile Uzun Dönem İlişkisi

Durağanlık analizlerine dayanarak değişkenler arasında olması beklenen eş bütünleşme ilişkisi ARDL yöntemi ile ve nedensellik ilişkisi ise Hata Düzeltme Modeli (ECM) ile araştırılmıştır. İlk olarak ARDL yöntemi ile uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisini belirlemek için yapılan sınır testi sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: ARDL (4, 2, 0, 2, 3) sınır testi

F İstatistiği	Önem Düzeyi	Pesaran vd. (2001) Tablo Kritik Değerleri	
		Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
5.65	10%	2.2	3.09
k=3	5%	2.56	3.49
Gözlem Sayısı 80	1%	3.29	4.37

Tablo 6'da görüldüğü gibi % 5 anlamlılık düzeyinde hesaplanan F-istatistik değeri (5.65) Tablo üst kritik değeri 3.49'dan büyük olması dolayısıyla değişkenlerin eşbütünleşik olduğu belirlenmiştir. Bundan sonra Otoregressif Gecikmesi Dağıtılmış Tahmin Modeli Tablo 7'de sunularak tanısal testler yapılmıştır. Tanısal test sonuçları Tablo 8'de sunulmaktadır.

Tablo 7: Selected model: ARDL(4, 2, 0, 2, 3)

Bağımlı Değişken: LRGSYİH_SA

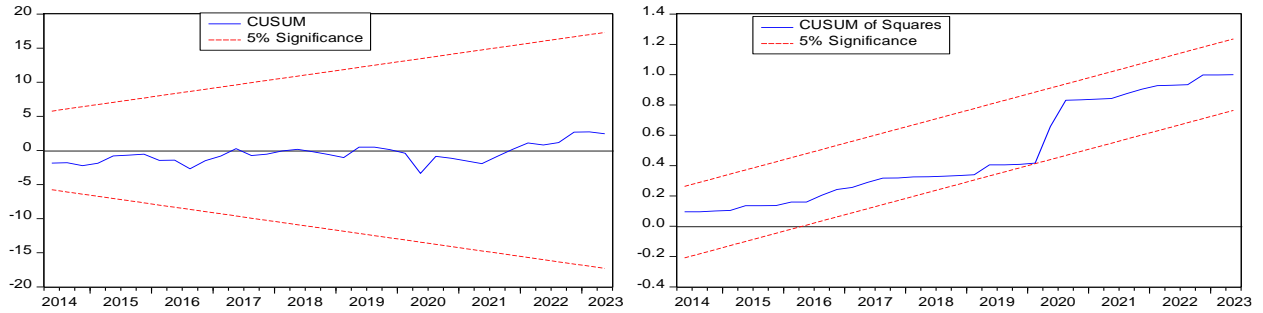
Değişkenler	Katsayılar	Std. Hatalar	t-istatistikler	Olasılık
LnRGSYİH_SA(-1)	0.553818	0.122604	4.517111	0.0000
LnRGSYİH_SA(-2)	0.183660	0.143428	1.280505	0.2064
LnRGSYİH_SA(-3)	-0.023013	0.145795	-0.157842	0.8752
LnRGSYİH_SA(-4)	0.284384	0.124215	2.289457	0.0264
LnREDK_SA	-0.140930	0.098786	-1.426615	0.1600
LnREDK_SA(-1)	0.598534	0.167949	3.563774	0.0008
LnREDK_SA(-2)	-0.350665	0.124199	-2.823417	0.0068
LnTUFES_SA	-0.096443	0.050803	-1.898387	0.0635
LnRM2_SA	-0.569144	0.235273	-2.419081	0.0193
LnRM2_SA(-1)	1.139149	0.339029	3.360032	0.0015
LnRM2_SA(-2)	-0.440958	0.197271	-2.235290	0.0300
LnRHARCAMALAR_SA	0.039489	0.072556	0.544258	0.5887
LnRHARCAMALARS_A(-1)	-0.151052	0.078579	-1.922289	0.0604
LnRHARCAMALAR_SA(-2)	0.163704	0.072499	2.258028	0.0284
LnRHARCAMALAR_SA(-3)	0.153972	0.072363	2.127770	0.0384
KUKLA	-0.040249	0.015306	-2.629637	0.0114
C	-6.072973	2.729392	-2.225028	0.0307

R²: 0,98; \bar{R}^2 : 0,98; DW İst. :2.06; F-İst.: 263.446 (Olasılık:0.00)

Tablo 8: Tanısal test sonuçları

Test Türü	Test istatistiği (olasılık)
Oto Korelasyon Testi, Breusch-Godfrey	0
Değişen Varyans Testi, Heteroskedasticity: Brunch-Pagan-Godfrey	22.97 (0,11) Değişen Varyans Yoktur
Jarjue-Bera – Normallik Dağılım Testi	40.29 (0.0) Normal Dağılım Yoktur.
Ramsey-Reset Testi	0.09 (0.76) Model kurulumu doğru

Grafik 2: Cusum ve cusumkare test grafikleri



Tablo 8’de sunulan diagnostik testlere göre tahmin modelinde otokorelasyon, değişen varyans ve model spesifikasyon sorunu belirlenmemiştir. Modelde seriler normal dağılmamaktadır. Modelde istikrarı sağlamak için kukla değişken kullanılmış ve kukla değişken modelde anlamlı bulunarak tahmin modelinin istikrarı sağlanmıştır. Tahmin modeli cusum ve cusum kare test sonuçlarına bakıldığında modelin bir bütün olarak istikrarlı olduğu anlaşılmaktadır. Tahmin modelinde kukla değişken anlamlı bulunmuştur. Tahmin Modelinin tanısal testlerinde tahmine engel bir sonuç olmaması dolayısıyla değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler tahmin edilmiş ve uzun dönem katsayıları Tablo 9’da sunulmuştur.

Tablo 9: Uzun dönem katsayılar

Değişken	Katsayı	Stad. Hata	t-statistic	Olasılık
LNRDK_SA	92.93894	8441.021	0.011010	0.9913*
LNTUFE_SA	-83.81734	7618.414	-0.011002	0.9913*
LNRM2_SA	112.1536	10145.84	0.011054	0.9912*
LNRHARCAMALAR_SA	179.1304	16254.81	0.011020	0.9913*
C	-5277.953	480051.0	-0.010995	0.9913*

*: istatistiksel olarak anlamsız

Tablo 9'dan anlaşıldığı üzere uzun dönem katsayıları istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. Uzun dönem katsayılarının anlamsız bulunması, kullanılan değişkenlerin GSYH'yi belirleyen temel değişkenler olmamasından kaynaklanmış olabilir. Kullanılan değişkenler arasında sadece, kamu harcamaları doğrudan büyümeye etki edebilir. Bu etkinin ortaya çıkabilmesi diğer değişkenler yanında gecikme uzunluğuna da bağlı olmaktadır. Her değişkenin gecikme uzunluğunun farklı olması değişken katsayılarının anlamsız çıkmasına sebebiyet verebilir. Bu çalışmada çeyrek dönemlik veriler için gecikme uzunluğu 4 olarak alınmıştır. Araştırmanın esas konusu reel döviz kuru ile büyüme arasındaki uzun veya kısa dönemli olası ilişkiler olup uzun dönem katsayısının anlamsız çıkması durumu reel döviz kurunun GSYH'nin temel belirleyicilerinden olmamasından kaynaklanmaktadır.

Reel Efektif Döviz Kurunun Büyüme ile Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasında eş bütünleşme belirlendiğinde kısa vadeli nedensel ilişkilere hata düzeltme modeli tahmin edilerek bakılmaktadır. Tahmin edilen modelde ilk olarak hata düzeltme teriminin katsayısına yani program çıktısındaki $CointEq(-1)$ teriminin katsayısına bakılmalıdır. Bu katsayıya hata düzeltme katsayısı denmektedir. Bu katsayının işareti negatif ve istatistiki olarak anlamlı olmalıdır. Bu araştırmada tahmin edilen ARDL(4, 2, 0, 2, 3) modeli temelinde ECM yani Hata Düzeltme Modeli tahmin edilmiş ve program çıktıları Tablo 10'da rapor edilmiştir.

Tablo 10: ARDL(4, 2, 0, 2, 3) için kısa dönemli katsayılar

Bağımlı Değişken: LnRGSYIH_SA				
Değişkenler	Katsayılar	Std. Hatalar	t-istatistikler	Olasılık
D(LNRGSYIH_SA(-1))	-0.445032	0.111650	-3.985971	0.0002
D(LNRGSYIH_SA(-2))	-0.261371	0.111220	-2.350037	0.0228
D(LNRGSYIH_SA(-3))	-0.284384	0.107312	-2.650074	0.0108
D(LNREDK_SA)	-0.140930	0.082536	-1.707496	0.0941
D(LNREDK_SA(-1))	0.350665	0.107577	3.259668	0.0020
D(LNRM2_SA)	-0.569144	0.205749	-2.766210	0.0080
D(LNRM2_SA(-1))	0.440958	0.173286	2.544679	0.0141
D(LNRHARCAMALAR_SA)	0.039489	0.055001	0.717970	0.4762
D(LNRHARCAMALAR_SA(-1))	-0.317676	0.068313	-4.650310	0.0000
D(LNRHARCAMALAR_SA(-2))	-0.153972	0.055921	-2.753384	0.0083
KUKLA	-0.040249	0.009755	-4.126103	0.0001
ECT CointEq(-1)	-0.001151	0.000188	-6.117241	0.0000

R^2 : 0,48, \bar{R}^2 : 0,38, DW sta.: 2.06

Tablo 10’da rapor edildiği üzere tahmin modelinin determinant katsayısı R^2 :0,48, düzeltilmiş determinant katsayısı ise \bar{R}^2 :0,38’dir. Buna göre model, gayri safi yurtiçi hasıladaki değişimi 0,48 oranında açıklayabilmektedir. Modeldeki açıklanamayan kısım ise modele katılmayan değişkenlerle açıklanabilmektedir.

CointEq(-1) ile temsil edilen Hata düzeltme terimi katsayısı beklenildiği gibi işareti negatif ve istatistiki açıdan anlamlı çıkmıştır. Bunun anlamı uzun dönem dengesindeki bir bozulmanın bir dönem sonrasında yaklaşık olarak %0,1 kadarlık kısmı düzeltilerek var olan dengeye yaklaştırmaktadır. Böylece kısa dönemde reel efektif döviz kuru, M2 Para Arzı, Kamu Harcamaları, Tüketici fiyatları endeksi ile büyüme arasındaki ilişkiler negatif ve pozitif olarak belirlenmiştir.

Tablo 10’ a göre kısa dönemde büyüme değişkeninin tüm gecikmelerinin kendi üzerindeki etkisi negatif ancak istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Analiz sonuçlarına göre reel efektif döviz kurunun düzey değeri ile büyüme arasındaki ilişki negatif ancak bir gecikmeli değeri ile pozitifdir. Negatif yani ters yönlü ilişkide reel efektif döviz kuru artınca bu artış büyümeye olumsuz etki ederek büyümenin azalmasına sebep olmaktadır veya bunun tersi gerçekleşmektedir. Reel efektif döviz kurunun bir gecikmeli değerinin pozitif ilişkide olması durumunda

reel efektif döviz kurunda bir artış olması durumunda büyüme de artmakta veya reel efektif döviz kurunun azalması durumunda ise büyümede azalma meydana gelmektedir. Sonuç olarak reel efektif döviz kuru ile büyüme arasında teorik olarak ters yönlü ilişki bulunmaktadır. Yani kur artınca büyümenin azalması veya kur düşünce büyümenin artması gerekmektedir.

Para arzı M2'nin düzey değeri ile büyüme değişkeni arasındaki ilişki negatif ancak istatistiki açıdan çıkmıştır. Yani, para arzında bir artış ilk etapta büyümeyi olumsuz etkilemekte veya para arzında meydana gelen bir azalış büyümeyi olumlu etkilemektedir. Para arzının bir gecikmeli değeri büyümeyi olumlu etkilemektedir. Yani, para arzında meydana gelen bir artış bir gecikmeli değeri büyümeyi veya gayri safi yurtiçi hasılayı artırmaktadır.

Genel Kamu Harcamalarının düzey değeri ile gayri safi yurt içi hasıla veya büyüme arasında pozitif, genel kamu harcamalarının (-1) ve (-2) gecikmeli değerleri ile gayri safi yurtiçi hasıla arasında negatif yani ters yönlü ilişki belirlenmiştir. Buna göre kamu harcamalarının pozitif ilişkide olması demek kamu harcamaları artınca büyüme de artmaktadır. Negatif ilişki durumunda kamu harcamalarını artması ise büyümeyi azaltmaktadır.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Türkiye'nin dışa açık bir ekonomi olması dolayısıyla reel efektif döviz kurunun değerlerinden etkilenmektedir. Bu bakımdan bu çalışmada Türkiye'de reel efektif döviz kuru ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki araştırılmıştır. Bu kapsamda Türkiye'nin 2006Q1-2023Q2 döneminde reel efektif döviz kurunun ekonomik büyümeyle olan ilişkisi araştırılmıştır. Araştırmada, otoregressif gecikmesi dağıtılmış model yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem değişkenlerin durağanlık düzeyini dikkate almadan analizi gerçekleştirme imkânı vermektedir. Ancak, değişkenler arasında ikinci farkında durağan I(2) değişken olmamasına dikkat edilmelidir. Bu çalışmada, ilk olarak literatür araştırması yapılmış ve bu konuda erişilebilen ulusal ve uluslararası yayınlar değerlendirilmiştir.

Literatür özeti araştırmasında araştırma yapılan ülkenin gelişmiş, gelişmekte olan ülke olması veya ülkenin geçiş ekonomisi olmasına göre araştırma sonuçları değişmektedir. Buna göre gelişmiş ülkelerde reel efektif döviz kurunun çok yüksek olması ekonomik büyümeyi azaltmaktadır. Yüksek olması ise ekonomik büyümeyi artırmaktadır. Az gelişmiş ülkelerde reel efektif döviz kurunun yüksek olması ekonomik büyümeyi azaltmakta; reel efektif döviz kurunun düşmesi ise ekonomik büyümeyi artırmaktadır. Geçiş ekonomisi ülkelerinde ise reel efektif döviz kurunun düşmesi ekonomik büyümeyi artırmaktadır.

Literatürde Türkiye için yapılan çalışmalardan Ay, Şaylan ve Koçak (2008) çalışmasında Reel efektif döviz kuru, ekonomik büyümeyi uzun ve kısa dönemde pozitif etkilemektedir. Çiftçi (2014), çalışmasında Reel efektif döviz kuru ekonomik büyümeyi kısa dönemde etkilemektedir. Çevik ve Pehlivan (2019) çalışmasında reel efektif döviz kuru ekonomik büyümeyi önemli bir düzeyde etkilemektedir. Erkekoğlu ve Gül (2020), çalışmasında Reel efektif döviz kuru büyümeyi uzun ve kısa dönemde etkilemektedir. Sağdıç ve Duman (2021) çalışmasında reel efektif döviz kuru büyümeyi kısa dönemde tek yönlü etkilemektedir. Bu çalışmada elde edilen bulgularda reel efektif döviz kuru ekonomik büyümeyi sadece kısa dönemde zayıf bir düzeyde yüzde dokuz seviyesinde etkilemektedir. Anlaşılacağı üzere Türkiye için yapılan çalışmalarda ortak olan ancak kesin olmayan nokta reel efektif döviz kurunun ekonomik büyüme üzerinde kısa dönemde tartışmalı bir etkisinin olabileceği yönündedir. Bu etkiye dayanarak reel efektif döviz kurunun ekonomik büyümeyi doğrudan etkileyen bir değişken olduğu ileri sürülememektedir.

Araştırmada ekonomik büyüme ile reel efektif döviz kur ve diğer açıklayıcı değişkenlerle arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi belirlenmiştir. Ancak, reel efektif döviz kur dâhil açıklayıcı değişken katsayıları istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bunun yanında kısa vadeli nedensel ilişkilerin araştırıldığı hata düzeltme modelinde ise reel efektif döviz kuru da dâhil olmak üzere açıklayıcı değişken katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Yani kısa dönemde REDK büyümeyi etkilemektedir. Bu etki diğer değişkenlerin katılmasıyla ortaya çıkmakta ancak etkinin derecesi çok güçlü olmamaktadır.

Bir ülke ekonomisindeki makro iktisadi istikrarın en önemli göstergesi o ülkenin değerli paraya sahip olmasıdır. Ulusal ve yabancı yatırımların ülkedeki reel üretimi artırması makroekonomik istikrarla sağlanmaktadır. Ulusal paranın değerlenmesi şayet ülkede cari açık sorunu yok ise veya bu sorunu depreştirmiyorsa, bu durum ekonomik istikrarın sağlanmasına katkıda bulunur ve ülkeyi yatırım açısından cazip hale getirebilir. Eğer ulusal para değerlendirildiğinde cari açık bu durumdan olumsuz etkileniyorsa ekonomik istikrardan ve yabancı yatırımcılar için ülkenin cazibesinden bahsedilememektedir. Ulusal para değer kaybettiğinde ihracat yoluyla cari açık olumlu etkilenebilmekte ve kanalla ekonomik büyümeye olumlu etki etmektedir. Bu nedenle, ülkenin durumuna göre uygun bir döviz kuru politikasının benimsenmesi, çıktı kapasitesinin geliştirilmesine ve daha yüksek bir ekonomik büyümenin sağlanmasına yardımcı olabilir.

Ekonomik büyümeyi artırmak amacıyla, reel efektif döviz kurunun yanında sürdürülebilir ve uygun makroekonomik istikrarı sağlayacak maliye, para ve rekabetçi döviz kuru politikalarının uygulanması uygun olabilir. Rekabetçi döviz kuru politikası uygulanırken döviz kurları reel olarak yükselince ihracatçıların oluşturduğu ulusal katma değer döviz kurları düzeyinde artmaması dolayısıyla üretimde toplam maliyetler

döviz cinsinden düşer. Döviz kurlarının yükselmesi durumunda yerli üreticiler ithalatçılarla daha kolay rekabet eder, böylece ithal mal kullanımı hemen olmasa da içeride gereken yatırım ve kapasite artışı sağlandığında orta vadede azalır. Ayrıca, yüksek döviz kuru tüketimde gereksiz ithalatı azaltmak yönüyle de cari dengeye katkı sağlar. Reel efektif döviz kurları cari dengeyi olumlu etkileyecek veya var olan dengeyi koruyacak bir bant aralığında dengelenmeli ve dış finansmana dayalı ekonomik büyüme terk edilmelidir (Albayrak, 2022, s.169-174).

Reel efektif döviz kuru, nominal döviz kuru ve enflasyonla doğrudan ilişkili olup rekabetçi bir kur politikası izleyebilmek ve Türkiye'nin büyümesi yanında cari açık sorununun çözümüne de katkı sağlayacak şekilde alınması gereken tedbir ve öneriler şunlardır: İhracat artırılarak ithalat kısımlıdır. İthalatımızda önemli yer işgal eden ithal mal ve hizmetler ülke içinde üretilmelidir. Enerjide dış kaynak bağımlılığımızı azaltmak, turizm gelirlerinin artırmak ve bunun için gerekli önlemleri almak ve sürdürmek gerekmektedir. Yabancı ülkelerden doğrudan yabancı yatırımcıları ülkeye çekmek ve ani sıcak para giriş ve çıkışlarına karşı kontrol mekanizmaları geliştirmek. Dış finansmanı yani dış borçlanmayı en aza indirme ve mümkünse sıfırlamak ve enflasyonu düşürmek ve mümkününde dikkate alınmayacak düzeylere kadar indirmek gerekmektedir.

Ayrıca, politika yapıcılarını döviz kurlarıyla ilgili işlem yaparken, fiyat ve finansal istikrarı sağlarken dış ödemeler dengesinin durumunu dikkate alarak maliye politikası eşliğinde para politikası ve rekabetçi bir kur politikası izlemeleri gerekmektedir. Türkiye açısından bakıldığında eğer TL'nin değerli olması amaç olarak belirlenmişse ithalatın artmamasına dikkat edilmelidir. Türkiye gibi gelir dağılımının düzgün olmadığı ülkelerde değerli ulusal para ülkeye bir miktar yabancı para ve doğrudan yabancı yatırım çekebilmektedir. Ancak, lüks ve gösteriş tüketiminin yüksek olması ithalatın artmasına sebebiyet verebilmektedir. Durumun çok yönlü değerlendirilerek önleyici müdahalenin yapılması gerekmektedir.

YAZAR BEYANI / AUTHOR STATEMENT

Araştırmacı(lar) makaleye ortak olarak katkıda bulunduğunu bildirmiştir. Araştırmacılar herhangi bir çıkar çatışması bildirmemiştir.

KAYNAKÇA

- AbuDalu, A., Ahmed, E. M., Almasaied, S. W. & Elgazoli, A. I. (2014). The real effective exchange rate impact on ASEAN-5 economic growth. *International Journal of Economics and Management Sciences*, 3(2), 1-11.
- Ahmet, A. Y., Şaylan, Ş. & Koçak, İ. (2008). Reel döviz kuru ve çıktı arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği (1990-2006). *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 8(15), 361-374.
- Akduru, H. E. & Polat, H. (2021). Bretton Woods sonrası dönemde küreselleşme ve neoliberalizm hareketlerinin ekonomik krizlere etkisi. *Ardahan Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(1), 76-82.
- Albayrak, B. (2022). *Burası çok önemli: Enerjiden ekonomiye tam bağımsız Türkiye*. İstanbul: Turkuvaz Kitap.
- Altıntaş, H. (2013). Türkiye’de petrol fiyatları, ihracat ve reel döviz kuru ilişkisi: ARDL sınır testi yaklaşımı ve dinamik nedensellik analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 9(19), 1-30.
- Babubudjnauth, A. & Seetannah, B. (2021). An empirical analysis of the impacts of real exchange rate on GDP, manufacturing output and services sector in Mauritius. *International Journal of Finance & Economics*, 26(2), 1657-1669.
- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal Of Political Economy*, 72(6), 584-596.
- Barguelli, A. (2021). The asymmetric indirect impact of real exchange rate on economic growth through foreign trade: an asymmetric ARDL panel model. *Asian Economic and Financial Review*, 11(8), 658-671.
- Berber, M. (2006). *İktisadi büyüme ve kalkınma: Büyüme teorileri & kalkınma ekonomisi*. Trabzon: Derya Kitabevi.
- Bloomberg, 2015 Yılı Ekonomik ve Toplumsal Gelişmeleri, <https://www.bloomberght.com/haberler/haber/1842566-2015de-neler-oldu-> adresinden erişildi. (Erişim: 07.05.2024).
- Bozkurt, H. Y. (2013). *Zaman serileri analizi* (Genişletilmiş 2. Baskı), Bursa: Ekin Basım Yayın Dağıtım.
- Bozkuş, S. & Kahyaoğlu, H. (2018). Üretim ile reel efektif döviz kurunun uzun dönemli ilişkisi: Kazakistan üzerine bir uygulama. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(2), 360-387.
- Brixiova, Z. & Ncube, M. (2014) : The real exchange rate and growth in Zimbabwe: Does the currency regime matter?, *IZA Discussion Papers*, No. 8398, 7(1), June 2012, 59-75.
- Büberkökü, Ö. (2021). Reel efektif döviz kurları ile ekonomik aktivite arasındaki nedensellik ilişkisinin analizi. *Proceedings Book October*, 26, 27, 172-186
- Çelik, T., Çelik, B. & Barak, D. (2017). Geçiş ekonomilerinde reel döviz kuru ve ekonomik büyüme ilişkisi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(3), 877-890.

- Çevik, E. İ. & Pehlivan, Ö. G. Ö. S. (2019). Reel efektif döviz kurunun cari işlemler dengesi ile ekonomik büyüme üzerindeki etkisi: 1998-2018 Türkiye örneği etki-tepki analizi. *International Congress of Management Economy and Policy, 2019 Autumn Proceedings Book*, s. 443.
- Çiftci, N. (2014). Türkiye’de cari açık, reel döviz kuru ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler: Eş bütünleşme analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(1), 129-142.
- Çil Yavuz, N. (2015). *Finansal ekonometri*. İstanbul: Der Yayınları.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, 49(4), 1057-1072.
- Dirican, H., & Zıvalı, B. S. (2022). Türkiye’de kamu harcamalarının Covid-19 salgını sürecinde seyri: Sıçrama hipotezinin geçerliliğinin değerlendirilmesi. *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 12(3), 2201-2226.
- Eğilmez, M. (2018). *Tarihsel süreç içinde dünya ekonomisi*. İstanbul: Remzi Kitabevi.
- Elbadawi, I. A., Kaltani, L. & Schmidt-Hebbel, K. (2008). Foreign aid, the real exchange rate, and economic growth in the aftermath of civil wars. *The World Bank Economic Review*, 22(1), 113-140.
- Erkekoğlu, H. & Gül, G. (2020). 2003-2017 Dönemi için Türkiye’de ekonomik büyüme, reel döviz kuru ve dış ticaret ilişkisi: Granger nedensellik analizi. *Aydın İktisat Fakültesi Dergisi*, 5(2), 25-39.
- Finansal İstikrar Raporu Kasım 2020, https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/832a5718-f26c-4869-8480-ab366e1b1eae/F%C4%B0R31_T%C3%BCmMetin.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-832a5718-f26c-4869-8480-ab366e1b1eae-nqFxO1W adresinden erişildi (Erişim: 05.05.2024).
- Frait, J. & Komárek, L. (2001). Real exchange rate trends in transitional countries (No. 2068-2018-1326). *Warwick Economic Research Papers. No.596*, 1-34
- Fumey, A. (2012). Real exchange rate and economic growth: Determining the direction of impact in Ghana. *Annals of Management Science*, 1(1), Makale 7.
- Hossain, A. A. (2013). Empirical relationships among inflation, the real exchange rate and economic growth: an econometric investigation using annual data for 14 countries of the Asia-Pacific, 1970-2010. *Researchgate.net*, 1-33.
- Huong, D. T. M. (2019). Real exchange rate and economic growth: an empirical assessment for Vietnam. *Asian Economic and Financial Review*, 9(6), 680-690.
- Jena, N. R. & Sethi, N. (2020). Interaction of real effective exchange rate with economic growth via openness of the economy: empirical evidence from India. *Journal of Public Affairs*, 20(2), e2042.
- Karadam, D. Y. & Özmen, E. (2021). Real exchange rates and growth: contractionary depreciations or appreciations? *Ege Academic Review*, 21(2), 111-123.

- Kartal, C., & Mütefekkir, B. (2020). İran ekonomisinde reel efektif döviz kuru ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki (1979-2017). *Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(1), 1-14.
- Kızıltan, A. & Çiğerlioğlu, O. (2008). Türkiye’de reel döviz kuru değişmelerinin ihracat ve ithalata etkisi. *EKEV Akademi Dergisi*, 36, 49-50.
- Kumar, S. (2010). Determinants of real exchange rate in India: An ARDL Approach. *Reserve Bank Of India Occasional Papers*, 31(1), 33-64.
- Munthali, T., Simwaka, K. & Mwale, M. (2010). The real exchange rate and growth in Malawi: Exploring the transmission route. *Journal of Development And Agricultural Economics*, 2(9), 303-315.
- Musyoki, D., Pokhariyal, G. P. & Pundo, M. (2012). The impact of real exchange rate volatility on economic growth: Kenyan evidence. *Business & Economic Horizons*, 7(1), 59-75.
- Öztürk, N., (2014) *Para banka kredi*, Bursa: Ekin Basım Yayın ve Dağıtım.
- Pazarlıoğlu, M. V. & Gülay, E. (2007). Net portföy yatırımları ile reel faiz arasındaki ilişki: Türkiye örneği-1992: I-2005: IV. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9(2), 201-221.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal Of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Razin, O. & Collins, S. M. (1997). Real exchange rate misalignments and growth. *NBER Working Paper Series*, 6174. 1-10.
- Sağdıç, A. & Duman, Y. K. (2021). Türkiye’de cari açık, reel döviz kuru ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler: VAR ve Granger nedensellik analizi. *Sakarya İktisat Dergisi*, 10(3), 213-225.
- Samuelson, P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145-154.
- sbb.gov.tr 2009 Yılı Ekonomik Gelişmeler, <https://www.sbb.gov.tr/ekonomik-gelismeler/#1543320522454-d482e763-f24f> adresinden erişildi (Erişim: 05.05.2024).
- sbb.gov.tr 2010 Yılı ekonomik gelişmeler, <https://www.sbb.gov.tr/ekonomik-gelismeler/#1543320522454-d482e763-f24f> adresinden erişildi (Erişim: 05.05.2024).
- sbb.gov.tr 2020 Yılı ekonomik gelişmeler 4. çeyrek, <https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2021/04/Ekonomik-Gelismeler-2020-4-Ceyrek-12042021.pdf> adresinden erişildi (Erişim: 05.05.2024).
- Söylemez, A. O. & Yılmaz, A. (2012). The relationship between the international capital flows and economic growth after the financial liberalization in Turkey. *Munich Personal RePEc Archive* 52271.
- Tarawalie, A. B. (2010). Real exchange rate behaviour and economic growth: evidence from Sierra Leone: Economics. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 13(1), 8-25



- TCMB (2019), Enflasyon raporu 2019-III, https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/57a2453a-8564-4939-a56e-2a9c38c4704a/enfnisan2019_ii_tam.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-57a2453a-8564-4939-a56e-2a9c38c4704a-mFJsyKS adresinden erişildi (Erişim: 05.05.2024).
- TCMB (2020), Enflasyon raporu 2020-III, https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/530bcf58-def9-43d2-a8be-ff9d4dee70da/enfnisan2020_ii_tam.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-530bcf58-def9-43d2-a8be-ff9d4dee70da-n7cKPHd adresinden erişildi (Erişim: 05.05.2024).
- TCMB (2022), “Reel Döviz Kuru Meta Veri”, <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/02713545-8428-49ab-a9d9-0f770895d513/REERMetaveri.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-02713545-8428-49ab-a9d9-0f770895d513-n.VviuQ> adresinden erişildi (Erişim: 12.10.2023).
- Ulusoy, A., Yamak, R. & Küçükkale, Y. (2014). *İktisadın HYP'leri*. Trabzon: Derya Kitabevi.
- Yamak, R. & Erdem, H. F. (2017). *Uygulamalı zaman serisi analizleri*. Trabzon: Celepler Matbaacılık.
- Zivot, E. & Andrews, D.W.K. (1992) Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business And Economic Statistics*, 10, 251-270. doi: 10.2307/1391541