

TÜRKİYE'DE REEL DÖVİZ KURUNUN BELİRLEYİCİLERİ: DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN ARDL BULGULARI*

Burcu BERKE¹

Öz

Makro değişkenlerin artması veya azalması reel döviz kurunda değer kaybı veya değerlenme yaratabilir ve bu koşullarda, Türkiye ekonomisinin dış rekabetçi yapısı diğer ticaret partnerleri karşısında iyileşebilir veya kötüleşebilir. Bu çalışmanın temel amacı Türkiye için 1994-2019 döneminde reel döviz kurunun makroekonomik belirleyicilerini veya spesifik olarak verimliliğin reel döviz kuruna etkilerini hem doğrusal (ARDL) hem de doğrusal olmayan (NARDL) yöntemler kullanarak araştırmaktır. Uzun dönemde diğer kontrol değişkenlerinin (doğrudan yabancı yatırım, dışa açıklık ve kamu tüketimi) etkileri kontrol edildikten sonra doğrusal model, verimlilikteki artışın reel döviz kurunun değerini düşürdüğünü veya bir anlamda Balassa-Samuelsan hipotezinin geçerli olmadığını gösterirken, doğrusal olmayan model ise verimlilikteki hem pozitif hem de negatif şokların reel döviz kurunu düşürdüğünü veya reel değer kaybı yarattığını ortaya koyarak doğrusal model sonuçlarını doğrulamaktadır. Ampirik bulgular, Türkiye ekonomisi için dış rekabetçi yapının diğer ticaret partnerleri karşısında iyileşebileceğini göstermektedir. Bu sonuçlar konuyla ilgilenenler için önemli politika implikasyonlarına sahiptir.

Anahtar Kelimeler: Reel Döviz Kuru, Verimlilik, Türkiye, ARDL, NARDL

JEL Kodları: F31, F41, O47, C01

DETERMINANTS OF REAL EXCHANGE RATE IN TURKEY: LINEAR AND NONLINEAR ARDL FINDINGS

Abstract

An increase or decrease in macro variables may cause a depreciation or appreciation in the real exchange rate, and under these conditions, the external competitiveness of the Turkish economy may improve or deteriorate against other trading partners. The main purpose of this study is to investigate the macroeconomic determinants of the real exchange rate or specifically the effects of productivity on the real exchange rate for Turkey in the period 1994-2019, using both linear (ARDL) and non-linear (NARDL) methods. After controlling for the effects of other control variables (foreign direct investment, openness and government consumption) in the long run, the linear model shows that the increase in productivity decreases the value of the real exchange rate or, in a sense, the Balassa-Samuelsan hypothesis is invalid, on the other hand, the nonlinear model confirms the linear model results by revealing that both positive and negative shocks in productivity lower the real exchange rate or create real depreciation. Empirical findings show that the external competitiveness of the Turkish economy can improve against other trading partners. These results have important policy implications for those interested.

Keywords: Real Exchange Rate, Productivity, Turkey, ARDL, NARDL

JEL Codes: F31, F41, O47, C01

*Bu çalışma 13-15 Mayıs 2022 tarihleri arasında gerçekleştirilen EconAnadolu konferansında sözlü bildiri olarak sunulmuştur.

¹Doç. Dr., Niğde Ömer Halis Demir Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, burcuberke@ohu.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-3987-3592>

GİRİŞ

1973 yılında Bretton Woods sisteminin yıkılarak reel döviz kurlarının dalgalanmaya bırakılmasının ardından bu kurlar reel ekonomi (üretim ve istihdam) ve dış ticarete önemli etkiler yaratmıştır. Literatürde gelişmekte olan ülkelerin ekonomik büyüme için “istikrarlı ve rekabetçi bir reel kur” politikası hedefledikleri ve bu türden bir politika amacının refahı iyileştirmesine karşın, reel döviz kurunun denge değerinden sapmasının (misalignment)² (aşırı değerlenmesinin veya aşırı değer kaybının varlığının) ihracat büyümesini engelleyip makroekonomik istikrarsızlık yaratabilmesinin yanı sıra bu kurdaki hareketlerin ardındaki faktörlerin araştırılmasının gerekliliği iyi bilinmektedir. Çünkü, reel ve nominal şoklar reel döviz kurunun kısa ve uzun dönemli davranışlarında etkilidir (Odedokun, 1997, s.63; Chowdhury, 1999, s.3; Joyce ve Kwas, 2003, s.155; Roberto ve Martin, 2014, s.1).

Satın alma gücü paritesi³ (PPP) yaklaşımına göre iki para arasındaki döviz kuru iki ülkenin nispi fiyatları olarak görülmektedir. Reel döviz kurunun⁴ uzun dönemde PPP’ye yakınsadığı kabul edilmekle birlikte intibak hızının yavaş olduğu veya kısa ve uzun dönemde denge değerinden sapmasının varlığı dikkati çekmektedir. Bir diğer ifadeyle, PPP sürekli geçerli olmayıp özellikle kısa dönemli sapsmalar vardır. Reel şoklara dayanan mevcut modeller (parasalcı ve varlık piyasası yaklaşımları) özellikle Bretton Woods sisteminin çöküşünden sonra yaşanan kısa vadeli döviz kuru volatilitelerini açıklayamamaktadır. Dolayısıyla, reel döviz kuru sabit olmayıp PPP’den sapsmaları kalıcı değildir. Bu konuya alternatif yaklaşım verimliliğin yanı sıra diğer makroekonomik değişkenleri de dikkate alarak uzun dönemli denge reel döviz kurunun belirleyicilerini modellemeye çalışmaktır (Rogoff, 1996, s.647, 648; Joyce ve Kawas, 2003, s.156; Taylor ve Taylor, 2004, s.139).

Reel kurun değerlendirilmesi bir yandan, ithalatları ucuzlatıp ihracatları pahalılaştırarak ülkenin cari dengesinde sorunlar üzerinden dış rekabetçi gücünü azaltırken, diğer yandan, bu kurun değer kaybı ise ithalata bağımlı ekonomilerde özellikle ham materyaller ve sermaye malları için yüksek üretim maliyeti demek olup ekonomik aktiviteyi etkilemektedir. Firmalar açısından onların karları azaldığından fiyat artışına odaklanmalarıyla enflasyonist etki oluşabilmektedir. Sonuçta, üretim, refah ve ihracatlar düşüp ödemeler dengesi kötüleşmekte ve işsizlik artmaktadır. Dolayısıyla, düşük büyüme oranları ve cari hesap

² “Bu, reel döviz kurunun uzun dönemli denge değerinden sürdürülen bir ayrılımdır veya gerçek ve denge döviz kuru arasındaki farktır” (Chowdhury, 1999, s.8; Ozekhome, 2021, s.492).

³ “İşlem maliyetleri ve dış ticaret engellerinin yokluğunda özdeş malların farklı paralar cinsinden ifade edildiğinde aynı fiyata sahip olması gerektiğini belirtir” (Rogoff, 1996, s. 647; Taylor ve Taylor, 2004, s.135; Iyke ve Odhiambo, 2017, s.303).

⁴ “PPP’de reel döviz kuru nominal döviz kurunun, yurtiçi fiyat endeksinin yabancı fiyat endeksine oranıyla çarpımı şeklinde tanımlanır veya ulusal para birimi başına yabancı para demektir. En popüler reel kur göstergeleri, deflatör, tüfe ve birim işgücü maliyetleri endeksleridir. Bir anlamda reel döviz kuru, ticareti yapılmayan ve yapılabılır malların yurtiçi nispi fiyatıdır” (Zietz, 1996, s.147).

açıklarının yanı sıra para ve finansal krizlerle karşılaşabilmektedir (Kumar, 2010, s.34, 35; Ozekhome, 2021, s.488, 491).

Literatürde uzun yıllardır reel döviz kurlarının makroekonomik belirleyicileri tartışılmakla birlikte, Türkiye için bu meselenin detaylı olarak ele alınmadığı veya bir diğer ifadeyle, özellikle verimlilikteki değişmelerin kısa ve uzun dönemde reel döviz kurunda yaratabileceği olası etkilerin yeterince ortaya konulmadığı görülmektedir. Bu kapsamda çalışmanın temel amacı Türkiye’de 1994-2019 döneminde reel döviz kurunun makroekonomik belirleyicilerini (verimlilik, doğrudan yabancı yatırımlar, küreselleşme veya dışa açıklık ve kamu tüketimi) doğrusal veya simetrik ARDL yönteminin yanı sıra doğrusal olmayan veya asimetrik ARDL (NARDL) yöntemini kullanarak araştırmaktır. Çalışmanın takip eden kısmında Balassa-Samuelson hipotezinin açıklanmasının ardından konuya ilişkin seçilmiş bir yazın incelemesi yapılacaktır. Takiben, Türkiye için belirtilen dönemde reel döviz kurunun makroekonomik belirleyicileri ampirik olarak araştırılacak ve dolayısıyla bu kısımda veri seti, model, yöntem ve ampirik bulgulara yer verilecektir. Son olarak çalışma bu bulgulardan çıkan olası politika önerilerinin yanı sıra sonuç ile tamamlanacaktır.

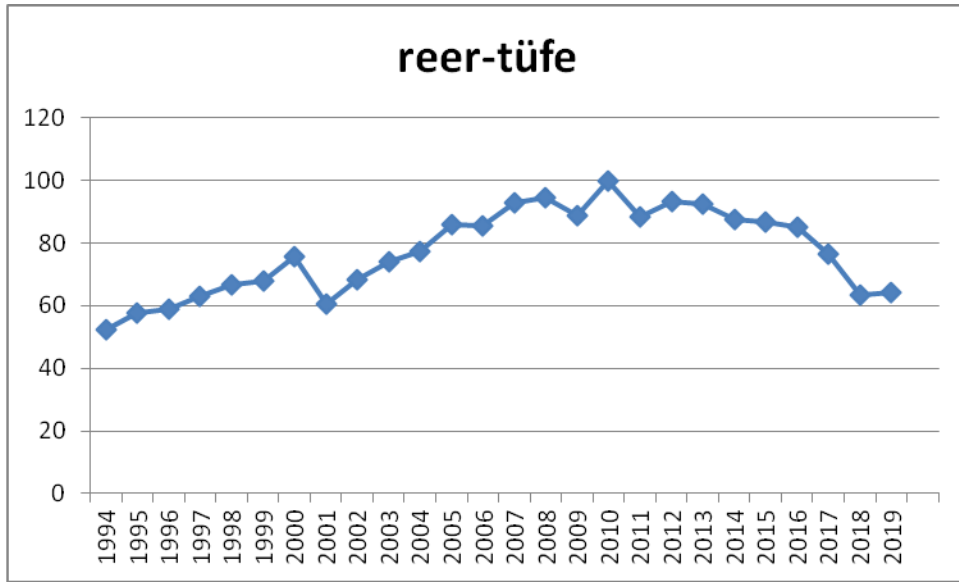
Balassa-Samuelson Hipotezi

Satın alma gücü paritesinin geçersizliği veya işlem maliyetleri ile dış ticaret engellerinin (tarifeler ve tarife dışı engeller) varlığında reel döviz kurları uzun dönemde PPP’den sapabilmektedir. Kurlardaki volatilitenin nedenleri, tam istihdamın varlığında reel döviz kuru ve verimlilik ilişkisini keşfeden Balassa (1964) ve Samuelson (1964) tarafından sorgulanmıştır. Çalışmalarında ülkeler arasında ticareti yapılan mallardaki verimlilik farklılıkları nedeniyle reel döviz kurlarının PPP’den kalıcı biçimde saptığını bulmuşlardır (Iyke ve Odhiambo, 2017, s.297). “Balassa-Samuelson hipotezi” (BSH) reel döviz kurunun PPP’den sapmalarını ticareti yapılan ve yapılamayan sektörler arasındaki verimlilik farklılıklarına bağlamakta veya iki ülke arasındaki verimlilik farklılıklarını, PPP bazlı döviz kurunun denge döviz kurundan sapmasına katkı sağlayan bir faktör olarak görmektedir. Verimlilik, iki ülke arasında ticareti yapılabilir malların üretiminde daha büyük iken, ücretler ve fiyatlardaki farklılıklar nispeten büyüktür ve bunun ise PPP ve denge döviz kuru arasında bir fark yaratacağı ileri sürülmektedir (Bahmani-Oskooee ve Rhee, 1996, s.364; Yu ve Xinpeng, 2011, s.588).

Bu hipotezde ticareti yapılmayan malların fiyatları zengin ülkelerde daha yüksek olma eğiliminde olup, temel neden “yoksul ülkelere göre zengin ülkelerin daha yüksek mutlak verimlilik düzeylerine sahip olmaları”dır. Çünkü, gelişmiş ülkeler ticareti yapılan mallar veya imalat sektöründe nispi olarak daha fazla verimlidirler. Ticareti yapılmayan mallar ise hizmetler sektöründe daha çok yoğunlaştığından, ticareti yapılan sektöre göre bu türden sektörlerde teknolojik üstünlük oluşturma için daha az alan vardır.

Dolayısıyla, BSH’nin temel öngörüsü, hızlı büyüyen ülkelerde reel döviz kurlarının değerlenme eğiliminde olması iken yavaş büyüyen ülkeler için ise bu kurun değer kaybının varlığıdır (Rogoff, 1996, s.648, 658, 660, 661). Bir diğer ifadeyle, BSH’de ticareti yapılmayan malların göre ticareti yapılan malların verimliliği ulusal ülkede daha hızlı büyüdüğünde reel döviz kuru değerlenmelidir. Dolayısıyla, bu hipotez, reel döviz kurundaki uzun vadeli hareketleri açıklamaktadır (Canzoneri vd., 1999, s.245, 246). Ayrıca, BSH’ye göre ticareti yapılabilir mallar sektöründe toplam faktör verimliliğinde bir artış ücretleri sadece bu sektörde değil ancak sektörler arasında işgücü hareketliliği nedeniyle ticareti yapılmayan sektörde de arttırmakta veya reel kurda bir değerlenme yaratmaktadır. Ancak, hipotez ticareti yapılmayan sektörde toplam faktör verimliliğinde bir artışın bu malların fiyatlarını sadece düşürdüğü veya bir reel değer kaybı yarattığı fikrini içermektedir. Bu durumda ücretler değişmez, çünkü onlar ticareti yapılabilir mallar sektöründe belirlenir (Fischer, 2004, s.185; Iyke ve Odhiambo, 2017, s.298).

Grafik 1: Türkiye’de 1994-2019 döneminde reel efektif döviz kurunun seyri

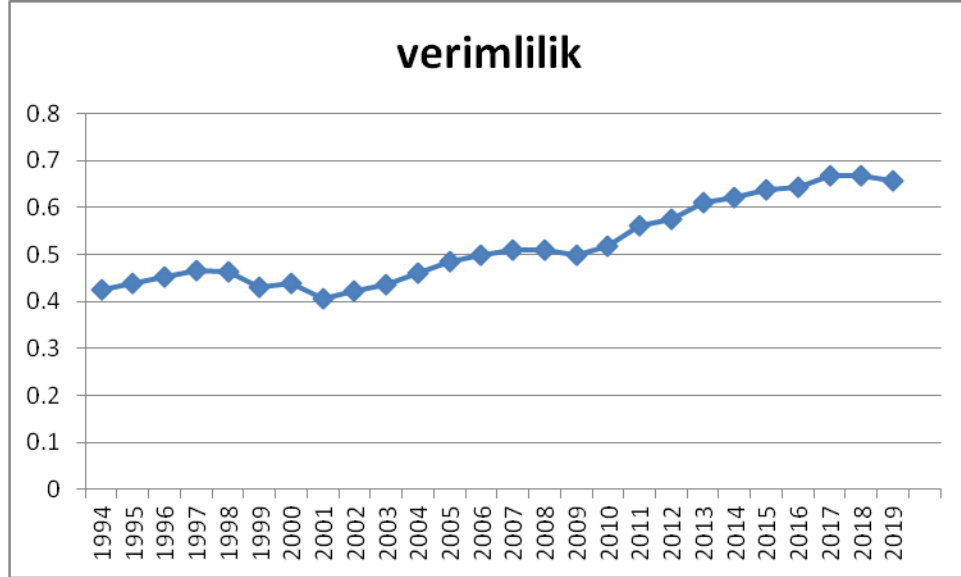


Kaynak: Yazar tarafından *eurostat* veri tabanı kullanılarak oluşturulmuştur.

Türkiye’de 1994-2019 döneminde reel efektif döviz kurunun seyrinin izlendiği grafik 1’e bakıldığında, Türkiye için 37 dış ticaret partneri karşısında tüketici fiyat endeksi bazlı ölçülen reel efektif döviz kuru (*reer-tüfe*) nispeten dalgalı bir seyir izlemekle birlikte, bu kur ticareti yapılabilir ve yapılamayan mallar arasındaki nispi fiyat olup rekabetçi veya değer kaybetmiş bir reel döviz kuru ise denge düzeyinin

altındadır⁵ (Roberto ve Martin, 2014, s.2). Ayrıca, ilgili grafikte reel efektif döviz kurunun küresel finansal kriz sonrasında hızla azaldığı veya giderek düştüğü görülmekte ve son yıllarda reel kurda değer kaybının varlığı dikkati çekmektedir.

Grafik 2: Türkiye’de 1994-2019 döneminde verimliliğin seyri



Kaynak: Yazar tarafından *oecd.stats.org* veri tabanı kullanılarak oluşturulmuştur.

Grafik 2’de Türkiye’nin reel kişi başına GSYİH’sının OECD ülkelerinin ortalama reel kişi başına GSYİH’sına oranı şeklinde hesaplanan “verimlilik” serisinin seyri görülmektedir. Bu serinin yıllar boyunca giderek artmakta olduğu ve grafik 1’deki reel efektif döviz kuru serisi ile karşılaştırıldığında ise özellikle 2008 yılındaki küresel finansal kriz sonrasında verimlilik ve reel efektif döviz kurunun ters yönlü değişmekte olduğu dikkati çekmektedir. Bu kapsamda aralarında negatif bir ilişki söz konusudur.

Seçilmiş Literatür

Literatürde reel döviz kurları ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışma vardır: Bunlar arasında ilk olarak Edwards (1989), Froot ve Rogoff (1991), Rogoff (1996) ile Edwards ve Savastano (2000) sayılabilmektedir. Bir kısım çalışmalar genelde maliye politikası değişkenleri (kamu tüketimi ve yatırımı) ile reel döviz kuru ilişkisini değerlendirirken (Fatas ve Mihov, 2001;

⁵ Eurostat veri tabanına göre reel kurdaki veya bu endekste bir artış ulusal paranın değerlendirildiğini veya tam tersi reel kurdaki veya bu endekste bir azalış ise ulusal paranın değer kaybettiğini göstermektedir. Bir anlamda reel döviz kuru bir birim ulusal paranın yabancı para cinsinden fiyatı olarak tanımlanır.

Blanchard ve Perotti, 2002; De Castro, 2006), bunların temel odak noktalarının reel döviz kurunun dış rekabetçi yapıdaki olası etkilerinden uzak olduğu görülmektedir. Örneğin, kamu harcamalarının reel döviz kurlarına etkileri açısından bakıldığında Froot ve Rogoff (1991), De Gregorio, Giovannini ve Wolf (1994), Chinn (1999), Ricci, Milesi-Ferretti ve Lee (2008), Galstyan ve Lane (2009a, b) ve Benetrix ve Lane (2013)’nin çalışmaları dikkat çekicidir. Çalışmalarda ortak olarak kamu harcamaları arttıkça reel döviz kurlarının değerlendirildiği belirtilirken, Kim ve Roubini (2008), Monacelli ve Perotti (2010) ile Ravn, Schmitt-Grohe ve Uribe (2012) ise bu harcamalardaki artışların tam tersi reel döviz kurlarını değer kaybettiğini bulmuşlardır.

Reel döviz kuru meselesinin teorik yapısı aslında “Mundell-Fleming model” olarak bilinen geleneksel Keynesyen modellere dayanmaktadır. Bu model kapsamında kamu harcamalarının artması aynı zamanda özel tüketimi de teşvik ettiğinden reel döviz kurunu değerlendirmektedir (Backus vd., 1994). Bu harcamaların artması fiyatlar yapışkan iken toplam talebi artırarak nominal döviz kurunun artması üzerinden reel döviz kurunda değerlendirme yaratmaktadır. Diğer yandan, kamu harcamalarının artmasının pozitif bir servet etkisi üzerinden tüketim, çıktı ve istihdamı artırarak reel döviz kurunda değer kaybı yaratması da mümkündür. Bu şartlarda işgücü talebi esnek ve kamusal verimlilik yüksektir (Basu ve Kollman, 2011; Enders, Muller ve Scholl, 2011; Ravn, Schmitt-Grohe ve Uribe, 2012). Bir diğer ifadeyle, kamu harcamalarının artması özel tüketim ve çıktıyı artırır, dış ticaret dengesini kötüleştirir ve reel döviz kurunun değer kaybıyla sonuçlanır. Bu fikrin temelinde kamu harcamalarının artmasının reel ücretler ve özel tüketimde bir azalma yaratan negatif servet etkisine dayanması vardır (Schmitt-Grohe ve Uribe, 2007).

Balassa-Samuelson mekanizmasında kamu harcamalarının artmasının ticareti yapılabilir mallar sektöründe verimliliği arttırdığında reel kurda bir değerlendirme yarattığı belirtilirken, bu verimlilik artışının ticareti yapılmayan mallar sektöründe olması halinde ise reel kurda değer kaybı oluşmaktadır (De Castro ve Garrotte, 2012, s.24, 25). Bir diğer ifadeyle, bu mekanizmaya göre ticareti yapılabilir mallar sektöründe verimliliğin artması reel kuru değerlendirirken, nispi fiyat veya reel döviz kurunda bir artışla sonuçlanır. Ancak, ticareti yapılmayan mallar sektöründe verimlilikte bir iyileşmenin varlığı ise bu malların nispi fiyatını azaltarak reel kurda bir değer kaybına yol açmaktadır (Lane ve Milesi-Ferretti, 2002, s.550; Ricci, Milesi-Ferretti ve Lee, 2008, s.5; Galstyan ve Lane, 2009b, s.305).

Reel döviz kuru ve maliye politikası ilişkisini tartışan literatür bu şekilde ilerlerken, reel kur ve diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin daha az tartışıldığı görülür. Bu konudaki seçilmiş çalışmalara bakıldığında Hsieh (1982) Almanya ve Japonya için 1954-1976 döneminde reel döviz kurunun PPP’den sapmasının verimlilik farklılıkları veya BSH tarafından açıklanabileceğini ortaya koymuştur. Bahmani-Oskooee ve Rhee (1996) 1979-1993 döneminde üç aylık veri seti ile Kore ve onun ticaret

partnerlerinde (Almanya, Japonya, UK ve ABD) PPP'nin denge döviz kurundan sapmasının verimlilik oranlarıyla uzun dönemli bir ilişkiye sahip olduğunu bulmuşlardır. Sonuçta, Kore'nin nispeten daha verimli olduğu için ulusal parasının reel olarak değerlendirildiği fikri desteklenmiş veya BSH geçerli olduğu bulunmuştur. Goldberg ve Klein (1997) Güneydoğu Asya ve Latin Amerika ülkeleri ve hem ABD hem de Japonya arasındaki ticaret, doğrudan yabancı yatırım (FDI) ve reel döviz kuru arasındaki ilişkileri araştırmışlardır. Çalışmalarında hem Japonya hem de ABD'den FDI'nın Güneydoğu Asya'ya doğru olması çift taraflı reel döviz kurlarından etkilenmektedir. Ayrıca, belirtilen ülkeler ve ABD ve Japonya arasındaki ticaret anlamlı biçimde FDI'dan etkilenmektedir.

Odedokun (1997) 38 Afrika ülkeleri için 1970-1990 döneminde bütçe açıkları, yurtiçi kredi büyümesi, toplam yurtiçi tüketimin GSYİH'ya oranı, kamu tüketiminin GSYİH'ya oranı, özel tüketimin GSYİH'ya oranı, dış ticaret hadlerinin iyileşmesi, kişi başına gelir ve döviz kuru primi reel döviz kurunu değerlendirirken, dış ticaret partneri ülkelerde devalüasyon, yatırımın GSYİH'ya oranı, tüketici fiyat endeksi ve sanayileşmiş ülkelerde ekonomik canlanma veya büyümenin ise reel döviz kurunu değer kaybettiğini bulmuştur. Canzoneri vd. (1999) 13 OECD ülkesi için BSH test ederek, nispi fiyatların genel olarak uzun dönemde nispi işgücü verimliliklerini yansıttığı fikrinden hareket etmişler ve nispi verimlilik arttıkça reel döviz kurunun uzun dönemde değerlendirildiği şeklindeki BSH'ni desteklemişlerdir.

Chowdhury (1999) 1970-1994 döneminde Papua Yeni Gine'de dış ticaret hadlerindeki bir iyileşmenin reel döviz kurunu etkilemezken, net sermaye girişi, dış yardım, ticaret kısıtlamaları ve makroekonomik politikaların (para arzının büyümesi) bu kuru değerlendirdiğini bulmuştur. Tille vd. (2001) ABD dolarının euro ve japon yeni karşısındaki değerlenmesini verimlilik kazançlarına bağlamışlardır. Athukarala ve Rajapatirana (2003) 1985-2000 döneminde 8 Asya ülkesi ve 6 Latin Amerika ülkeleri için Asya ülkelerinden farklı olarak Latin Amerika ülkelerinde sermaye girişleri sonrasında reel döviz kurunun değerlendirildiğini belirtmişlerdir. Bunların yanı sıra kamu harcaması ve nominal döviz kurunun reel döviz kurunu değer kaybettirirken, dışa açıklığın reel döviz kurunu değerlendirdiğini ve parasal büyümenin ise etkisinin anlamsız olduğunu tespit etmişlerdir.

Joyce ve Kawas (2003) 1976-1995 döneminde Arjantin, Kolombiya ve Meksika için ticaret hadleri, sermaye akımları ve kamu harcamaları bu ülkelerde reel döviz kurunu değerlendirirken, verimlilik şoku Meksika'da reel döviz kurunu değerlendirmektedir. Ancak, Arjantin ve Kolombiya'da ise verimlilik şoku reel döviz kurunu değer kaybettirirken, nominal döviz kuru ve rezervlerdeki değişimler ise tüm ülkelerde reel kuru değer kaybettirmektedir. Fischer (2004) merkezi ve doğu Avrupa geçiş ülkelerinde reel döviz kurunun değerlendirilmesini Balassa-Samuelson etkisine bağlamışlardır. Toplam işgücü verimliliği ve nispi tüketim talebi katsayıları pozitif iken, faiz oranlarının katsayısı ise negatiftir.

Lartey (2007) 1980-2000 döneminde 16 Sahra-altı Afrika ülkeleri için sermaye girişlerinin reel döviz kuruna etkisini araştırdığı çalışmasında, doğrudan yabancı yatırımlar, kamu harcaması, aşırı para arzı artışı ve resmi yardımların reel döviz kurunu değerlendirdiğini bulmuştur. Dışa açıklık ise ikame etkisinin gelir etkisine baskın gelmesiyle birlikte reel döviz kurunda değer kaybı yaratmaktadır. Jaunky (2008) seçilmiş Avrupa Birliği ülkeleri için verimliliğin beraberinde reel döviz kuru değerlenmesi getirdiğini (BSH’nin geçerli olduğunu) ve benzer olarak, kamu tüketimi, ticaret hadleri ve petrol fiyatlarındaki artışların da reel kurda değerlenme yarattığını bulmuştur.

Rodrik (2008) 1980-2004 döneminde yedi gelişmekte olan ülke (Çin, Hindistan, Güney Kore, Tayvan, Uganda, Tanzanya ve Meksika) için büyümedeki artışın ve kamu tüketiminin azalmasının reel döviz kurunu değer kaybettirip daha hızlı bir ekonomik büyüme yaratmaktadır. Kumar (2010) 1997Q2-2009Q2 döneminde Hindistan için verimlilik farkındaki bir artışın, net yabancı varlıklar ve dış ticaret hadlerinin reel döviz kurunu değerlendirdiğini bulurken, dışa açıklık ve kamu harcamalarının ise reel kurda değer kaybı yarattığını tespit etmiştir.

Ibarra (2011) 1988:Q1-2008:Q2 döneminde Meksika için kamu tüketimi, petrol fiyatlarının artmasının ve doğrudan yabancı yatırımların reel kuru değerlendirdiğini ve Balassa-Samuelson etkisinin geçerli olduğunu bulmuştur. Ayrıca, ulusal ve yabancı faiz farkının reel kurda değer kaybı yarattığını eklemiştir. Chowdhury (2012) 1984:1-2011:1 döneminde Avustralya için ticaret hadleri, kamu harcaması, net yabancı yükümlülüklerinin reel döviz kurunu değerlendirirken, faiz oranı farkı, dışa açıklık ve işçi başına işgücü verimliliğin veya teknolojik verimlilik ise reel döviz kurunu değer kaybettirmektedir. Combes vd. (2012) 1980-2006 döneminde 42 gelişmekte olan ülkeler için kamu ve özel sermaye girişlerinin yanı sıra dış ticaret hadlerindeki artışların reel döviz kurunu değerlendirdiğini, ancak, dışa açıklıktaki artışın ise reel değer kaybı yarattığını bulmuşlar ve Balassa-Samuelson etkisinin ise özellikle düşük gelirli ülkelerde anlamlı olduğunu belirtmişlerdir.

Ricci vd. (2013) 1980-2004 döneminde 48 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için net yabancı varlıklar, kamu tüketimi, verimlilik farklılıkları, ticaret hadleri ve ticaret kısıtlamalarındaki artışların beraberinde reel döviz kuru değerlenmesini getirdiğini bulmuşlardır. Iyke ve Odhiambo (2017) 1960-2009 döneminde 8 orta gelirli Afrika ülkesi için Balassa-Samuelson etkisini araştırdıkları çalışmalarında, diğer kontrol değişkenlerinin (dış ticaret hadleri, dışa açıklık ve kamu borç yükü) etkileri kontrol edildikten sonra ülkelerde verimlilik arttıkça ulusal paralarının reel olarak değerlendirildiğini belirterek bu hipotezin geçerli olduğunu dile getirmişlerdir. Ozekhome (2021) 1981-2019 döneminde Nijerya için reel döviz kurunun belirleyicilerini araştırdığı çalışmasında, artan çıktı kapasitesi, artan net sermaye girişleri ve yüksek reel faiz oranları döviz kurunu değerlendirirken, artan kamu harcaması, büyük dışa açıklık ve yüksek enflasyonun

reel kurun değer kaybına yol açtığını bulmuştur. Son olarak, Raksong ve Sambotthira (2021) 1980:Q1-2020:Q3 döneminde Endonezya, Malezya, Phillippines, Tayland ve Vietnam için reel döviz kurunun belirleyicilerini (doğrudan yabancı yatırımlar, dış ticaret hadleri, dışa açıklık, kamu harcamaları ve uluslararası rezervler) araştırmışlardır. Her bir ülke için ilgili değişkenlerin reel döviz kurunda farklı ve anlamlı etkiler yarattığını tespit etmişlerdir.

Veri Seti, Model, Yöntem ve Ampirik Sonuçlar

Çalışmanın temel amacı Türkiye için veri setinin elde edilebilirliğine bağlı olarak 1994-2019 döneminde reel döviz kurunun uzun ve kısa dönemli makroekonomik belirleyicilerini hem doğrusal (veya simetrik) hem de doğrusal olmayan (veya asimetrik) ARDL yöntemlerini kullanarak araştırmaktır. ARDL yöntemi diğer yöntemlere kıyasla dirençli (robust) olup küçük örneklem büyüklükleri için daha iyi performans sergilemektedir (Kumar, 2010, s.52). Detayları ek 1’de verilmekle birlikte Türkiye için 37 ticaret partneri karşısında TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru *eurostat*’dan alınırken, verimlilik değişkeni *oecd.stats.org*’dan elde edilmiştir. Geriye kalan tüm değişkenler (dışa açıklık veya dış ticaret hacminin GSYİH’ya oranı, doğrudan yabancı yatırımların net girişlerinin GSYİH’ya oranı ve kamu harcamalarının GSYİH’ya oranı) ise *world bank indicators*’dan alınmıştır⁶. Çalışmada verimlilik değişkeni, Türkiye’nin reel kişi başına GSYİH’sının OECD’nin reel kişi başına GSYİH’sına oranı şeklinde hesaplanmıştır. Bunların yanı sıra makro ekonomik değişkenlerle çalışıldığı için bağımsız değişkenler arasındaki olası bir çoklu doğrusallık (multicollinearity) sorununun önüne geçebilmek açısından varyans büyütme faktörü (variance inflation factor, VIF) analizi yapılmış ve değişkenler arasında herhangi bir çoklu doğrusallık olmadığı teyit edilmiştir. VIF testinin sonuçlarına ise ek 2’de yer verilmiştir. Tüm değişkenler doğal logaritmik olarak modellenmiştir:

$$\ln reer_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln productivity_t + \beta_2 \ln trade_t + \beta_3 \ln govcons_t + \beta_4 \ln fdi_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

burada *reer*, reel efektif döviz kurunu, *fdi*, net doğrudan yabancı yatırım girişlerinin GSYİH’ya oranını, *productivity*, verimlilik oranını, *govcons* kamu harcamalarının GSYİH’ya oranını, *trade* ise dışa açıklık oranını veya dış ticaret hacminin GSYİH’ya oranını, *t* zaman boyutunu ve ε ise hata terimini göstermektedir. (4.1) nolu denklem reel döviz kurunun uzun dönemde makroekonomik belirleyicilerini göstermektedir. Reel efektif döviz kurunda bir artış bir değerlenmeyi veya ülkenin dış rekabetçi yapısında bir kaybı göstermektedir (Combes vd., 2012, s.1036).

⁶ Çalışmada analizler Eviews 10.0 ile yapılmıştır.

BŞH geçerli olabilmesi için reel döviz kuru ile verimlilik arasındaki ilişkiyi veren β_1 katsayısının pozitif çıkması veya Türkiye’nin nispi verimliliğinde bir artışın TL’nin bir değerlenmesi ile sonuçlanması gerekir (Bahmani-Oskooee ve Rhee, 1996, s.366). Verimlilik açığı belirtildiği gibi Türkiye’nin kişi başına GSYİH’sının OECD ülkelerinin ortalama kişi başına GSYİH’sına oranlanmasıyla hesaplanmış olup Balassa-Samuelson etkisini yakalamayı amaçlamaktadır. Diğer yandan, dışa açıklık veya toplam dış ticaret hacminin GSYİH’ya oranının ikame etkisi üzerinden pozitif bir etki ve gelir etkisi üzerinden ise ticareti yapılabılır malların fiyatında negatif bir etkiye sahip olması beklendiğinden β_2 katsayısının işareti bu etkilerden hangisinin baskın olduğuna bağlıdır (Combes vd., 2012, s.1037). Ayrıca, kamu harcamalarının GSYİH’ya oranına ilişkin katsayı veya β_3 ise ilgili literatürle bağlantılı olarak reel döviz kurunda negatif veya pozitif çıkabilmektedir. Doğrudan yabancı yatırımlar banka kredileri ve portföy yatırımı ile karşılaştırıldığında reel yatırıma bağlı olup teknoloji transferi ile sonuçlandığından yatırımın daha güvenli bir formu olarak görülür. Literatürde bu yatırımlardaki artışın reel döviz kurunu değerlendirmesi beklendiğinden β_4 pozitif çıkabilir (Lartey, 2007, s.338).

Modelde ilk olarak, uzun ve kısa dönemli ilişkileri belirleyebilmek için Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ve değişkenlerin bütünleşme derecelerinin birinci farkında veya düzeyinde durağan [I(1)] ve [I(0)] olup olmadığına bakılmaksızın kullanılabilen ARDL sınır testi yaklaşımı yapılmaktadır. ARDL yönteminin yapılabilmesi için bağımlı değişkenin birinci farkında durağan [I(1)] olması ve modelde hiçbir değişkenin ikinci farkında durağan [I(2)] olmadığına teyit edilmesi gerektiğinden, Tablo 1’de gösterildiği gibi ilgili değişkenlere Ng-Perron (2001) birim kök testi yapılmıştır. Sonuçlar ise modeldeki tüm değişkenlerin birinci farklarında durağan olduklarını göstermiştir. Bir diğer ifadeyle, Ng-Perron (2001) birim kök testinin sonuçlarına bakıldığında ARDL tahmini için logaritmik reel döviz kurunun birinci farkında durağan [I(1)] olma koşulu sağlanmakta olup, F istatistiklerinin anlamsız olma ihtimaline karşı modeldeki değişkenlerin hiçbirinin ikinci farkında durağan [I(2)] olmadığı da teyit edilmiştir. Modeldeki değişkenlerin bütünleşme derecelerinin maksimum [I(1)] olmasıyla birlikte ARDL ve NARDL tahminlerine geçilmiştir.

Tablo 1: Ng-Perron (2001) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	MZa	MZt	MSB	MPT
<i>lnfdi</i>	-5.09051	-1.57859	0.31010	4.85304
$\Delta \ln fdi$	-11.5590**	-2.38424**	0.20627**	2.19510**
<i>lngovcons</i>	-3.89671	-1.16289	0.29843	6.42301
$\Delta \ln govcons$	-9.82580**	-2.17646**	0.22150**	2.64479**
<i>lnproductivity</i>	-2.46423	-0.86802	0.35225	8.69464
$\Delta \ln productivity$	-11.6766**	-2.36366**	0.20243**	2.29726**
<i>lnreer</i>	-2.04788	-1.00280	0.48968	11.8700
$\Delta \ln reer$	-11.6502**	-2.41107**	0.20696**	2.11234**
<i>lntrade</i>	-5.97545	-1.40745	0.23554	4.98660
$\Delta \ln trade$	-33.4234**	-4.08614**	0.12225**	0.73844**

Not: Δ birinci farkı ve “***” %5 anlamlılık düzeyini gösterirken, MZa, MZt, MSB ve MPT için %5 asimptotik kritik değerler sırasıyla -8.10000, -1.98000, 0.23300, 3.17000 şeklindedir.

Çalışmada (1) nolu denklem aşağıdaki gibi ARDL formunda modellenerek yeniden yazılabilir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln reer_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \mu_1 \Delta \ln reer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \mu_2 \Delta \ln productivity_{t-i} + \sum_{i=0}^n \mu_3 \Delta \ln trade_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^n \mu_4 \Delta \ln govcons_{t-i} + \sum_{i=0}^n \mu_5 \Delta \ln fdi_{t-i} + \gamma_0 \ln reer_{t-1} + \gamma_1 \ln productivity_{t-1} + \gamma_2 \ln trade_{t-1} + \\ & \gamma_3 \ln govcons_{t-1} + \gamma_4 \ln fdi_{t-1} + \alpha ECM_{t-1} + \omega_t \end{aligned} \quad (2)$$

(2) nolu denklemde n optimum gecikme uzunluğunu; Δ fark operatörünü gösterirken, γ_0 'dan γ_4 'e kadar değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi gösterirken, μ_1 'den μ_5 'e kadar ise değişkenlerin kısa dönemli dinamiklerine karşılık gelen toplam işaretleri göstermektedir. Diğer yandan α_0 sabit terim iken, ω_t ise hata terimi olup α ise hata düzeltme mekanizması katsayısıdır.

Model spesifikasyonu trendin olmadığı kısıtsız sabit şeklinde seçilmiş olup, akaike bilgi kriterine dayanarak (2) nolu denklem tahmin edilmektedir. (2) nolu denklem uzun dönemli ilişkiyi vermekte ve Pesaran vd. (2001)'nin sınır prosedürleri test edilmektedir. Sınır prosedürünün boş hipotezi

$H_0 : \gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$ şeklinde olup bu uzun dönemli bir ilişkinin veya eşbütünleşmenin yokluğu demektir. Alternatif hipotez ise $H_A : \gamma_0 \neq 0, \gamma_1 \neq 0, \gamma_2 \neq 0, \gamma_3 \neq 0, \gamma_4 \neq 0$ şeklinde olup uzun dönemli bir ilişki veya eşbütünleşmenin varlığını göstermektedir. (2) nolu denklemde bir F testi ile ortak anlamlılık test edilmektedir. Bu F testi, standart olmayan bir dağılıma sahiptir. Pesaran vd. (2001) iki asimptotik kritik değerler hesaplamakta ve burada hipotezin kabul veya red edilmesi F istatistiği ve kritik değerlerin karşılaştırılmasına dayanmaktadır. Çalışmada eşbütünleşmeye ilişkin bir yargıya varabilmek için örneklem küçük olduğundan Narayan (2005)’dan yararlanılmıştır. Bilindiği gibi hesaplanan F istatistiği kritik değerin üst sınırından [I(1)] daha büyük iken değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi veya reel döviz kuru ve makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkiden söz edilebilmektedir. Bu durum Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2: Uzun vadeli ilişkinin varlığı için sınır testleri

F İstatistiği	%1 Kritik Sınırlar		%5 Kritik Sınırlar	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
7.280620	4.77	6.67	3.35	4.77

Kaynak: Narayan (2005).

Değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edildikten sonra hata düzeltme modeli tahmin edilerek modelin kısa dönemli dinamik parametreleri elde edilmektedir. Hata düzeltme mekanizmasının katsayısı (α) ise uzun dönem dengeye intibak hızını vermektedir (Kumar, 2010, s.54; Chowdhury, 2012, s.353). Tablo 3 uzun dönemli doğrusal veya simetrik ARDL modelinden çıkan sonuçlara bakıldığında, verimlilik ve dışa açıklıktaki %1’lik artışlar sırasıyla -%0.12 ve -%1.68 kadar reel döviz kurunu değer kaybettirirken, kamu harcamaları ve doğrudan yabancı yatırımlardaki %1’lik artışlar ise sırasıyla %0.81 ve %0.11 kadar reel döviz kuru değerlendirmektedir. Verimlilik sonuçları Balassa-Samuelson etkisinin geçersiz olduğu sonucuna ulaşan Joyce ve Kawas (2003) ile uyumlu iken, dışa açıklıktaki artışın reel döviz kurunu değer kaybettirdiği bulgusu ise Lartey (2007), Kumar (2010) ve Chowdhury (2012)’nin sonuçları ile uyumludur. Kamu harcamalarının reel döviz kurunu değerlendirdiği bulgusu Froot ve Rogoff (1991), De Gregorio, Giovanni ve Wolf (1994), Chinn (1999), Galstyan ve Lane (2009a,b), Ibarra (2011), Chowdhury (2012) ile Benetrix ve Lane (2013)’nin ampirik sonuçları ile uyum sağlarken, doğrudan yabancı yatırımların reel kuru değerlendirdiği sonucu ise Goldberg ve Klein (1997), Athukarala ve Rajapatirana (2003), Lartey (2007), Ibarra (2011) ve Combes vd. (2012)’in ampirik bulguları ile aynı doğrultudadır. Uzun dönemli doğrusal modelden çıkan diagnostik test sonuçları (serisel korelasyon,

fonksiyonel form, normallik ve değişen varyans) ise Tablo 3’de gösterildiği gibi her birinin boş hipotezleri kabul edildiğinden modellemede herhangi bir sorun olmadığını göstermektedir.

Tablo 3: Uzun Dönemli ARDL (2, 0, 1, 0, 0) Tahminleri

<i>Bağımlı Değişken: Logaritmik Reel Döviz Kuru</i>		
Açıklayıcı Değişken	Katsayı	T İstatistiği
<i>Intrade</i>	-1.6801	-2.91
<i>Inproductivity</i>	-0.1232	-0.35
<i>Ingovcons</i>	0.8198	3.09
<i>Infdi</i>	0.1129	2.55
<i>Sabit</i>	3.6106	6.72
Diagnostik Test İstatistikleri (Olasılık değerleri)		
χ^2 (serisel korelasyon)		0.9089
χ^2 (fonksiyonel form)		0.6415
χ^2 (normallik)		0.3305
χ^2 (değişen varyans)		0.8413

Tablo 4’de gösterildiği gibi kısa dönemli intibak süreci hata düzeltme teriminin büyüklüğü tarafından ölçülmekte olup istikrar için negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu durum uzun dönemli dengeden sapmanın %41 düzeltildiğini gösterir. Ayrıca, tüm modelin istikrarlı olup olmadığını gösteren CUSUM ve CUSUMQ testleri ise modelin istikrarlı olduğunu ortaya koymakta ve çalışmada Ek 4’de grafiksel olarak da gösterilmektedir.

Tablo 4: Kısa Dönemli ARDL (2, 0, 1, 0, 0) Tahminleri

<i>Bağımlı Değişken: Logaritmik Reel Döviz Kuru</i>		
Açıklayıcı Değişken	Katsayı	T İstatistiği
<i>ΔInproductivity</i>	1.6919	5.4919
<i>Ecm(-1)</i>	-0.4176	-6.7456

Diagnostik Test İstatistikleri

R2	0.7416
F	19.1344
DW	2.0531
CUSUM	İstikrarlı
CUSUMQ	İstikrarlı

Doğrusal veya simetrik ARDL yaklaşımında eşbütünleşme testi üzerinden uzun dönemli bir ilişkinin tahmin edilmesi, açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkeni doğrusal biçimde etkilediği simetriklik varsayımına dayanmaktadır. Ancak, bir değişkendeki hareketler pozitif veya negatif yönde değişebildiğinden, bağımsız değişkendeki pozitif ve negatif değişmelerin dikkate alınması da önemli olup çalışmada Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan veya asimetric ARDL yöntemi de uygulanarak değişkenler arasındaki asimetric ilişki araştırılmaktadır. Çalışmada (3) nolu doğrusal veya simetrik ARDL denklemleri üzerinden doğrusal olmayan veya asimetric ARDL modeli oluşturulur. Bağımsız değişkenlerden logaritmik verimlilik *lnproductivity+* ve *lnproductivity-* ile gösterilen pozitif ve negatif değişmelere ayrıştırılmıştır.

$$\begin{aligned}
 POS(productivity)_t &= \sum_{L=1}^t \ln productivity_L^+ = \sum_{L=1}^T MAX(\Delta \ln productivity_L, 0) \\
 NEG(productivity)_t &= \sum_{L=1}^t \ln productivity_L^- = \sum_{L=1}^T MIN(\Delta \ln productivity_L, 0)
 \end{aligned} \quad (3)$$

Verimlilikteki pozitif ve negatif şokları içerecek biçimde (2) nolu denklem doğrusal olmayan veya asimetric ARDL formatında aşağıdaki gibi yazılabilmektedir:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln reer_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \mu_1 \Delta \ln reer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \mu_2^+ \Delta \ln POS(productivity)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \mu_2^- \Delta \ln NEG(productivity)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \mu_3 \Delta \ln trade_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^n \mu_4 \Delta \ln govcons_{t-i} + \sum_{i=0}^n \mu_5 \Delta \ln fdi_{t-i} + \gamma_0 \ln reer_{t-1} + \gamma_1^+ \ln POS(productivity)_{t-1} + \gamma_1^- \ln NEG(productivity)_{t-1} \\
 &+ \gamma_2 \ln trade_{t-1} + \gamma_3 \ln govcons_{t-1} + \gamma_4 \ln fdi_{t-1} + \omega_t
 \end{aligned} \quad (4)$$

Shin vd. (2014)'ne göre Pesaran vd. (2001) tarafından önerildiği gibi F istatistiği ve kritik değer karşılaştırılarak sınır testi yaklaşımı altında uzun dönemli eşbütünleşmenin varlığı doğrulanmaktadır. Boş hipotez reel döviz kuru ve diğer makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşmenin varlığını doğrulamaktadır. Bu bulgu daha önceki doğrusal veya simetrik ARDL sonuçları ile tutarlıdır. Ayrıca, Wald testi uygulayarak reel döviz kuru ve makroekonomik değişkenler arasında asimetric bir ilişkinin varlığı araştırılır. Çalışmada Tablo 6'da görüldüğü gibi W_{LR} testi uzun dönemli simetri için Wald test istatistiğini gösterirken, W_{SR} test ise kısa dönemli simetri için Wald test istatistiğini göstermektedir. Uzun dönem için boş hipotez olan simetrik ilişkinin varlığı %1 anlamlılık düzeyinde reddedilir. Dolayısıyla, ilgili değişkenler arasında uzun dönemde asimetric bir ilişkinin varlığı sonucuna ulaşılabilir. Kısa dönem için boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde simetrik ilişkiler ile ilgili de reddedilir. Bu bulgular Türkiye'de 1994-2019 döneminde reel döviz kuru ve makroekonomik değişkenler (verimlilik, dışa açıklık, kamu tüketimi ve doğrudan yabancı yatırım) arasında asimetric bir ilişkinin varlığını göstermektedir.

Tablo 5: Uzun ve Kısa Dönemli NARDL (2, 0, 1, 0, 0) Tahminleri

<i>Bağımlı Değişken: Logaritmik Reel Döviz Kuru</i>		
Açıklayıcı Değişken	Katsayı	T İstatistiği
<i>lnreer</i>	-0.6888	-5.3230
<i>lnproductivity_pos</i>	-0.1140	-1.0352
<i>lnproductivity_neg</i>	-0.9093	-2.3696
<i>lntrade</i>	-1.2454	-5.4269
<i>lngovcons</i>	1.0387	3.8996
<i>lnfdi</i>	0.0533	2.1887
<i>Sabit</i>	4.9827	4.5156
<i>Δlntrade</i>	-0.9515	-6.0597
<i>Δlnproductivity_pos(-1)</i>	1.6870	2.6753
<i>Δlnproductivity_pos(-2)</i>	2.0451	3.4367
<i>R²</i>		0.8897
<i>F</i>		10.7569
<i>DW</i>		2.06

Uzun dönem için tahminlere bakıldığında verimlilikteki pozitif bir şok Türkiye’de ilgili dönemde reel döviz kuru ile negatif biçimde ilişkili olup -%0.11 kadar değer kaybettirirken, negatif bir şok ise yine bu kur ile negatif biçimde ilişkili olup -%0.90 kadar bu kuru değer kaybettirir. Bu durum verimlilikteki pozitif ve negatif şokların reel döviz kurunu düşürdüğünü veya reel döviz kurunun değer kaybettiğini göstermektedir. Dolayısıyla, doğrusal veya simetrik ARDL modeline benzer olarak doğrusal olmayan veya asimetrik ARDL modelinde de Türkiye için 1994-2019 döneminde Balassa-Samuelson hipotezinin geçerli *olmadığı* söylenebilir. Kısa dönemli doğrusal olmayan veya asimetrik ARDL sonuçları ise dışa açıklıktaki değişmelerin reel döviz kurunu -%1.24 kadar değer kaybettirirken, verimlilikteki bir dönem gecikmeli pozitif şokların ise %1.68 kadar ve iki dönem gecikmeli pozitif şokların ise %2.04 kadar reel döviz kurunu değerlendirdiğini göstermektedir.

Tablo 5’de doğrusal olmayan veya asimetrik ARDL (NARDL) sonuçlarına bakıldığında doğrusal veya simetrik ARDL sonuçlarına benzer olarak kamu tüketimi ve doğrudan yabancı yatırımlardaki %1’lik artışlar sırasıyla %1.03 ve %0.05 kadar reel döviz kurunu değerlendirirken, dışa açıklıktaki artışlar ise %1.24 kadar reel döviz kurunu değer kaybettirmektedir. Bulgular, doğrusal veya simetrik ARDL modelinin sonuçları ile uyumludur.

Tablo 6: NARDL Modelinin Diagnostik Test Sonuçları

Simetri Tahmini	Katsayılar/Olasılık Değerleri
F_{pss}	17.02
W_{LR}	33.91(0.000)***
W_{SR}	51.07(0.000)***
$\chi^2(\text{serisel korelasyon})$	(0.507)
$\chi^2(\text{normallik})$	(0.449)
$\chi^2(\text{değişen varyans})$	(0.932)
CUSUM	İstikrarlı
CUSUMQ	İstikrarlı

Not: - F_{pss} : Uzun dönemli eşbütünleşme için Wald testinden çıkan F istatistiğidir.

- W_{LR} : Uzun dönemli simetrisinin Wald testidir.

- W_{SR} : Kısa dönemli simetri koşulunun Wald testidir.

-“***” %1 anlamlılık düzeylerinde boş hipotezin reddedilme olasılığını gösterir.

Doğrusal olmayan veya asimetrik ARDL için diagnostik test sonuçlarına bakıldığında Tablo 6'da gösterildiği gibi tüm diagnostik testlerinde (serisel korelasyon, normallik, değişen varyans, CUSUM ve CUSUMQ) boş hipotezleri kabul edildiğinden herhangi bir diagnostik sorun bulunmamakta ve modelin istikrarlı olduğu görülmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye için 1994-2019 döneminde reel döviz kurunun makroekonomik belirleyicileri doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemleri kullanılarak araştırılmıştır. Bu bağlamda verimlilik ve dışa açıklıktaki artışlar reel döviz kurunun değer kaybına neden olurken, kamu tüketimi ve doğrudan yabancı yatırımlardaki artışların ise bu kurda değerlenme yaratmasının yanı sıra Balassa-Samuelson etkisinin geçerli *olmadığı* bulunmuştur.

- Literatürde cari açıklı ülkelerin sermaye akımlarının ani durmalarının yanı sıra onların makroekonomik sonuçlarına maruz kaldığı ve dolayısıyla bu türden ülkelerin ya reel döviz kurlarının değerini düşürdükleri ya da ihracat kaynaklı büyüme stratejisi izledikleri belirtilmektedir. Ülkeler bu açıkları kapatmak için tasarruflarını arttırmalı ve/veya ulusal yatırımlarını azaltmalıdırlar. Hem cari açıkların sürdürülmesi hem de toplam talep ve enflasyonist olmayan tam istihdamın korunması reel döviz kurunun değer kaybına bağlıdır (Saadaomi, 2015, s. 383). Geleneksel modellerde Marshall-Lerner koşulu geçerli iken bu kurun değer kaybının rekabetçi yapıyı arttırması beklenmekle olup ticareti yapılabilir malların üretimi ve ihracatları artmakta, ithalatlar azalmakta ve dolayısıyla, dış ticaret dengesi, büyüme ve istihdam iyileşmektedir (Kumar, 2010, s.34).
- Washington uzlaşısından itibaren reel döviz kurunun denge değerinden sapmasının büyümeyi azaltarak makroekonomik istikrarsızlık yarattığı iyi bilinmektedir. Örneğin, Rodrik (2008)'e göre satın alma gücü paritesine katkısı olduğundan değer kaybeden bir reel döviz kuru büyüme için iyidir. Benzer olarak, Berg ve Miao (2010) sadece aşırı değerlendirilen kurun olumsuz olmadığını ve aynı zamanda aşırı değer kaybeden bir kurun da büyüme için iyi olduğunu doğrulamışlardır. Diğer yandan, reel döviz kurunun düzeyinin yanı sıra volatilitésinin de bir yandan, büyüme için önemli olan dış ticaret ve yatırımları engelleyebilirken, diğer yandan, sermaye akımlarının durmasının yanı sıra büyümede oynaklık yaratabilmektedir. Bu koşullarda reel döviz kurunun rekabetçi düzeylerde tutulması ve aşırı volatiliteden kaçınılması önemli olup yüksek tasarruflar, doğrudan yabancı yatırımların ülkeye çekilmesi, ekonomik büyüme ve kalkınma için de önemlidir (Eichengreen, 2007, s.8, 9; Roberto ve Martin, 2014, s.2, 3).

- Gelişmekte olan ülkelerde reel döviz kurunun yönetilmesi veya aşırı değer kaybetmiş rekabetçi ve istikrarlı bir kur politikası makroekonomik istikrar, sanayileşme ve ekonomik kalkınmanın yanı sıra ekonomik büyüme için de önemli olmakla birlikte, bu türden bir kura ise döviz piyasasına müdahaleler ve sermaye akımlarının regülasyonu üzerinden ulaşılabilmektedir. Rekabetçi bir reel döviz kuru ulusal ve yabancı talepte artış yaratarak ticareti yapılabilir sektörde yatırım ve üretimi daha karlı kılmaktadır. Diğer yandan, aşırı değer kaybeden döviz kuru daha yüksek ithal edilen girdiler ve sermaye mallarının maliyetleri demektir. Bu koşullarda politika yapıcıların makro ihtiyatlı politikalara (para ve maliye politikaları, işgücü piyasası katılımı ve regülasyon, sanayi ve ticaret politikaları) odaklanmaları gerekmekte olup ancak bu koşullarda istikrarlı ve sürdürülebilir bir reel döviz kuruna ulaşılabilmektedir (Chowdhury, 2012, s. 357; Guzman vd., 2018, s. 51-53, 55-58).

YAZAR BEYANI / AUTHOR STATEMENT

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

KAYNAKÇA

- Athukarala, P. C. & Rajapatirana, S. (2003). Capital inflows and the real exchange rate: a comparative study of Asia and Latin America. *the World Economy*, 26(4), 613-637. doi: 10.1111/1467-9701.00539
- Backus, D. K., P. J. Kehoe & Kydland, F. E. (1994). Dynamics of the Trade Balance and the terms of trade: the J-curve?. *The American Economic Review*, 84, 84-103.
- Bahmani-Oskooee, M. & Rhee, H. J. (1996). Time series support for Balassa’s productivity-bias hypothesis: evidence from Korea. *Review of International Economics*, 4(3), 364-370. doi: 10.1111/j.1467-9396.1996.tb00110.x
- Balassa, B. (1964). The Purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6), 584-596. doi: 10.1086/258965
- Basu, P. & Kollmann, R. (2011). Productive government purchases and the real exchange rate. Working Papers ECARES 2010_001, ULB -- Université Libre de Bruxelles.
- Blanchard O. J. & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329–1368. doi: 10.1162/003355302320935043
- Berg, A. & Miao, Y. (2010). The real exchange rate and growth revisited? The Washington consensus strikes back?. *IMF Working Paper*, March, 1-24.

- Bénétrix, A.S. & Lane, P. R. (2013). Fiscal shocks and the real exchange rate. *International Journal of Central Banking*, 9, 6–37.
- Canzoneri, M. B., R. E. Cumby & Diba, B. (1999). Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries. *Journal of International Economics*, 47, 245-266. doi: 10.1016/S0022-1996(98)00021-X
- Chinn M. D. (1999) Productivity, government spending and the real exchange rate: evidence for OECD countries. In: MacDonald R, Stein J (eds) *Equilibrium exchange rates*. Kluwer Academic Publishers, Boston, 163–190.
- Chowdhury, M. B. (1999). The determinants of real exchange rate: theory and evidence from Papua New Guinea. *Asia Pasific School of Economics and Management Working Paper*, 99(2), 1-21.
- Chowdhury, K. (2012). Modelling the dynamics, structural breaks and the determinants of the real exchange rate of Australia. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22, 343-358. doi: 10.1016/j.intfin.2011.10.004
- Combes J.I., J.Kinda & Plane, P. (2012). Capital flows, exchange rate flexibility, and the real exchange rate. *Journal of Macroeconomics*, 34, 1034-1043. doi: 10.1016/j.intfin.2011.10.004
- De Castro F. (2006). The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain. *Applied Economics*, 38, 913–924. doi: 10.1080/00036840500369225
- De Castro F. & Garrote, D. (2015). The effects of fiscal shocks on the exchange rate in the EMU and differences with the USA. *Empirical Economics*, 49, 1341–1365. doi: 10.1007/s00181-015-0925-z
- De Gregorio J., Giovannini, A. & Wolf, H.C. (1994). International evidence on tradables and nontradables inflation. *European Economic Review*, 38, 1225–1244. doi: 10.1016/0014-2921(94)90070-1
- Edwards, S. (1989). Exchange Rate Misalignment in Developing Countries. *The World Bank Research Observer*, 4(1), 3–21.
- Edwards, S. & Savastano, M. A. (2000). The Mexican peso in the aftermath of the 1994 currency crisis. NBER Chapters, in: *Currency Crises*, pages 183-236.
- Eichengreen, B. (2007). The real exchange rate and economic growth. *Social and Economic Studies*, 56(4), December, 7-20.
- Enders Z, Müller G, & Scholl, A. (2011). How do fiscal and technology shocks affect real exchange rates?: New evidence for the United States. *Journal of International Economics*, 83, 53–69. doi: 10.1016/j.jinteco.2010.08.005
- Fatas, A. & Mihov, I. (2001). Government size and automatic stabilizers: international and intranational evidence. *Journal of International Economics*, 55(1), 3-28. doi: 10.1016/S0022-1996(01)00093-9
- Fischer, S. (2001). Exchange rate regimes: is the bipolar view correct?. *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 3-24. doi: 10.1257/jep.15.2.3
- Fischer, S. (2004). Real currency appreciation in accession countries: Balassa-Samuelson and investment demand. *Review of World Economics*, 140(2), 179-210.

- Froot, K. A. & Rogoff, K. (1991). The EMS, the EMU, and the transition to a common currency. *NBER Macroeconomics Annual*, 6, 269-317. doi: 10.1086/654171
- Hsieh, D. A. (1982). The determination of the real exchange rate, the productivity approach. *Journal of International Economics*, 12, 355-362. doi: 10.1016/0022-1996(82)90045-9
- Goldberg, L. & Klein, M. W. (1997). Foreign direct investment, trade and real exchange rate linkages in South East, Asia and Latin America. *NBER Working Paper Series*, 6344, December, 1-41.
- Guzman, M., J. A. Ocampove & Stiglitz, J. E. (2018). Real exchange rate policies for economic development. *World Development*, 110, 51-62. doi: 10.1016/j.worlddev.2018.05.017
- Ibarra, C.A. (2011). Capital flows and real exchange rate appreciation in Mexico. *World Development*, 39(12), 2080-2090. doi: 10.1016/j.worlddev.2011.05.020
- Iyke, B. N. & Odhiambo, N. M. (2017). An empirical test of the Balassa-Samuelson Hypothesis: evidence from eight middle-income countries in Africa. *Economic Systems*, 41, 297-304. doi: 10.1016/j.ecosys.2016.10.001
- Jaunky, V. C. (2008). The real exchange rate and productivity differentials: a panel cointegration approach. *Applied Economics Letters*, 15(4), 313-318. doi: 10.1080/13504850500461670
- Joyce, J. & Kwas, L. (2003). Real and nominal determinants of real exchange rates in Latin America: short-run dynamics and long-run equilibrium. *The Journal of Development Studies*, 39(6), 155-182. doi: 10.1080/00220380312331293617
- Kim, S. & Roubini, N. (2008). Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the US. *Journal of International Economics*, 74, 362-383. doi: 10.1016/j.jinteco.2007.05.012
- Kumar, S. (2010). Determinants of real exchange rate in India: an ARDL approach. *Reserve Bank of India Occasional Papers*, 31(1), 33-65.
- Lartey, E. K. K. (2007). Capital inflows and the real exchange rate: an empirical study of Sub-Saharan Africa. *the Journal of International Trade and Economic Development*, 16(3), 337-357. doi: 10.1080/09638190701526667
- Odedokun, M. O. (1997). An empirical analysis on the determinants of the real exchange rate in African countries. *Journal of International Trade and Economic Development*, 6(1), 63-82. doi: 10.1080/09638199700000005
- Ozekhome, H. O. (2021). Determinants of real exchange rate in Nigeria: an empirical investigation. *Asian Journal of Economics and Finance*, 3(4), 487-505.
- Pesaran, M., Shin, Y. & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326. doi: 10.1002/jae.616
- Raksong, S. & Sambotthira, B. (2021). Econometric analysis of the determinants of real effective exchange rate in the emerging ASEAN countries. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(3), 0731-0740. doi: 10.13106/jafeb.2021.vol8.no3.0731

- Ravn M.O. S. Schmitt-Grohé & Uribe, M. (2012). Consumption, government spending, and the real exchange rate. *Journal of Monetary Economics*, 59: 215–234. doi: 10.1016/j.jmoneco.2012.02.001
- Ricci L. A., G. M. Milesi-Ferretti & Lee, J. (2013). Real exchange rates and fundamentals: a cross-country perspective. *Journal of Money and Credit and Banking*, 45, 845–865. doi: 10.1111/jmcb.12027
- Roberto, F. & Martin, R. (2014). The real exchange rate as a target of macroeconomic policy, *MPRA* <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/59335/> Erişim Tarihi: 13.06.2022.
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brooking Papers on Economic Activity*, Fall, 365-439. doi: 10.1353/eca.0.0020
- Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, Vol: XXXIV, June, 647-668.
- Samuelson (1964). Theoretical Notes on Trade Problems. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, No. 2 (May, 1964), 145-154. doi: 10.2307/1928178
- Shin, Y., B. Yu & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, 281-314. <https://link.springer.com/book/10.1007/978-1-4899-8008-3>
- Monacelli T & Perotti, R. (2010). Fiscal policy, the real exchange rate and traded goods. *the Economic Journal*, 120(544), 437–461. doi: 10.1111/j.1468-0297.2010.02362.x
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990. doi: 10.1080/00036840500278103
- Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Test with Good Size and Power. *Econometrica*, 69, 1519-54. doi: 10.1111/1468-0262.00256
- Saadaoui, J. (2015). Global imbalances: should we use fundamental equilibrium exchange rates?. *Economic Modelling*, 47, 383-398. doi: 10.1016/j.econmod.2015.02.007
- Schmitt-Grohe, S. & Uribe, M. (2007). Optimal Simple and implementable monetary and fiscal rules. *Working Paper 2007-24* December, 1-57.
- Taylor, A. M. & Taylor, M. P. (2004). The purchasing power parity debate. *Journal of Economic Perspectives*, 18(4),135-158. doi: 10.1257/0895330042632744
- Tille, C., N. Stoffels & Gorbachev, O. (2001). To what extent does productivity drive the dolar?. August, *Current Issues in Economics and Finance*, 7(8), 1-6.
- Yu, S. & Xinpeng, X. (2011). Real exchange rate, productivity and labor market frictions. *Journal of International Money and Finance*, 30, 587-603. doi: 10.1016/j.jimonfin.2011.01.006
- Zietz, J. (1996). The relative price of tradables and nontradables and the U.S. trade balance. *Open Economies Review*, 7, 147-160.

Ek1: Veri Seti

Değişken	Tanımı	Kaynak
<i>reer</i>	Real effective exchange rate (deflator: consumer price index - 37 trading partners - industrial countries) index, 2010=100	Eurostat
<i>govcons</i>	General government final consumption expenditure (% of GDP)	WDI
<i>fdi</i>	Foreign direct investment, net inflows (% of GDP)	WDI
<i>trade</i>	Trade (% of GDP)	WDI
<i>productivity</i>	GDP per capita (constant 2015 US\$)-Turkey/OECD-Total	OECD

Ek 2: VIF Sonuçları

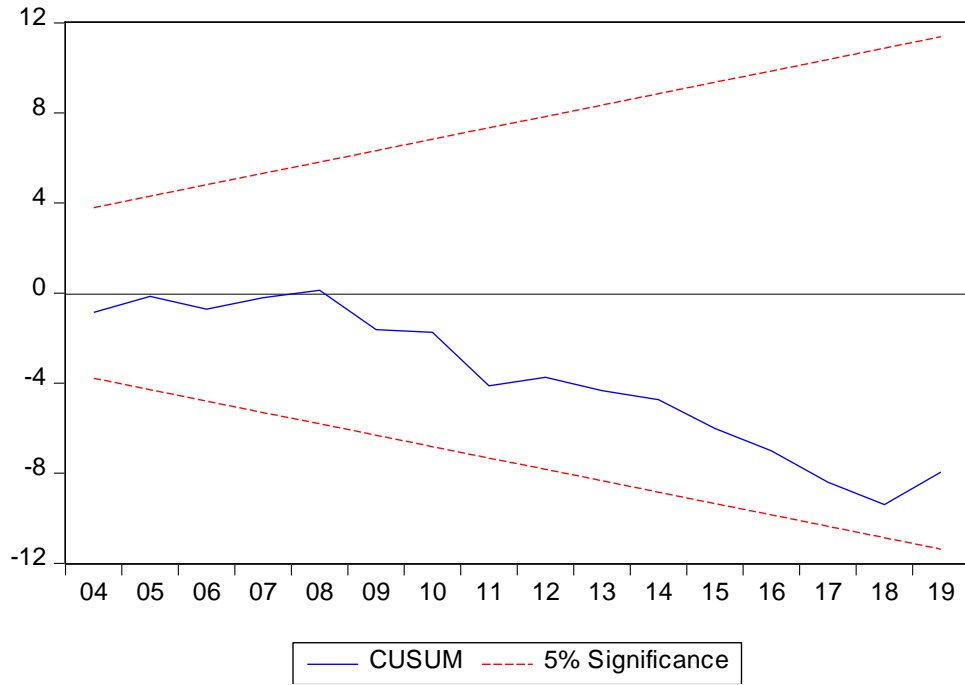
Değişken	Merkezi VIF
<i>Intrade</i>	2.109958
<i>Inproductivity</i>	2.924974
<i>Ingovcons</i>	2.447624
<i>Infdi</i>	1.679665
<i>C</i>	NA

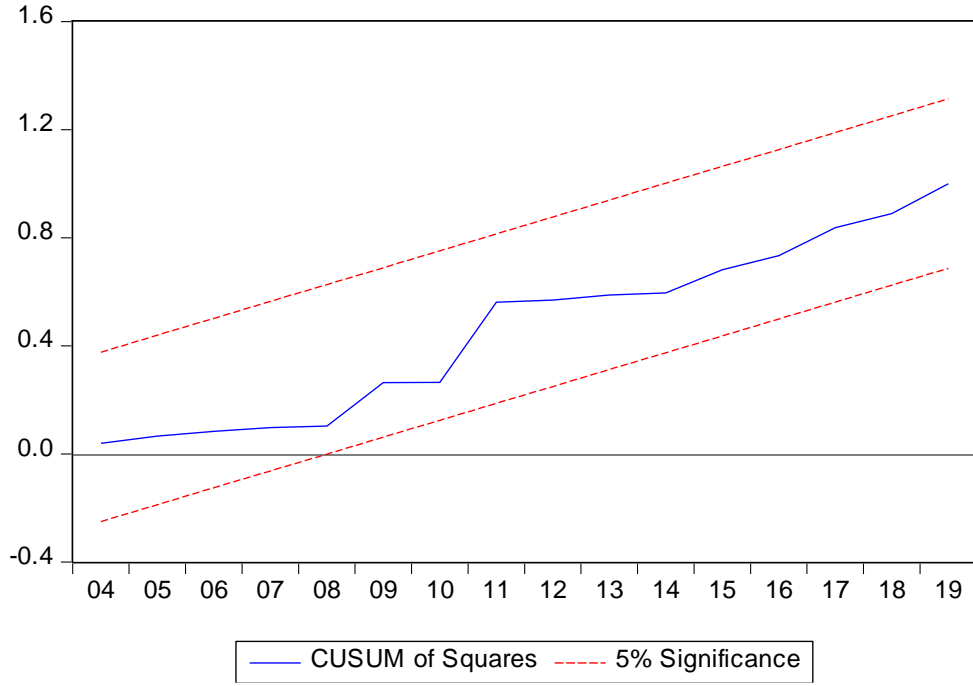
Ek 3: Tanımlayıcı İstatistikler

	FDI	GOVCONS	REER_CPI	PRODUCTIVITY	TRADE
Ortalama	1.321302	13.20520	77.22174	0.519412	49.35413
Medyan	1.303851	13.14861	76.82488	0.499137	48.79435
Max	3.623502	15.65786	100.0000	0.668925	62.61188
Min	0.305399	10.61322	52.21312	0.405721	37.66492
Standart Sapma	0.901179	1.356089	13.69278	0.087510	5.912851

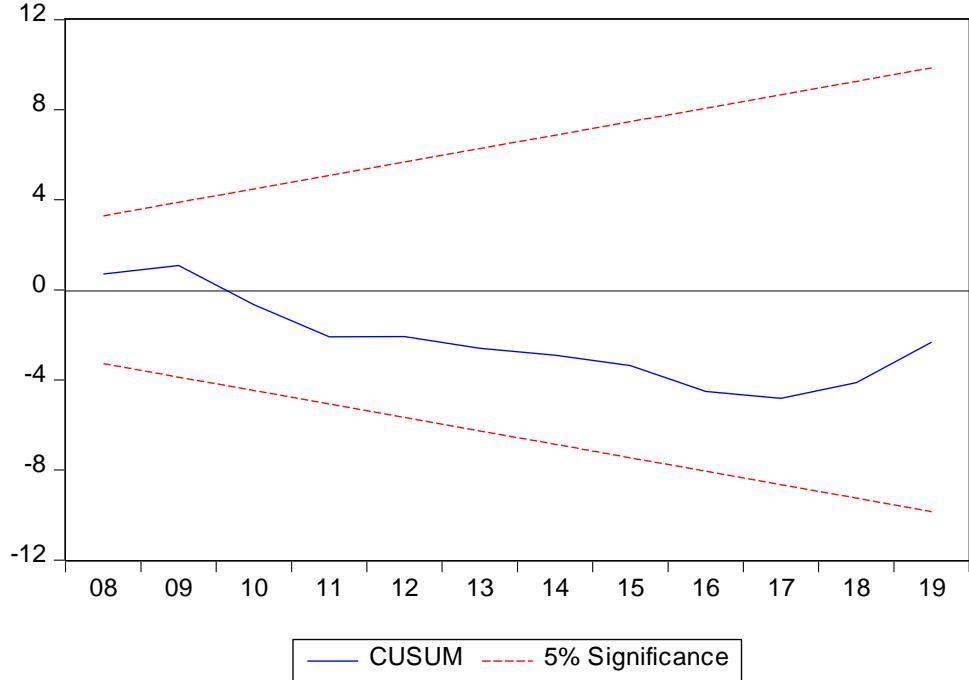
Çarpıklık	0.871159	-0.050787	-0.142698	0.513379	0.386603
Basıklık	3.237764	2.246632	1.732413	1.807221	3.289985
Jarque-Bera	3.349888	0.626037	1.828912	2.683366	0.738766
Olasılık	0.187319	0.731236	0.400735	0.261405	0.691161
Gözlem Sayısı	26	26	26	26	26

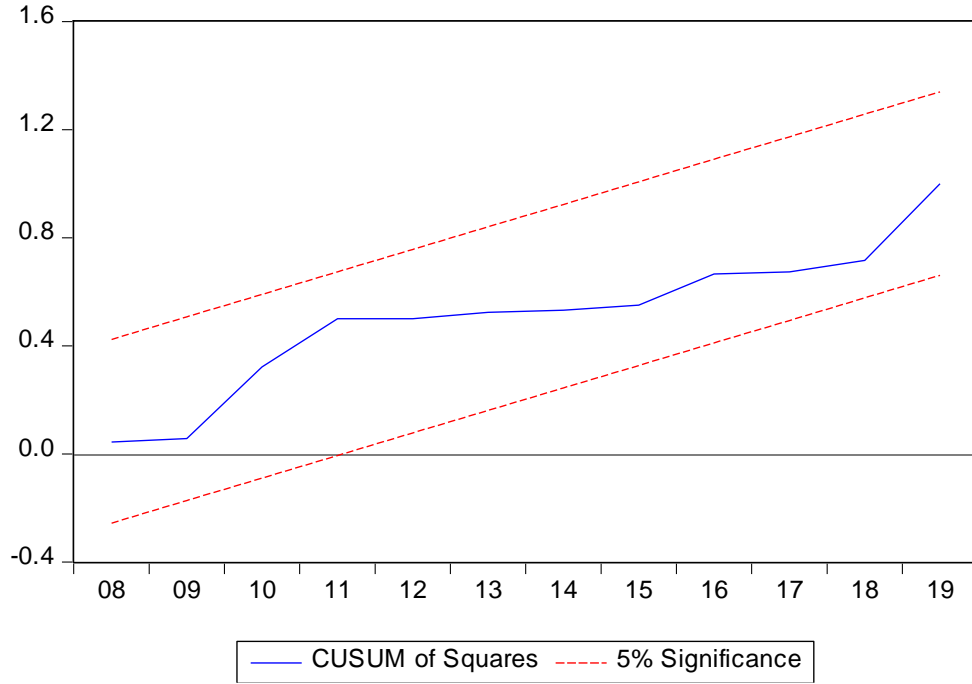
Ek 4: ARDL Modeli İçin CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri





Ek 5: NARDL Modeli İçin CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri





Ek 6: Verimlilik Serisine Negatif ve Pozitif Şok Grafikleri

