

Türkiye Ekonomisinde Enflasyon Ve Döviz Kuru İliřkisi: Yapısal Kırılmalı Eřbütünleřme Analizi

Erkan SARSICI¹ ve Muzaffer ALBAYRAK²

Öz

Enflasyon hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde üzerinde durulan ve tartışılan makroekonomik göstergeler arasında yer almaktadır. Reel döviz kurları yükselen piyasa ekonomileri üzerinde olumsuz bir etkiye sahiptir. Kanıtlar, döviz kuru ve enflasyon risklerinin gelişmekte olan ülkeler üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu çalışmada, Türkiye'nin enflasyon oranı ile reel döviz kuru arasındaki ilişki 2010M04-2022M10 dönemi verileri kullanılarak analiz edilmiş ve değişkenlere birim kök testi uygulanmıştır. Yapısal kırılmalı Bai-Perron test sonuçları, küresel ve ekonomik politikalar nedeniyle 2013M06, 2016M10, 2018M08 ve 2020M09 yıllarında yapısal kırılmaların meydana geldiğini göstermiştir. ARDL sınır testi sonuçları, uzun dönemde TÜFE ile reel döviz kuru arasında bir eş bütünleşme ilişkisi olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır. Kısa ve uzun dönem ARDL sonuçlarına göre TÜFE değişkeni ile reel döviz kuru arasında negatif bir ilişki vardır. Ampirik bulgular, enflasyonun döviz kurları üzerindeki gecikmeli etkisini göstermesi açısından önemlidir. Sonuçlar, enflasyon ve döviz kuru risklerini dengeleyecek stratejilere odaklanılması gerektiğine işaret etmektedir. Bu çerçevede, politika yapıcıların enflasyon ve reel döviz kurunun oluşturduğu risklere göre hareket etmeleri ve dışa bağımlılığı azaltacak politikalara odaklanmaları önerilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, Reel Döviz Kuru, Geçiş Etkisi Teorisi, Fiyat İstikrarı, Yapısal Kırılma.

The Relationship Between Inflation And Exchange Rate In Turkey: Cointegration Analysis With Structural Breaks

Abstract

Inflation is among the macroeconomic indicators that are emphasized and discussed in both developed and developing countries. Real exchange rates have a negative impact on emerging market economies. Evidence suggests that exchange rate and inflation risks have a negative impact on developing countries. In this study, the relationship between Turkey's inflation rate and the real exchange rate has been analyzed using data from 2010M04 to 2022M10 and the unit root test is checked on the variables. Bai-Perron test results with structural breaks has been showed that structural breaks occurred in 2013M06, 2016M10, 2018M08, and 2020M09 due to global and economic policies. The ARDL bounds test results provide evidence that there is a cointegration relationship between CPI and real exchange rate in the long run. According to the short and long-run ARDL results, there is a negative relationship between the CPI variable and the real exchange rate. The empirical findings are important in terms of showing the lagged effect of inflation on exchange rates. The results point to the need to focus on strategies to balance inflation and exchange rate risks. In this framework, we suggest that policymakers should act according to the risks posed by inflation and the real exchange rate and focus on policies to reduce external dependence.

Key Words: Inflation, Real Exchange Rate, the pass-through theory, Fiat Stability, Structural Breaks.


Atf İçin / Please Cite As:

Sarsıcı, E. ve Albayrak, M. (2023). Türkiye ekonomisinde enflasyon ve döviz kuru ilişkisi: yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi. *Manas Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 12(3), 972-984. doi:10.33206/mjss.1226460


Geliř Tarihi / Received Date: 29.12.2022

Kabul Tarihi / Accepted Date: 04.05.2023

¹ Dr. Öğr. Üys. – Adıyaman Üniversitesi, Besni Ali Erdemođlu Meslek Yüksekokulu, Finans-Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, esarsici@adiyaman.edu.tr,

 ORCID: 0000-0002-8719-9205

² Dr. Öğr. Üys. – Adıyaman Üniversitesi, Besni Ali Erdemođlu Meslek Yüksekokulu, Finans-Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, malbayrak@adiyaman.edu.tr,

 ORCID: 0000-0001-8516-9224

Giriř

Döviz kuru, dünya piyasasında ekonomik faaliyetleri etkileyen önemli göstergelerden biridir. Döviz kurları, uluslararası ödemeler için döviz alıp satan hane halkları, işletmeler ve ekonomik birimlerin döviz arz ve talebine göre belirlenir (Aka, 2020: 100). Nominal döviz kuru, bir ülkenin dış ticaret hacmi üzerinde önemli bir etkiye sahip olmakla birlikte, ülke ekonomisi için tek başına belirleyici değildir. Reel döviz kuru ise bu anlamda daha doğru bir göstergedir. Bu nedenle, para politikasını yürütmekle yükümlü olan Merkez Bankası, döviz kuru politikasında nominal döviz kurunu değil, reel döviz kurunu esas almaktadır. Ancak uygulanan politikanın değerlendirilmesinde reel döviz kuru değerinden çok uzun dönem denge değeri ve sapma derecesi ile ilişkisi dikkate alınmaktadır (Tař ve Uysal, 2013: 42).

Dalgalı döviz kuru rejimi altında, döviz kuru dalgalanmaları, toplam talep (AD) ve toplam arz (AS) yoluyla fiyat seviyesi üzerinde güçlü bir etkiye sahip olabilir. Toplam arz açısından, yerel para biriminin değer kaybı, yerel tüketiciler tarafından ödenen ithal malların fiyat seviyesini doğrudan etkileyebilir. Ancak, ülke uluslararası fiyatın alıcısı (uluslararası fiyat alıcısı) olduğunda durum böyledir. Döviz devalüasyonunun (devalüasyon) bir ülkenin fiyat düzeyi üzerindeki dolaylı etkisi, üreticilerin girdi olarak ithal ettikleri sermaye mallarının (ara malları) fiyatlarında görülebilir. Daha zayıf bir döviz kuru, girdileri daha pahalı hale getirerek daha yüksek üretim maliyetlerine yol açacaktır. Üreticiler, tüketiciler tarafından ödenen malların fiyatına zorunlu olarak maliyet eklerler. Sonuç olarak, ülkedeki fiyatlar toplamı yükselirse veya yükselmeye devam ederse enflasyona neden olur (Achsani vd., 2010: 70).

Enflasyon ve reel döviz kurundan kaynaklanan riskler özellikle gelişmekte olan ülkeleri etkilemektedir. Gelişmekte olan ülkeler arasında bulunan Türkiye’de ise enflasyon çözülemeyen bir sorundur. Bunun yanında reel döviz kurundaki oynaklıkta Türk ekonomisini olumsuz etkilemektedir. 1990 sonrası reel döviz kurlarındaki hareketler, gelişmekte olan ülkelerin sorunlarını artırmış ve krizleri tetiklemiştir. Döviz kurlarının olumsuz etkileri, gelişmekte olan ülkelerin sabit kur rejimlerini terk etmelerine ve deflasyonist politikalar benimsemelerine yol açmıştır. Bu gelişmeler siyasi ve akademik tartışmaları da artırmıştır. 1990’lı ve 2000’li yıllara kadar artan tartışmalar izleyen yıllarda azalmıştır. Ancak bu azalma döviz kuru rejimi ve politika tartışmalarının sona erdiği anlamına gelmemektedir (Mishkin vd., 2007).

Döviz kurunda son dönemde yaşanan küresel dengesizlik ve Türkiye’de artan sorunlar, tartışmanın devam edeceğine işaret etmektedir. Gelişmekte olan ülkelerin yapılarının enflasyonist olması ve bu ülkelerin vatandaşlarının birikimlerini dövizle korumaya çalışmaları nedeniyle döviz talebi artmaktadır. Döviz talebinin artması sonucunda kurda yükselme görülmekte ve istikrarsızlığın artmasında etkili olmaktadır (Aydın ve Kara, 2012: 49). Ayrıca, yüksek enflasyonlu ülkelerde azalan uluslararası ticaret rekabetinin olumsuz etkisi, ülke yapısı ve diğer özelliklere göre değişmektedir. Örneğin 1997 Asya krizinde Çin, Singapur, Tayvan gibi ülkelerde kur dengesizlikleri nedeniyle enflasyonist etkilerin geciktiği ve sınırlı kaldığı gözlenmiştir. Buna karşılık Güney Kore, Endonezya, Tayland gibi ülkelerde ise yerli para birimi değer kaybederken, reel döviz kurunun artmasının getirdiği etkilerle mal ve hizmet fiyatlarında artışlar görülmüştür. Bu gelişmelere bağlı olarak refah düzeyi gerilerken, reel kurdaki artışın getirdiği etkiler fiyata dayalı rekabeti de zayıflatmıştır (Demez, 2021:135).

Döviz kurları ile ulusal enflasyon üzerindeki etkiyi açıklayan önemli teorilerden biri geçişkenlik teorisidir. Döviz kurundaki değişimler nedeniyle ithal ve ihracat edilen malların fiyatlarındaki değişim oranına “geçiş etkisi” denir (Seyidođlu, 2003). Reel döviz kurundaki değişimler ile ithalat ve ihracat girdi fiyatlarındaki değişimler iç piyasada belirsizliğe, belirsizlik riski ise iç fiyatların artmasına neden olmaktadır. Türkiye, döviz kuru geçişkenliği yaşayan ve döviz kuru değıştikçe enflasyon sorunu yaşayan ülkelerden biridir. Fiyat artışlarının etkisi uzun vadeli ve üst düzeyde olup, sosyal ve ekonomik çerçevede farklı sorunları tetikleyerek artmaktadır. Döviz kuru ve enflasyonun dengelenmesi Türkiye’de ele alınması gereken önemli konulardan biridir (Ermiřođlu, 2011). Bununla birlikte döviz kurunun yükselmesi ihracatı ve turizmi olumlu etkilerken, cari işlemler açığını da iyileştirmektedir. İthalat üzerindeki etkisi ise olumsuzdur. Dışa bağımlı bir ekonomik yapıya sahip olan Türkiye açısından karşılaşılabilecek önemli bir sorun ithal hammadde ve ara mal ithalatından dolayı cari işlemler açığının olumsuz etkilenmesidir (Alacahan, 2011:50).

Bu çalışmanın amacı enflasyon ve reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi inceleyerek literatüre katkı sağlamaktır. Arařtırma Türk ekonomisinde istikrarsızlığın arttığı 2010M04-2022M10 dönemine odaklanarak artan enflasyonun döviz kuru üzerindeki etkisini incelemektedir. Çalışmada en son aylık verilerden oluşan güncel bir veri seti kullanıldığından dolayı özgündür. Bu arařtırmanın temel sorusu řu şekildedir. Son yıllarda Türkiye’de görülen yüksek enflasyon reel döviz kurunu kısa ve uzun dönemde nasıl etkiler? Bu sorunun cevabını arařtırmak üzere literatürdeki sonuçlar da dikkate alınarak arařtırmanın temel hipotezi

“enflasyondaki dengesizlikler reel döviz kurunu negatif etkilemektedir” şeklinde oluşturulmuştur. Araştırmanın ilerleyen bölümleri de şu şekilde yapılandırılmıştır. İkinci bölümde literatür incelenmekte ve değerlendirilmektedir. Üçüncü bölümde ekonomik yöntem ve bulgular sunulmaktadır. Dördüncü bölümde araştırmanın bulguları literatür dikkate alınarak tartışılmaktadır. Çalışma beşinci bölümdeki sonuç kısmıyla tamamlanmaktadır.

Literatür İncelemesi

Döviz kuru veya enflasyon kaynaklı istikrarsızlık ve sebepleri üzerine çok sayıda araştırma yapılmıştır. Bu çalışmalardan bir kısmı aşağıdaki şekildedir.

Rittenberg'in (1993), 1980 sonrası Türkiye bulguları, finansal serbestleşme sırasında artan enflasyonun döviz kuru dengesizliklerine yol açtığını göstermektedir. Bulgular, 1980 sonrası uygulanan esnek döviz kuru politikaları ve finansal serbestleşmenin enflasyondaki değer kaybından veya yükselişten kaynaklanmadığını göstermektedir.

Leigh ve Rossi'nin (2002) VAR çalışması, döviz kurunun enflasyon üzerindeki etkisini şu şekilde açıklamaktadır: 1) Döviz kurundaki değişikliklerin enflasyon üzerindeki etkisi bir yıldır. Ancak, etkinin çoğu ilk dört ay içinde gerçekleşmektedir, 2) döviz kuru tüketici fiyatlarından çok toptan eşya fiyatlarını etkilemektedir ve 3) Türkiye'de döviz kurundan enflasyona geçişkenlik diğer gelişmekte olan ülkelere göre daha hızlı ve güçlüdür.

Achsani vd. (2010), 1991-2005 dönemini incelemek amacıyla bir panel veri seti oluşturmuş ve araştırmanın sonuçları reel döviz kuru ile enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisinin bölgelere göre farklılık gösterdiğini açığa çıkarmıştır. Sonuçlara göre, Asya ülkelerinde nominal ve reel döviz kurundan enflasyona doğru bir etkileşim söz konusudur. Avrupa Birliği ve Kuzey Amerika'da ise durum zıt istikamettedir. Diğer yandan döviz kurundaki değişikliklerin enflasyona olan duyarlılığı diğer iki bölge ile mukayese edildiğinde Asya ülkelerinde daha yüksektir.

Bal (2012), Türkiye'de döviz kuru, mevduat, faiz oranı, enflasyon ve DİBS arasındaki ilişkiyi araştırmaktadır. Bu çalışmada, 1994-2008 yılları arasındaki verileri analiz etmek için Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik analizi yöntemleri kullanılmıştır. Araştırma sonuçlarına göre döviz kuru-mevduat kuru, döviz kuru-enflasyon ve döviz kuru-DİBS arasında uzun dönemli ilişkiler bulunmaktadır. Bulgular, tasarruf mudilerinin döviz tasarruflarının enflasyon ve para tutma maliyeti artışa bağlı olarak yükseldiğini göstermektedir. Ülkede enflasyonun olumsuz etkisi döviz talebinde artışa yol açarak reel döviz kurunda değişmelere neden olmaktadır. Çalışma aynı zamanda enflasyon ile döviz kuru arasında dolaylı bir nedensellik ilişkisine işaret ederek enflasyon belirsizliğinin para ikamesi sürecini artırdığını ortaya koymaktadır. Öte yandan, bu gelişmeler döviz kuru istikrarında bozulmaya yol açmaktadır.

Türkan vd. (2013), Türkiye'de 1983-2012 döneminde döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Araştırma sonuçlarına göre, döviz kurunda meydana gelen artış, enflasyonu artırmaktadır. Nedensellik araştırması sonuçlarına göre, döviz kuru ve enflasyon arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Bunun yanında döviz kurundaki artış, ithalata dayalı sektörlerdeki maliyetleri artırarak yurt içi fiyatlarının değişmesinde önemli rol oynamaktadır.

Arslaner vd. (2014), 1986-2013 döneminde Türkiye'deki enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuçlara göre, Türkiye'de geçişkenliğin derecesi, diğer ülkelere oranla daha yüksek düzeydedir. Ayrıca bulgular, üretici fiyat endeksi için geçişkenliğin, tüketici fiyat endeksine (TÜFE) göre daha yüksek düzeyde olduğunu göstermektedir. Geçmişte ortaya çıkan kur kaynaklı krizler ve ekonominin dışı açık olması ise Türk ekonomisindeki döviz kuru geçişkenliğini artırmaktadır.

Syzdykova (2016), 2000- 2017 dönemi aylık verilerini kullanarak yaptığı araştırmada Çin hariç olmak üzere BRIC ülkelerinin tamamında nominal döviz kuru ile enflasyon arasında uzun dönemli ilişkinin yanı sıra farklı nedensellik ilişkisinin varlığını gösteren bulgulara ulaşmıştır. Araştırma sonuçlarına göre, nedensellik ilişkisinin farklı olmasının en önemli sebeplerinden birisi ülkelerin farklı özelliklere sahip olmasıdır ve bu durum nedensellik akışını değiştirmektedir.

Türk (2016), Türkiye'deki döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1987-2013 dönemi kapsamında incelemiştir. VAR yöntemiyle elde edilen araştırmanın sonuçlarına göre, döviz kurunun enflasyona olan etkisi anlamlı bulunmuştur. Enflasyonun döviz kuruna olan etkisi üzerinde anlamlı bir sonuç elde edilememiştir.

Purnomo (2017), İslami finans perspektifinden enflasyonun döviz kuruna etkisini nicel ve nitel yöntemleri birlikte kullanarak incelemiştir. Arařtırmanın sonucuna göre enflasyonun döviz kuruna etkisinin ihracatın azalması, küresel ekonominin yavaş büyümesi, dünya ham petrol fiyatlarının, kömür fiyatının, palm yağı fiyatının ve kauçuk fiyatının düşmesi nedeniyle ortaya çıktığını göstermiştir. Arařtırmanın sonucu, bu faktörlere bağılı olarak Rupiah'ın ABD doları karşısındaki değer kaybı ile enflasyonun arttığını ortaya çıkarmıştır.

Monfared ve Akın (2017), İran örneğini kullanarak döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi VAR modeliyle incelemiştir. Hendry modeli kullanılarak elde edilen bulgulara göre, döviz kurları ile enflasyon arasındaki ilişki doğrusaldır. Sonuçlara göre, İran'ın reel döviz kurundaki ve para arzındaki artış enflasyonu yükseltmektedir. Sonuçlara göre para arzı enflasyona döviz kurundan daha fazla katkı sağlamaktadır.

Yenice ve Yenisu (2019), 2003 Ocak- 2018 Nisan dönemi verilerini kullanarak Türkiye'deki döviz kuru, enflasyon ve faiz arasındaki ilişkiyi incelemiştir. ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik yöntemlerinin kullanıldığı arařtırmanın sonuçlarına göre döviz kurundan enflasyona ve faiz oranlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Arařtırmaya göre, aynı doğrultuda bir geçiş etkisinin varlığı söz konusudur.

Duman ve Sağdıç'ın (2019), 2003:1-2017:3 dönemine ilişkin VAR analizi sonuçları, enflasyondaki artışın reel efektif döviz kurundaki değişimlerden kaynaklandığını göstermektedir. Türkiye ekonomisinde var olan sorunların çözümü için kısa vadede katma değeri yüksek emtia ihracatına ağırlık verecek tedbirler alınmalı, döviz artırıcı bir politika uygulanmalı ve Merkez Bankası döviz akımlarını kontrol altına almalıdır. Uzun vadede ise doğrudan yabancı yatırımı ve ihracatı artırıcı politikalara öncelik verilmelidir.

Demez (2021) arařtırmasına göre, Türkiye'de 2003Q3-2020Q4 döneminde enflasyondaki artış reel döviz kurlarındaki artışa, faiz oranlarındaki artış ise reel döviz kurunda azalmaya yol açmaktadır. Fourier yöntemiyle elde edilen sonuçlara göre değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır.

Hilmola (2021), yüksek enflasyonun ekonomiler üzerindeki etkisini incelemek amacıyla Türkiye'nin de incelendiği on ülkeden oluşan bir panel veri seti kullanarak 2018-2020 dönemini arařtırmıştır. Sonuçlara göre incelenen dönemde para birimleri ABD doları karşısında önemli ölçüde değer kaybı ile karşılaşmışlardır. Borsa endeksleri yerel para birimi cinsinden önemli getiriler sağlarken, ithalat gerileme gösterirken, ihracat karışık bir seyir izlemiştir. Ancak yazara göre bu durum kısmen pandemiden, kısmen de ülkelerin kendine ait özel koşullarından kaynaklanmaktadır.

Şeker (2022), 2004-2021 dönemi arařtırması VAR-Toda-Yamamoto nedensellik analizi sonuçlarına göre, döviz kurundan ÜFE ve TÜFE'ye doğru nedensellik ilişkisi vardır. Arařtırma ÜFE'den TÜFE'ye doğru nedenselliği de göstermektedir. Arařtırmanın bulguları, kur değişimlerinin iki kanaldan, yani TÜFE'yi doğrudan ve ÜFE'yi dolaylı olarak etkilediğine işaret etmektedir. Varyans Ayrıştırma sonuçları ise, kur değişimi TÜFE'deki değişimin %37'sini, ÜFE'deki değişimin ise %61,6 kadarlık kısmını açıklamaktadır.

Ekonometrik Analiz

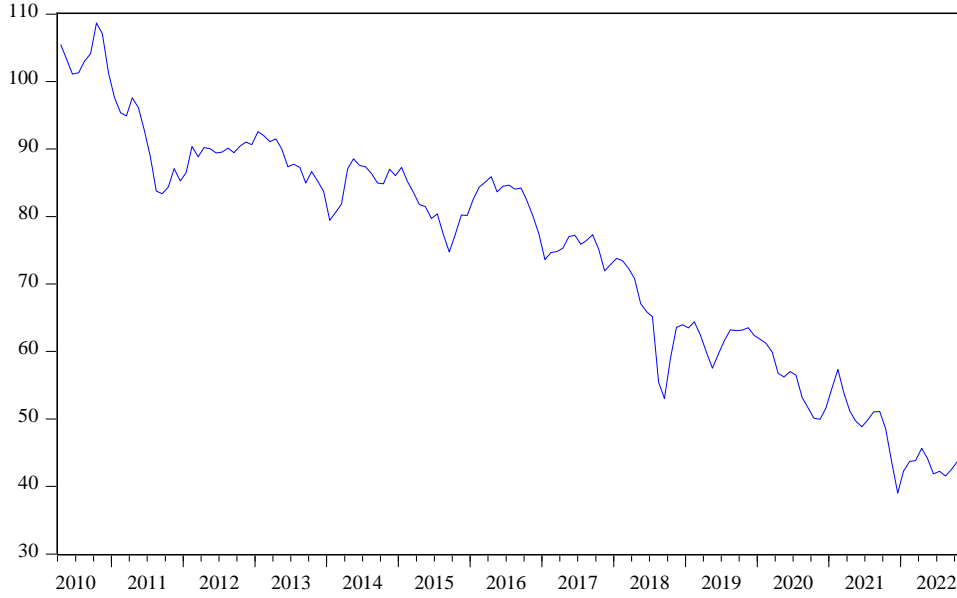
Veri

Reel döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların makroekonomik göstergeler üzerindeki etkisi negatiftir. Kurdaki dalgalanmalara yol açan en önemli belirleyici faktörlerden birisi enflasyondur. Çünkü enflasyon ile oluşan piyasadaki güvensizlik ve yerli paranın yabancı para birimlerine karşı değer kaybetmesi tasarruf sahiplerini birikimlerini koruyabilmek amacıyla döviz kuru talebine yönelmekte ve bu nedenle ortaya çıkan talep artışı ile reel döviz kuru artış göstermektedir. Bu çalışmada Türkiye'deki enflasyon ile reel döviz kuru arasındaki ilişki 2010M04-2022M10 dönemi aylık güncel veri seti kullanılarak incelenmektedir. Arařtırmada bağımlı değişken reel döviz kuru, bağımsız değişken ise enflasyondur. Veri setleri TCMB-EVDS sitesinden alınmıştır. Arařtırmada bağımlı değişken olarak kullanılan LNREER logaritmik dönüşüm uygulanmış reel döviz kurunu, bağımsız değişken olarak kullanılan LNTUFE ise doğal logaritması alınmış tüketici fiyat endeksini göstermektedir. Her iki değişken, hareketli ortalama yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır.

Genel olarak TÜFE bazlı reel kur endeksi (2003=100) gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler bazında hesaplanmaktadır. Reel efektif döviz kuru endeksi, Türkiye'nin fiyat düzeyinin diğer dış ticaret yapan ülkelerin fiyat düzeyine oranının ağırlıklı geometrik ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Reel efektif döviz kurundaki artış, TL'nin reel olarak değer kazandığına işaret etmektedir. Diğer bir deyişle Türk mallarının fiyatının yabancı mallara göre artışını ifade etmektedir (TCMB, 2022). Gelişmekte olan ülkeler için reel efektif

döviz kuru seviyesi değerleri (2003-100) yıllara göre seride bir düşüş meydana geldiğini ortaya koymaktadır. Bu da TL'nin yıllara göre değer kaybettiğini göstermektedir.

Reel Efektif Döviz Kuru

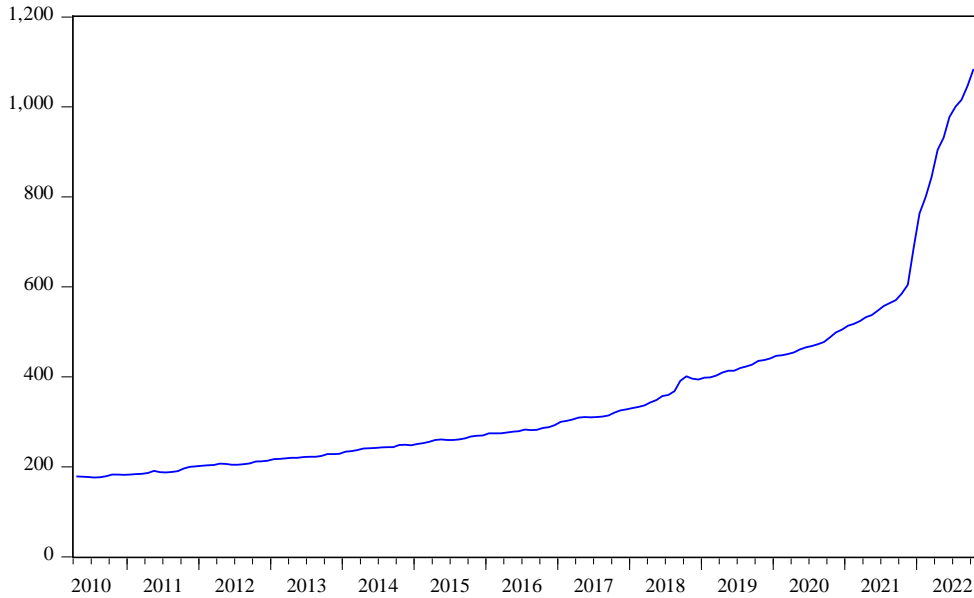


Kaynak: Tcmb (Evds-2022))

Şekil 1. Reel Efektif Döviz Kuru Grafiği (2003Q1-2022Q2)

Enflasyon gelişmekte olan ülkelerin en önemli sorunları arasında yer alır. Gelişmekte olan ülkeler arasında yer alan Türkiye’de enflasyon sorununun çözümüne yönelik uygulanan politikalar ve hedefler başarılı sonuçlar sağlamamıştır. Şekil 2, 2010M04-2022M10 dönemine ait TÜFE endeksinin yıllara göre trendini göstermektedir. Ekonomideki gelişmeler doğrultusunda tüketici fiyat endeksi yıllara göre sabit bir seyir izleyerek artışını sürdürmektedir. Ancak TÜFE endeksi, 2021M09 dönemi sonrasında dikey bir şekilde artış göstermektedir. Bu artışta küresel şokların meydana getirdiği etkilerin yanı sıra iç politikada sürdürülen uygulamaların da etkisi bulunmaktadır.

Tüketici Fiyat Endeksi



Kaynak: Tcmb (Evds-2022))

Şekil 2. Yıllara göre TÜFE Göstergesi Grafiği (2003Q1-2022Q2)

Yöntem

Çalışmada öncelikle serilerin birim kökleri Genişletilmiş Dickey-Fuller (Dickey ve Fuller, 1979) ve Phillips-Perron (1988) yöntemleriyle incelenmiştir. Her iki birim kök testi tekniği de verilerin durağan olmadığını varsayar. Ayrıca çalışmada Bai-Perron (BP) metodolojisi ile yapısal kırılma etkileri araştırılmıştır. Bai-Perron metodolojisinin en önemli özelliği, otoregresif katsayıları ile kırılmaların hem sayısını hem de yerini tahmin etmesidir. Bir diğer avantajı ise, hatalı varyans ve otokorelasyona izin vermesidir. Parametrik olmayan otokorelasyon probleminin çözülmesi, hataların Newey-West prosedürü kullanılmasıyla veya modele gecikmeler dahil edilerek düzeltilebilmektedir. Ayrıca BP metodolojisi hem bağımsız hem de hata teriminin alt periyotları arasında farklı dağılımlara sahiptir (Göktaş ve Dişbudak, 2014: 5).

Bai and Perron (2003), hatalarda otokorelasyonun olmaması durumunda BIC ve LWZ sonuçlarının güvenilir olduğunu belirtmektedir. Ancak, hatalarda otokorelasyonun bulunması durumunda kırılmaların ardışık tahminlerini kullanan $\sup F_T(l+1|l)$ testini önermektedir (Günay, 2014: 6308). BP metodolojisince kullanılan birinci test, sıralı test olarak belirtilmektedir. L istatistiklerine dayanarak L+1 test istatistiğinin belirlenmesi amacıyla kullanılan denklem şu şekilde gösterilmektedir (Wu vd., 2019: 161);

$$\sup F_T(l+1|l) = \left(S_T(T_1, \dots, \widehat{T}_1) \right)^\wedge - \min_{1 \leq l \leq l+1} \quad (1)$$

Bai-Perron analizinde kırılmaların tespitinde kullanılan bir başka yöntem de çift maksimum testidir. Bai ve Perron (1998), bu yöntemle de bilinmeyen sayıda yapısal kırılmaların varlığını göstermektedir. Başka bir deyişle, Global Maximize F-istatistiği hesaplaması ile $l=1, \dots, m$ kırılmaları belirlenir. Daha sonra bu test istatistikleri, maksimum değeri (UDMAX testi) seçerek toplanır. Bu testte Bai ve Perron (2003b) için kritik değerler sağlayan standart olmayan bir dağılımla sonuçlara ulaşılır. Orijinal hipotez H_0 , yapısal kırılmanın olmadığını, lternatif hipotez H_1 yapısal kırılmanın varlığını varsaymasıdır. BP testi genel olarak önceden ayarlanmış en yüksek yapısal değişiklik sayısına ($M = 5$) göre belirlenmektedir. Çift maksimum test denklemleri de şu şekildedir (Wu vd., 2019: 161);

$$UD_{\max} Fr(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} \alpha_m \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\varepsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q) \quad (2)$$

$$WD_{\max} F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, \alpha, m)} \times \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\varepsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q) \quad (3)$$

UD_{\max} ve WD_{\max} testleri yapısal kırılmanın varlığını belirlemede kullanılmaktadır. Yapısal kırılmanın kullanımının tespitinde gerekirse $\sup F_T(l+1|l)$ kırılma sayısı da kullanılabilir.

Yapısal kırılmasız ve kırılmalı birim kök testlerinin yapılmasından sonra uzun ve kısa dönemli ilişkileri belirlemek amacıyla ARDL sınır testi veya gecikmesi dağıtılmış otoregresif sınır testi yapılmıştır. Eşbütünleşme analizinin yapılabilmesi için öncelikle serilerin durağanlık düzeyleri belirlenmelidir. ARDL modellerinin sınır testi varsayımını sağlamak için her değişken $I(0)$ veya $I(1)$ olmalıdır. Hiçbir koşulda $I(2)$ olmamalıdır. Hata düzeltme modeli kısa ve uzun dönem dinamikleri hakkında bilgi vermektedir. Bu yöntemin önemli bir avantajı kısıtsız hata modeli kullanması nedeniyle diğer eşbütünleşme analiz yöntemlerine göre daha sağlıklı ve güvenilir sonuçlar ortaya koymasındadır (Akel ve Gazel, 2015: 30). Eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesinde öncelikle uygun gecikme değeri belirlenmekte ve sonra uzun ve kısa dönem eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi hesaplanan F istatistik değerinin alt ve üst kritik değerlerle karşılaştırılmasıyla sağlanır (Menegaki, 2021). Testin sıfır hipotezi, değişkenler arasında istikrarlı uzun vadeli bir ilişki olmadığıdır. Yani, $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ 'dir. Alternatif hipotez: $H_1: \delta_1 \neq 0$ veya $\delta_2 \neq 0$ veya $\delta_3 \neq 0$ şeklindedir. Sınır testleri, F istatistiklerine ve Wald istatistiklerine dayanır. Elde edilen F değeri, kritik değer üst sınırından büyükse sıfır hipotezi reddedilir. Bu durumda değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi vardır. Kritik değer, değişkenler arasında olduğunda ise eş bütünleşme ilişkisi olup olmadığını yargılamak imkansızdır, bu nedenle değişkenlerin entegrasyon sırasının kontrol edilmesi gerekmektedir (Yang ve Wen, 2018).

ARDL modelinin bir diğer önemli özelliği küçük örneklerde etkin sonuçlar sağlaması nedeniyle tavsiye edilmesidir. Sınır testi süreci kısıtsız hata düzeltme modeli ve EKK tahminine dayanır (Yamak ve Korkmaz, 2007: 24). Kısıtsız hata düzeltme modellerine dayanan ARDL modelleri aşağıdaki gibidir (Menegaki, 2021).

$$\Delta LY_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta LX_{t-i} + \alpha_4 LY_{t-1} + \alpha_5 LX_{t-1} + \mu_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta LX_t = \beta_0 + \beta_1 t + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta LY_{t-i} + \beta_4 LX_{t-1} + \beta_5 LY_{t-1} + \mu_{2t} \quad (6)$$

Eşitlikte Δ birinci fark operatörüdür, μ hata terimidir ya da başka bir deyişle artık terimi temsil eder. Tüm α ve β katsayıları sıfırdan farklıdır ve α_4 ile β_4 de negatiftir ve ayarlama hızını temsil eder. α_{2i} ve α_{3i} parametreleri kısa dönem dinamik katsayıları temsil ederken, α_4 ve α_5 döviz kuru ve enflasyon ilişkisindeki uzun dönem katsayılarıdır. α_0 ve β_0 sürüklenme bileşenleri, μ_{1t} ve μ_{2t} ise beyaz gürültüdür.

Ampirik Sonuçlar

Birim Kök Testleri

Çalışmada öncelikle değişkenler üzerinde artırılmış Dickey-Fuller ve Phillips-Perron testleri uygulanmış ve test, durağanlık yaratmak için değişkenlerin farklılaştırılması gerektiğini göstermiştir. ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre LNREER değişkeni sabitte durağan iken sabitli ve trendli modelde durağan değildir. Diğer taraftan LNTUFE serisi ise sabit, sabit ve trendli modellerde durağan değildir. Bu durum serilerin farkını almayı gerektirmiş ve sonuçlar serilerin farklarında durağan olduğunu göstermiştir. Bu sonuç regresyon analizlerinin sağlamlığı ve sahte regresyonun önlenmesi bakımından önemlidir.

Tablo 1. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

	ADF		PP	
DÜZEYDE	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
LNREER	-0.1164	-2.3962	0.2780	-2.1036
LNTUFE	2.9855	1.8039	4.5513	2.5400
FARKTA	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
d(LNREER)	-9.7510***	-9.7594***	-9.5362***	-10.7957***
d(LNTUFE)	-3.5237***	-4.1860***	-5.6222***	-6.5080***

Not: (*) %10; (**) %5 ve (***) %1 düzeylerinde anlamlı

ADF ve PP testlerinin sonuçları birim kök ve seri durağanlık düzeylerini göstermekte ancak yapısal kırılmanın oluşup oluşmadığına dair herhangi bir bilgi vermemektedir.

Bai ve Perron testleri, güven aralıklarının asimptotik yaklaşımlarının doğruluğunu ve kırılma sayısını tahmin etmenin farklı yöntemlerinin görece değerlerinin kapsamlı bir simülasyon analizini yapmaya imkân vermektedir. BP metodolojisi, yapısal kırılmaların sayısını ve yerini tahmin eder. Düzensiz bağımlı değişkenlere regresör olarak izin verilir, bu nedenle hatalar için seri korelasyonlara izin verilmez (Bai-Perron, 2003). Bir model yapısı kırılma çalışmasında izin verilen maksimum kırılma sayısı $M=5$ olarak ayarlanır ve her segment için minimum gözlem sayısını belirlemek için $\epsilon=0,15$ kullanılır. Yapısal kırılma testinin sonuçları düzenlenir ve tabloda gösterilir. Bu test için *SupFT* ($l + 1 | l$) olarak gösterilen sıfır hipotezi, regresyon denkleminin l kırılmaya sahip olduğudur ($m = l$) ve alternatifi, regresyon denkleminde bir fazladan kırılma olduğudur ($m = l + 1$).

Bu durum göz önünde bulundurularak yapısal kırılmaların belirlenmesi için 1 ila M global olarak tanımlanan Bai-Perron çoklu kırılma testi yapılmıştır. Tablo 3'teki Bai-Perron ölçekleme ve ağırlıklı maksimizasyon istatistiklerinin uygulanmasının sonuçları, farklı sayıda kesme noktasının varlığını göstermektedir. UDmax ve WDmax'a dayalı olarak, kesme noktası 4 olan hipotez, kesme noktası 5 lehine reddedilmektedir.

Tablo 2. Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Test Sonuçları (2010M04-2022M10)

Kırılma Testi	F İstatistiği	Ölçeklenmiş F İstatistiği	BP Kritik Değer **	Kırılma Tarihleri
0 vs. 1 *	421.5085	421.5085	8.58	2018M05
1 vs. 2 *	117.0739	117.0739	10.13	2017M11, 2020M08
2 vs. 3 *	92.44569	92.44569	11.14	2013M11, 2018M04, 2020M08
3 vs. 4 *	26.70626	26.70626	11.83	2013M06, 2016M10, 2018M08, 2020M09
4 vs. 5	0.000000	0.000000	12.25	2012M02, 2013M12, 2016M10, 2018M08, 2020M09
Sequential F-statistic determined breaks: 4				
Significant F-statistic largest breaks: 4				

* %5 düzeyinde anlamlı, ** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) Kritik Değerleri.

Arařtırma serilerin birim köklerinin incelenmesi sonrasında eşbütünleşme analizinin yapılmasında herhangi bir sorunun bulunmadığını göstermektedir. Eşbütünleşme analizinin yapılabilmesi için öncelikle serilerin uygun gecikme değerinin bilinmesi gerekir. Bunun için öncelikle VAR gecikme kriterine bağılı olarak uygun gecikmenin belirlenmesi amacıyla test yapılmıştır. LR ve Akaike Bilgi kriterleri 8, nihai tahmin hatası (FPE) ve Hannan-Quinn (HQ) testleri 4, Schwarz bilgi kriteri ise 2 gecikmeli modelin kullanılmasını önermiştir. Analizde Var gecikme kriterinin belirlenmesinde Akaike bilgi kriteri tarafından önerilen 8 gecikmeli model uygulanmıştır.

Tablo 3. VAR Gecikme Kriterlerine Göre Modelin Belirlenmesi (2010M04-2022M10)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	110.7999	NA	0.000749	-1.521678	-1.480239	-1.504839
1	709.3618	1172.009	1.83e-07	-9.837228	-9.712913	-9.786712
2	765.2236	107.8172	8.87e-08	-10.56257	-10.35538*	-10.47838*
3	770.8804	10.75968	8.67e-08	-10.58574	-10.29567	-10.46787
4	776.8136	11.11960	8.44e-08*	-10.61278*	-10.23983	-10.46123
5	777.5341	1.330283	8.83e-08	-10.56691	-10.11109	-10.38169
6	780.0444	4.564047	9.02e-08	-10.54608	-10.00738	-10.32717
7	781.4835	2.576436	9.36e-08	-10.51026	-9.888684	-10.25768
8	788.5464	12.44646*	8.97e-08	-10.55310	-9.848644	-10.26684

Model seçiminin belirlenmesinden sonra tespit edilen sınır testi sonuçları Tablo 3'te sunulmuştur. Modeldeki regresör sayısı iki ve $k=1$ 'dir. Modelin olasılık değeri ile t sınır testi sonuçları karşılaştırılmış ve herhangi bir sorun tespit edilmemiştir. F istatistik değeri, 7.35 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç, %5 ve %10 anlamlılık seviyeleri ile karşılaştırıldığında alt ve üst kritik değerlerden daha büyüktür. Diğer bir deyişle, seriler arasında eşbütünleşmenin olmadığı hipotezini reddetmekte ve alternatif hipotezin kabul edilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

Tablo 4. ARDL Sınır Testi Sonuçları (2010M04-2022M10)

Model	K	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Kritik Değerler
ARDL (3, 4)	1	7.353824		I(0) I(1)
			%5	4.04 4.78
			%10	4.94 5.73

Kısıtsız sabit ve trendin olmadığı varsayımı altında elde edilen uzun dönem tahmin katsayısına göre LNTUFE değişkeninin LNREER değişkeni üzerindeki etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Sonuçlar uzun dönemde tüketici fiyat endeksinde meydana gelen %1'lik değişme, reel efektif kurunda %30 oranında değişmeye neden olmaktadır.

Kısa dönemde hata düzeltmeli modelden elde edilen katsayılar negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum geribildirim mekanizmasının etkin ve eş bütünleşme ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir. Hata düzeltme katsayısı kısa dönemden uzun döneme doğru şokların %22 kadarının düzeleceğini göstermektedir. LNTUFE değişkeninin LNREER değişkeni üzerindeki etkisi %5 düzeyinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Sonuçlara göre, kısa dönemde TÜFE'deki %1'lik bir artış reel döviz kurunda %77 oranında azalmaya neden olmaktadır. Öte yandan, TÜFE'nin reel döviz kuru üzerindeki etkisi birinci ve üçüncü gecikmede pozitif iken, ikinci gecikmede negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bai-Perron yapısal kırılma testi ile belirlenen yapısal kırılma etkilerinin reel döviz kuru üzerindeki etkilerini belirlemek amacıyla

oluşturulan ve modele eklenen kukla değişkenlerden D2016M11, D2018M08 ve D2020M09 tarihlerinde meydana gelen yapısal kırılmaların etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna karşılık D2013M12 tarihinde meydana gelen yapısal kırılmanın katsayısı negatif olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

Tablo 5. ARDL Uzun ve Kısa Dönem Tahmin Sonuçları (2010M04-2022M10)

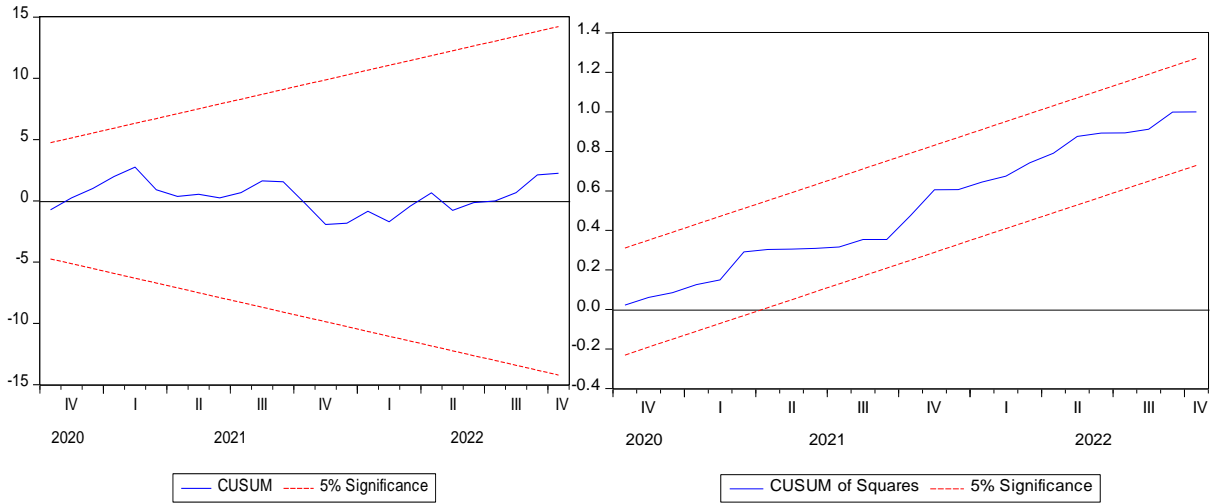
<i>Uzun Dönem Tahmin Katsayıları</i>				
<i>Değişken</i>	<i>Katsayı</i>	<i>Standart Hata</i>	<i>t istatistiği</i>	<i>Olasılık</i>
LNTUFE	-0.309759	0.089737	-3.451858	0.0007
C	6.150992	0.472248	13.02493	0.0000
<i>EC = LNREER - (-0.3098*LNTUFE + 6.1510)</i>				
<i>Kısa Dönem Tahmin Katsayıları</i>				
<i>D(LNREER (-1))</i>	0.482578	0.087980	5.485073	0.0000
<i>D(LNREER (-2))</i>	-0.141237	0.094296	-1.497811	0.1365
<i>D(LNTUFE)</i>	-0.767470	0.213973	-3.586768	0.0005
<i>D(LNTUFE (-1))</i>	1.076102	0.238251	4.516667	0.0000
<i>D(LNTUFE (-2))</i>	-0.774338	0.244639	-3.165228	0.0019
<i>D(LNTUFE (-3))</i>	0.439445	0.213739	2.055983	0.0417
<i>D2013M12</i>	-0.002010	0.004636	-0.433666	0.6652
<i>D2016M10</i>	-0.018512	0.007319	-2.529215	0.0126
<i>D2018M08</i>	-0.024027	0.010270	-2.339584	0.0208
<i>D2020M09</i>	-0.022701	0.009238	-2.457353	0.0153
<i>ECM(-1)</i>	-0.224092	0.054726	-4.094783	0.0001

Eşbütünleşme için oluşturulan modelin sağlamlığı teşhis testleri aracılığı ile kontrol edilmiştir. Reel döviz kurunda meydana gelen etkinin %41'i modelin R2'si tarafından açıklanmaktadır. F istatistik değerleri modelin bir bütün olarak anlamlı olduğunu göstermekte, Ramsey Sıfırlama testi ise model uyumunda herhangi bir sorun olmadığına işaret etmektedir. Durbin-Watson ve Breusch-Godfrey test sonuçları modelde otokorelasyon sorununun bulunmadığını birleşik olarak göstermesi nedeniyle önemlidir. Jargue-Bera test sonucu ile serilerin normallik varsayımına uygun olmadığını, Breusch-Pagan-Godfrey test sonucu model varyansının sabit olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 6. ARDL Modeli Tamsal Test Sonuçları

<i>Tamsal Test</i>	<i>İstatistik</i>	<i>Olasılık</i>
R2	0.413815	-
<i>Düzeltilmiş R2</i>	0.370714	-
<i>Durbin-Watson İstatistiği</i>	1.931759	-
<i>Breusch-Pagan-Godfrey (Heteroskedasticity)</i>	0.783523	0.6666
<i>F İstatistiği</i>	7.883410	0.000000
<i>Breusch-Godfrey (Seri Korelasyon)</i>	1.284302	0.2803
<i>Ramsey Sıfırlama</i>	3.027008	0.0842

Kümülatif toplam testi, karşılık gelen hata terimleri güven aralıkları içindeyse, tahmin edilen katsayıların/parametrelerin dengelendiğini gösterir. Cusumq testi, kümülatif kare hata terimine dayalı katsayıları değerlendirmek için kullanılır. Tanı testlerine ek olarak, ARDL modeli ile tahmin edilen uzun ve kısa dönem katsayılarının kararlılığı Cusum ve CusumQ testleri yapılarak kontrol edilmiştir. Şekil 2'deki kesintisiz çizgiler parametre tahminlerini temsil eder ve kırmızı kesikli çizgiler %5 güven limitlerini temsil eder. Brown, Durbin ve Evans'ın (1975: 149-155) önerileri modele uygulandığında CUSUM ve CUSUMQ grafikleri anlamlılık düzeyinde değerlendirilmiştir. Ayrıca parametre satırı alt ve üst sınırlar arasında kaldığı için parametre kararlılığının iyi olduğunu söyleyebiliriz.



Şekil 3. Cusum ve CusumQ testlerinin Sonuçları

Tartışma

Bu çalışma Türkiye'deki enflasyon ve reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkiyi 2010M04 2022M10 dönemi aylık verilerle incelemiştir. Araştırmada öncelikle seriler arasındaki ilişkiyi belirleyebilmek ve sahte regresyondan kaçınmak amacıyla geleneksel birim kök testleri kullanılmış (ADF ve PP) ve herhangi bir sorunun bulunmadığı tespit edilmiştir. Öte yandan Bai-Perron çoklu yapısal kırılma analizi sonuçları, reel döviz kuru ve enflasyon değişkenlerinin yapısal kırılmalardan etkilendiğini göstermektedir. BP analiz sonuçlarına göre, 2013M12'de Türk lirası ABD doları karşısında değer kaybetmiş (1 ABD doları = 2,0947 TL) ve cari açık artmıştır. Ancak 2016M10 dönemindeki etkiler daha geniş çerçevededir. 15 Temmuz darbe girişimi, jeopolitik riskler, Fed'in faiz artırım beklentileri ve Türkiye'deki ekonomik ve siyasi gelişmelerin etkisiyle ABD Doları/TL kuru art arda yükselirken yıllık değer kaybı Türk Lirası'nın yüzde 20'sine ulaşmıştır. 2018M08'de ABD ile Türkiye arasındaki gerilimler döviz ve faiz oranı piyasalarını bozarak kredi ve nakit akışlarının olumsuz etkilenmesine neden olmuştur. Reel ekonomideki daralma üretimi ve istihdamı azaltırken, son çeyrek ekonomide durgunluğa yol açmıştır (TOBB, 2019). BP yöntemiyle belirlenen 2020M09 döneminde, mart ayında başlayan Çin-ABD ticaret savaşı, COVID 19 gibi küresel etkiler ve TCMB'nin sıkılaştırıcı para politikasındaki yavaşlama, enflasyonun yükselmesine neden olmuştur. İşsizlik artarken, ucuz krediler dolarizasyonu da etkilemiştir (TOBB, 2021; ntv.com.tr, 2022). Yapısal kırılmalar bir bütün olarak değerlendirildiğinde küresel etkiler ve ekonomi politikalarının reel döviz kuru ve enflasyon artışında etkili olduğu görülmektedir. Türkiye ekonomisi yapısal olarak dışa bağımlıdır. Bu durum ise ekonomik istikrarın sağlanmasında zorlukların ortaya çıkmasının önemli nedenleri arasında yer almaktadır. Her ne kadar Türk ekonomisinin ithal girdilere olan bağımlılığının ikamesi mümkün olmasa da dışa bağımlılığı azaltacak politikalara odaklanılması, finansal ve ekonomik risklerin azaltılması bakımından önemlidir (Ersungur ve Kızıltan, 2010: 275).

Araştırmamızın sonuçları kısa ve uzun dönemde enflasyon ve reel döviz kurları arasında negatif ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Bu sonuç Bal (2012) ve Demez (2021) araştırmalarıyla da doğrulanmaktadır. Sonuçlar, enflasyon ve reel döviz kuru risklerinin giderilmesi ya da aza indirgenmesi bakımından politika yapılarının kısa ve uzun dönem etkilerinin giderilmesine yönelik politikalara öncelik verilmesi gerektiğini göstermektedir. Bulgular, kısa dönemde enflasyonun reel döviz kuru üzerindeki etkisinin uzun döneme göre daha yüksek düzeyde olduğunu ortaya koymaktadır. Bu çerçevede kısa dönemde enflasyondan kaynaklanan reel döviz kuru risklerinin telafi edilmesi bakımından enflasyonun azaltılmasına yönelik politikaların gerekliliği ve önemle sorunun çözümüne odaklanılması gerektiği aşikardır.

Bulgular, yükselen enflasyonun önemli kaynaklarından birinin reel kur dengesizlikleri olduğunu göstermektedir. Rittenberg (1993), Leigh ve Rossi (2002), Arslaner vd. (2014), Türk (2016), Yenice ve Yenisu (2019), Şeker (2022) bulgularıyla da desteklenen sonuçlara göre enflasyondaki artış reel döviz kuru olumsuz etkilemekte ve Türk lirası değer kaybetmektedir. Bu durum ekonomiye olan güveni azaltmakta ve tasarruflarını korumak isteyen bireyler birikimlerini dövizde çevirerek korumaya çalışmakta ve dolayısıyla reel döviz kuru yükselmektedir. Bu gelişmeden kaynaklanan istikrarsızlık, uygulanan ekonomi politikalarını anlamsız hale getirmektedir (Gül ve Ekinci, 2006; Demez, 2021). Türkiye ekonomisindeki istikrarsızlık ve

yerel para biriminin değer kaybetmesi ithal mal girdisini ve maliyetini artırmakta, döviz kuru enflasyon yoluyla yükselmektedir. Enflasyonist beklentiler paranın tasarruf aracı olma işlevini zayıflatmakta, para ikamesi yaygınlaşmakta ve ulusal para birimi değer kaybetmektedir.

Türkiye ekonomisi son yıllarda diğer faktörlerin yanı sıra iç politikalar ve küresel gelişmelere bağlı olan başta reel döviz kuru ve enflasyon olmak üzere makroekonomik değişkenlerin istikrarını sağlamak için çeşitli politikalar uygulamaktadır. Ekonomik değişkenlere baktığımızda, özellikle pandemi sonrasında reel mal, ücret ve faktör piyasaları ve para politikası otoriteleri olarak mali taraf, özellikle merkez bankaları, bankacılık vb. kurumlar istikrarsızlıktan etkilenir. Bu durum ülke ekonomisini ele alınması gereken önemli istikrar ve güven sorunları ile karşı karşıya bırakmaktadır (Arslan ve Bayar, 2020: 89). Öte yandan, Türkiye ekonomisinde yükselen döviz kurunun girdi maliyetlerini yükselterek enflasyonu yukarı çekmesi, reel döviz kuru ve diğer makroekonomik göstergeler bakımından önemli istikrarsızlıkların kaynağını oluşturmaktadır (Arslan ve Bayar, 2020: 89).

Sonuç

Enflasyon ve kur dengesizlikleri son yıllarda Türkiye ekonomisinin en önemli sorunları arasında yer almaktadır. Bai-Perron yöntemiyle elde edilen bulgular, Türkiye ekonomisinin yapısal kırılmalardan etkilendiğini ve ortaya çıkan riskleri azaltmak için dışa bağımlılığı azaltıcı politikalara ağırlık verilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır. ARDL yaklaşımının sonuçları ise enflasyon ile reel döviz kuru arasındaki ilişkinin hem kısa hem de uzun dönemde negatif olduğunu göstermektedir. Ancak kısa dönem ve uzun dönem katsayıları karşılaştırıldığında, kısa dönem riskleri nedeniyle enflasyonun reel döviz kuru üzerindeki etkisi, uzun döneme göre daha yüksek seviyededir. Hata Düzeltme Modeli (ECM) katsayısı (-0.22), kısa vadeden uzun vadeye doğru risk seviyesinin yüksek olduğunu göstermesi açısından önemlidir. Bu sonuç politika yapıcıların özellikle kısa vadede istikrara odaklanması gerektiğini göstermesi gerektiğine işaret etmektedir.

Bu çalışmanın sonuçları, son güncel verileri gözden geçirmekte ve kısa dönemdeki enflasyondan kaynaklanan risklerin uzun döneme göre daha yüksek olduğunu gösteren kanıtları sunarak literatüre katkı sağlamaktadır. Bai-Perron ve ARDL sonuçları bir arada değerlendirildiğinde çözüm olarak Türk ekonomisinin dışa bağımlı bir ekonomi olması nedeniyle ithal girdi maliyetlerinden korunabilmek için ithal ikamesi ürünlerin geliştirilmesi ve bu yönde teşvik edici politikaların uygulanmasının önemli olduğu görülmektedir. Bunun yanında fiyat ve döviz kuru istikrarının sağlanabilmesi için Merkez Bankası tarafından sürdürülen politikaların güven ve istikrara odaklanması gerekmektedir. Politikalardan beklentiler doğrultusunda başarılı sonuçların elde edilebilmesi için para ve maliye politikaları arasında koordineli bir yaklaşımın ortaya konulması gerekmektedir. Bu çalışma reel döviz kurunun önemli bir belirleyicisi olan enflasyonun etkisini incelemektedir. Gelecekte yapılacak araştırmalarda reel döviz kurunun önemli belirleyicileri arasında yer alan faiz, borçlanma, ithalat gibi değişkenlerin dikkate alınmasının döviz kuru politikalarının sağlıklı sürdürülmesine önemli katkılar sağlayacağı düşünülmektedir.

Etik Beyan

“Türkiye Ekonomisinde Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi.” başlıklı çalışmanın yazım sürecinde bilimsel kurallara, etik ve alıntı kurallarına uyulmuş; toplanan veriler üzerinde herhangi bir tahrifat yapılmamış ve bu çalışma herhangi başka bir akademik yayın ortamına değerlendirme için gönderilmemiştir.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazarların çalışmadaki katkı oranları eşittir.

Çatışma Beyanı

Çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması söz konusu değildir.

Kaynakça

- Achsani, N. A., Fauzi, A. J. F. A. ve Abdullah, P. (2010). The relationship between inflation and real exchange rate: comparative study between Asean+ 3, the EU and North America. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 18, 1450-2275.
- Aka K. (2020), “Seçilmiş Makroekonomik Göstergelerin Döviz Kuru Üzerinde Etkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Bir Uygulama”, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 14, (1), 2020, 99-117

- Akel, V. ve Gazel, S. (2015). Döviz Kurları İle Bıst Sanayi Endeksi Arasındaki Eřbütünleřme İliřkisi: Bir Ardl Sınır Testi Yaklařımı. Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi , 0 (44) , 23-41 . DOI: 10.18070/euiibfd.57171
- Alacahan, N. D. (2011). Enflasyon, döviz kuru iliřkisi ve yansıma: *Türkiye, Sosyal Bilimler Dergisi*, 0 (1), 49-56. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/iusosbil/issue/9498/118675>
- Arslan, İ. ve Bayar, İ. (2020). Covid-19 Salgını, Ekonomik Etkileri ve Küresel Ekonominin Geleceęi. Gaziantep University Journal of Social Sciences, Cilt 19 COVID-19 Özel Sayısı , 87-104 . DOI: 10.21547/jss.773356
- Arslaner, F., Arslaner, N., Kal, S.H. ve Karaman, D. (2014). The relationship between inflation targeting and exchange rate pass-through in Turkey with a model averaging approach. central bank of the republic of Turkey, *Working Paper* No: 14/16.
- Aydın, Ü. ve Kara, O. (2012). Türkiye’de döviz kuru-enflasyon etkileřiminin para politikası üzerine etkileri. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 49(572).
- Bal, O. (2012). Döviz kuru, mevduat faiz oranı, enflasyon ve devlet iç borçlanma senetleri iliřkisi (1994–2008). *Akademik Bakıř Dergisi*, 31, 1-20.
- Brown, R.L., Durbin, J. ve Evans, J. (1975) Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 37, 149-192.
- Demez, S. (2021). Türkiye’de Döviz kuru ve enflasyonla mücadelede faiz oranlarının etkinlięi: Fourier eřbütünleřme analizi. *Karamanoęlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Arařtırmalar Dergisi*, 23 (40), 132-144.
- Dickey, D.A. ve Fuller W.A. (1979). “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- Duman, Y. K. ve Saędıç, A. (2019). Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon iliřkisi: Ekonometrik bir analiz (2003:1–2017:3). *Sakarya İktisat Dergisi*, 8 (1), 1-16.
- Ermıřoęlu, E. (2011). *Enflasyon hedeflemesi rejiminin Türkiye’deki başarısının deęerlendirilmesi*, Uzmanlık yeterlilik tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Piyasalar Genel Müdürlüęü: Ankara
- Ersungur, ř. M. ve Kızıltan, A. (2010). Türkiye Ekonomisinde İthalata Baęımlılıęın Girdi-Çıktı Yöntemiyle Analizi. Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 9 (1) , 267-278 . Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ataunisosbil/issue/2819/37999>
- Gül E. ve Ekinci, A. (2006). “Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon arasındaki nedensellik İliřkisi: 1984-2003”, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16.
- Göktař, P. ve Diřbudak, C. (2014). Modelling Inflation Uncertainty with Structural Breaks Case of Turkey (1994–2013). *Mathematical Problems in Engineering*, 1-19
- Günay, S. (2014). Yapısal Kırımlar Dahilinde Bıst-100 Endeksi Volatilitésinin Uzun Dönemli Bellek Analizi, *Journal of Yařar University* 2014 9(36) 6299-6314
- Hilmola, O. P. (2021). Hinterland operations of seaports do matter: Dry port usage effects on transportation costs and CO2 emissions. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 55, 23-42
- Leigh, D. ve Rossi, M. (2002). Exchange rate pass-through in Turkey, IMF Working Paper, Temmuz 2016, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02204.pdf>. (E.T. 11.12. 2022).
- Menegaki, A.N. (2021) The ARDL method in the energy-growth nexus field; best implementation strategies. *economies*, 7(105), <https://doi.org/10.3390/economies7040105>
- Mishkin, F. S. ve Schmidt-Hebbel K. (2007). “One decade of inflation targeting in the world: What do we know and what do we need to know?” NBER Working Paper Series. No. 8397, July, 1-46.
- Monfared, S. S. ve Akın, F. (2017). The relationship between exchange rates and inflation: The case of iran. *European Journal of Sustainable Development*, 6(4): 329-329.
- NTV (2022). Ekonomide 2020 nasıl geçti? <https://www.ntv.com.tr/galeri/ekonomi/ekonomide-2020-nasil-gecti>, (E.T. 19.12.2022)
- Phillips, P.C.B. ve Perron, P. (1988), “Testing for unit roots in time series regression”, *Biometrika*, Vol. 75 No. 2, 335-346.
- Purnomo, A. (2017). The effect of inflation on the currency exchange rate seen in the islamic finance.
- Rittenberg, L. (1993). “Exchange rate policy and price level changes: causality test for turkey in the post liberalization period”, *The Journal of Development Studies*, 29: 245– 259.
- Seyidoęlu, H. (2003). Uluslararası iktisat: teori, politika ve uygulama. İstanbul: Güzem Yayınları, Geliřtirilmiř 15. Baskı.
- Syzdykova, A. (2016). Döviz kuru ve enflasyon arasındaki iliřki: BRİC ülkeleri örneęi. *Uluslararası Yönetim ve Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 3 (6), 1-14.
- řeker, H. (2022). Türkiye’de kur-enflasyon geçiřkenlięi üzerine ekonometrik bir analiz. *Finans Ekonomi ve Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 7 (1), 131-142. DOI: 10.29106/fesa.1068026
- Tař, T. ve Uysal, D. (2013). Reel döviz kuru sapması: Türkiye örneęi. *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5 (1), 41-63.
- TCMB, (2022), Tüm Seriler, <https://evds2.tcmb.gov.tr/>, (E.T. 08.09.2022).
- TOBB (2019). Ekonomik rapor 2018, <https://www.tobb.org.tr/Documents/yayinlar/2019/75-GK-Faaliyet-Raporu.pdf> (E.T. 19.12.2022).
- TOBB (2021). Ekonomik rapor 2020, <https://tobb.org.tr/Documents/yayinlar/2021/77ER.pdf> (E.T. 19.12.2022).

- Türk, E. (2016). Döviz kuru enflasyon ilişkisi “Türkiye örneği”, *Ufuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5(9).
- Türkan E., Güven A. ve Uysal, D. (2013). Türkiye’de döviz kurlarındaki değişim ile enflasyon arasındaki ilişki (1983-2012). *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 5 (9), 141-156.
- Wu, Wei, Qiang Wang, Fangyi Zhang, Junliang Xing, Junjie Yan; *Proceedings of the IEEE/CVF Conference on Computer Vision and Pattern Recognition (CVPR)*, 2019.
- Yang J. ve, Wen Y. (2018). Study on the relationship between economic growth and water pollution in jiangxi province—based on ARDL model, *Journal of Power and Energy Engineering*, 6(7), July.
- Yenice, S. ve Yenisu, E. (2019). Türkiye’de döviz kuru, enflasyon ve faiz oranlarının etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21(4), 1065-1086. DOI: 10.16953/deuosbil.467312

EXTENDED ABSTRACT

This study examines the relationship between inflation and the real effective exchange rate in Turkey with monthly data for the period 2010M04 to 2022M10. In the research, traditional unit root tests (ADF and PP) were used to determine the relationship between the series and avoid spurious regression, and it was determined that there were no problems. On the other hand, Bai-Perron's multiple structural break analysis results show that real exchange rate and inflation variables are affected by structural breaks. The results reveal that the variables in 2013M06, 2016M10, 2018M08, and 2020M09 were affected by the structural break.

In order to investigate the cointegration relationship, the appropriate lag model was examined based on the VAR lag criterion. The F statistical value was calculated as 7.35 with the 4-delay model applied in line with the Akaike Information Criteria (AIC). This result is greater than upper critical values when compared to the 5% and 10% significance levels. In other words, our findings reject the hypothesis that there is no cointegration between the series and reveals that the alternative hypothesis should be accepted.

According to the long-term estimation coefficient obtained under the assumption of an unconstrained constant and no trend, the effect of the LNTUFE variable on the LNREER variable is negative and statistically significant. According to the results, a 1% change in the consumer price index, in the long run, causes a 30% change in the real effective exchange rate.

In the short run, the coefficients obtained from the error-corrected model are negative and statistically significant. This shows that the feedback mechanism is effective and there is a cointegration relationship. The error correction coefficient shows that 22% of the shocks will recover from the short-term to the long term. The effect of the LNTUFE variable on the LNREER variable is negative and statistically significant at the 5% level. According to the results, a 1% increase in CPI in the short run causes a 77% decrease in the real exchange rate. On the other hand, while the effect of CPI on the real exchange rate is positive in the first and third lags, it is negative and statistically significant in the second lag.

The effect of structural breaks in D2016M11, D2018M08, and D2020M09, which is one of the dummy variables created and added to the model to determine the effects of the structural break effects determined by the Bai-Perron structural break test, on the real exchange rate is negative and statistically significant. On the other hand, the coefficient of a structural break in D2013M12 is negative but not statistically significant. The robustness of the model was checked by performing the diagnostic tests as well as Cusum and CusumQ tests and no problems were observed.

The results of this study review the most recent data and add to the literature by providing evidence that inflation risks are higher in the short run. The results of our research indicate that policies focusing on stability should be given priority in terms of eliminating inflation and exchange rate imbalances. The Turkish economy is affected by structural breaks. To mitigate the risks arising from rising inflation and exchange rates, policies to reduce external dependence should be emphasized.