

TÜRKİYE’DE DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ MAKROEKONOMİK ETKİLERİ: ENFLASYON VE İŞSİZLİK ÜZERİNE BİR İNCELEME*

*An Analysis of the Macroeconomic Effects of Exchange Rate Volatility in Türkiye:
Inflation and Unemployment*

Hasan SAMSA* & Nigar ALEV**

* hasansamsa10@gmail.com, 0009-0005-5848-1462

**Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, nigaralev02@gmail.com, ORCID: 0000-0002-0154-6211

Araştırma Makalesi / Research Article

Geliş Tarihi:

02.01.2025

Kabul Tarihi:

03.03.2025

Anahtar Kelimeler:

Enflasyon, işsizlik, döviz
kuru oynaklığı, ARDL

JEL Kodları:

A10, E31, F31, B40

ÖZ

Döviz kuru oynaklığı, bir ekonominin istikrarını etkileyen önemli bir unsur olarak kabul edilmektedir. Enflasyon ve işsizlik oranları, ekonomik performansın temel göstergeleri arasında yer almakta ve döviz kurlarındaki dalgalanmaların bu göstergeler üzerinde önemli etkiler yaratabileceği belirtilmektedir. Özellikle gelişmekte olan ekonomilerde döviz kuru oynaklığının enflasyon ve işsizlik üzerindeki etkilerinin daha belirgin olduğu vurgulanmaktadır. Bu kapsamda bu çalışmanın amacı Türkiye’de enflasyon ve işsizliğin döviz kuru oynaklığı ile ilişkisini incelemektir. Araştırma, literatür taraması ve ekonometrik analiz yöntemlerini kullanarak gerçekleştirilmiştir. Kullanılan veri setleri, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) kaynaklı olup, 2014-2023 dönemine ait çeyreklik verileri kapsamaktadır. Değişkenler arasındaki ilişki, zaman serisi analizi ve regresyon modelleri yardımıyla değerlendirilmiştir. Analiz sonuçları, döviz kuru oynaklığının enflasyon üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu ve döviz kurlarındaki dalgalanmaların enflasyonu artırma eğiliminde olduğunu ortaya koymaktadır. İşsizlik oranı ile döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişki ise daha karmaşık bir yapı göstermekte; belirli dönemlerde pozitif, diğer dönemlerde ise negatif etkiler gözlemlenmektedir. Bu durum, işsizliğin yalnızca döviz kuru oynaklığına değil, aynı zamanda diğer makroekonomik değişkenlere de bağlı olarak değişkenlik gösterebileceğini göstermektedir. Nedensellik analizinden elde edilen bulgular, para arzı, reel döviz kuru ve döviz kuru oynaklığının enflasyonun belirleyicisi olduğunu ortaya koymaktadır. Bununla birlikte döviz kuru ve döviz kuru oynaklığının işsizlikle olan ilişkisine dair anlamlı bir bulguya ulaşılamamıştır.

ABSTRACT

Exchange rate volatility is considered an important factor affecting the stability of an economy. Inflation and unemployment rates are among the basic indicators of economic performance, and it is stated that fluctuations in exchange rates can have significant effects on these indicators. It is emphasized that the effects of exchange rate volatility on inflation and unemployment are more pronounced, especially in developing economies. In this context, the aim of this study is to examine the relationship between inflation, unemployment, and exchange rate volatility in Türkiye. The research was carried out using literature review and econometric

Received Date:

02.01.2025

Acceptance Date:

03.03.2025

Keywords

Inflation, unemployment,
exchange rate volatility,
ARDL

* Bu makale, 2024 yılında Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı’nda tamamlanan “Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığının Enflasyon ve İşsizlik Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi” adlı yüksek lisans tezinden faydalanılarak hazırlanmıştır.

JEL Codes:
A10, E31, F31, B40

analysis methods. The data sets used are sourced from the Central Bank of the Republic of Türkiye (TCMB) and cover quarterly data for the period 2014-2023. The relationship between the variables was evaluated with the help of time series analysis and regression models. The results indicate that exchange rate volatility has a positive impact on inflation, suggesting that fluctuations in exchange rates tend to increase inflation. The relationship between unemployment and exchange rate volatility presents a more complex structure, with positive effects observed during certain periods and negative effects in others. This indicates that unemployment may vary not only in response to exchange rate volatility but also in relation to other macroeconomic variables. The findings obtained from the causality analysis reveal that money supply, real exchange rate and exchange rate volatility are determinants of inflation. However, no significant finding has been reached regarding the relationship between exchange rate and exchange rate volatility and unemployment.

1. GİRİŞ

Enflasyon, işsizlik ve döviz kuru oynaklığı, bir ülkenin ekonomik yapısında temel belirleyiciler arasında yer alan üç önemli makroekonomik göstergedir. Bu değişkenler, makroekonomik istikrarın korunması ve sürdürülebilir ekonomik büyümenin sağlanmasında büyük bir rol oynar. Ekonomik teori ve uygulamada, bu göstergelerin birbiriyle olan ilişkisi üzerine yapılan araştırmalar hem akademik dünyada hem de politika yapımcılar arasında yoğun ilgi görmektedir. Enflasyon, bir ekonomide genel fiyat seviyesinin sürekli artışını ifade ederken, işsizlik çalışmak isteyen ancak iş bulamayan işgücünün oranını ifade eder. Döviz kuru oynaklığı ise, bir ülkenin para biriminin yabancı para birimleri karşısındaki değerinde yaşanan dalgalanmaları temsil eder. Bu göstergelerin birbirleriyle olan etkileşimleri, ekonomik belirsizlik dönemlerinde daha da kritik hale gelir ve makroekonomik dengeler üzerinde belirgin etkiler yaratır.

Döviz kuru oynaklığı, ekonomik belirsizliklerin artmasına neden olarak, işsizlik ve enflasyon üzerinde doğrudan olumsuz etkiler yaratabilir. Özellikle gelişmekte olan ekonomilerde, döviz kurundaki ani dalgalanmalar, makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini daha belirgin bir şekilde göstermektedir. Döviz kurundaki oynaklıklar, ithalat ve ihracat fiyatlarını, dış ticaret dengelerini, yatırım kararlarını ve genel ekonomik büyümeyi etkileyerek ekonomide istikrarsızlıklara yol açabilir. Bu bağlamda, döviz kuru oynaklığının makroekonomik göstergeler üzerindeki etkilerini anlamak, politika yapımcılar için önemli bir sorundur.

Enflasyon ve işsizlik, ekonomi literatüründe uzun yıllardır tartışılan iki temel makroekonomik gösterge olarak öne çıkmaktadır. Özellikle Phillips eğrisi gibi teorik yaklaşımlar, enflasyon ile işsizlik arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu savunmuştur. Ancak bu ilişki, döviz kuru oynaklığı gibi dışsal şoklarla birleştiğinde daha karmaşık bir hale gelmektedir. Döviz kurlarındaki ani değişiklikler, mal ve hizmet fiyatlarını, özellikle ithalat mallarının fiyatlarını doğrudan etkileyerek enflasyonist baskılara neden olabilir. Döviz kurundaki yükselişler, ithalatın maliyetini artırarak fiyatlar genel seviyesinde artışa (enflasyona) yol açarken, ihracatın rekabet gücünü zayıflatabilir. Benzer şekilde, döviz kuru oynaklığı, yatırım kararlarını ve üretim maliyetlerini etkileyerek işsizlik oranlarında artışa sebep olabilir. Yatırımların azalması, ekonomik büyümeyi yavaşlatırken işsizliğin artmasına yol açar ve bu da makroekonomik dengesizliklerin daha da derinleşmesine neden olabilir.

Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomilerde, döviz kuru oynaklığının ekonomik göstergeler üzerindeki etkileri daha belirgin bir şekilde hissedilmektedir. Döviz kuru oynaklığı, özellikle dış ticaret bağımlılığı yüksek ekonomilerde ithalat ve ihracat dengelerini, fiyatlar genel seviyesini ve işgücü piyasasını doğrudan etkileyebilir. Bu nedenle, döviz kuru dalgalanmalarının ekonomi üzerindeki etkilerini anlamak, doğru ekonomik politikaların geliştirilmesi açısından büyük bir öneme sahiptir. Bu amaçla çalışmada, Türkiye ekonomisi

bağlamında, enflasyon ve işsizlik ile döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkileri inceleyerek bu konudaki literatüre katkı sağlamayı amaçlamaktadır. Bu kapsamda, literatürdeki teorik ve ampirik çalışmalar gözden geçirilmiş, ardından Türkiye ekonomisine yönelik belirli bir zaman diliminde yapılan analizlerle bu ilişkiler test edilmiştir.

Bu çalışma, dört ana bölümden oluşmaktadır. İlk bölüm, çalışmanın giriş kısmını teşkil etmektedir. İkinci bölümde, döviz kuru oynaklığı ile enflasyon ve işsizlik ilişkisine dair mevcut literatür incelenmiştir. Üçüncü bölüm, kullanılan veri seti ve metodoloji üzerine odaklanmaktadır. Dördüncü bölüm ise analiz bulgularını sunmaktadır. Çalışmanın temel önerileri arasında, döviz kuru politikalarının oluşturulmasında enflasyon ve işsizlik gibi ekonomik göstergelerin dikkate alınması gerektiği vurgulanmaktadır. Döviz kuru dalgalanmalarının ekonomik etkilerinin doğru bir şekilde analiz edilmesi, kısa vadeli istikrarın sağlanması ve uzun vadeli ekonomik büyüme hedeflerinin gerçekleştirilmesi açısından önemli bir katkı sunacaktır. Politika yapıcılar, döviz kuru politikalarını belirlerken bu ilişkileri göz önünde bulundurarak daha sürdürülebilir ve dengeli bir ekonomik yapı oluşturma imkânına sahip olabileceklerdir.

2.LİTERATÜR TARAMASI

2.1.Döviz Kuru ve Enflasyon İlişkisine Dair Literatür

Bu konuda yapılan literatür taraması, döviz kuru ve enflasyon arasındaki dinamik ilişkinin uluslararası ticaret üzerindeki etkilerini incelemektedir. Araştırmalar, ülkeler arasında ticareti yapılan malların ve ara mallarının fiyatlarının, girdi maliyetlerinin, döviz kurunun aşağı ve yukarı yönlü değişimlerinin bu ilişki üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca, döviz kuru hareketlerine yönelik beklentilerin de bu dinamik ilişkiyi şekillendirmede önemli bir rol oynadığı belirlenmiştir. Bu bağlamda, döviz kuru ve enflasyon arasındaki karmaşık ilişkilerin incelenmesi, uluslararası ticaretin dinamiklerini anlamak açısından önemli bir katkı sağlamaktadır. Konuyla ilgili elde edilen literatür özetleri aşağıda sunulmuştur:

Berument (2002), 1983-2001 döneminde reel döviz kuru, Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ve Toptan Eşya Fiyat Endeksi (TEFE) verilerini kullanarak VAR modeli aracılığıyla etki-tepki fonksiyonunu incelemiştir; elde ettiği bulgular, reel döviz kurunun TEFE üzerindeki etkisinin TÜFE'ye göre daha büyük olduğunu ve sanayi sektörünün tarım sektörüne kıyasla daha fazla etkilendiğini ortaya koymuştur.

Leigh ve Rossi (2002), döviz kuru hareketliliğinin Türkiye'deki fiyatlar üzerindeki etkisini VAR analizi ile araştırmış ve döviz kurunun tüketici fiyatlarına yansımalarının, toptan eşya fiyatlarına yansımalarından daha yüksek olduğunu tespit etmiştir. Ayrıca, Türkiye'de döviz kurunun enflasyona geçiş etkisinin diğer gelişmekte olan ülkelere göre daha fazla olduğunu vurgulamışlardır.

Berument ve Pasaoğulları (2003), çeyreklik veriler kullanarak reel döviz kurundaki amortismanın Türkiye'nin ekonomik performansı üzerindeki etkilerini değerlendirmişlerdir. Analiz sonuçları, reel döviz kurundaki değer kaybının enflasyonist etkiler doğurduğunu göstermiştir.

Işık vd. (2004), Türkiye'de 1982-2003 döneminde enflasyon ve döviz kuru verilerini Johansen çoklu eş bütünleşme analizi ile incelemiştir; sonuçlar, döviz kuru ile enflasyon serileri arasında uzun dönemde bir ilişkinin bulunduğunu ve döviz kuru artışlarının enflasyonda artışa yol açtığını göstermiştir.

Gül ve Ekin (2006), 1984-2003 dönemine ait aylık verilerle gerçekleştirdikleri analizde, döviz kurları ile enflasyon arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulmuş ve döviz kurlarının Türkiye ekonomisinde enflasyonun temel sebeplerinden biri olduğunu belirtmişlerdir.

Ito ve Sato (2006), Doğu Asya ülkelerini merkez alarak 1993-2003 yılları arasında döviz kuru ve enflasyon ilişkisini VAR analizi ile incelemişlerdir. Çalışma, Endonezya kurlarındaki değişimlerin en fazla etki yarattığı ülke olduğunu ve 1998 krizi sonrası döviz kurunun ithalat fiyatlarına etkisinin yüksek olduğunu ortaya koymuştur.

Özçiçek (2007), 1982-2002 yılları arasındaki dönemi ele alarak VAR analizi ile Türkiye’de döviz kuru ile fiyat düzeyi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışma, 1994 ve 2001 krizlerinin etkilerini dışarıda bırakmış ve kriz dönemlerinde geçirgenlik seviyesinin diğer dönemlere kıyasla düşük olduğunu belirtmiştir; bu durum, krizlerde uygulanan devalüasyonların enflasyon üzerindeki etkileri ile ilişkilendirilmiştir.

Dolores (2009), Avrupa Birliği’nde ve Türkiye’de döviz kuru ile fiyatlar arasındaki geçiş etkisini incelemiş; döviz kuru geçirgenliği ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki olduğunu ve enflasyon hedeflemesi yapan ülkelerin daha düşük ve uzun vadeli döviz geçirgenliğine sahip olduğunu ortaya koymuştur. Türkiye örneğinde, enflasyon hedeflemesi sonrasında döviz geçirgenliğinin nasıl değiştiğini görmek için daha uzun bir gözlem süresine ihtiyaç duyulduğunu vurgulamıştır.

Büyükkakın vd. (2009), VAR modelini kullanarak 1990-2007 dönemindeki döviz kuru kanalını incelemiş; döviz kuru değişimlerinin, gelir ve fiyat üzerindeki etkilerini ölçmeyi amaçlamışlardır. Sonuçları, Türkiye’de uygulanan para politikası şoklarının fiyatlar üzerinde önemli etkiler yarattığını ve döviz kurunun parasal aktarım mekanizmasında kritik bir rol oynadığını göstermiştir.

Damar (2010), döviz kurunun TÜFE ve çekirdek enflasyona geçiş etkisini Vektör Hata Düzeltme Modeli ile incelemiş; geçiş etkisinin dalgalı kur rejimi sonrasında azaldığını ifade etmiştir. Bu durumu, enflasyon hedeflemesine geçiş ve ekonomideki yapısal dönüşümlerle ilişkilendirmiştir. Ayrıca, ithal girdi bağımlılığının yüksek olmasının, döviz kurundan fiyatlara geçişin yapısal bir sorun olarak devam etmesine neden olduğunu belirtmiştir.

Dilbaz Alacahan (2011), koentegrasyon analizi ile enflasyon hedeflemesi öncesi ve sonrası dönemde döviz kuru ile fiyat endeksleri arasındaki güçlü ilişkiyi ortaya koymuştur. Güven ve Uysal (2013) tarafından gerçekleştirilen zaman serisi analizi, TÜFE ile reel efektif döviz kuru arasında çift yönlü bir ilişki tespit etmiştir.

Bozdağlıoğlu ve Yılmaz (2015), VAR yöntemi ile döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemiş; nominal döviz kuru artışlarının enflasyonu etkilediğini, ancak enflasyon şoklarının döviz kuru üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığını belirtmişlerdir.

Korkmaz ve Bayır (2015) çalışmaları, döviz kuru ile üretici ve tüketici fiyat endeksleri arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ortaya koymuştur. Öner (2018), 2007-2017 dönemini kapsayan analiziyle nominal döviz kuru ile TÜFE ve ÜFE enflasyonları arasındaki nedensellik ilişkisini değerlendirmiş; sonuçlar, ÜFE enflasyon oranından TÜFE enflasyon oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulmuştur.

Jasova vd. (2016) tarafından gerçekleştirilen çalışma, 2008 krizinden sonraki döviz kuru-TÜFE enflasyon geçirgenliğini Benchmark modeli kullanarak incelemiş ve gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru geçirgenliğinin azaldığını, gelişmiş ekonomilerde ise sabit kaldığını tespit etmiştir. Gelişmekte olan ülkelerdeki bu azalmanın enflasyonla ilişkili olduğu belirtilmiştir.

Şahin (2018) tarafından gerçekleştirilen bir çalışma, Türkiye’de reel efektif döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz etmiş; 2003:01-2018:06 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak yapılan bu çalışmada, yapısal kırılmasız birim kök testleri (ADF, PP) ve yapısal kırılmaya izin veren birim kök testi (Zivot-Andrews) kullanılmıştır. Gregory-Hansen eş bütünleşme testi ile değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı incelenmiştir; elde edilen bulgular, enflasyon ile döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Alev vd. (2019), çalışmasında, Türkiye ekonomisi için, 2008:Q1-2018:Q3 dönemine ait çeyrek dönem verileri kullanılarak, bu ilişki ortaya çıkarılmaya çalışılmıştır. Analizlerden elde edilen bulgular; enflasyon oranı ile reel döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu ortaya koymuştur. Ancak döviz kuru oynaklığı ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiştir. Ayrıca sonuçlar, genel itibari ile enflasyondan reel döviz kuruna ve döviz kuru oynaklığına doğru pozitif bir nedenselliğin olduğunu, reel döviz kurundan da enflasyona doğru pozitif yönlü bir nedenselliğin olduğunu göstermiştir. Döviz kuru oynaklığından enflasyona doğru ise herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Erdoğan (2020) ise Türkiye’de 2005:01–2018:12 dönemleri arasındaki dolar ve Euro döviz kurlarının enflasyonla olan ilişkisini VAR yöntemi ile incelemiş; çalışmada etki-tepki fonksiyonu, varyans ayrıştırması ve Granger nedensellik analizleri de gerçekleştirilmiştir. Bulgular, her iki döviz kurunun da enflasyonu kısa ve uzun dönemde pozitif yönde etkilediğini, enflasyonun döviz kurlarını ise kısa dönemde pozitif, uzun dönemde negatif yönde etkilediğini ve bu etkinin sifıra yakın olduğunu ortaya koymuştur. Çalışma, dolar değişkeninin en güçlü açıklayıcı olduğunu ve dolar döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğunu vurgulamaktadır.

Yapılan araştırmalar, döviz kuru değişimlerinin enflasyonu etkilediğini, ancak bu etkinin büyüklüğü ve yönünün ülkenin ekonomik yapısı, uygulanan para politikaları ve döneme bağlı olarak farklılık gösterdiğini ortaya koymaktadır. Özellikle Türkiye ekonomisine yönelik yapılan çalışmalar, döviz kuru artışlarının genellikle enflasyonu tetiklediğini, ancak kriz dönemlerinde veya enflasyon hedeflemesi gibi politika değişiklikleri sonrasında bu ilişkinin değişebileceğini vurgulamaktadır.

2.2. Literatür Çalışması: Döviz Kuru ve İşsizlik İlişkisi

Döviz kuru, ekonomik süreçler üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. İhracat, üretim ve istihdam gibi temel faktörlere doğrudan etki eder. Literatürde uzun süredir üzerinde durulan bir konu, döviz kuru ve enflasyonla işsizlik arasındaki merkezi ilişkidir. Özellikle esnek döviz kuru, para piyasası aracılığıyla emek piyasasını etkiler ve bu konuda geniş bir kabul görmektedir. Ayrıca, döviz kuru, ithalat ve ihracat yoluyla da emek piyasasını etkileyebilir. Teorik olarak, doğal işsizlik oranı ve denge reel döviz kuru, bir dizi ekonomik ve kurumsal faktör tarafından belirlenir. Ancak, literatürdeki tartışmalar ve uygulamalı çalışmalar, reel döviz kurunun işsizlik üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Özellikle dışa açık ekonomilerde, reel döviz kurunun, işsizliği belirleyen önemli bir faktör olduğu söylenebilir. Konuyla ilgili literatür özetlerine aşağıda yer verilmiştir.

Filiztekin (2004) tarafından yapılan çalışmada, 1981-1999 dönemi ele alınarak devalüasyonun üretim sektörü iş gücü alanı ve ücretler üzerinde olumsuz etkileri olduğu belirlenmiştir.

Kılıçaslan (2007), döviz kurunun 1988-2006 döneminde Türkiye’deki işsizliği bütünsel ve şehirselle anlamda nasıl etkilediğini araştırmıştır. Frenkel’in (2004) kalkınma kanalı, emek yoğunluğu kanalı ve makro iktisadi kanalı göz önünde bulundurarak, reel döviz kurunun

işsizliği pozitif yönde etkilediği ve Türkiye’de reel kurdaki değer kaybının toplam ve kentsel işsizliği azalttığı sonucuna varılmıştır.

Shahidan Shaari vd. (2013), bu çalışmanın amacı, Malezya’daki işsizlik üzerinde petrol fiyatı ve döviz kurunun etkilerini incelemektir. Ampirik analiz, zaman serisi verilerinin incelenmesiyle başlatılmıştır. Johansen VAR tabanlı eş-bütünleşme testi, döviz kuru, petrol fiyatı ve işsizlik arasındaki uzun vadeli ilişkiyi analiz etmek için kullanılmış ve uzun vadeli bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Kısa vadeli dinamiklerin kontrolü için vektör hata düzeltme modeli uygulanmış ve kısa vadeli dinamiklerin uzun vadeli denge tarafından etkilendiği bulunmuştur. Granger nedensellik testi ile petrol fiyatlarının işsizlik üzerinde etkisi olmadığı, ancak döviz kurunun işsizlik üzerinde anlamlı bir etkisi olduğu belirlenmiştir. Sonuç olarak, işsizlik üzerinde etkili olabilmek için döviz kurunun kontrol altına alınması gerektiği vurgulanmıştır.

Nyahokwe, O. (2013), Güney Afrika’da gerçek döviz kuru oynaklığının işsizlik üzerindeki etkilerini incelemektedir. 2000-2010 dönemi arasındaki verilerle yapılan analiz, döviz kuru oynaklığının istihdam üzerinde önemli etkileri olduğunu göstermektedir. Özellikle reel döviz kuru, ihracat, reel faiz oranı ve gayri safi yurtiçi hasıla işsizlikle uzun vadeli ilişki içindedir. Kısa vadede ise yalnızca reel faiz oranı ve ihracatın işsizlik üzerinde anlamlı etkisi vardır. Döviz kuru ve ihracat, işsizlikteki değişimi açıklamada en belirgin faktörlerdir. Sonuçlar, işsizlik dalgalanmalarının büyük ölçüde reel döviz kuru şoklarına karşı denge tepkisi gösterdiğini ortaya koymaktadır.

Öztürk ve Demir (2018), Türkiye’de döviz kuru, ihracat ve işsizlik arasındaki ilişkileri Toda-Yamamoto nedensellik analizi ile incelemiştir. Araştırma, 2010:01-2017:03 dönemini kapsayan aylık verilere dayanmaktadır. Çalışmanın bulgularına göre, döviz kuru ile işsizlik arasında doğrudan bir ilişki saptanmamıştır. Ancak, döviz kurunun işsizlik ve ihracat ile ilişkili olduğu belirlenmiştir. İşsizlik seviyesi ile ihracat arasında çift yönlü bir ilişki, reel efektif döviz kuruyla ihracat arasında da çift yönlü bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.

Akcan (2018) tarafından yapılan çalışmada, 2000Q1-2015Q3 verileri kullanılarak işsizlikteki değişimler etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırması ile incelenmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre, reel kurun işsizlikte meydana gelen farklılığı en doğru açıklayan değişken olduğu belirlenmiştir. Ayrıca, işsizlik oranının büyüme, enflasyon ve ihracata olan tepkisi pozitif yönde tespit edilmiştir.

Kartal vd. (2018) tarafından gerçekleştirilen araştırmada, dolar ve euro kurlarını etkileyen unsurlar belirlenerek, döviz kuru üzerinde kontrol sağlamak amacı güdülmüştür. Çalışmada ABD Doları/TL ve Euro/TL paritelerini etkileyen faktörlerin MARS metodu kullanılarak analizi yapılmıştır. Araştırmanın sonuçlarına göre, ABD Doları kurunun öngörülmesinde önemli makroekonomik göstergeler sırasıyla para arzı, bütçe açığı, yabancı yatırımlar, işsizlik, iç borç, ithalat, enflasyon ve cari açık olarak belirlenmiştir. Euro kur öngörü modeli için ise bütçe açığı, para arzı, yabancı yatırımlar, cari açık, ham petrol ithalatı ve ihracat önemli değişkenler olarak ortaya çıkmıştır.

Güney ve Balkaya (2019) tarafından yapılan çalışmada, reel efektif döviz kuru, fiyat, gelir ve işgücü maliyeti değişkenlerinin işsizlik üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışma, 2005:Q1-2016:Q3 dönemini kapsamaktadır. Uzun ve kısa vadeli ilişkiler ARDL sınır testi ve ECM yöntemiyle öngörülmüştür. Sonuçlar, uzun dönemde gelir düzeyi ile işsizlik arasında olumsuz, işgücü maliyeti ve reel efektif döviz kuru ile işsizlik arasında olumlu bir ilişki olduğunu göstermiştir. İstihdamın giderinin kısa dönemde, fiyat seviyesinin ise her iki dönemde işsizlik oranında etkisi olmadığı belirlenmiştir.

Ayhan (2019) tarafından gerçekleştirilen araştırmada, Türkiye ekonomisinde işsizliğin makroekonomik belirleyicileri 2005:01-2018:11 dönemi üzerinde ARDL modeli, FMOLS, DOLS ve Eşik regresyon modelleri kullanılarak incelenmiştir. ARDL modeli sonuçlarına göre, sanayi üretiminin işsizliği olumsuz, faiz oranı ve TÜFE'nin ise olumlu yönde etkilediği belirlenmiştir.

Akarsu (2020), Türkiye için 2005-2019 yılları arasında reel döviz kuru, reel döviz kuru oynaklığı, işsizlik ve enflasyon arasındaki eş bütünleşme ilişkisini incelemiş ve bu ilişkiye rastlamamıştır. Çalışmasında, VAR analizi kullanarak reel döviz kuru hareketlerinin işsizlik üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığını, ancak reel döviz kuru oynaklığının işsizlik üzerinde önemli bir artışa yol açtığını ortaya koymuştur.

Demirgil (2021) ise makroekonomik değişkenler ile işsizlik arasında uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisi olduğunu tespit etmiş ve özellikle döviz kurlarındaki yükselişin işsizliği artırdığına dikkat çekmiştir.

Arda (2022), bu çalışma, 2005-2021 dönemi boyunca reel döviz kuru oynaklığının genç işsizlikle ilişkisini incelemektedir. Dönem boyunca döviz kuru oynaklığının arttığı ve işsizlik oranlarının yüksek olduğu gözlemlenmiştir. Döviz kuru oynaklığını tahmin etmek için EGARCH(1,1) modeli en uygun bulunmuş ve döviz kuru şoklarının geçici olduğu, yaklaşık 35 gün sonra yarıya indiği belirlenmiştir. ARDL sınır testiyle döviz kuru oynaklığı ile genç işsizlik arasında uzun vadeli bir ilişki bulunamamış, ancak Granger nedensellik testi, döviz kuru oynaklığından genç işsizliğe doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermiştir.

Sever ve Acar (2022) çalışmalarında Bu çalışmada, 2004:Q1-2020:Q1 dönemi çeyreklik verileri kullanılarak döviz kuru değişimleri ve oynaklığının Türkiye'deki istihdam üzerindeki etkisi incelenmiştir. Sonuçlar, döviz kuru artışlarının istihdamı olumlu, döviz kuru oynaklığının ise olumsuz etkilediğini göstermektedir. Ayrıca, ihracat artışının istihdamı artırıcı etkisi ve faiz oranlarıyla istihdam arasında ters bir ilişki olduğu bulunmuştur. Bu, ekonomik gelişmelerin yatırım isteğini artırarak istihdamı artırdığını göstermektedir.

Araştırmalar, döviz kurunun işsizlik üzerinde doğrudan veya dolaylı yollarla etkili olabileceğini göstermektedir. Özellikle, reel döviz kurundaki değişimlerin ve oynaklığın, ihracat ve üretim kanalları aracılığıyla işsizlik üzerinde önemli etkiler yarattığı vurgulanmaktadır. Ancak, bu ilişkinin yönü ve büyüklüğü, ülkenin ekonomik yapısına, uygulanan politikalara ve dönemlere göre farklılık gösterebilmektedir. Bazı çalışmalar, döviz kurundaki değer kayıplarının işsizliği azalttığını, bazıları ise artırdığını tespit etmiştir. Ayrıca, döviz kuru oynaklığının işsizlik üzerinde daha belirgin bir etkisi olduğu ve özellikle genç işsizliği etkilediği görülmektedir.

3.METODOLOJİ

3.1.Araştırma Yöntemi

Döviz kuru oynaklığının Türkiye ekonomisinde işsizlik ve enflasyon gibi ekonomik istikrarsızlık göstergeleriyle olan ilişkisinin ortaya konulmak istendiği bu çalışmada ARDL Eşbütünleşme ve Toda-Yamamoto testleri ile analizler gerçekleştirilmiş ve elde edilen sonuçlar değerlendirilmiştir. Çalışmanın bu bölümünde veri setlerinin elde edildiği kaynaklar, incelenen değişkenlerin tanımı ve sonuçlardan çıkarım yapmak için kullanılan metodoloji tartışılmaktadır.

3.1.1. Birim Kök

Zaman serisi verileri analiz edilirken prosedür gereği değişkenlerin durağanlık özelliklerine dikkat edilmeli; bu nedenle bu çalışmada değişkenlerin birim kök varlığı ADF ve PP birim kök testi kullanılarak araştırılmıştır. Daha sonra söz konusu değişkenler arasındaki uzun ve kısa

dönem dinamiklerini modellemek için ARDL modeli oluşturulmuştur. Toda-Yamamoto nedensellik yöntemi ayrıca nedensellik bağının varlığını ve nedenselliğin yönünü araştırmak için de kullanılmıştır.

3.1.1.1. Augmented Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Makroekonomik seriler çoğu zaman düzeyde durağan değildir ve $I(0)$ olarak kullanıldığında sahte bir regresyona yol açacaktır (Granger ve Newbold, 1974). Bu nedenle serilerin durağanlık özellikleri birim kök testleri ile araştırılmaktadır. Durağan zaman serisi veri kümeleri, zaman içerisinde değişmeyen istikrarlı bir ortalamaya ve varyansa sahiptir. Zamandaki trendler, mevsimsellik ve döngüsel dalgalanmalar serilerin istikrarını kaybetmesine neden olur ve bu nedenle durağan olmayan seriler olarak adlandırılır (Gujarati ve Porter, 1999).

Genişletilmiş Dickey-Fuller, Dickey-Fuller birim kök testinden farklı olarak serideki otokorelasyon probleminin üstesinden gelmek için kullanılır ve bağımlı değişkenin gecikmeli versiyonu DF denkleminde eklenir (Dickey ve Fuller, 1979).

ADF birim kök testinin denklemi aşağıdaki gibi belirtilebilir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada üç denklem sunulmaktadır; Bunlardan ilki olan ΔY serisi, otokorelasyon problemini ortadan kaldıracak şekilde gecikmeli değeri ve farklılaştırılmış formu ile açıklanmaktadır. İlk denklem hem sabit hem de trend olarak deterministik bir parça taşımadığından rastgele bir süreç üzerine kurulmuştur. Birinci denklemden farklı olarak ikinci denkleme sabit dahil edilirken, son denklem hem sabitin deterministik terimlerinden hem de trendden oluşmaktadır.

ADF birim kök testlerinde aşağıdaki iki hipotez test edilmektedir.

$H_0: \delta = 0$: Birim kök vardır.

$H_a: \delta < 0$: Birim kök yoktur.

H_0 hipotezine göre seri birim kök içerdiğinden seri durağan değildir. Alternatif hipotez H_a serinin birim kök içermediğinden dolayı durağan olduğunu söyler (Dickey ve Fuller, 1979).

3.1.1.2. Philips-Peron (PP) Birim Kök Testi

Phillips ve Perron (1988), geleneksel Dickey-Fuller yöntemini değiştirerek hata terimleri arasındaki otokorelasyonu dikkate alan parametrik olmayan bir test ortaya koymuşlardır. Philips & Perron birim kök testi, ADF testinin yenilenmiş halidir ve bu dönüşüm, parametre bağımlılığını asimptotik olarak ortadan kaldırır. İşlemde regresyon denkleminde değil test istatistiklerine dönüşüm yapılır (Phillips ve Perron, 1988).

Philips-Perron birim kök testi için aşağıdaki denklem dikkate alınmalıdır.

$$Y_t = \alpha^*_0 + \alpha^*_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$Y_t = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 y_{t-1} + \tilde{\alpha}_2 \left(t - \frac{1}{2} T \right) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Denklemden T gözlem sayısını, ε ise saf hata sürecini temsil etmektedir.

Yöntem, beklenen hata terimlerinin ($E(\varepsilon_t) = 0$) olduğu varsayımına dayanmaktadır. Ancak PP veri üretme sürecinin temel varsayımı ile $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ α^*_0 ve α^*_1 katsayıları test istatistikleri aracılığıyla test edilir (Phillips ve Perron, 1988).

3.1.2. ARDL Modeli

Değişkenler arasındaki uzun vadeli ilişkilerin varlığını test etmek için kullanılan çeşitli yöntemler vardır; ekonometrik analizde kullanılan en bilinen yaklaşımlar arasında Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) testi tarafından önerilen eş bütünleşme testi, Engle ve Granger (1987) eş bütünleşme testi ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen eş bütünleşme testi tekniği yer alır.

Eş-bütünleşme analizi yapılırken Pesaran ve Shin (1995) tarafından geliştirilen modelden yararlanılarak farklı entegrasyon derecelerine sahip değişkenlerin eş-bütünleşme özelliği gözlemlenebilmektedir. ARDL olarak bilinen yöntem, analizde değişkenler arasındaki eş-bütünleşme varlığını ortaya çıkarmak için kullanılırken, modelde $I(0)$ ve $I(1)$ entegre olan her iki değişkenin bir karışımı yer almaktadır. Çalışmanın bu metodolojiyi uygulamasının ana nedeni bu üç noktada özetlenebilir. İlk olarak model, küçük boyutlu örnek veri kümeleri durumunda uygundur (Pesaran vd., 2001). İkinci olarak, ARDL modeli değişkenler arasındaki hem uzun hem de kısa vadeli bağlantıları yakalayabilir ve son olarak, söz konusu değişkenler hem $I(0)$ hem de $I(1)$ 'in bir kombinasyonu olduğunda model daha iyi bir tahmincidir.

Bu çalışma durumunda ARDL ($p, q1, q2$) modeli şu şekilde belirtilebilir:

$$\Delta LISZLK_t = \alpha + \sum_{i=j}^P \phi \Delta LISZLK_{t-1} + \sum_{i=j}^{q1} \beta \Delta LRKUR_{t-1} + \sum_{i=j}^{q2} \delta \Delta LVOL_{t-1} + \sum_{i=j}^{q3} \theta \Delta LM2_{t-1} \quad (6)$$

$$+ \sum_{i=j}^{q4} \vartheta \Delta LFAIZ_{t-1} + \sum_{i=j}^{q5} \phi \Delta LGDP_{t-1} + \lambda LISZLK_{t-1} + \lambda LRKUR_{t-1} + \lambda LVOL_{t-1} + \lambda LM2_{t-1} + \lambda LFAIZ_{t-1} + \lambda LGDP_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta LNINFL_t = \alpha + \sum_{i=j}^P \phi \Delta LNINFL_{t-1} + \sum_{i=j}^{q1} \beta \Delta LRKUR_{t-1} + \sum_{i=j}^{q2} \delta \Delta LVOL_{t-1} \quad (7)$$

$$+ \sum_{i=j}^{q3} \theta \Delta LM2_{t-1} + \sum_{i=j}^{q4} \vartheta \Delta LFAIZ_{t-1} + \sum_{i=j}^{q5} \phi \Delta LGDP_{t-1} + \lambda LISZLK_{t-1} + \lambda LRKUR_{t-1} + \lambda LVOL_{t-1} + \lambda LM2_{t-1} + \lambda LFAIZ_{t-1} + \lambda LGDP_{t-1} + \varepsilon_t$$

L doğal logaritmik işareti olmak üzere, Δ fark operatörünü, α sabit terimi temsil ederken ϕ , β ve δ kısa vadeli tahminlerin katsayı parametrelerini, λ ise uzun vadeli tahmin ediciyi temsil eder. ε ise oluşturulan modelin hata terimidir.

3.1.3. Bounds Testi

Eşbütünleşme bağlantısının varlığını incelemek için Sınır testi uygulanır ve katsayıların genel anlamlılığı test edilir. Sınır testi üst ve alt sınırları belirler; bu nedenle, hesaplanan F istatistiği kritik değerin alt sınırının altında bir değer ise, entegrasyonsuz H_0 kabul edilir. Benzer şekilde, hesaplanan F istatistiklerine bağlı olarak kritik değerin üst sınırını aşan bir değer varsa, bu

durumda H_0 reddedilir ve söz konusu değişkenlerin eş-bütünleşik olduğu söylenir (Pesaran vd., 2001).

Eş-bütünleşme ilişkisi sağlandıktan sonra bir sonraki adım olarak hata düzeltme modeli spesifikasyonuna geçilebilir. Kısa dönem dinamik modeli aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur.

$$\Delta LISZLK_t = \alpha + \sum_{i=j}^p \phi \Delta LISZLK_{t-1} + \sum_{i=j}^{q1} \beta \Delta LRKUR_{t-1} + \sum_{i=j}^{q2} \delta \Delta LVOL_{t-1} + \sum_{i=j}^{q3} \theta \Delta LM2_{t-1} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} & + \sum_{i=j}^{q4} \vartheta \Delta LFAIZ_{t-1} + \sum_{i=j}^{q5} \phi \Delta LGDP_{t-1} \\ & + \lambda ECM_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \Delta LINFL_t = \alpha + \sum_{i=j}^p \phi \Delta LINFL_{t-1} + \sum_{i=j}^{q1} \beta \Delta LRKUR_{t-1} + \sum_{i=j}^{q2} \delta \Delta LVOL_{t-1} + \sum_{i=j}^{q3} \theta \Delta LM2_{t-1} \\ + \sum_{i=j}^{q4} \vartheta \Delta LFAIZ_{t-1} + \sum_{i=j}^{q5} \phi \Delta LGDP_{t-1} + \lambda ECM_{t-1} + \mu_t \end{aligned}$$

Yukarıdaki modellerde α sabit terimi temsil eder ve ϕ , β ve δ kısa vadeli tahminlerin katsayı parametreleridir. Bu durumda hata düzeltme teriminin önüne yerleştirilen λ terimi sistemdeki uzun vadeli dengesizlik düzeltmesini ifade etmektedir. Yorumlanabilir bir tahmin olabilmesi için ECM teriminin katsayısının negatif ve anlamlı olması gerekir (Engel ve Granger, 1987).

3.1.4. Toda Yamamoto Nedensellik Testi

Nedensellik ilişkisinin analizi için çalışmada Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmaktadır. Toda-Yamamoto (1995)'e göre bu yaklaşım, sıklıkla uygulanan geleneksel Granger nedensellik prosedürüne göre daha üstündür; çünkü maksimum gecikme uzunluğu, değişmeyen ve dolayısıyla tutarlı ve güvenilir çıkarımlar sağlayan VAR sistemine göre ayrıntılı olarak belirlenir. Toda ve Yamamoto nedensellik testinin bu yöntemi, geleneksel Granger (1969)'in nedensellik dışı hipotezinden değiştirilmiş bir Wald istatistiğinin (MWALD) uygulanmasını içerir. VAR modeli kurulduktan sonra değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto nedensellik tekniği kullanılarak araştırılmaktadır.

Toda-Yamamoto'nun (1995) nedensellik analizi, Granger nedenselliğini araştırmak için düzeltilmiş VAR modeline dayalı olarak geliştirilmiştir. Toda-Yamamoto testinde, dahil edilen gecikmelerin uzunluğunun (k) ve maksimum entegrasyon sırasının ($dmax$) belirlenmesi önemlidir. Bu iki değer $k + dmax$ belirlendikten sonra VAR modeli tahmin edilir ve nedensellik de test edilebilir.

Toda Yamamoto nedensellik testini gerçekleştirmek için VAR $k + dmax$ modeli aşağıdaki gibi belirtilebilir.

$$Y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \alpha_{1i} Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{1i} X_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \alpha_{2i} Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{2i} X_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

Model denklemi 11'in sıfır hipotezi (H_0 . $\beta_{1i} = 0$) X değişkeninin Granger'in Y değişkenine neden olmadığını ifade eder; diğer bir deyişle X'ten Y'ye doğrudan bir nedensellik yoktur.

Alternatif hipotez ($H1$. $\beta_{1i} \neq 0$), X değişkeninin Y'nin Granger nedeni olduğunu, diğer bir ifadeyle X'ten Y'ye giden bir nedensellik olduğunu gösterir.

3.2. Veri Seti ve Model

Araştırmada kullanılan veri setleri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)'dan alınmıştır. Veriler, erişilebilirliklerini yansıtmak üzere çeyreklik sıklıkta olup 2014 ve 2023 dönemini kapsamaktadır. Bu nedenle, analize dahil edilen tüm değişkenler, belirtilen süre içinde eksik veri olmadan 40 çeyreklik veri setine sahiptir. Bağımlı değişken olarak reel efektif döviz kuru (RKUR) kullanılmıştır. Diğer bağımlı değişkenler ise ekonomik ilerlemeyi temsil eden ve harcamalar yöntemiyle hesaplanan gayri safi yurt içi hasıla (GDP), para arzını ifade eden M2 para arzı verisi, faiz oranını yansıtan bir ay vadeli mevduatlara uygulanan faiz oranı (FAIZ) ve döviz kuru oynaklığını ölçen standart sapma yöntemine göre hesaplanmış volatilité serisi (VOL) olarak belirlenmiştir. Modellere bağımsız değişken olarak yer alan INFL değişkeni, tüketici fiyat endeksini temsil eden enflasyon oranının bir ölçüsüdür, ISZLK değişkeni ise işsizliği yansıtan temel işgücü göstergelerindeki işsizlik oranının ifade etmektedir. Sonuçlar bölümünde, seri içindeki dağılımı azaltmak ve yüzde olarak yorum yapabilmek amacıyla tüm değişkenlerin logaritmik formülasyonları kullanılmıştır.

Araştırma modelinde yer alan iktisadi değişkenlere ait tanımlar Tablo 1'deki gibidir.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımlanması

Değişken	Tanım	Kod
İşsizlik	İşsizlik oranı	ISZLK
Enflasyon	Tüketici fiyat endeksi	INFL
Döviz kuru	Reel efektif döviz kuru	RKUR
Oynaklık	Volatilité değeri	VOL
Para arzı	M2 para arzı	M2
GSYİH	GSYİH	GDP
Faiz	Faiz oranı	FAIZ

Araştırma kapsamında tahmin edilmesi için oluşturulan model denklem 12 ve denklem 13'teki gibidir.

$$\log(\text{ISZLK}_t) = \alpha + \beta_1 \log \text{VOL}_t + \beta_2 \log(\text{RKUR}_t) + \beta_3 \log(\text{M2}_t) + \beta_4 \log(\text{FAIZ}_t) + \beta_5 \log(\text{GDP}_t) + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\log(\text{INFL}_t) = \alpha + \beta_1 \log \text{VOL}_t + \beta_2 \log(\text{RKUR}_t) + \beta_3 \log(\text{M2}_t) + \beta_4 \log(\text{FAIZ}_t) + \beta_5 \log(\text{GDP}_t) + \varepsilon_t \quad (13)$$

Denklemden yer alan t zaman serisinin zaman boyutunu (ay) ifade etmektedir. α terimi denklemin sabit terimi iken, ε denklemin hata terimini ifade etmektedir. Değişkenlerin başında yer alan log terimi ise değişkenin modelde doğal logaritması ile yer aldığını göstermektedir.

Araştırmanın hipotezleri ise şu şekildedir;

H_0 : Döviz kuru oynaklığının işsizliğin ve enflasyonun düşürülmesinde olumsuz etkisi vardır.

H_1 : Döviz kuru oynaklığının işsizliğin ve enflasyonun düşürülmesinde olumlu etkisi vardır.

3.3. Tanımlayıcı İstatistikler

Araştırma modelinde yer alan değişkenlere ait betimsel istatistikler Tablo 2’deki gibidir.

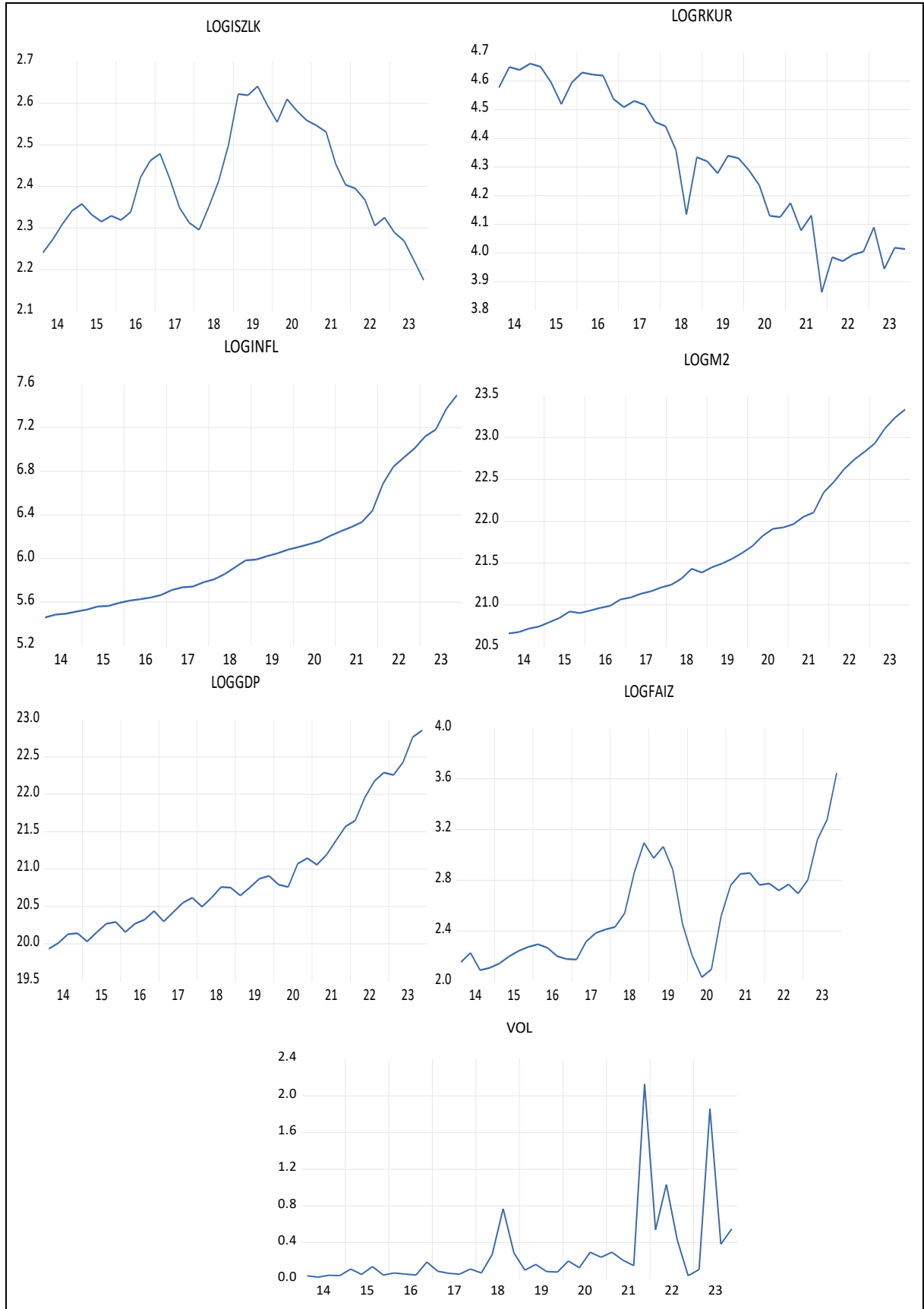
Tablo 2: Değişkenlerin Betimsel Analizleri

Test İstatistiği	LISZLK	LRKUR	LENF	LM2	LGDP	LFAIZ
Ortalama	2.4057	43224	6.1002	21.6345	20.9295	2.5477
Maksimum	2.6412	4.6605	7.4983	23.3345	22.8552	3.6457
Minimum	2.1748	3.8630	5.4599	20.6593	19.9337	2.0373
Standart Sapma	0.1256	0.24996	0.5704	0.7806	0.8042	0.3877
Skewness: Çarpıklık	0.3900	-0.1545	0.9751	0.6956	0.9540	0.7077
Kurtosis: Basıklık	2.0584	1.6223	2.9042	2.3559	2.3559	2.8548
Jargue-Bera	2.4914	3.3223	6.3541	3.9177	6.0972	3.3746
J.B. Prob	0.2877	0.1899	0.0418	0.1410	0.0474	0.1850
Gözlem Sayısı	40	40	40	40	40	40

Tablo 2’de değişkenlere ait 40 gözlemden oluşan çeyrek zaman serileri gösterilmektedir. Basıklığı temsil eden Kurtosis değerlerinin 3’ten küçük olması normal dağılım grafiklere yatay olması anlamına gelmektedir. Değişkenlerin daha çok homojen bir dağılım sergilediği görülmektedir. LRKUR değişkeni haricinde diğer değişkenlerin (LISZLK, LENS, LM2, LFAIZ, LGDP) çarpıklık değerinin pozitif olması bu değişkenlerin dağılımının hafifçe sağa doğru çarpık şeklinde olduğu göstermektedir. Jargue-Bera istatistiğine ait olasılık değerinin %5 ten büyük olması serilerin normal dağıldığını temsil etmektedir.

3.4. Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri

Grafik 1, M2 para arzı ve enflasyonun benzer bir yükseliş trendi gösterdiğini, para arzındaki artışın enflasyona yol açtığını doğrulamaktadır. GDP’nin pozitif trendi ekonomik büyümeyi yansıtırken, RKUR’un azalan trendi enflasyon nedeniyle kurun alım gücünün düştüğünü göstermektedir. İşsizlik ve faiz oranları ise para ve maliye politikalarındaki değişimlere bağlı olarak dalgalanmaktadır.



Grafik 1: Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri

4.BULGULAR

4.1.Korelasyon Analizi Bulguları

Korelasyon analizi, istatistiksel bir teknik olup değişkenler arasındaki ilişkiyi ölçmek için kullanılır. Özellikle iki değişken arasındaki ilişkiyi anlamak veya bir değişkenin diğerini ne kadar etkilediğini belirlemek için korelasyon analizleri kullanılır. Ayrıca, bu yöntemle değişkenler arasındaki ilişkinin doğası, yani ilişkinin olumlu mu yoksa olumsuz mu olduğu, açıklanır. Değişkenler arasındaki bu ilişkinin belirlenmesi için yapılan korelasyon analizi bulguları Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3: Korelasyon Analizi Bulguları

	ISZLK	INF	VOL	RKUR	M2	FAIZ	GDP
ISZLK	1.000	-0.162	0.058	-0.109	-0.090	-0.045	-0.183
INF	-0.162	1.000	0.627	-0.884	0.992	0.756	0.994
VOL	0.058	0.627	1.000	-0.789	0.669	0.590	0.636
RKUR	-0.110	-0.884	-0.789	1.000	-0.924	-0.705	-0.888
M2	-0.090	0.992	0.668	-0.924	1.000	0.735	0.989
FAIZ	-0.045	0.756	0.590	-0.705	0.735	1.000	0.757
GDP	-0.184	0.994	0.636	-0.888	0.989	0.757	1.000

Tablo 3 incelendiğinde döviz kuru ile işsizlik ve enflasyon arasında negatif bir ilişki olduğu görülmektedir. İşsizlik reel kur ilişkisi (-0.110) zayıf iken reel kur ve enflasyon arasındaki var olan negatif ilişki (-0.884) güçlüdür. Reel kur ile enflasyon arasındaki negatif ilişkinin güçlü olması döviz kuru artışlarının enflasyonu düşürme eğiliminde olduğunu düşündürülebilir. Bununla birlikte döviz kuru oynaklığı ile işsizlik arasındaki zayıf pozitif ilişki ve oynaklık ile enflasyon arasındaki pozitif güçlü ilişki, döviz kuru oynaklığının işsizlik üzerinde sınırlı bir etkisi olabileceğini ancak enflasyon üzerinde daha büyük bir etkiye sahip olduğunu öne sürüyor olabilir. Bu ilişkilerin anlamı ve önemi, ekonomik koşullara ve birçok değişkenin bir arada değerlendirilmesine bağlı olarak değişebilir.

4.2.Birim Kök Testi Bulguları

Reel döviz kurunun ve seçilen diğer değişkenlerin durağanlık özellikleri ADF ve PP birim kök testleriyle incelenmiştir. ADF ve PP birim kök testi sonuçları, olasılık değeri dikkate alınarak yorumlanmıştır. ADF ve PP'nin mutlak değeri, kritik değerden küçükse, H_0 hipotezi reddedilmeyecek ve seride birim kök bulunduğu serinin durağan olmadığı söylenilir. Eğer ADF ve PP'nin mutlak değeri, verilen kritik değerden büyükse, serinin birim kök içerdiğini belirten alternatif hipotez (H_1) kabul edilir ve serinin durağan olmadığı kabul edilir (Dickey ve Fuller, 1979). ADF ve PP birim kök testine ait sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir

Tablo 4: ADF ve PP Birim Kök Testi Bulguları

	ADF		Trend ve Sabitli	PP		Trend ve Sabitli
	Sabitsiz	Sabitli		Sabitsiz	Sabitli	
LISZLK	-0.4178 (0.5260)	-1.5111 (0.5173)	-1.1543 (0.9056)	-0.2307 (0.5967)	-1.4057 (0.5696)	-0.7941 (0.9575)
Δ LISZLK	-3.4800 (0.0009)	-3.4419 (0.0155)	-3.7967 (0.0277)	-3.4979 (0.0009)	-3.4549 (0.0150)	-3.8101 (0.0268)

LRKUR	-1.7423 (0.0772)	-0.7119 (0.8317)	-4.2933 (0.0081)	-1.9229 (0.0530)	-2.8230 (0.0674)	7.5059 (1.0000)
ΔLRKUR	-8.7928 (0.0000)	-9.1732 (0.0000)	-9.0285 (0.0000)	-2.61996 (0.0102)	-3.1536 (0.0309)	-4.4745 (0.0052)
LINF	2.3444 (0.9945)	5.9404 (1.0000)	1.7901 (1.0000)	4.2682 (1.0000)	5.1883 (1.0000)	1.3395 (0.9999)
ΔLINF	-12.2130 (0.0000)	-2.5973 (0.0000)	-4.0133 (0.0166)	-1.1066 (0.2388)	-2.4983 (0.1238)	-3.9191 (0.0208)
LVOL	-1.8982 (0.0558)	-3.4383 (0.0155)	-5.3305 (0.0005)	-1.6961 (0.0847)	-3.3469 (0.0194)	-5.7779 (0.0001)
ΔLVOL	-6.4638 (0.0000)	-5.5764 (0.0001)	-5.5282 (0.0004)	-13.1679 (0.0000)	-20.6519 (0.0001)	-21.8439 (0.0000)
LM2	8.3719 (1.0000)	4.8822 (1.0000)	0.6095 (0.9993)	5.7078 (1.0000)	8.0298 (1.0000)	1.2493 (0.9999)
ΔLM2	-0.9143 (0.3137)	-4.1694 (0.0023)	-6.1141 (0.0001)	-1.7309 (0.0790)	-4.2562 (0.0018)	-6.1153 (0.0001)
LFAIZ	0.7073 (0.8639)	-1.2241 (0.6540)	-3.1531 (0.1092)	1.0936 (0.9258)	-0.8121 (0.8045)	-2.0638 (0.5491)
ΔLFAIZ	-2.8786 (0.0052)	-2.5973 (0.0357)	-3.0968 (0.1216)	-3.0182 (0.0035)	-3.0830 (0.0364)	-3.2029 (0.0991)
LGDP	1.3489 (0.9525)	1.2234 (0.9977)	-0.4069 (0.9834)	3.6472 (0.9525)	4.2605 (1.0000)	1.2145 (0.9999)
ΔLGDP	-5.7270 (0.0020)	-6.7542 (0.0000)	-8.9785 (0.0000)	-4.1718 (0.0001)	-5.5186 (0.0000)	-7.1874 (0.0000)

ADF testinin sonuçları incelendiğinde ISSZLK değişkeninin düzeyde durağan olmadığı (prob>0.10) ancak birinci farkı alındığında sabitli, sabitli & trendli ve sabitsiz model tahmininde durağanlaştığı görülmektedir. Ayrıca çalışmanın bağımsız değişkenlerinden biri olarak alınan RKUR, GDP ve FAIZ değişkeninin de düzeyde durağan olmadığı (prob>0.10) ancak birinci farkı alındığında (sabitli, sabitli & trendli ve sabitsiz modelde) durağanlaştığı görülmektedir. Ancak INFL ve VOL değişkeninin ise düzey değerlerinde durağan olduğu (prob< 0.01) görülmektedir.

PP testinin sonuçlarına göre bağımlı değişkenlerinden ISSZLK değişkeninin düzeyde durağan olmadığı (prob>0.10) ancak birinci farkı alındığında (sabitli, sabitli & trendli ve sabitsiz modelde) durağanlaştığı görülmektedir. Ayrıca çalışmanın bağımsız ve ana değişkenlerinden biri kabul edilen RKUR, GDP ve FAIZ değişkeninin de düzeyde durağan olmadığı (prob>0.10) ancak birinci farkı alındığında (sabitli, sabitli & trendli ve sabitsiz modelde) durağanlaştığı görülmektedir. Çalışmanın yine bağımlı ve bağımsız değişkenlerinden olan INFL ve VOL değişkeninin ise düzey değerlerinde durağan olduğu (prob< 0.01) görülmektedir.

Kısacası, tüm durağanlık testleri sonuçları değişkenlerin birinci farklarındaki durağanlık özelliğini doğruluyor. Bu da değişkenlerin gelecekteki analizler ve tahminler için güvenilir bir temel olabileceğini göstermektedir.

4.3.ARD L Eşbütünleşme Bulguları

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığının ortaya konulmasında ARDL sınır testinden yararlanılmıştır. Bu teste ait sonuçlar Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5: Eşbütünleşme Testi Sonuçları (Birinci Model)

Değişkenler	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	Olasılık*
LISZLK(-1)	0.765275	0.186683	4.099328	0.0009
LISZLK(-2)	-0.417698	0.260981	-1.600491	0.1303
LISZLK(-3)	0.263037	0.313437	0.839203	0.4145
LISZLK(-4)	-0.408793	0.234655	-1.742104	0.1020
LRKUR	-0.216069	0.124849	-1.730647	0.1040
LVOL	0.029764	0.015470	1.923986	0.0735
LVOL(-1)	0.039710	0.013601	2.919647	0.0106
LVOL(-2)	0.022077	0.012463	1.771458	0.0968
VLOL(-3)	0.033052	0.012781	2.585962	0.0207
LFAIZ	-0.141141	0.069969	-2.017185	0.0619
LFAIZ(-1)	0.029639	0.100048	0.296251	0.7711
LFAIZ(-2)	-0.046000	0.095057	-0.483917	0.6354
LFAIZ(-3)	-0.053798	0.097074	-0.554201	0.5876
LFAIZ(-4)	0.203005	0.067429	3.010637	0.0088
LGDP	-0.202294	0.071377	-2.834163	0.0126
LM2	-0.800661	0.317837	-2.519096	0.0236
LM2(-1)	-0.061249	0.296753	-0.206398	0.8393
LM2(-2)	0.229384	0.274369	0.836040	0.4163
LM2(-3)	-0.189066	0.273779	-0.690579	0.5004
LM2(-4)	1.053987	0.281044	3.750260	0.0019
C	2.608408	1.082679	2.409217	0.0293

Tablo 5’te sunulan modelde, bağımlı değişken LISZLK (işsizlik oranı) olarak belirtilmiştir. Model ARDL (4, 0, 3, 4, 0, 4) olarak belirlenmiş ve seçimi için Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır. Modelde dinamik regresör olarak LKUR LVOL LFAIZ LGDP LM2 değişkenleri kullanılmıştır. Ayrıca, LISZLK (-1) değişkeni, bağımlı değişken üzerinde pozitif anlamlı bir etkiye sahiptir, olasılık değeri %1>0.0009. Yani, ISZLK değişkeninin bir önceki dönemdeki değerinin artmasıyla bağımlı değişkenin artma eğiliminde olduğu belirlenmiştir. Döviz kuru oynaklığı (VOL; -1, -3) değişkeni, bağımlı değişken üzerinde pozitif anlamlı bir etkiye sahiptir, olasılık değeri (%10, %5 ve %1) >0.0735, 0.0106, 0.0207). FAIZ değişkeninin işsizlik üzerinde negatif etkiye; FAIZ (-4) değişkeninin ise işsizlik üzerinde pozitif etkiye sahiptir, olasılık değeri (%10 ve %5) >0.0619, 0.0088. LGDP ve LM2 değişkeni LISZLK üzerinde negatif anlamlı etkiye sahiptir, olasılık değeri %5> 0.0126, 0.0236). LM2 (-4) ise pozitif etkiye sahiptir, olasılık değeri %5> 0.0019).

Tablo 6: Eşbütünleşme Testi Sonuçları (İkinci Model)

Değişkenler	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	Olasılık*
LINFL(-1)	-0.199447	0.238989	-0.834545	0.4282
LINFL(-2)	-0.316493	0.233211	-1.357115	0.2118
LINFL(-3)	-0.069498	0.267381	-0.259921	0.8015
LINFL(-4)	0.644339	0.254119	2.535585	0.0350
LRKUR	0.248135	0.082549	3.005916	0.0169
LRKUR(-1)	0.209037	0.117760	1.775111	0.1138
LRKUR(-2)	-0.076047	0.132946	-0.572011	0.5830
LRKUR(-3)	-0.409579	0.123216	-3.324072	0.0105
LRKUR(-4)	-0.137368	0.117286	-1.171219	0.2752
LVOL	0.003913	0.008232	0.475267	0.6473

LVOL(-1)	0.031871	0.010715	2.974483	0.0177
LVOL(-2)	0.039656	0.011697	3.390131	0.0095
LVOL(-3)	0.010352	0.007088	1.460474	0.1823
LFAIZ	0.081648	0.047631	1.714173	0.1248
LFAIZ(-1)	-0.100030	0.076265	-1.311611	0.2260
LFAIZ(-2)	-0.082249	0.076953	-1.068823	0.3163
LFAIZ(-3)	-0.034170	0.053609	-0.637393	0.5417
LFAIZ(-4)	0.097711	0.029409	3.322546	0.0105
LGDP	0.213568	0.067938	3.143571	0.0137
LGDP(-1)	0.341169	0.063321	5.387940	0.0007
LGDP(-2)	0.266454	0.049963	5.333015	0.0007
LGDP(-3)	0.153206	0.057841	2.648746	0.0293
LM2	0.419074	0.142499	2.940889	0.0187
LM2(-1)	0.048303	0.316935	0.152408	0.8826
LM2(-2)	-0.523843	0.263886	-1.985109	0.0824
LM2(-3)	-0.501744	0.262347	-1.912518	0.0922
LM2(-4)	0.211990	0.236210	0.897465	0.3957
C	-6.105048	3.076205	-1.984603	0.0825

Tablo 6’da sunulan modelde, bağımlı değişken “LINF” (enflasyon oranı) olarak belirtilmiştir. Model ARDL (4, 4, 3, 4, 3, 4) olarak belirlenmiş ve seçimi için Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır. Modelde dinamik regresör olarak LKUR LVOL LFAIZ LGDP LM2 değişkenleri kullanılmıştır. Ayrıca, LISZLK (-1) değişkeni, bağımlı değişken üzerinde pozitif anlamlı bir etkiye sahiptir, olasılık değeri 0.0009 . Yani, ISZLK değişkeninin bir önceki dönemdeki değerinin artmasıyla bağımlı değişkenin artma eğiliminde olduğu belirlenmiştir. Döviz kuru oynaklığı (VOL; -1, -3) değişkeni, bağımlı değişken üzerinde pozitif anlamlı bir etkiye sahiptir, olasılık değeri (0.10 , 0.05 ve 0.01) >0.0735 , 0.0106 , 0.0207). FAIZ değişkeninin işsizlik üzerinde negatif etkiye; FAIZ (-4) değişkeninin ise işsizlik üzerinde pozitif etkiye sahiptir, olasılık değeri (0.10 ve 0.05) >0.0619 , 0.0088 . LGDP ve LM2 değişkeni LISZLK üzerinde negatif anlamlı etkiye sahiptir, olasılık değeri $0.05 > 0.0126$, 0.0236 . LM2 (-4) ise pozitif etkiye sahiptir, olasılık değeri $0.05 > 0.0019$).

4.4.ARD L Modeli Bulguları

4.4.1.ARD L Modeli için Hata Düzeltme Katsayısı

EC (Error Correction) yani hata düzeltme terimi, değişkenlerin etkilerinden bağımsız olarak, verilerin geçmiş hatalarını düzeltmek için kullanılan bir düzeltme mekanizmasıdır. Bu terim, denklemin istatistiksel uyumunu artırmaya yardımcı olur. Seçilen birinci ve ikinci ARDL modeli, bağımlı değişken olan LISZLK ve LINF’yi açıklamak için kullanılan değişkenlerin kombinasyonunu içermektedir.

Test sonucunda, D(LISZLK) değişkeninin D(VOL), D(LFAIZ) ve D(LM2) değişkenlerine bağımlı olduğu görünmektedir. Bu durumda, döviz kuru oynaklığı, faiz ve para arzı değişkenlerinin uzun dönemde işsizlik üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğu söylenilebilir. D(VOL) değişkeninin D(LISZLK) üzerinde pozitif; D(LVOL -1, -2, -3)) değişkenlerinin ise D(LISZLK) üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu söylenilebilir. Bu sonuç, çoğunlukla döviz kuru oynaklığı arttıkça işsizliğin azalış yönünde seyredeceğinin bir işaretidir (Tablo 7).

D(LFAIZ) ve D(LFAIZ (-1,-2,-3)) değişkenlerinin ve D(LM2) ve D(LM2 (-1, -2, -3))’ün D(LISZLK) üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu gözlemlenmektedir. Bu durum, faiz oranları ve para arzı ile işsizlik arasında negatif bir ilişki

olduğunu gösterir. Sonuç olarak, verilen ARDL modeli ve sınır testi sonuçlarına göre; döviz kuru oynaklığı, faiz ve para arzı değişkenlerinin uzun dönemde işsizlik oranının etkilediği görülmektedir.

Tablo 7: Koşullu Hata Düzeltme (Birinci Model)

Değişkenler	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	Olasılık*
C	2.608408	1.082679	2.409217	0.0293
LISZLK(-1)*	-0.798178	0.147536	-5.410064	0.0001
LRKUR**	-0.216069	0.124849	-1.730647	0.1040
LVOL(-1)	0.124604	0.041107	3.031230	0.0084
LFAIZ(-1)	-0.008294	0.055100	-0.150533	0.8823
LGDP**	-0.202294	0.071377	-2.834163	0.0126
LM2(-1)	0.232395	0.076383	3.042499	0.0082
D(LISZLK(-1))	0.563454	0.138046	4.081652	0.0010
D(LISZLK(-2))	0.145756	0.188013	0.775243	0.4502
D(LISZLK(-3))	0.408793	0.234655	1.742104	0.1020
D(VOL)	0.029764	0.015470	1.923986	0.0735
D(LVOL(-1))	-0.055129	0.020343	-2.710013	0.0161
D(LVOL(-2))	-0.033052	0.012781	-2.585962	0.0207
D(LFAIZ)	-0.141141	0.069969	-2.017185	0.0619
D(LFAIZ(-1))	-0.103208	0.066638	-1.548789	0.1423
D(LFAIZ(-2))	-0.149207	0.061600	-2.422176	0.0286
D(LFAIZ(-3))	-0.203005	0.067429	-3.010637	0.0088
D(LM2)	-0.800661	0.317837	-2.519096	0.0236
D(LM2(-1))	-1.094305	0.320077	-3.418878	0.0038
D(LM2(-2))	-0.864921	0.311842	-2.773588	0.0142
D(LM2(-3))	-1.053987	0.281044	-3.750260	0.0019

Test sonucunda (Tablo 8), D(LINFL) değişkeninin D(LVOL), D(LFAIZ), D(LGDP) ve D(LM2) değişkenlerine bağımlı olduğu görünmektedir. Bu durumda, döviz kuru oynaklığı, faiz oranı, ekonomik büyüme ve para arzı değişkenlerin uzun dönemde enflasyon üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğu söylenilebilir. D(LKUR) ve D(LKUR (-1, -2)) ve D(LGDP) değişkenlerinin D(LINFL) üzerinde pozitif; D(LVOL (-1)) ve D(LGDP (-1, -2)) değişkenlerinin ise D(LINFL) üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu söylenilebilir. Bu sonuç, çoğunlukla döviz kuru oynaklığı ve ekonomik büyüme arttıkça enflasyonun azalış yönünde seyredeceğinin bir işaretidir.

D(LFAIZ (-3)) değişkeninin D(LINFL) üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu gözlemlenmektedir. Faiz oranlarındaki artış enflasyonun düşürebilmektedir şeklinde yorumlanabilir. Diğer taraftan D(LM2) ve D(LM2 (-1))'ün D(LINFL) üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Bu durum, para arzı ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermekte ve para arzındaki artışın enflasyon oranlarını yükselteceği şeklinde yorumlanmaktadır. Sonuç olarak, verilen ARDL modeli ve sınır testi sonuçlarına göre; döviz kuru oynaklığı, faiz oranı ve ekonomik büyüme ve para arzı değişkenlerinin uzun dönemde işsizlik oranının etkilediği görülmektedir.

Tablo 8: Koşullu Hata Düzeltme (İkinci Model)

Değişkenler	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	Olasılık*
C	-6.105048	3.076205	-1.984603	0.0825
LINFL(-1)*	-0.941099	0.244142	-3.854722	0.0048
LRKUR(-1)	-0.165822	0.149891	-1.106281	0.3008
LVOL(-1)	0.085791	0.029847	2.874364	0.0207
LFAIZ(-1)	-0.037088	0.069573	-0.533084	0.6085
LGDP(-1)	0.974397	0.167288	5.824682	0.0004
LM2(-1)	-0.346220	0.247964	-1.396251	0.2002
D(LINFL(-1))	-0.258348	0.177637	-1.454359	0.1839
D(LINFL(-2))	-0.574841	0.237112	-2.424346	0.0416
D(LINFL(-3))	-0.644339	0.254119	-2.535585	0.0350
D(LRKUR)	0.248135	0.082549	3.005916	0.0169
D(LRKUR(-1))	0.622994	0.139516	4.465390	0.0021
D(LRKUR(-2))	0.546947	0.122710	4.457236	0.0021
D(LRKUR(-3))	0.137368	0.117286	1.171219	0.2752
D(LVOL)	0.003913	0.008232	0.475267	0.6473
D(LVOL(-1))	-0.050008	0.017571	-2.846036	0.0216
D(LVOL(-2))	-0.010352	0.007088	-1.460474	0.1823
D(FAIZ)	0.081648	0.047631	1.714173	0.1248
D(LFAIZ(-1))	0.018707	0.048334	0.387038	0.7088
D(LFAIZ(-2))	-0.063542	0.038462	-1.652064	0.1371
D(LFAIZ(-3))	-0.097711	0.029409	-3.322546	0.0105
D(LGDP)	0.213568	0.067938	3.143571	0.0137
D(LGDP(-1))	-0.419660	0.082049	-5.114777	0.0009
D(LGDP(-2))	-0.153206	0.057841	-2.648746	0.0293
D(LM2)	0.419074	0.142499	2.940889	0.0187
D(LM2(-1))	0.813597	0.197603	4.117331	0.0034
D(LM2(-2))	0.289754	0.282998	1.023870	0.3359
D(LM2(-3))	-0.211990	0.236210	-0.897465	0.3957

4.4.2. ARDL Modeli için Uzun Dönem Tahminleri

Tablo 9’da yer alan verilere göre, işsizlik (LISZLK) ile reel kur (LRKUR), faiz (FAIZ) ve ekonomik büyüme (GDP) arasındaki uzun dönem ilişkiyi ifade eden katsayı değerleri sırasıyla -0.2707, -0.0103 ve -0.2534 olarak belirlenmiştir. Bu katsayı değerleri, reel kur değerinin, faiz oranlarının ve ekonomik büyümenin artmasıyla işsizlik oranının azalacağı yönündeki bir ilişkiyi öngörmektedir. Ancak bu değişkenlerde FAIZ katsayısının istatistiksel olarak anlamlı değildir. Diğer taraftan döviz kuru oynaklığını temsil eden VOL değişkeninin ve para arzı değişkeninin (M2) katsayı işareti sırasıyla 0.1561 ve 0.2911’dir. Bu pozitif katsayı işaretleri istatistiki açıdan anlamlıdır. Gerek döviz kuru oynaklığının artması gerekse para arzındaki artışlar Türkiye ekonomisinde işsizlik oranları üzerinde artış yönünde baskı yapmaktadır.

Tablo 9: Uzun Dönem Katsayılar (Birinci Model)

Değişkenler	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	Olasılık*
LKUR	-0.270703	0.141947	-1.907069	0.0758
LVOL	0.156110	0.043649	3.576495	0.0028
LFAIZ	-0.010392	0.068081	-0.152637	0.8807
LGDP	-0.253445	0.085277	-2.972000	0.0095

LM2	0.291156	0.082674	3.521756	0.0031
C	3.267951	1.242862	2.629376	0.0190

$$EC = LISZZLK - (-0.2707*LKUR + 0.1561*LVOL - 0.0104*LFAIZ - 0.2534*LGDP + 0.2912*LM2 + 3.2680)$$

Tablo 10’da yer alan verilere göre, enflasyon (LINFL) ile döviz kuru oynaklığı (VOL) ve ekonomik büyüme (GDP) arasındaki uzun dönem ilişkisi ifade eden katsayı değerleri sırasıyla 0.0911 ve 1.0353 olarak belirlenmiştir. Bu katsayı değerleri, döviz kuru oynaklığının ve ekonomik büyümenin artmasıyla enflasyon oranının artacağı yönündeki bir ilişkiyi göstermektedir.

VOL değişkeninin uzun dönem katsayısı 0.0911 olarak tespit edilmiştir. Bu, VOL ile enflasyon arasındaki pozitif ilişkiyi ifade etmektedir. Uzun dönemde, döviz kuru oynaklığı arttıkça, enflasyonunda artacağını ifade etmektedir. Ayrıca, bu katsayının istatistiksel olarak anlamlı olduğu olasılık değerlerinden de anlaşılmaktadır. Bu bulgular, döviz kuru oynaklığı ile enflasyon arasındaki ilişkinin güvenilir bir şekilde belirlenebileceğini göstermektedir. Diğer taraftan LGDP değişkeninin uzun dönem katsayısı 1.0353 olarak tespit edilmiştir. Bu, ekonomik büyüme (LGDP) ile enflasyon arasındaki pozitif ilişkiyi ifade etmektedir. Uzun dönemde, ekonomik büyüme arttıkça, enflasyonunda artacağı tahmin edilmektedir. Ayrıca, bu katsayının istatistiksel olarak anlamlı olduğu olasılık değerlerinden de anlaşılmaktadır. Bu bulgular, ekonomik büyüme ile enflasyon arasındaki ilişkinin güvenilir bir şekilde belirlenebileceğini göstermektedir.

Tablo 9 ve Tablo 10’daki EC ifadesi, ISZLK ve INFL değişkenin bağımsız değişkenlerle ilişkisini ifade eder. Bu ifade, yukarıda gösterildiği gibi hesaplanır ve ISZLK ile INFL değişkenin tahmini değerini sunar.

Tablo 10: Uzun Dönem Katsayılar (İkinci Model)

Değişkenler	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	Olasılık*
LKUR	-0.176200	0.191924	-0.918073	0.3854
LVOL	0.091161	0.044333	2.056285	0.0738
LFAIZ	-0.039409	0.081687	-0.482444	0.6424
LGDP	1.035382	0.322934	3.206175	0.0125
LM2	-0.367889	0.337670	-1.089491	0.3077
C	-6.487144	1.806173	-3.591652	0.0071

$$EC = LINFL - (-0.1762*LKUR + 0.0912*LVOL - 0.0394*LFAIZ + 1.0354*LGDP - 0.3679*LM2 - 6.4871)$$

Tablo 11: ARDL Sınır Testi Sonuçları (Birinci Model)

F-Bounds Testi		H_0 : Herhangi bir ilişki yoktur.		
Test İstatistiği	Değer	Önem seviyesi	I(0)	I(1)
F-istatistiği	6.386	10%	2.08	3
		5%	2.39	3.38
k	5	2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15

ARDL modelinin en önemli aşamalardan biri F-sınır ve t-sınır testleridir. Sınır testi, uzun dönemdeki nedensellik ilişkilerini belirlemek için gerekli olanı yapmaya çalışır. Tablo 12 ve Tablo 13'te birinci ve ikinci modele ait sınır testi sonuçlarına göre F-istatistiği değeri sırasıyla 6.386 ve 7.699 olarak belirlenmiş ve kritik değerlerle karşılaştırıldığında istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç, en az bir katsayının sıfır olmayan bir değere sahip olduğunu ve dolayısıyla bir seviye ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak, ARDL Sınır Testi sonuçları, en az bir seviye ilişkisinin var olduğunu ve bu nedenle modellerin doğru bir şekilde belirlendiğini göstermektedir. Bu da döviz kuru, döviz kuru oynaklığı, para arzı, faiz oranı ve ekonomik büyüme değişkenlerinin işsizlik ve ekonomik büyüme ile ilişkili olduğunu ve bu ilişkilerin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 12: ARDL Sınır Testi Sonuçları (İkinci Model)

F-Bounds Testi		H_0 : Herhangi bir ilişki yoktur.		
Test İstatistiği	Değer	Önem seviyesi	I(0)	I(1)
F-istatistiği	7.699	10%	2.08	3
		5%	2.39	3.38
k	5	2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15

4.4.3. ARDL Modeline Ait Kısa Dönem Tahminleri

Tablo 13 ve Tablo 14'te birinci ve ikinci model için hata düzeltme modeline ait kısa dönem regresyon sonuçları sunulmuştur. Bu tablolarda, hata düzeltme katsayısı olarak bilinen ECt-1'in değeri -0.798 ve -0.941 olarak belirlenmiştir.

Tablo 13: Kısa Dönem Katsayıları (Birinci Model)

Değişkenler	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	Olasılık*
D(LISZLK(-1))	0.563454	0.104712	5.380999	0.0001
D(LISZLK(-2))	0.145756	0.135310	1.077198	0.2984
D(LISZLK(-3))	0.408793	0.140803	2.903289	0.0109
D(LVOL)	0.029764	0.008151	3.651560	0.0024
D(LVOL(-1))	-0.055129	0.010822	-5.094048	0.0001
D(LVOL(-2))	-0.033052	0.007389	-4.473281	0.0004
D(LFAIZ)	-0.141141	0.043080	-3.276260	0.0051
D(LFAIZ(-1))	-0.103208	0.050906	-2.027394	0.0608
D(LFAIZ(-2))	-0.149207	0.043182	-3.455276	0.0035
D(LFAIZ(-3))	-0.203005	0.052766	-3.847290	0.0016
D(LM2)	-0.800661	0.169933	-4.711626	0.0003
D(LM2(-1))	-1.094305	0.152989	-7.152836	0.0000
D(LM2(-2))	-0.864921	0.196085	-4.410959	0.0005
D(LM2(-3))	-1.053987	0.181455	-5.808518	0.0000
CointEq(-1)*	-0.798178	0.100892	-7.911194	0.0000

Hata düzeltme mekanizmasının etkin şekilde işlemesi için, bu katsayının negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerektiği önemle vurgulanmaktadır. Başka bir deyişle, hata düzeltme katsayısının beklenildiği gibi negatif bir değere sahip olması, sistemdeki dengesizliklerin zaman içinde düzelmeye meyilli olduğunu göstermektedir. CointEq(-1)* katsayısıyla ilişkilendirilen t-istatistiği değerleri -7.9111 ve -7.7120 olarak hesaplanmış ve bu da istatistiksel olarak güvenilirdir. Bu sonuçlar, hata düzeltme mekanizmasının istatistiksel

olarak anlamlı olduğunu ve modelin dengelenme sürecini etkin bir şekilde yakaladığını göstermektedir.

Tablo 14: Kısa Dönem Katsayıları (İkinci Model)

Değişkenler	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	Olasılık*
D(LINFL(-1))	-0.258348	0.090009	-2.870235	0.0208
D(LINFL(-2))	-0.574841	0.107526	-5.346064	0.0007
D(LINFL(-3))	-0.644339	0.139564	-4.616807	0.0017
D(LRKUR)	0.248135	0.041980	5.910815	0.0004
D(LRKUR(-1))	0.622994	0.069463	8.968685	0.0000
D(LRKUR(-2))	0.546947	0.082371	6.640056	0.0002
D(LRKUR(-3))	0.137368	0.064913	2.116192	0.0672
D(LVOL)	0.003913	0.003596	1.087953	0.3083
D(LVOL(-1))	-0.050008	0.007292	-6.857599	0.0001
D(LVOL(-2))	-0.010352	0.003038	-3.408055	0.0092
D(LFAIZ)	0.081648	0.020613	3.960970	0.0042
D(LFAIZ(-1))	0.018707	0.025633	0.729803	0.4863
D(LFAIZ(-2))	-0.063542	0.020107	-3.160138	0.0134
D(LFAIZ(-3))	-0.097711	0.016009	-6.103458	0.0003
D(LGDP)	0.213568	0.029157	7.324662	0.0001
D(LGDP(-1))	-0.419660	0.057764	-7.265052	0.0001
D(LGDP(-2))	-0.153206	0.037760	-4.057355	0.0036
D(LM2)	0.419074	0.093220	4.495553	0.0020
D(LM2(-1))	0.813597	0.127466	6.382849	0.0002
D(LM2(-2))	0.289754	0.114200	2.537239	0.0349
D(LM2(-3))	-0.211990	0.129370	-1.638633	0.1399
CointEq(-1)*	-0.941099	0.096900	-9.712080	0.0000

Güvenilir bir sonuca ulaşabilmek için, uydurulmuş otoregresif modelin sonuçlarının tüm teşhis testlerinden başarıyla geçtiğinden emin olunmalıdır. Bunlar arasında seri otokorelasyonun, heteroskedastisitenin olmadığı ve artıkların normal bir dağılıma sahip olduğunun doğrulanması da önemlidir (Gerlach vd., 1999). Bu nedenle, kullanılan ARDL modelinin bu testlerden geçmiş olması, güvenilir çıkarımların yapılabileceğini göstermektedir. Tanı testinin sonuçları aşağıda sunulmaktadır.

4.4.4. Diagnostik Testler

4.4.4.1. Korelasyon

Tablo 15: Korelasyon Testi Sonuçları

Birinci Model (4, 0, 3, 4, 0, 4)			
Breusch-Godfrey LM Test.			
F testi	1.1097	Prob F(1,14)	0.3100
İkinci Model (4, 4, 3, 4, 3, 4)			
Breusch-Godfrey LM Test.			
F testi	0.0978	Prob F(1,7)	0.7635

Tablo 15'te bulunan sonuçlara göre, seri korelasyon olmadığını belirten sıfır hipotezi için elde edilen ki-kare istatistiğinin p değeri %5 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu için, bu hipotez reddedilemez. Bu da modelinizde seri korelasyon sorunu yaşanmadığını gösterir. Seri korelasyon, regresyon modelindeki hatalar arasında sistematik bir ilişki olduğunda ortaya çıkar

ve bu durumda tahmincilerin doğruluğunu etkileyebilir. Ancak, sıfır hipotezinin reddedilememesi, bu tür bir ilişkinin modelinizde bulunmadığına işaret eder.

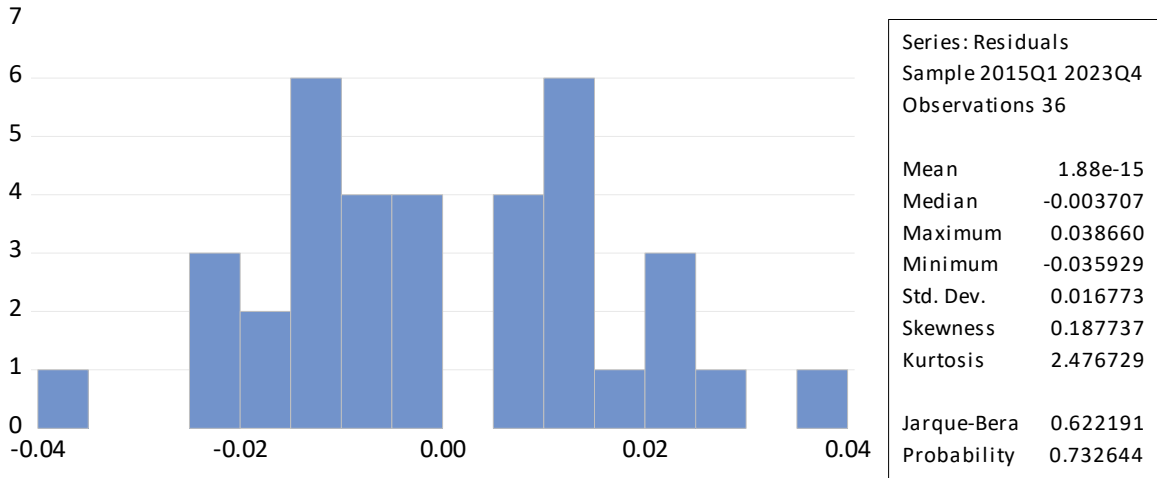
4.4.4.2. Heteroskedastisite Testi

Tablo 16: Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedastisite Testi Sonuçları

Birinci Model (4, 0, 3, 4, 0, 4)			
Breusch-Pagan-Godfrey			
F testi	Prob F(20,15)	0.9355	0.5633
Obs R ²	Prob Chi-Square (20)	19.9813	0.4591
İkinci Model (4, 4, 3, 4, 3, 4)			
Breusch-Pagan-Godfrey			
F testi	Prob F(27,8)	0.9383	0.5849
Obs R ²	Prob Chi-Square (27)	27.3608	0.4445

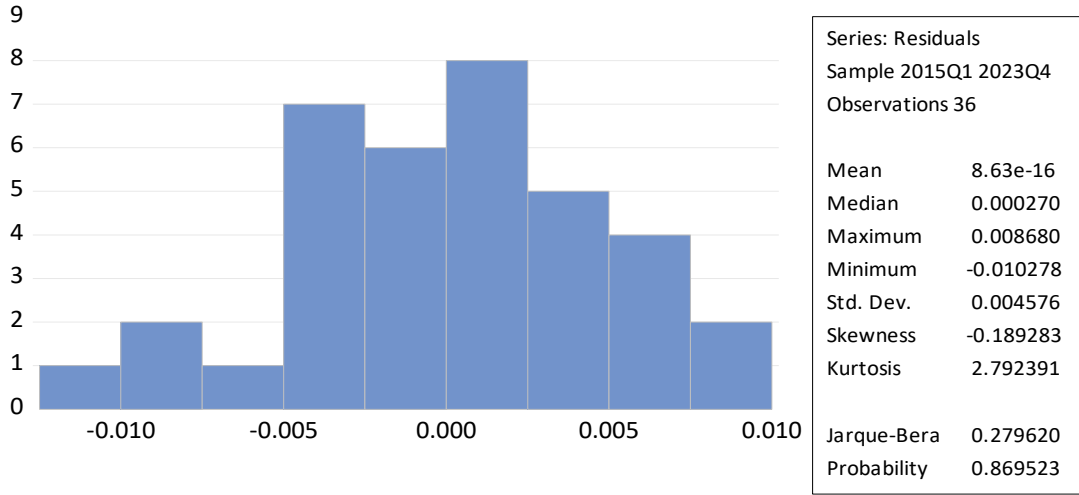
Tablo 16'nın verdiği sonuca göre, Breusch-Pagan-Godfrey 'in değişen varyans testi için elde edilen p değerleri %5 anlamlılık düzeyinden (alfa = 0.05) daha yüksek olduğu için, takılan modelde heteroskedastisite sorunu bulunmamaktadır. Bu, regresyon modelinde gözlemlenen değişen varyansların istatistiksel olarak anlamlı olmadığı anlamına gelir. Bu durumda, modelinizin varsayımlarından biri olan homoskedastisite (değişen varyansın olmaması) varsayımının ihlal edilmediği söylenebilir.

4.4.4.3. Normallik Testi



Grafik 2: Normallik Histogram Dağılım (Birinci Model)

Normallik testinde sıfır hipotez, artıkların normal bir şekilde dağıldığını ifade ederken, alternatif hipotez ise artıkların normal dağılıma sahip olmadığını belirtir. Dolayısıyla, normallik testi sonuçlarına göre, birinci ve ikinci model için elde edilen p değerleri %5 anlamlılık düzeyinden büyük olduğundan, sıfır hipotez reddedilemez ve artıkların normal dağılıma sahip olduğu sonucuna varılabilir. Bu durumda, regresyon modelinizin varsayımlarından biri olan hata terimlerinin normal dağılımı varsayımının geçerli olduğu söylenebilir.

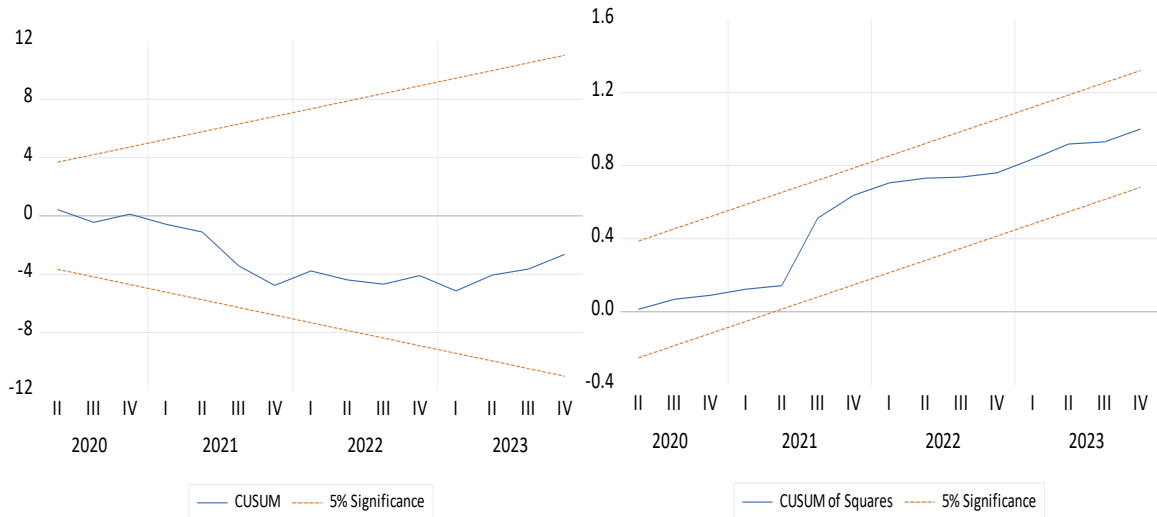


Grafik 3: Normallik Histogram Dağılım (İkinci Model)

4.4.4.4. Cusum ve Cusumq Testi Sonuçları

CUSUM (Cumulative Sum) ve CUSUMQ (Cumulative Sum of Squares) testleri, parametre değişimlerini tespit etmek için kullanılan istatistiksel yöntemlerdir. Bu testler, özellikle zaman serilerinde parametre değişikliklerini belirlemek için kullanılır. CUSUM testi, belirli bir noktadan itibaren kümülatif bir toplamın değerini izler. Eğer bu kümülatif toplam belirli bir eşiği aşarsa veya altına düşerse, bu durumda parametre değişikliği olduğu düşünülür. CUSUMQ testi ise CUSUM testine benzer, ancak toplamların kareleri üzerinden hesaplanır. Bu sayede, CUSUMQ testi, daha büyük değişikliklerin daha belirgin hale gelmesini sağlar.

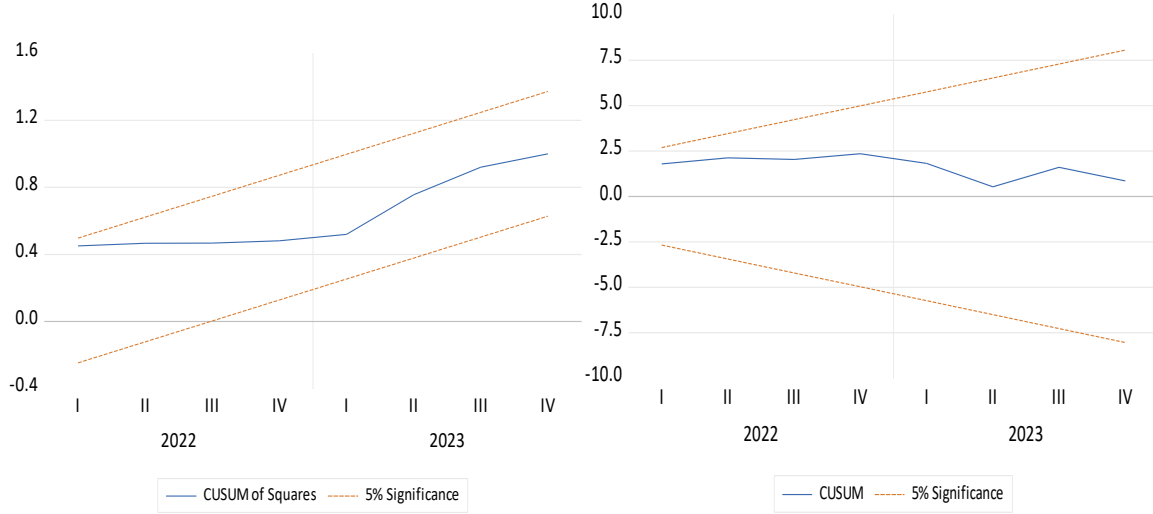
Aşağıdaki Grafik 4 ve Grafik 5'te birinci ve ikinci modele ait CUSUM ve CUSUMQ testine ait sonuçlar sunulmuştur.



Grafik 4: ARDL (4, 0, 3, 4, 0, 4) Modeli için CUSUM ve CUSUMQ Testi

Grafik 4 ve Grafik 5'te Birinci ve İkinci Modele ait CUSUM ve CUSUMQ kare testlerine ilişkin grafikler sunulmuştur. Bu testler, parametre tahminlerinin zaman içindeki istikrarını

değerlendirmek için kullanılır. Grafikteki kırmızı çizgiler, %95 güven aralığını temsil eder. Eğer parametre tahminleri bu güven aralığında, yani kırmızı çizginin içinde ise, bu durum, istikrarlı bir parametre tahmini olduğunu gösterir. Mavi düz çizgi, parametre tahminlerini temsil eder. Grafik 4 ve 5'e göre parametre tahminleri istikrarlıdır ve güven aralığı içerisinde yer almaktadır. Dolayısıyla birinci ve ikinci model için CUSUM testi ve CUSUM kare testi sonuçlarına dayanarak, parametre tahminlerinin istikrarlı olduğu ve modelin güvenilir olduğu sonucuna varılmıştır.



Grafik 5: ARDL (4, 4, 3, 4, 3, 4) Modeli için CUSUM ve CUSUMQ Testi Sonucu

4.4.5. Toda Yamamoto Nedensellik Testi Bulguları

Toda-Yamamoto testi uygulama aşamasında, optimal gecikme değeri ve maksimum bütünleşme derecesi ($k + dmax$) VAR modeline dahil edilerek analiz gerçekleştirilmektedir. Durağanlık analizi sonuçlarına göre, RKUR I(1), M2 I(1), ISZLK I(1), GDP I(1), FAIZ I(1) serileri birinci dereceden entegre iken, VOL I(0) ve INF I(0) serileri durağan olarak tespit edilmiştir; dolayısıyla $dmax = 1$ olarak belirlenmiştir. Optimum gecikme uzunluğu, bilgi kriterlerine dayalı olarak belirlenmektedir. VAR modeline uygun gecikme değerlerine, maksimum bütünleşme derecesi eklenerek model tanımlanmaktadır. Böylece, uygun gecikme değerlerine maksimum bütünleşme derecesinin eklenmesiyle model oluşturulmuş ve tahminler gerçekleştirilmiştir. Sonuçlar ise Tablo 17'de aktarılmıştır.

Tablo 17: Toda- Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

İlişkinin Yönü	Gecikme Değeri	t-istatistiği	Olasılık
LGDP → LINFL	2	0.2531	0.8019
LINFL → LGDP		0.1837	0.8555
LFAIZ → LINFL	2	-0.0344	0.9727
LINFL → LFAIZ		-1.1116	0.2751
LM2 → LINFL	3	-3.0943	0.0046
LINFL → LM2		0.16468	0.8704
LRKUR → LINFL	2	3.2836	0.0026
LINFL → LRKUR		0.2783	0.7827
LVOL → LINFL	1	3.6658	0.0009
LINFL → LVOL		1.9331	0.0618
LGDP → LISZLK	3	0.6874	0.4971
LISZLK → LGDP		-0.6007	0.5525

LFAIZ → LISZLK	2	-1.5833	0.1238
LISZLK → LFAIZ		-2.2622	0.0311
LM2 → LISZLK	2	0.9109	0.3696
LISZLK → LM2		-0.1555	0.8775
LRKUR → LISZLK	2	0.1898	0.8507
ISZLK → LRKUR		-0.6949	0.4924
LVOL → LISZLK	1	0.9156	0.3665
LISZLK → LVOL		-0.6128	0.5442

Yukardaki tabloda yer alan sonuçları yorumlarken, özellikle p-değerleri, t-istatistikleri ve gecikme değerlerine odaklanmak önemlidir. LM2 → LINFL: Bu ilişkinin gecikme değeri 3 ve p-değeri 0.0046, bu da %1 güven düzeyinde anlamlı bir ilişki olduğunu gösterir. Bu, M2 para arzının enflasyonu etkileyebileceğini göstermektedir. LRKUR → LINFL: Gecikme değeri 2 ve p-değeri 0.0026 olan bu ilişki de anlamlıdır. Bu sonuç, döviz kuru değişikliklerinin enflasyon üzerinde etkili olabileceğini göstermektedir. LVOL → LINFL: Burada p-değeri 0.0009 ile çok anlamlı bir sonuç elde edilmiştir. Bu, döviz kuru oynaklığının enflasyonu etkileyebileceğini göstermektedir. LINFL → LVOL: Burada p-değeri 0.0618 ile %10 güven düzeyinde anlamlı bir sonuç elde edilmiştir. Bu, enflasyonun döviz kuru oynaklığını etkileyebileceğini göstermektedir. LISZLK → LFAIZ: Gecikme değeri 1 ve p-değeri 0.0311 ile burada anlamlı bir ilişki gözlemlenmiştir. İşsizlik oranlarının faiz oranlarını etkileyebileceğini gösteriyor.

Tablo 17'ye göre para arzından enflasyona doğru nedenselliğin olmadığını içeren H_0 hipotezi, reel kurdan enflasyona doğru nedenselliğin olmadığını içeren H_0 hipotezi ve döviz kuru oynaklığından enflasyona doğru nedenselliğin olmadığını içeren H_0 hipotezi reddedilmektedir. Diğer bir deyişle Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre Türkiye'de para arzı, reel döviz kurları ve döviz kurlarındaki oynaklıklar kısa dönemde enflasyon oranını etkilemektedir. Diğer taraftan döviz kuru oynaklığının da enflasyon oranlarının bir belirleyicisi olduğu tespit edilmiştir. Yani döviz kuru oynaklığından enflasyona doğru bir nedenselliğin olmadığını içeren H_0 hipotezi reddedilmiştir.

Tabloya göre döviz kuru oynaklığından reel döviz kuruna ve reel döviz kurundan oynaklığa doğru bir nedenselliğin olmadığını ifade eden H_0 hipotezleri reddedilmiştir. Yani bu sonuç iki değişkenin de birbirinin belirleyicisi olduğunu veya birbirini etkileyebileceğini göstermektedir. Para arzından ekonomik büyümeye doğru nedenselliğin bulunmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilmiş ve para arzının GDP'nin bir belirleyicisi olduğuna karar verilmiştir. Diğer taraftan reel kurun para arzının bir nedeni olmadığını açıklayan H_0 hipotezi ve işsizlik oranlarının faizin bir nedeni olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu sonucun anlamı ise reel kur para arzının ve işsizlik oranı faiz oranının belirleyicisidir.

5. SONUÇ

Bu çalışma, Türkiye ekonomisinde döviz kuru oynaklığının enflasyon ve işsizlik üzerindeki etkilerini analiz etmeyi amaçlamaktadır. Elde edilen bulgular, enflasyonun ve işsizliğin döviz kuru oynaklığı üzerinde belirgin etkiler yaratabileceği gibi, döviz kuru oynaklığının da bu iki önemli makroekonomik değişkeni etkileyebileceğini ortaya koymuştur. Özellikle yüksek döviz kuru oynaklığının ithalat maliyetleri üzerinden enflasyonist baskılar yarattığı, bunun da ekonomik belirsizlikleri artırarak işsizlik oranlarını olumsuz etkileyebileceği belirlenmiştir.

Döviz kuru oynaklığı, yatırım ve üretim kararları üzerinde doğrudan etkiler yaratarak işsizlik oranlarında artışa yol açabilmektedir. Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomilerde, döviz kuru oynaklığının istikrarsız ekonomik yapılar üzerinde daha büyük etki yaratma potansiyeline sahip olduğu bilinmektedir. Bu durum, döviz kuru politikalarının makroekonomik göstergelerle uyumlu bir şekilde yönetilmesi gerekliliğini ortaya koymaktadır. Döviz kuru oynaklığının

kontrol altına alınması, sürdürülebilir ekonomik büyüme ve istikrar için hayati bir rol oynamaktadır.

Çalışmada elde edilen bulgular, döviz kuru oynaklığının enflasyon üzerindeki etkisinin işsizlik üzerindeki etkisinden daha zayıf olduğunu göstermektedir. Döviz kurundaki ani dalgalanmalar, ithalat maliyetlerini artırarak enflasyonist baskılar yaratmaktadır. Bu bağlamda, döviz kuru artışlarının enflasyonu düşürmek yerine enflasyonu artırabileceği, bunun da para politikalarının etkinliğini azaltabileceği sonucuna varılmıştır. Ayrıca, reel kur ile işsizlik arasındaki negatif ilişki, döviz kuru artışlarının işsizlik oranlarını kısa vadede sınırlı ölçüde etkileyebileceğini, ancak uzun vadede istihdam üzerinde daha büyük bir baskı oluşturabileceğini göstermektedir.

Çalışma ayrıca, para arzı, faiz oranları ve ekonomik büyüme gibi diğer makroekonomik değişkenlerin işsizlik ve enflasyon üzerindeki etkilerini de incelemiştir. Kısa vadede para arzı artışının enflasyon üzerinde güçlü bir etkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, genişletici para politikalarının, özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde, enflasyonu artırma potansiyeline sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Faiz oranları ile ilgili olarak ise, faiz artışlarının enflasyonu düşürücü etkiler yaratabileceği gözlemlenmiştir. Ancak kısa vadede faiz oranlarının işsizlik üzerindeki etkisi, uygulanan politikalara ve dönemin ekonomik şartlarına bağlı olarak değişiklik göstermektedir. Uzun vadede ekonomik büyüme ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Büyümenin hızlandığı dönemlerde enflasyon oranlarının da artma eğiliminde olduğu belirlenmiştir. Bu sonuç, Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomilerde büyüme ve enflasyon arasındaki dengeyi sağlamak için daha dikkatli politikalar uygulanması gerektiğini vurgulamaktadır. Büyüme hedefleri ile enflasyon kontrolü arasındaki hassas denge, Türkiye'nin ekonomik yapısının kırılganlığı göz önüne alındığında daha da kritik bir hale gelmektedir.

Sonuç olarak, döviz kuru oynaklığının Türkiye ekonomisinde işsizlik ve enflasyon gibi temel makroekonomik göstergeler üzerinde anlamlı etkiler yarattığı görülmüştür. Bu çalışmanın bulguları, Türkiye'nin ekonomik istikrarını koruyabilmesi için para ve maliye politikalarının daha dikkatli ve uyumlu bir şekilde yönetilmesi gerektiğini göstermektedir. Ayrıca, döviz kuru oynaklığının daha etkin bir şekilde kontrol edilmesi hem enflasyon hem de işsizlik oranlarını stabilize etmek açısından büyük önem taşımaktadır. Ekonomik büyüme hedeflerinin gerçekleştirilmesi için bu tür değişkenlerin etkileşimlerinin daha derinlemesine analiz edilmesi ve politika yapıcılar tarafından dikkate alınması gerektiği sonucuna varılmıştır.

KAYNAKÇA

- Akcan, A. T. (2018). Makroekonomik Değişkenlerin İşsizlik ile İlişkisi: Türkiye Örneği. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 16 (31), 263-285.
- Alev, N., Kayapalı, B., & Erdemli, M. (2019). Döviz Kuru Oynaklığı ile Enflasyon Arasındaki İlişkinin Eşbütünleşme ve Nedensellik Testleri ile Analizi. *International Journal of Social and Humanities Sciences Research (JSHSR)*, 6 (43), 3226-3234.
- Arda, B. (2022). *Türkiye’de Reel Döviz Kuru Oynaklığının Genç İşsizliğe Etkisi*. (Yüksek Lisans Tezi). İstanbul: İstanbul Üniversitesi.
- Akarsu, G. (2020). Unemployment, Exchange Rate and Exchange Rate Volatility Relation: Analysis for Turkey. *Çankırı Karatekin University Journal of the Faculty of Economics and Administrative Science*, 10 (1): 179-209.
- Ayhan, F. (2019). Türkiye Ekonomisinde İşsizliğin Belirleyicisi Olan Temel Makroekonomik Değişkenlerin Tespitine İlişkin Bir Uygulama. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (25), 235-252.

- Berument, H. (2002). *Döviz Kuru Hareketleri ve Enflasyon Dinamiği: Türkiye Örneği*. Erişim Adresi: <https://core.ac.uk/download/pdf/7142108.pdf>. Erişim Tarihi: 7 Eylül 2023.
- Berument, H., & Pasaogullari, M. (2003). Effects of The Real Exchange Rate on Output and Inflation: Evidence from Turkey. *The Developing Economies*, 41 (4), 401-435.
- Bozdağlıoğlu, E. Y., & Yılmaz, M. (2017). Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: 1994–2014 Yılları Arası Bir İnceleme. *Akademik İzdüşüm Dergisi*, 2 (3), 1-20.
- Büyükkakın, F., Cengiz, V., & Türk, A. (2009). Parasal Aktarım Mekanizması: Türkiye’de Döviz Kuru Kanalinin Var Analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24 (1), 171-191.
- Damar, O. A. (2010). *Türkiye’de Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi*. Ankara: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Piyasalar Genel Müdürlüğü Yayınlar.
- Demirgil, B. (2021). Makroekonomik Değişkenler ile İşsizlik İlişkisi: Türkiye Üzerine Ekonometrik Bir Analiz. *Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3 (1), 13-21.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366a), 427-431.
- Dilbaz Alacahan, N. (2011). *Enflasyon Hedeflemesi Uygulayan Ülkelerde Enflasyon-Döviz Kuru İlişkisi ve Türkiye Uygulaması*. (Doktora Tezi). İstanbul: İstanbul Üniversitesi.
- Dolores, R. M. (2009). Exchange Rate Pass-Through in Central and East European Countries: Do Inflation and Openness Matter?. *Eastern European Economics*, 47 (4), 42-61.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal Of The Econometric Society*, 55 (2), 251-276.
- Erdoğan, S. (2020). Enflasyon ve Döviz Kurları Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği (2005-2018). *Uluslararası İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 6 (1), 61-77.
- Filiztekin, A. (2004). *Exchange Rates and Employment in Turkish Manufacturing*. İstanbul: Sabancı University/Faculty of Arts and Social Sciences.
- Frenkel, R. (2004). Real Exchange Rate and Employment in Argentina, Brazil, Chile and Mexico. *Iktisat İşletme ve Finans, Bilgesel Yayıncılık*, 19(223), 29-52.
- Granger, C. W. (1969). Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 37 (3), 424-438.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal Of Econometrics*, 2 (2), 111-120.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (1999). *Essentials of Econometrics*. 2nd Edition, McGraw-Hill, New York
- Gül, E., & Ekinci, A. (2006). Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984-2003. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6 (1), 91-105.
- Güney, A., & Balkaya, E. (2019). Gelir, Fiyat, Reel Efektif Döviz Kuru ve İşgücü Maliyetlerinin İşsizlik Oranı Üzerindeki Etkileri: Türkiye İçin ARDL Yaklaşımı. *Hak İş Uluslararası Emek ve Toplum Dergisi*, 8 (21), 80-105.

- Işık, N., Acar, M., & Işık, B. (2004). Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: Bir Eşbütünleşme Analizi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9 (2), 325-340.
- Ito, T., & Sato, K. (2006). *Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass-Through*. No: 12395, NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Jasova, M., Moessner, R., & Takáts, E. (2016). Exchange Rate Pass-Through: What Has Changed Since the Crisis?. *International Journal of Central Banking*, 15 (3), 27-55.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to The Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.
- Kartal, M., Depren, S. K., & Depren, Ö. (2018). Türkiye’de Döviz Kurlarını Etkileyen Makroekonomik Göstergelerin Belirlenmesi: MARS Yöntemi ile Bir İnceleme. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7 (1), 209-229.
- Kılıçaslan, İ. (2007). *The Effect of Real Exchange Rate on Unemployment in Turkey*. (Yüksek Lisans Tezi). Ankara: Department of Economics Bilkent University.
- Korkmaz, S., & Bayır, M. (2015). Döviz Kuru Dalgalandırılmalarının Yurtiçi Fiyatlara Etkisi. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8 (4), 69-85.
- Leigh, D., & Rossi, M. (2002). *Exchange Rate Pass-Through in Turkey*. Erişim Adresi: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02204.pdf>. Erişim Tarihi: 7 Eylül 2023.
- Nyahokwe, O. (2013). Impact of Exchange Rate Volatility on Unemployment in South Africa Mediterranean. *Journal of Social Sciences MCSER Publishing, Rome-Italy*, 4 (3), 109-120.
- Özçiçek, Ö. (2007). Nominal Kur Oynaklığı ve Türkiye’de Sermaye Yatırımı Üzerindeki Etkisi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7 (2), 73-84.
- Öztürk, S., & Demir, H. (2018). Döviz Kuru, İhracat ve İşsizlik İlişkisi: Türkiye Örneği. *ISPEC International Journal of Social Sciences & Humanities*, 2 (1), 30-43.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. Cambridge, UK: Department of Applied Economics, University of Cambridge
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289-326.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75 (2), 335 346.
- Shahidan Shaari, M., Ermawati Hussain, N., & Abdul Rahim, H. (2013). The Effects of Oil Price Changes and Exchange Rate Volatility on Unemployment: Evidence From Malaysia. *International Journal of Research in Business and Social Science* (2147-4478), 2 (4), 72–83.

- Sever, E. & Acar, M. (2022). The Impact of Exchange Rate Volatility on Employment: Experience of Turkey in the 2000s. *Electronic Journal of Social Sciences*. 21 (81): 347-364.
- řahin, D. (2018). Türkiye’de Döviz Kuru ve Enflasyon Arasındaki Nedensellik İliřkisinin Analizi. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22 (20), 391-408.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66 (1-2), 225- 250.

