İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi -
Journal of Economic Policy Researches
Cilt/Volume: 10, Sayı/Issue: 1, 2023
E-ISSN: 2148-3876

ARAŞTIRMA MAKALESİ / RESEARCH ARTICLE

Türkiye'de Döviz Kuru ile Enflasyon Arasındaki Uzun ve Kısa Dönemli İlişkinin İncelenmesi

Investigation of the Long and Short-Term Relationship Between Exchange Rate and Inflation in Türkiye

İbrahim AYTEKİN[1], Seda BAYRAKDAR[2], Emre AKSOY[3]

ÖZ

Türkiye ekonomisinde, 2004-2021 yılları arasında aylık veriler kullanılarak tüketici fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi ve reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkiler ARDL sınır testi ile araştırılmıştır. Ulaşılan ampirik sonuçlar, Türkiye'de döviz kuru, enflasyon ve üretici fiyatları değişkenlerinin uzun vadede birbirlerini etkileyebilen değişkenler oldukları yönündedir. Çalışmada Türkiye'de uzun dönemde üretici fiyatlarında görülen %1'lik bir artışın enflasyonda %0.40'lık bir artış oluşturacağı tespit edilmiştir. Uzun dönemde enflasyon ile reel efektif döviz kuru arasındaki ilişki ise istatistiki açıdan anlamsızdır. Söz konusu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini tespit etmek açısından uygulanan Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları ise döviz kuru ile üretici fiyatları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu, fakat üretici fiyatlarından enflasyona doğru ise tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğun göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Döviz kuru, Enflasyon, Üretici fiyatları, ARDL sınır testi, Toda-Yamamoto
Jel Sınıflaması: C32, E31, F31

ABSTRACT

The Covid-19 pandemic and the exchange rate shock that the Turkish economy has been subjected to have put pressure on inflation in that nation's economy, which is reliant on imported inputs for production. Accordingly, in this study, the relationship between the monthly consumer price index, producer price index, and real effective exchange rate in Türkiye between the years 2004-2021 was examined by the time series analysis method. Augmented Dickey-Fuller and Phillips-Perron unit root tests were used to determine the stationarity levels of the data in time series analysis. According to the findings of the unit root tests, the Autoregressive Distributed Lag-Bound test was utilized to ascertain the cointegration relationship between the data. The Toda-Yamamoto causality test was employed in the analysis' last stage to determine whether there was a statistical correlation between the data. The empirical results are that the real effective exchange rate, inflation, and

DOI: 10.26650/JEPR1114402

[1]Bitlis Eren Üniversitesi, Sağlık Hizmetleri MYO Müdürlüğü, Bitlis, Türkiye
[2]Kırıkkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Kırıkkale, Türkiye
[3]Kırıkkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Kırıkkale, Türkiye

ORCID: İ.A. 0000-0002-3574-1007;
S.B. 0000-0003-3879-6561;
E.A. 0000-0003-3189-1427

Sorumlu yazar/Corresponding author:
İbrahim AYTEKİN,
Bitlis Eren Üniversitesi, Sağlık Hizmetleri MYO Müdürlüğü, Bitlis, Türkiye
E-posta/E-mail:
ibrahimaytekin63@gmail.com

Başvuru/Submitted: 09.05.2022
Revizyon Talebi/Revision Requested: 22.09.2022
Son Revizyon/Last Revision Received: 04.10.2022
Kabul/Accepted: 22.10.2022

Atıf/Citation: Aytekin, İ., Bayrakdar, S., Aksoy, E. (2022). Türkiye'de döviz kuru ile enflasyon arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkinin incelenmesi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches, 10*(1), 87-112. https://doi.org/10.26650/JEPR1114402

This work is licensed under Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License

producer price index are data that can affect each other in the long run in Türkiye. In the study, it has been determined that a 1% increase in the producer price index in Türkiye, in the long run, will create a 0.40% increase in inflation. In the long run, the relationship between inflation and the real effective exchange rate is statistically insignificant. The Toda-Yamamoto causality test results, on the other hand, reveal that there is a one-way causality relationship from the producer price index to inflation, but a bidirectional causality relationship between the real effective exchange rate and the producer price index.

Keywords: ARDL bound test, Exchange rate, Inflation, Producer prices, Toda-Yamamoto
Jel Classification: C32, E31, F31

EXTENDED ABSTRACT

The aim of this study is to demonstrate the relationship between the recent inflationary environment in Türkiye with exchange rate shocks. Therefore, in the study, the relations between the consumer price index, producer price index, and real effective exchange rate were examined by the ARDL bound test and Toda-Yamamoto causality test by using the data in the monthly frequency between 2004: M1-2021: M121. It is aimed to develop a series of policy suggestions based on empirical evidence that emerged as a result of the study.

The descriptive statistics of the variables were examined in the initial stage of the econometric analysis. Unit root tests were then used to determine whether the variables have unit roots and are stationary. Based on the findings obtained as a result of the unit root tests, an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bound test was applied to the variables with the Toda-Yamamoto causality test.

As a result of the ARDL bound test, it has been found that there is a relationship between foreign exchange rates, inflation, and producer prices in Türkiye. The existence of this cointegration relationship shows that exchange rate, inflation, and producer prices variables in Türkiye are variables that can affect each other in the long term.

There are statistically significant and positive relationships between inflation and exchange rate as well as producer prices and inflation, according to short-term analyses on the ARDL bound test. In long-term analysis, a statistically significant and positive relationship between inflation and producer prices has been found in Türkiye. According to this result, a 1% increase in long-term producer prices in Türkiye shows an increase of 0.40% in inflation. In the long term, there was a statistically meaningless and negative relationship between inflation and the exchange rate.

According to the Toda-Yamamoto causality test, another analysis conducted in the study, it was found that there was a bidirectional causality relationship between exchange rate and inflation and exchange rate and producer prices, and there was a unidirectional causality relationship from producer prices to inflation.

The evidence that emerged from the empirical literature screening and this article's research, therefore, demonstrate that exchange rate shocks cause an inflationist environment. It is acknowledged that several factors could account for the permanence and magnitude of the transitional relationship between the exchange rate and inflation. These reasons are permanent the rise in the exchange rate, the rate of devotion, the degree of openness of the economy, the rate of import goods in the domestic consumption goods, the rate of export to imports, the degree of substitution of imported goods with the goods produced in the domestic, energy, intermediate and raw materials are provided from abroad and expectations related to inflation.

In Türkiye, the exchange rate and inflation transition were seen on the PPI, but a significant relationship could not be determined on the CPI. The reason for this is the import composition of the Turkish economy. The weight of energy, raw materials, and intermediate goods is more significant considering the composition of imports. Therefore, the exchange rate effect on the CPI is likely to pass indirectly through PPI.

In this study, the findings of the following studies are included in the literature which deals with Türkiye from inflation, producer prices, and real exchange rate: Leigh and Rossi (2002), Berument (2002), Arbatlı (2003), Bayraktutan and Aslan (2003), Gül and Ekinci (2006), Kara et al. (2007), Kara and Öğünç (2008), Peker and Görmüş (2008), Güneş (2013), Ayvaz-Güven and Uysal (2013), Sever and Mızrak (2014), Korkmaz and Bayır (2015), Bulut (2017), Bozdağlıoğlu and Yılmaz (2017), Okur (2017), Kaygısız (2018), Kaya and Soybilgen (2019), Polat (2020), Alkan and Dağıdır (2020), Kara and Sarıkaya (2021), Aytekin and Uçan (2022) and Şeker (2022) it was found that it supports the results.

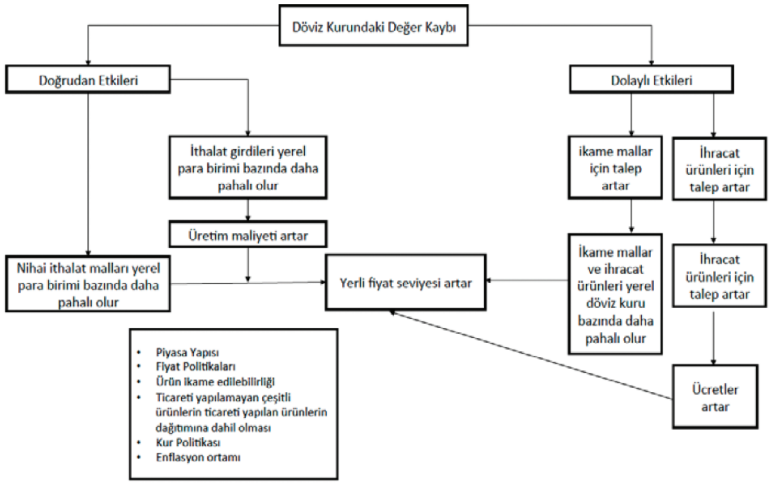
The first of the policy suggestions to be made following these findings is the need to evaluate any exchange rate shock as a supportive element of export-based growth by the monetary authority. It is believed that this approach drives up PPI in Turkey, where import dependence in the process of production is well-known to be high. Therefore, it is important to create policies that stimulate and facilitate the country's production of capital and intermediate goods. For companies that produce intermediate goods and capital goods to reduce production costs, there can be privileges such as cheaper energy, tax exceptions, and employment support. Another important issue is the dependence on external energy in energy. Reducing dependence on external energy, which is the most basic input of production, will play an active role in reducing inflation. For this, consideration should be given to domestic energy sources, particularly renewable energy sources like solar and wind energy. It will be beneficial to take measures to lower the expenses associated with such energy production.

1. Giriş

Teorik olarak enflasyonist eğilimleri açıklamak ve anlamak için kullanılan en önemli göstergelerden biri döviz kurlarıdır. Bilhassa kurlardaki bir yükselme ile yerli paranın değer kaybı neticesinde ithal mal fiyatlarındaki artış enflasyonist bir süreci de beraberinde getirecektir. Bazı durumlarda ise ihracata konu olan malların fiyatlarında döviz kurundaki yükselme rekabet şansını artırabileceği için bir politika tercihi olarak da düşünülebilir (Agenor & Hoffmaister, 1997). Buna rağmen, döviz kurundaki değer kaybının özellikle gelişmekte olan ve dışa bağımlılığı yüksek ekonomilerde enflasyonist baskıyı tetiklediği düşünülmektedir.

Döviz kurunda görülen değerlenme veya değer kaybının doğrudan ve dolaylı etkileri ve bunların fiyatlara yansıması aşağıda verilen Şekil 1'de görülmektedir. Döviz kurunun tüketici fiyatları üzerindeki dolaylı etkisi, nihai malın üretiminde kullanılan ara malının ithalatı sebebiyle maliyet baskısı yaratmakta ve bu da ürünün satış fiyatına yansımaktadır. Aynı zamanda ithal edilen hammadde ve enerjinin yerel para biriminin değer kaybı sebebiyle fiyatının yükselmesi yine enflasyonist bir etki yaratacaktır. Döviz kurunun tüketici fiyatları üzerindeki doğrudan etkisi, yerel paranın yabancı paralar karşısında değer kaybetmesi yurtdışından ithal edilen malları daha pahalı hale getirerek enflasyonist bir etki yaratacaktır.

Şekil 1. Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş



Kaynak: McFarlane, 2002.

Türkiye'de döviz kurlarındaki değişimin fiyatlara geçişinin yüksek olma sebeplerinden biri yerli üretimin ithalata olan bağımlılığıdır. Saygılı, Cihan, Yalçın, ve Hamsici (2010), çalışmalarında 2002 yılında Türkiye'de imalat sanayiinde %56,5 olan toplam hammadde-

malzeme içerisinde ithalatın payının, 2007 yılında yaklaşık % 6 artığını (%62) ifade etmektedirler. Çalışmada Türkiye ekonomisinde dış ticarette uzmanlaşma yapısındaki değişimin bağımlılık oranlarını yükselttiğine dikkat çekilirken, ulaşım araçları, motorlu kara taşıtları, elektrikli makine, ana metal ve benzer sektörlerde ithal girdi kullanım oranlarının geleneksel sektörlerden nispeten yüksek olmasının döviz kurundaki değişimin fiyatlara geçişini etkileyeceği ifade edilmektedir.

Türkiye'nin ekonomi tarihine bakıldığında yüksek enflasyonist dönemin uzun bir süre devam ettiği görülecektir. 2000'li yılların başında ise tek haneli enflasyon rakamlarına ulaşılmış ve bu süreç 2016 yılına kadar devam etmiştir. Son dönemde pandeminin de etkisiyle bütün dünyada ortaya çıkan enflasyonist baskı, gelişmiş ülkelerden Türkiye'yi negatif şekilde ayrıştırarak, enflasyonun %60'lara kadar ulaşmasına sebep olmuştur. Bu bağlamda bu çalışmanın amacı, Türkiye'de son dönemde yaşanan yüksek enflasyonist ortamın döviz kuru şoklarıyla ilişkisini ortaya koymaktır. Dolayısıyla çalışmada 2004:M1-2021:M12 yılları arasında aylık frekanstaki veriler kullanılarak tüketici fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi ve reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkiler ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testiyle analiz edilmiştir. Çalışma sonucunda ortaya çıkan ampirik kanıtlara dayalı olarak bir dizi politika önerileri geliştirmesi hedeflenmiştir.

Literatürde Türkiye'yi enflasyon, üretici fiyatları ve döviz kuru yönünden ele alan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalar içerisinde; Leigh ve Rossi (2002), Berument (2002), Arbatlı (2003), Bayraktutan ve Aslan (2003), Gül ve Ekinci (2006), Kara ve ark., (2007), Kara ve Öğünç (2008), Peker ve Görmüş (2008), Güneş (2013), Ayvaz-Güven ve Uysal (2013), Sever ve Mızrak (2014), Korkmaz ve Bayır (2015), Bulut (2017), Bozdağlıoğlu ve Yılmaz (2017), Okur (2017), Kaygısız (2018), Kaya ve Soybilgen (2019), Polat (2020), Alkan ve Dağıdır (2020), Kara ve Sarıkaya (2021), Aytekin ve Uçan (2022) ve Şeker (2022) tarafından yapılmış olan çalışmalar ön plana çıkmaktadır. Bu çalışmalarda çoğunlukla enflasyon, üretici fiyatları ve döviz kuru arasında bir ilişkinin olduğu yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Bu çalışmada ulaşılan sonuçlar da literatürde yer alan çoğu çalışmanın sonuçlarını destekler niteliktedir.

Çalışmada ilk olarak döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişki hakkında kısaca bilgi vermek üzere giriş bölümüne yer verilmiştir. Giriş bölümünden sonra döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Türkiye özelinde ele alan literatür incelemesine yer verilmiştir. Üçüncü bölümde veri seti, yöntem ve metodoloji ele alınırken, dördüncü bölümde ekonometrik analiz bulgularına yer verilmiştir. Son bölüm ise sonuç ve değerlendirme kısmından oluşmaktadır.

2. Literatür İncelemesi

Bu bölümde çalışma uyarınca Türkiye'yi ve diğer ülkeleri döviz kuru ve enflasyon açısından ele alan literatür incelenmiştir. Bu konuda yapılan çalışmalara bakıldığında, kur

şokları ve fiyat endeksleri arasında oranlar farklı olmasına rağmen genel olarak kur ve enflasyon arasında geçişkenliğin olduğu gözlemlenmiştir. Yapılan bu gözlemler ise bu çalışmanın ampirik sonuçlarıyla örtüşmektedir. Fakat bu çalışmada kullanılan analiz yöntemi, analiz dönemi ve analiz değişkenleri bu çalışmayı literatürde yer alan çalışmalardan ayrıştırmaktadır. Özelliklede bu çalışmada ele alınan analiz dönemi bu çalışmayı diğer çalışmalardan tamamen ayrıştırmakta ve dolayısıyla bu çalışmayı bu özelliğiyle literatürdeki boşluğu doldurması açısından önemli hale getirmektedir. Bu doğrultuda literatürde yer alan çalışmalara yönelik olarak yapılan detaylı tasnif, tahlil ve incelemeler aşağıda detaylı olarak verilmiştir.

Döviz kurlarının geçişkenlik etkisini inceleyen çalışmalarda; Leigh ve Rossi (2002), 1994-2002 dönemini ele alarak döviz kurunun fiyatlar üzerindeki etkisinin bir yıl sürdüğünü ve bu yılın ilk dört ayında ortaya çıkan etkinin büyük bir kısmının fiyatlara yansıdığını ileri sürmüşlerdir. Döviz kuru şoku sebebiyle ortaya çıkan etkinin yaklaşık %60'lık kısmının ÜFE'ye, %45'lik kısmının ise TÜFE'ye yansıdığı belirtilmiştir. Çalışmada dikkat çeken bir diğer sonucu ise Türkiye'deki fiyat geçişkenliğinin diğer gelişmekte olan ekonomilerden (Brezilya, Kore ve Güney Afrika) çok daha yüksek olduğunun gözlemlenmesidir. Berument (2002), Türkiye'nin 1983-2001 dönemini kapsayan reel döviz kuru, TÜFE ve reel GSYİH değişkenlerini kullanarak, üretici fiyat endeksi, enflasyon ve bunların alt kategorilerini oluşturan mal sepetini analiz etmiştir. Döviz kurunun üretici fiyat endeksi üzerindeki etkisinin enflasyona oranla daha fazla olduğu ve imalat sektörünün bu geçişkenlikten en fazla etkilenen sektör olduğu belirtilmiştir. Arbatlı (2003), Türkiye'nin 1994-2004 yılları arasındaki dönemini asimetrik VAR yöntemiyle incelemiştir. Yapılan inceleme sonucunda döviz kurları ve fiyat endeksleri arasında bir geçişkenliğin olduğu belirtilmiştir. Bu ilişki uyarınca döviz kurunun geçişkenlik oranı ÜFE'de %49 TÜFE'de ise %39 olarak bulunmuştur. Kara ve ark. (2007), döviz kuru değişiminin TÜFE ve ÜFE'ye nasıl yansıdığını araştırmışlardır. Yapılan araştırmada döviz kuru değişiminin yansıma oranı TÜFE'de 2001 yılına kadar %55 olarak gerçekleşirken, bu yansıma 2001 yılından sonra %17'lere kadar düşmüştür. ÜFE'de ise 2001 yılına kadar %70 olarak tespit edilen yansıma oranı sonraki yıllarda %30 seviyelerine kadar gerilemiştir. Kara ve Öğünç (2008), kur şoklarının enflasyon geçişkenliği üzerindeki etkisinin kur rejimine göre değişiklik gösterdiğini belirtmişlerdir. 2001 yılı öncesinden %45 olan geçişkenlik oranı 2001 sonrasında %30'lara kadar inmiştir. Bu değişimin açıklanmasında merkez bankasına olan güvenin artması ve döviz kurundan kaynaklı belirsizlik ve öngürülemezliğinin beklentiler üzerindeki etkisinin azalmasının etkili olduğu savunulmaktadır. Bir diğer önemli fark ise geçişin süresi konusundadır. Dalgalı kur rejiminde geçişin tamamlanması bir yıl sürerken, sabit kur rejiminde altı ay sürmektedir. Yine Kara ve Öğünç (2012) bir diğer çalışmalarında geçişkenlik derecesinin azalmakta olduğu ve bu oranın %15 ile %18 bandı aralığı kadar düştüğünü ifade etmişlerdir. Kaya ve

Soybilgen (2019), VAR analizi yöntemiyle Türkiye'de TÜFE ana harcama grupları itibariyle döviz kuru geçişkenliğini tahmin etmeye çalışmışlardır. Çalışmada, farklı gelir gruplarında harcama kalıplarına göre kur geçişkenliği ilişkisi araştırılmıştır. Harcama grubu itibariyle kur geçişkenliği en yüksek ana harcama grupları sırası ile ulaştırma, diğer mal ve hizmetler, gıda ve alkolsüz içeceklerde görülmektedir. Son olarak Kara ve Sarıkaya (2021), Türkiye'de 2006-2021 döneminde beklentiler ve fiyatlama davranışlarındaki değişimi incelemişlerdir. Sonuçlar 2017 yılından sonra kur geçişkenliğinin artığını göstermektedir. Tahminler, geçişkenliğin son yıllarda % 30'u aştığı yönündeki sonuçları destekler niteliktedir.

Döviz kurları ile enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen çalışmalarda; Ahmad ve Ali (1999) Pakistan'ı 1982-1996 dönemi çerçevesinde Granger nedensellik yöntemiyle incelemişlerdir. Yapılan incelemede belirtilen dönem için enflasyon ile döviz kurunun iç ve dışsal şoklara uyum hızının yavaş olduğu ifade edilmiştir. Bayraktutan ve Aslan (2003), Türkiye'nin 1980-2000 yılları arasındaki dönemini Granger nedensellik testiyle analiz etmişlerdir. Yapılan analizde fiyat endeksi, döviz kuru ve ithalat hacmi arasında doğrudan ve dolaylı bir ilişkinin olduğu yönünde bulgulara rastlanmıştır. Achsani, Fauzi, ve Abdullah (2010), ASEAN+3, AB ve Kuzey Amerika ülkelerini 1991-2005 dönemi çerçevesinde Granger nedensellik yöntemiyle incelemişlerdir. Yaptıkları incelemede, Asya ülkelerinde enflasyon ile reel döviz kurları arasında ciddi bir etkileşimin olduğunu, fakat AB ve Kuzey Amerika'da enflasyon ile reel döviz kurları arasında ciddi bir etkileşimin olmadığını belirtmişlerdir. Ayvaz-Güven ve Uysal (2013), Türkiye'nin döviz kuru ve enflasyon değişkenlerini kullanarak 1983-2012 dönemi için Granger nedensellik ve eşbütünleşme testi uygulamışlardır. Uygulama sonucunda enflasyon ile reel efektif döviz kuru arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Bulut (2017), Türkiye'nin 2001-2017 döneminde enflasyon ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yapılan incelemede, uzun vadede döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu gözlemlenmiştir. Okur (2017), Türkiye'de 2008-2016 yılları arasında reel faiz oranı, reel döviz kuru ve enflasyon serileri arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik yöntemiyle test etmiştir. Çalışmanın ampirik bulguları; döviz kuru, faiz oranı ve enflasyon arasında bir nedensellik ilişkisinin olduğunu destekler niteliktedir. Polat (2020), Türkiye'yi 2006-2020 dönemi için ele alan çalışmasında; döviz kurları %1 oranında yükseldiğinde enflasyonu %0.76 oranında, üretici fiyat endeksini ise %0.80 oranında artığını tespit etmiştir. Çalışmada kurdan en çok enflasyonun etkilendiği ifade edilmiştir. Ayrıca çalışmada döviz kurundan enflasyona doğru kısa vadede güçlü, uzun vadede ise zayıf bir nedensellik ilişkisine rastlandığı belirtilmiştir. Aytekin ve Uçan (2022), Türkiye'de 2004–2019 yılları arasında döviz kuru, enflasyon, ihracat ile ithalat değişkenleri arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Yapılan inceleme sonucunda; bu değişkenlerin eşbütünleşik oldukları, ayrıca döviz kurundan enflasyon ve ihracata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine rastlandığı belirtilmiştir.

Döviz kurları ile enflasyon arasındaki eşbütünleşme ilişkisini inceleyen çalışmalarda; Gül ve Ekinci (2006), Türkiye özelinde ve 1984-2003 dönemini kapsayan çalışmalarında, nominal döviz kuru ve enflasyon arasında uzun vadeli ilişkinin olduğunu belirtmişlerdir. Reyes (2007), gelişmekte olan ülkeler üzerine yaptığı ve 1989-2004 dönemini kapsayan çalışmasında enflasyon hedeflemesi politikalarını uygulayan gelişmekte olan ülkelerde nominal döviz kurunun enflasyon üzerindeki etkilerinin önemli bir sorun olduğunu ifade etmiştir. Güneş (2013), temel hipotezinde döviz kurlarındaki artışın enflasyonu arttırdığını varsaymaktadır. Çalışmanın yapılan eşbütünleşme ve vektör hata düzeltme modeli analizi sonucunda fiyat seviyesi ve döviz kurlarının uzun vadede beraber hareket ettikleri tespit edilmiştir. Değişkenler arasındaki ilişkinin yönünün kurdan fiyatlara doğru olduğu ve döviz kurlarının fiyatları kendi hareket yönüne doğru sürüklediği sonucuna ulaşılmıştır. Korkmaz ve Bayır (2015), Türkiye özelinde yaptıkları ampirik çalışmada 2008-2014 dönemini ele almışlardır. Çalışmada nominal döviz kuru, enflasyon ve üretici fiyat endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu saptanmıştır. Ayrıca bu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü; döviz kurundan enflasyona ve TÜFE'den döviz kuruna doğru tek yönlü bir ilişki şeklindedir. Alkan ve Dağıdır (2020), Türkiye'nin 2005-2019 yılları arasındaki dönemini enflasyon, üretici fiyat endeksi ortalama dolar ve euro kuru yönünden eşbütünleşme metoduyla analiz etmişlerdir. Ampirik bulgular uyarınca, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu ve ayrıca her iki döviz kuru ile TÜFE arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu anlaşılmıştır. Buna ilaveten belirtilen dönemde Türkiye'de dolar ve euro'da görülen %1'lik bir artış enflasyonu sırasıyla %19.7 ve %20.2 oranında; üretici fiyat endeksini ise sırasıyla %23 ve %26,5 oranında yükselmektedir. Bu sonuçlardan hareketle enflasyon ve üretici fiyat endeksi üzerinde euro'nun etkisinin dolardan daha yüksek olduğu ifade edilmiştir. Ayrıca her iki kurun etkisinin enflasyona göre üretici fiyat endeksi üzerinde daha fazla olduğu açıklanmıştır. Şeker (2022), 2004-2021 yılları arasında, TÜFE, ÜFE ve reel döviz kuru verilerini kullanarak değişkenler arasında eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisini incelemiştir. Ampirik sonuçlar uyarınca, kur değişiminin TÜFE'deki değişimin yüzde 37'sini, ÜFE'deki değişimin ise yüzde 61,6 kadarlık kısmını açıkladığı ifade edilmektedir.

Döviz kurları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi VAR yöntemiyle inceleyen çalışmalarda; Peker ve Görmüş (2008), Türkiye'nin 1987-2006 döneminde döviz kurunun enflasyon üzerindeki etkilerini VAR analizi yöntemiyle incelemişlerdir. Yapılan incelemede, fiyatlarda görülen dalgalanmaların döviz kurunda görülen dalgalanmalardan etkilendiği gözlemlenmiştir. Ayrıca döviz kuru dalgalanmalarının enflasyonun en temel belirleyicisi olduğunu tespit etmişlerdir. Bozdağlıoğlu ve Yılmaz (2017), Türkiye'nin 1994–2014 dönemi için döviz kuru ve enflasyon değişkenlerini kullanarak VAR analizi yapmışlardır. Çalışmanın ampirik bulguları, nominal döviz kurunda görülen artışların enflasyonu etkilediği,

enflasyonda görülen şokların ise nominal döviz kurunu neredeyse etkilemediği yönündedir. Kaygısız (2018), Türkiye'nin 2002-2016 dönemi için döviz kuru ve enflasyon arasındaki geçiş etkisini belirlemek için VAR analizi yapmıştır. Yapılan analizde enflasyonun, para arzı ve üretici fiyat endeksine gösterdiği tepkinin 10 dönem devam ettiği ve ardından sona erdiği; enflasyonun petrol fiyatları ile döviz kuruna verdiği tepkinin ise aşağı yukarı 16 dönem sürdüğü ve ardından son erdiği ifade edilmiştir. Varyans ayrıştırma bulguları ise enflasyonda görülen değişimin %20'si döviz kuru tarafından açıklanmaktadır. Kısa ve uzun dönemde ise bu etkinin oranı değişmektedir. Son olarak Sever ve Mızrak (2014), Türkiye'nin 1987-2006 dönemini ampirik yönden ele almışlardır. Çalışmanın ampirik sonucu uyarınca döviz kurunda yaşaşan oynaklıklar enflasyon ile faiz oranı üzerinde etkili olmaktadır. Dolayısıyla döviz kurunda istikrarın yakalanması enflasyon ile faizde istikrarın yakalanması sonucunu destekler nitelikte olduğu belirtilmiştir.

3. Veri Seti ve Model

Bu çalışmada Türkiye'nin 2004:M1-2021:M12 dönemini kapsayan aylık döviz kuru dalgalanmalarının enflasyon üzerindeki etkisi incelenmiştir. Analizde bu dönem aralığının seçilmesinin temel nedeni, değişkenler arasında ortak bir veri dönemi oluşturma amacından kaynaklı veri kısıtlamasıdır. Değişkenler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasından (TCMB) temin edilmiş olup, analizde değişkenlerin yıllık % değişim oranları kullanılmıştır. Çalışmada analize dahil edilen değişkenler ile bu değişkenlerin kısaltılmış versiyonları aşağıdaki Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1: Değişkenler ve Kaynak

Değişkenler	Değişkenlerin Kısa Adı	Kaynak
Tüketici Fiyat Endeksi (Enflasyon)	TÜFE	TCMB
Üretici Fiyat Endeksi	ÜFE	TCMB
Reel Efektif Döviz Kuru	REDK	TCMB

Çalışmanın modelini oluşturan değişkenler arasındaki fonksiyonel ilişki aşağıda verilen eşitlik 1 şeklinde oluşturulmuştur.

$$\text{TÜFE} = f(\text{ÜFE}, \text{REDK}) \quad (1)$$

Ekonometrik analizler ise Denklem 2'de gösterilen regresyon modeli ile tahmin edilmiştir.

$$\text{TÜFE}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ÜFE} + \beta_2 \text{REDK} + u_t \quad (2)$$

Burada β parametre katsayılarını, t zamanı ve u_t hata terimini göstermektedir.

4. Metodoloji

Çalışmada yöntem olarak ekonometrik analiz yöntemi kullanılmıştır. Analizin ilk aşamasında değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri incelenmiştir. Akabinde değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri (durağan olup olmadıkları) Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) birim kök testleriyle kontrol edilmiştir. Birim kök testlerinin sonucunda elde edilen bulgulardan hareketle de değişkenlere otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) sınır testi ile Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanmıştır.

4.1. ADF ve PP Birim Kök Testleri

Birim kök testleri, analize dahil edilecek olan değişkenlerin birim kök içerip içermediklerini (durağan olup olmadıklarını) sınamak için kullanılan testlerdir. Literatürde birden fazla birim kök testi modeli bulunmaktadır. Fakat bu çalışmanın analizinde literatürde daha çok ön plana çıkan ve en çok tercih edilen geleneksel Genişletilmiş Dickey-Fullar (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılmıştır (Aytekin & Aksoy, 2021, s. 82).

ADF birim kök testi, analize dahil edilecek olan değişkenlerin birim kök içerip içermediklerini yani değişkenlerin dışsal şoklara karşı dirençli bir yapıya sahip olup olmadıklarının tespit edilmesinde kullanılan bir birim kök testi modelidir. ADF birim kök testi, Dickey ve Fullar (1979) tarafında oluşturulmuş olan Dickey-Fuller (DF) birim kök testinin genişletilmiş bir modelidir. Dickey ve Fuller'in 1981 yılında yayınlandıkları makalelerinde, DF birim kök testinde yer alan regresyon denklemlerinin bağımlı değişkenlerine gecikmeli değerler ekleyerek ADF birim kök testi modelini oluşturmuşlardır. ADF birim kök testinin regresyon denklemleri aşağıda verilen, Denklem 3 (sabitsiz ve trendsiz); Denklem 4 (sabitli) ve Denklem 5 (sabitli ve trendli) modellerinden oluşmaktadır (Dickey & Fuller, 1981, ss. 1057-1072);

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \Theta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \Theta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \Theta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (5)$$

PP birim kök testi, 1988 yılında Phillips ve Perron tarafından yayınlanan bir çalışmayla oluşturulmuştur. PP birim kök testi, ADF birim kök testinde olduğu gibi değişkelerin birim kök içerip içermediklerinin test edilmesinde kullanılan bir birim kök testidir. PP birim kök testi esas olarak ADF birim kök testi denklemlerindeki hatalarda (şoklarda) belirtilmemiş olan otokorelasyon ve değişen varyans sorunuyla (heteroskedastik) nasıl başa çıkıldığını açıklayan bir testtir. Özellikle ADF birim kök testinin test regresyonundaki hataların ARMA

yapısına yaklaşmak için parametrik bir otoregresyon kullanıldığı durumlarda PP testi, test regresyonlarında herhangi bir serisel korelasyonu göz ardı eder. Ayrıca PP testi, ADF ve DF test denkleminde regresör olarak yer alan t test istatistiğinde parametrik olmayan bir düzeltme yapmaktadır. Dolayısıyla PP birim kök testi, bir bakıma DF ve ADF birim kök testinin eksiklerini gidererek DF ve ADF birim kök testlerinin daha da geliştirilmiş bir versiyonu niteliğindedir. PP birim kök testi bu özellikleriyle DF ve ADF birim kök testlerinden ayrışmaktadır. Burada Y_t'nin bir zaman serisi olarak kabul edildiği PP testi için test regresyonu aşağıda verilen üç denklem şeklinde modellenmiştir (Phillips & Perron, 1988, ss. 335-338);

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + e_t \qquad (t = 1,2,\ldots..) \text{ ve } \alpha = 1 \qquad (6)$$

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + e_t \qquad \text{(Sabit)} \qquad (7)$$

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \beta(t - \frac{T}{2}) + e_t \qquad \text{(Sabitli ve Trendli)} \qquad (8)$$

ADF ve PP birim kök testlerinin sınamalarında kullanılan kritik test değerleri ise MacKinnon (1996) tarafından tablo haline dönüştürülen kritik test değerlerine dayanmaktadır. Dolayısıyla ADF ve PP birim kök testlerinin sınanmaları için oluşturulmuş olan hipotez testleri aşağıda verildiği gibidir (MacKinnon, 1996, ss. 602-618);

H_0: $\alpha=0$ Birim kök vardır (seri durağan değildir).

H_1: $\alpha<0$ Birim kök yoktur (seri durağandır).

4.2. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

ARDL sınır testi, değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadıklarının test edildiği bir sınır testi yaklaşımı olup, Pesaran ve Shin, (1995) ve Pesaran ver ark. (2001) tarafından geliştirilmiştir. Pesaran ve ark. (2001), analiz edilecek değişkenlerin tamamının aynı seviyede durağan yani tamamının I(0) ya da tamamının I(1) olabileceği gibi bu değişkenlerin farklı seviyelerde durağan yani değişkenlerin bazılarının I(0) bazılarının ise I(1) olması durumunda da iyi sonuçlar veren ARDL sınır testi modelini geliştirmişlerdir. Dolayısıyla geliştirilen bu eşbütünleşme testi modeliyle artık farklı mertebelerde durağan olan değişkenler için de eşbütünleşme analizleri yapılabilecektir. Bu nedenle bu model için biri I(0) biride I(1) olmak üzere iki sınır test değerleri oluşturulmuştur. Oluşturulan bu sınır testi yöntemine göre, bütün değişkenlerin düzeyde durağan olarak kabul edildiği I(0), sınır testinin alt sınır değeri; bütün değişkenlerin birinci farkta durağan olarak kabul edildiği I(1) ise sınır testinin üst sınır değeri olacak şekilde iki kritik sınır değer hesaplanmıştır. Bu doğrultuda oluşturulan ARDL sınır testi aşağıda verilen Denklem 9'da ki gibi modellenmektedir (Pesaran & Shin, 1995, ss. 1-2; Pesaran, ve ark., 2001, ss. 289-291);

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx.x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-1} + w' \Delta x_t + u_t \quad (9)$$

Denklem 9'da yer alan c_0 ve c_1 parametre vektörlerini; t, trend değişkeni; π_{yy} ve $\pi_{yx.x}$, uzun dönem çarpanları; z_t, $z_t=(y_t, x_t)$ şeklinde gösterilen bir vektör olup, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkisinin olup olmadığının arandığı vektördür. Bu vektörde yer alan y_t bağımlı değişken iken x_t bir regresör vektör olup aralarında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı aranan bağımsız değişkenleri ifade eder. Denklemde yer alan Δ vektörü ise değişkenlerin gecikmeli değerlerini gösterirken, u_t ise hata terimini ifade etmektedir. Bu denklemde yer alan y_t ve x_t değişkenleri arasında koşullu düzey ilişkisinin (koentegrasyonun) yokluğunun test edilmesi için ise boş ve alternatif hipotezler kullanılmaktadır. Burada boş hipotez: H_0: $\pi yy = 0$; H0: $\pi yx.x = 0$ şeklinde ifade edilirken; alternatif hipotez: H_1: $\pi yy \neq 0$; H_1: $\pi yx.x \neq 0$ şeklinde ifade edilmektedir. Bu hipotezler bir F istatistiği kullanılarak incelenmektedir (Pesaran ve ark., 2001, ss. 292-296).

4.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto nedensellik testi, 1995 yılında Toda ve Yamamoto tarafından geliştirilen bir nedensellik testidir. Bu nedensellik testini diğer nedensellik testlerinden ayıran en önemli özelliği gecikmesi arttırılmış VAR modeli tahmin edildikten sonra değişkenlere uygulanan bir test olmasıdır. Toda-Yamamoto nedensellik testinin öteki nedensellik testlerine kıyasla iki avantajı vardır. Bu avantajlardan birincisi, analize dahil edilecek değişkenlerin farklı düzeylerde durağan olmaları koşulunda da uygulanabilen bir test olmasıdır. Bu avantajlardan ikincisi ise bu testte değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadıklarının tespit edilmesi ön koşulunun gerekli olmamasıdır. Bu doğrultuda bu testin ilk aşaması, değişkenlerin en üst düzeyde durağan oldukları ve d_{max} olarak ifade edilen değerin tespit edilmesi aşamasıdır. İkinci aşamada ise değişkenler için uygun gecikme uzunluğu sayısının belirlenmesidir. Belirlenen bu gecikme uzunluğu sayısı k ile ifade edilir. Üçüncü aşamada, gecikme uzunluğu (k) ile d_{max} toplanır ve elde edilen bu toplam değer üzerinden gecikmesi arttırılmış VAR modeli tahmin edilir. Son olarak gecikmesi arttırılmış VAR tahmin modeli üzerinden değişkenlere Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanır. Toda-Yamamoto nedensellik testi aşağıda verilen Denklem 10 ve Denklem 11 şeklinde modellenmektedir (Toda & Yamamoto, 1995, ss. 226-247).

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k+dmax} a_1 X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} a_2 Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_1 Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_2 X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Toda-Yamamoto nedensellik testinde dikkat edilmesi gereken önemli hususlardan bir tanesi, Granger nedensellik testi için standart F testlerinin (Wald) ilk gecikme uzunluğu (k) katsayı matrisi üzerine uygulanmasıdır. Dolayısıyla "Y_t değişkeninden X_t'ye doğru Granger

nedensellik yoktur" sıfır hipotezi $H_0 = a_2$ biçiminde tanımlanır ve buna F- testi (Wald testi) uygulanır. Burada dikkat edilmesi gereken bir diğer önemli husus, nedensellik testi uygulanırken VAR modelinde serilerin maksimum bütünleşme derecesini ifade eden d gecikme değerlerine ait parametreler üzerine kısıtlamalar konulmamasıdır (Barış & Uzay, 2015, s. 137).

5. Ampirik Bulgular

Ampirik bulguların ilk kısmında değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri hesaplanmıştır. Bu doğrultuda bu çalışmanın analizinde kullanılan değikenlere yönelik olarak hesaplanan tanımlayıcı istatistiki değerler aşağıdaki Tablo 2'de verilmiştir.

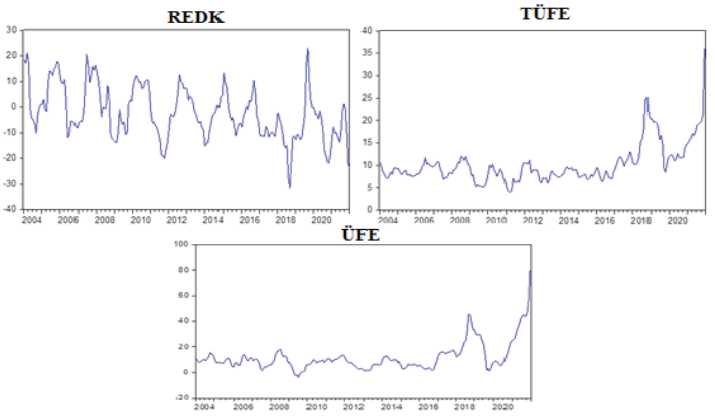
Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Gözlem	Minimum Değer	Maksimum Değer	Ortalama	Standart Sapma
TÜFE	216	3.986	36.080	10.119	4.175
ÜFE	216	-3.753	79.890	12.016	11.068
REDK	216	-31.774	22.974	-2.182	10.223

Tablo 2'de verilen tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde; değişkenlerin başta gözlem sayıları olmak üzere ortalamaları, standart sapmaları, maksimum ve minimum değerlerinin analize uygun olduklarını göstermektedir.

Tanımlayıcı istatistiklerden sonra değişkenlerin zaman yolu grafikleri oluşturularak değişkenlerin 2004 ile 2021 yılları arasında nasıl bir hareket sergiledikleri incelenmiştir. Bu bağlamda aşağıda gösterilen Şekil 2'de döviz kuru, enflasyon ve üretici fiyatlarının zaman yolu grafiklerinden her üç değişkenin sabit yönlü bir trend ve durağan bir yapıya sahip oldukları anlaşılmaktadır. Şekil 2'de verilen değişkenler içerisinde Türkiye'de 2004 ile 2021 yılları arasında volatilitenin ise en çok döviz kurunda yaşandığı da görülmektedir. Ayrıca Şekil 2'de Türkiye'de özellikle son üç yılda enflasyon ile üretici fiyatlarının artan yönlü bir trende girdikleri gözlemlenmektedir. Bu iki değişkenin son üç yılda artan yönlü bir trende yönelmeye başlamalarının temel nedenlerinden bir tanesi ise Türkiye'de son üç yılda döviz kurlarında yaşanan şoklardan kaynaklandığını söylemek mümkündür.

Şekil 2. Değişkenlerin Zaman Yolu Patikaları



5.1. ADF ve PP Birim Kök Bulguları

Bu çalışmada değişkenlere uygulanan ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçları aşağıdaki Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3: ADF ve PP Birim Kök Bulguları

Seviye	Değişken Adı	ADF		PP	
		Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
		t- istatistiği (Olasılık)	t- istatistiği (Olasılık)	t- istatistiği (Olasılık)	t- istatistiği (Olasılık)
Düzey	TÜFE	0.441 (0.984)	-0.634 (0.975)	0.629 (0.990)	-0.521 (0.982)
	ÜFE	1.931 (0.999)	1.1160 (0.999)	1.313 (0.998)	0.385 (0.999)
	REDK	-2.772 (0.064)	-5.275 (0.000)*	-4.055 (0.001)*	-4.474 (0.002)*
Birinci Fark	ΔTÜFE	-7.5486 (0.000)*	-7.7109 (0.000)*	-7.3865 (0.000)*	-7.5465 (0.000)*
	ΔÜFE	-6.1171 (0.000)*	-6.3919 (0.000)*	-4.7067 (0.000)*	-4.9211 (0.000)*

Not: * ve **; %1 ve %5 seviyelerinde istatistiki açıdan anlamlılığı göstermektedir. Δ vektörü ise fark işlemcisini göstermektedir.

Tablo 3'te verilen ADF ve PP birim kök testi sonuçları incelendiğinde, döviz kurunun sadece ADF birim kök testinin sabitli-trendli modeline göre düzeyde durağan yani I(0) olduğu; PP birim kök testinin ise sabitli ve sabitli-trendli modellerine göre düzeyde durağan, yani I(0) olduğu görülmektedir. Analizde kullanılan diğer iki değişken olan enflasyon ile üretici fiyatlarının ise hem ADF hem de PP birim kök testlerinin sabitli ve sabitli-trendli

modellerine göre birinci farkta durağan, yani I(1) oldukları anlaşılmıştır. Değişkenlerin farklı mertebelerde durağan olmaları ise eşbütünleşme testi olarak ARDL sınır testinin, nedensellik testi olarak da Toda-Yamamoto nedensellik testinin kullanılabileceğini göstermektedir. Dolayısıyla bu çalışmada bu iki test tercih edilmiştir.

5.2. ARDL Sınır Testi Bulguları

Döviz kuru, enflasyon ve üretici fiyatlarının farklı düzeylerde durağan olmaları, diğer bir ifadeyle döviz kurunun I(0), enflasyon ile üretici fiyatlarının ise I(1) olması analizde ARDL sınır testinin tercih edilmesi gerektiğini göstermiştir. Bu nedenle bu çalışmada birim kök testlerinin sonuçlarından hareketle analizde ARDL sınır testi modeli tercih edilmiş ve bu doğrultuda ARDL(1.3.1) modeli tahmin edilmiştir. Bu modele enflasyon bağımlı değişken olarak dahil edilirken, diğer değişkenler bağımsız değişken şeklinde dahil edilmiştir. Model, Akaike (AIC) bilgi kriterleri dikkate alınarak tahmin edilirken, gecikme uzunluğu sayısı otomatik olarak 4 seçilmiştir. Bu kriterler çerçevesinde tahmin edilen ARDL sınır testinin sonuçları aşağıdaki Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4: ARDL Sınır Testi Bulguları

	Kritik Değerler	
F İstatistik Değeri: 5.49	**I(0): Alt Sınır**	**I(1): Üst Sınır**
%1	5.15	6.36
%5	3.79	4.85
%10	3.17	4.14
Tanısal Sınama Testleri		
R^2 Değeri		0.960
Düzletilmiş R^2 Değeri		0.959
F İstatistiği (Olasılık)		0.000
Otokorelasyon LM Testi (Olasılık)		0.840
Değişen Varyans Testi (Olasılık)		0.446
Normal Dağılım Testi (Jarque Bera)		27.939

Tablo 4'te verilen ARDL sınır testi sonuçları incelendiğinde F istatistik değerinin 5.49 olarak hesaplandığı görülmektedir. F istatistiğinin bu değeri Tablo 4'te verilen %5 kritik değerin üst sınır değeri olan 4.85'ten büyüktür. Bu durumda bu değer için yokluk hipotezi olan H_0 %5 önem seviyesine göre reddedilmektedir. Ulaşılan bu sonuç ise Türkiye'de döviz kuru, enflasyon ve üretici fiyatları arasında eşbütünleşme (uzun dönemli ilişkinin) ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Nihayetinde ARDL sınır testiyle ulaşılan sonuçlara göre Türkiye'de döviz kuru, enflasyon ve üretici fiyatları değişkenlerinin uzun vadede birbirlerini etkileyebilen değişkenler oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Bundan sonraki aşamada değişkenler için kısa ve uzun vadeli katsayılar hesaplanmış olup, elde edilen bulgular sırasıyla aşağıdaki tablolarda verilmiştir.

Tablo 5: Hata Düzeltme Katsayısı ve Kısa Dönem Bulgular

Değişken Adı	Katsayı	Standart Sapma	t- istatistiği	Olasılık
D(RDK)	0.077	0.017	4.644	0.000
D(ÜFE)	0.450	0.031	14.725	0.000
D(ÜFE(-1))	0.027	0.056	0.489	0.625
D(ÜFE(-2))	-0.051	0.031	-1.646	0.101
CointEq(-1)	-0.140	0.037	-3.815	0.000

Tablo 5'te verilen sonuçlar incelendiğinde hata düzeltme katsayısının -0.140 olarak hesaplandığı ve bu katsayısının t istatistik değeri ile olasılık değerinin istatistiki açıdan da anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Ulaşılan bu sonuçlar hata düzeltme mekanizmasının sorunsuz olarak çalıştığını göstermektedir. Ayrıca hata düzeltme katsayısının -0.140 olarak hesaplanması, kısa dönem içerisindeki dengede meydana gelen sapmaların aşağı yukarı 1/(|-0.140|)=7.1 aylık periyotta tekrardan uzun dönem dengesine döneceğini gösterir. Ayrıca Tablo 5'te kısa dönem tahminlerinede yer verilmiştir. Bu doğrultuda kısa dönemde; hem enflasyon ile döviz kuru hem de enflasyon ile üretici fiyatları arasında istatistiki açıdan anlamlı ve pozitif yönlü ilişkilerin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar Türkiye'de kısa dönemde döviz kuru ile üretici fiyatlarında yaşanan dalgalanmaların enflasyonu bu değişkenlerin hareket yönüne doğru sürükleyeceğini göstermektedir. Diğer bir ifadeyle, Türkiye'de kısa dönemde döviz kuru ile üretici fiyatlarının enflasyon üzerinde bir geçiş etkisine sahip olduğunu göstermektedir. Kısa dönem sonuçlarının ardından aşağıda uzun dönem tahmin denklemi ile sonuçlara yer verilmiştir.

Tahmin edilen uzun dönem denklemi;

$$TÜFE_t = \beta_0 + \beta_1 ÜFE + \beta_2 REDK + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$TÜFE = 0.40*ÜFE -0.03*REDK + 5.25 \quad (13)$$

Tablo 6: Uzun Dönem Bulgular

Değişken Adı	Katsayı	Standart Sapma	t- istatistiği	Olasılık
ÜFE	0.40	0.05	8.04	0.00
REDK	-0.03	0.05	-0.67	0.49
C	5.25	0.69	7.64	0.00

Tablo 6'da uzun dönem katsayıları incelendiğinde ise uzun dönemde enflasyon ile üretici fiyatları arasında istatistiki açıdan anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişkiye rastlanmıştır. Bu sonuca göre Türkiye'de uzun dönemde üretici fiyatlarında görülen %1'lik bir artışın enflasyonda %0.40'lık bir artış oluşturacağını göstermektedir. Uzun dönemde enflasyon ile döviz kuru arasında ise istatistiki açıdan anlamsız ve negatif yönlü bir ilişkiye rastlanmıştır. Bu sonuç Türkiye'de uzun dönemde döviz kurunda görülen %1'lik bir artışın enflasyon

üzerinde %0.03'lik bir düşüşe neden olacağını, fakat bu sonucun istatistiki açıdan anlamlı olmadığını göstermektedir.

5.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Bulguları

Bu çalışmanın nedensellik analizleri için ilk etapta ADF ve PP birim kök testlerinin vasıtasıyla değişkenlerin en üst düzeyde durağan oldukları d_{max} sayısı 1 (d_{max}=1) olarak belirlenmiştir. Daha sonra değişkenler için en uygun gecikme uzunluğu sayısı olarak ifade edilen k değeri 3 (k=3) olarak belirlenmiştir[1]. Böylece 1 olarak belirlenen d_{max} sayısı ile 3 olarak belirlenen k değeri toplanarak (d_{max}+k=1+3=4) gecikme uzunluğu artırılmış VAR modeli tahmin edilmiştir[2]. Son olarak analizde tahmin edilen bu VAR modeli aracılığıyla Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanmıştır. Bu doğrultuda değişkenler için kurulan Toda-Yamamoto nedensellik testi tahmin denklemleri ile analiz bulguları aşağıda sırasıyla verilmiştir.

$$TÜFE_t=\mu+\sum_{i=1}^{k+dmax} a_1\, TÜFE_{t-i}+\sum_{i=1}^{k+dmax} a_2\, REDK_{t-i}+\sum_{i=1}^{k+dmax} a_3\, ÜFE_{t-i}+\varepsilon_t \quad (14)$$

$$REDK_t=\mu+\sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_1\, REDK_{t-i}+\sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_2\, TÜFE_{t-i}+\sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_3\, ÜFE_{t-i}+\varepsilon_t \quad (15)$$

$$ÜFE_t=\mu+\sum_{i=1}^{k+dmax} \lambda_1\, ÜFE_{t-i}+\sum_{i=1}^{k+dmax} \lambda_2\, TÜFE_{t-i}+\sum_{i=1}^{k+dmax} \lambda_3\, REDK_{t-i}+\varepsilon_t \quad (16)$$

Tablo 7: Toda-Yamamoto Nedensellik Bulguları

Bağımsız Değişkenler	**Bağımlı Değişken: TÜFE**				
	d_{max}+k=4	**χ^2-Değeri**	***P*-Değeri**	**Karar**	**Sonuç**
REDK	4	8.389	0.038	H_0: Red	REDK => TÜFE
ÜFE	4	39.089	0.000	H_0: Red	ÜFE => TÜFE
ALL	4	71.662	0.000	H_0: Red	ALL => TÜFE
Bağımsız Değişkenler	**Bağımlı Değişken: REDK**				
	d_{max}+k=4	**χ^2-Değeri**	***P*-Değeri**	**Karar**	**Sonuç**
TÜFE	4	10.020	0.018	H_0: Red	TÜFE => REDK
ÜFE	4	8.657	0.034	H_0: Red	ÜFE => REDK
ALL	4	14.049	0.029	H_0: Red	ALL => REDK
Bağımsız Değişkenler	**Bağımlı Değişken: ÜFE**				
	d_{max}+k=4	**χ^2-Değeri**	***P*-Değeri**	**Karar**	**Sonuç**
TÜFE	4	4.247	0.236	H_0. Kabul	TÜFE ≠> ÜFE
REDK	4	18.465	0.000	H_0: Red	REDK => ÜFE
ALL	4	26.449	0.000	H_0: Red	ALL => ÜFE

[1] Uygun gecikme uzunluğunu göstren tabloya ekler başlığı altında yer verilmiştir.

[2] Gecikmesi artırılmış VAR tahmin modeline ekler başlığı altında yer verilmiştir.

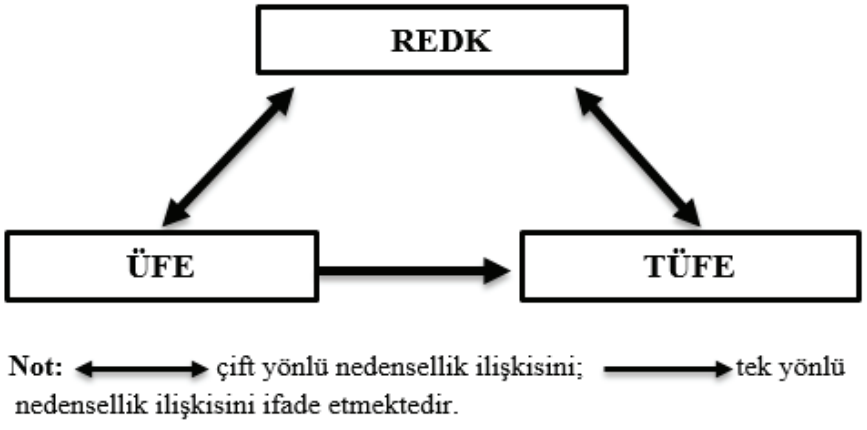
Yukarıda verilen Denklem 14'te ve Tablo 7'nin ilk kısmında enflasyon modele bağımlı değişken olarak dahil edilirken, döviz kuru ile üretici fiyatları bağımsız değişkenler olarak dahil edilmiştir. Bu modelin tahminleri sonucunda bağımsız değişkenler olan döviz kuru ile üretici fiyatlarının sıfır hipotezleri (H_0) %5 önem seviyesinde reddedilmiştir. Bu sonuç döviz kuru ile üretici fiyatlarından enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Yukarıda verilen Denklem 15'te ve Tablo 7'nin ikinci kısmında ise döviz kuru modele bağımlı değişken olarak dahil edilirken, enflasyon ile üretici fiyatları bağımsız değişkenler olarak dahil edilmiştir. Bu modelin tahmini sonucunda bağımsız değişkenler olan enflasyon ile üretici fiyatlarının sıfır hipotezleri (H_0) %5 önem seviyesinde reddedilmiştir. Bu sonuç enflasyon ile üretici fiyatlarından döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Son olarak yukarıda verilen Denklem 16'da ve Tablo 7'nin üçüncü kısmında üretici fiyatları modele bağımlı değişken olarak dahil edilirken, enflasyon ile döviz kuru bağımsız değişkenler olarak dahil edilmiştir. Bu modelin tahmini sonucunda bağımsız değişkenlerden olan enflasyonun sıfır hipotezi (H_0) %5 önem seviyesinde kabul edilmiştir. Bir diğer bağımsız değişken olan döviz kuru için ise sıfır hipotez (H_0) %5 önem seviyesinde reddedilmiştir. Bu sonuçlar, enflasyondan üretici fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını fakat döviz kurundan üretici fiyatlarına doğru ise bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Bu çalışmada yapılan nedensellik testi bulgularının özeti niteliğinde olan şekilsel formdaki gösterim aşağıda verilen Şekil 3'te ki gibi oluşturulmuştur.

Şekil 3: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Bulgularının Şekilsel Gösterimi



Şekil 3'te döviz kuru ile enflasyon ve döviz kuru ile üretici fiyatları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu, fakat üretici fiyatlarından enflasyona doğru ise tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu görülmektedir. Ulaşılan bu bulgular; Türkiye'de döviz kuru ile enflasyon ve döviz kuru ile üretici fiyatları arasında bir geçiş etkisinin olduğunu, ayrıca üretici fiyat endeksinden enflasyona doğru bir geçiş etkisinin olduğunu göstermektedir.

6. Sonuç ve Değerlendirme

Kur şoklarının enflasyonist ortamı tetiklediği, Türkiye özelinde yapılan ampirik literatür taraması ve bu makale çalışması sonucunda ortaya çıkan verilerce kanıtlanmaktadır. Kur ve enflasyon arasındaki geçişkenlik ilişkisinin kalıcılığı ve büyüklüğünün bir kaç nedene bağlı olabileceği anlaşılmaktadır. Bu nedenler, döviz kurundaki yükselmenin kalıcı olması, yaşanılan devalüsyonun oranı, ekonominin dışa açıklık derecesi, yurtiçindeki ithal tüketim mallarının oranı, ihracatın ithalata bağımlılık oranı, ithal edilen malların yurtiçinde üretilen mallarla ikame edilebilme derecesi, enerji, ara malı ve hammaddenin ne kadarının yurtdışından temin edildiği ve enflasyonla alakalı beklentilerdir.

Ulaşılan ampirik sonuçlar, Türkiye'de döviz kuru, enflasyon ve üretici fiyatları değişkenlerinin uzun vadede birbirlerini etkileyebilen değişkenler oldukları yönündedir. Makale sonucunda Türkiye'de uzun dönemde üretici fiyatlarında görülen %1'lik bir artışın enflasyonda %0.40'lık bir artış oluşturacağı tespit edilmiştir. Enflasyon ile reel efektif döviz kuru arasında ise istatistiki açıdan anlamsızdır. Söz konusu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini tespit etmek açısından uygulanan Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları ise döviz kuru ile enflasyon ve döviz kuru ile üretici fiyatları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu, fakat üretici fiyatlarından enflasyona doğru ise tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğun göstermektedir.

Türkiye özelinde bakıldığında kur ve enflasyon geçişkenliği ÜFE üzerinde görülürken TÜFE üzerinde anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Bunun sebebinin Türkiye'nin ithalat kompozisyonu olduğu düşünülmektedir. İthalatın bileşimine bakılacak olursa daha çok enerji, hammadde ve ara malının ağırlığı göze çarpmaktadır. Dolayısıyla TÜFE üzerindeki kur etkisinin ÜFE aracılığıyla dolaylı şekilde geçmesi muhtemeldir.

Döviz kurunun fiyatlarla olan ilişkisinin tespit edilmesi ve hatta döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisinin yani yansıma oranının ve süresinin belirlenmesi, Türkiye gibi yüksek enflasyon oranlarıyla mücadele eden bir ülke için son derece önemlidir. Yapılan bu analiz öncelikli hedefi fiyat istikrarı olan merkez bankası para politikasına da yol gösterici olacaktır.

Bu tespitlerin ardından yapılacak ilk şeyin, yaşanabilecek herhangi bir kur şokunun para otoritesi tarafından bilinçli olarak ihracata dayalı büyümenin destekleyici bir unsuru olarak

görülerek para politikasının tekrar değerlendirilmesidir. Bu politikanın üretimde ithalata bağımlılık oranının yüksek olduğu bilinen Türkiye' de enflasyonu ÜFE üzerinden artırdığı düşünülmektedir. Bu nedenle, ara ve sermaye mallarının yurt içinde üretilmesini kolaylaştırıcı ve teşvik edici politikalar üretilmelidir. Ara malı ve sermaye malı üreten firmaların üretim maliyetlerini düşürebilmesi için daha ucuz enerji, vergisel istisnalar ve istihdam destekleri gibi ayrıcalıklar sağlanabilir. Bir diğer önemli husus ise enerjide olan dışa bağımlılıktır. Üretimin en temel girdisi olan enerjide dışa bağımlılığın azaltılması enflasyonun da düşürülmesinde etkin rol oynayacaktır. Bunun için başta güneş ve rüzgâr enerjisi gibi yenilenebilir enerji kaynakları olmak üzere yerli enerji kaynaklarına ağırlık verilmelidir. Bu tür enerji üretiminin maliyetlerini düşürücü tedbirlerin alınması bu alanda yararlı olacaktır.

Türkiye ekonomisinde son dönemde para otoritesi tarafından uygulanan düşük faiz politikasının kur üzerine etkisi ortadadır. Bu politikanın kur ve enflasyon geçişkenliğinin Türkiye'deki durumu göz önüne alınarak satınalım gücünün korunmasına yönelik tedbirlerle desteklenmesi, hem hayat standartlarının hem de gelir dağılımı adaletinin bozulmaması açısından önem arz etmektedir. Temel hedefi fiyat istikrarı olan merkez bankasının kur geçişkenliğini azaltılcı politika stratejileri uygulanması ve enflasyon hedeflemesi yaklaşımını dikkate alması gerektiği düşünülmektedir.

Son olarak Türkiye'yi enflasyon, üretici fiyatları ve reel döviz kuru yönünden ele alan bu çalışmada ulaşılan bulgu ve sonuçlar, literatürde yer alan ve Leigh ve Rossi (2002), Berument (2002), Arbatlı (2003), Bayraktutan ve Aslan (2003), Gül ve Ekinci (2006), Kara ve ark., (2007), Kara ve Öğünç (2008), Peker ve Görmüş (2008), Güneş (2013), Ayvaz-Güven ve Uysal (2013), Sever ve Mızrak (2014), Korkmaz ve Bayır (2015), Bulut (2017), Bozdağlıoğlu ve Yılmaz (2017), Okur (2017), Kaygısız (2018), Kaya ve Soybilgen (2019), Polat (2020), Alkan ve Dağıdır (2020), Kara ve Sarıkaya (2021), Aytekin ve Uçan (2022) ve Şeker (2022) tarafından yapılmış olan çalışmalarda ulaşılan bulgu ve sonuçları desteklediği tespit edilmiştir.

Bundan sonra yapılacak çalışmalarda döviz kuru, enflasyon ve üretici fiyat endeksi değişkenlerine ilaveten analize ihracat, ithalat, faiz oranları, gelir, işsizlik, istihdam, büyüme ve benzer değişkenlerden biri veya birden fazlası dahil edilerek bu çalışma genişletilerek geliştirilebilir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.
Yazar Katkıları: Çalışma Konsepti/Tasarım- İ.A., S.B., E.A.; Veri Toplama- İ.A.; Veri Analizi/Yorumlama- İ.A., S.B., E.A.; Yazı Taslağı- İ.A., S.B., E.A.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi- İ.A., S.B., E.A.; Son Onay ve Sorumluluk- İ.A., S.B., E.A.
Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.
Finansal Destek: Yazarlar finansal destek beyan etmemişlerdir.

Peer-review: Externally peer-reviewed.
Author Contributions: Conception/Design of Study- İ.A., S.B., E.A.; Data Acquisition- İ.A.; Data Analysis/Interpretation- İ.A., S.B., E.A.; Drafting Manuscript- İ.A., S.B., E.A.; Critical Revision of Manuscript- İ.A., S.B., E.A.; Final Approval and Accountability- İ.A., S.B., E.A.
Conflict of Interest: The authors have no conflict of interest to declare.
Grant Support: The authors declared that this study has received no financial support.

Kaynakça/References

Agénor, P.R., & Hoffmaister, M. A.W. (1997). Money, wages and inflation in middle-income developing countries. *International Monetary Fund Working Paper*. No: 97–174.

Ahmad, E. & Ali, S. A. (1999). Relationship between exchange rate and inflation. *Pakistan Economic and Social Review, 7(2),* 139-154.

Alkan, U., & Dağıdır, C. (2020). Türkiye'de döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkinin çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, 5(2)*, 270–287. https://doi.org/10.29106/fesa.729769.

Arbatlı, E. C. (2003). Exchange rate pass through in Turkey: Looking for asymmetries. *Central Bank Review, (2),* 85–124.

Achsani, N. A., Fauzi, A. J., & 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*, 69–76.

Aytekin, İ., & Aksoy, E. (2021). *Yoksullaştıran büyüme (Türkiye ihracatı üzerine uygulama).* Ankara: Gazi Kitapevi.

Aytekin, İ., & Uçan, O. (2022). Döviz kuru enflasyon ve dış ticaret açığı arasındaki ilişkinin ekonometrik bir analizi: Türkiye örneği. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 15(2),* 460–475. http://doi.org/10.25287/ohu.iibf/1009183

Ayvaz-Güven, E.T., & Uysal, D. (2013). Türkiye'de döviz kurlarındaki değişme ile enflasyon arasındaki ilişki (1983-2012). *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi, (9),* 141–156.

Barış, S., & Uzay, N. (2015). Yurtiçi tasarruflar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye örneği. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, (46),*119–151.

Bayraktutan, Y., & İ. Arslan. (2003). Türkiye'de döviz kuru, ithalat ve enflasyon ilişkisi: Ekonometrik analiz (1980-2000). *Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi,(2),* 89–104.

Berument, H. (2002). Döviz kuru hareketleri ve enflasyon dinamiği: Türkiye örneği. https://www.researchgate.net/publication/4727671, 1–15.

Bozdağlıoğlu, E., & Yılmaz, M. (2017). Türkiye'de enflasyon ve döviz kuru ilişkisi: 1994-2014 yılları arası bir inceleme. B*itlis Eren Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Akademik İzdüşüm Dergisi, 2(3),* 1–20.

Bulut, Ş. (2017). Fiyatlar genel düzeyi ile döviz kuru arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği. *Aydın İktisat Fakültesi Dergisi, 2*(1)*,* 1–10.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of American Statistical Association, 74*(366)*,* 427–431.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica, 49*(4)*,* 1057–1072.

Durgun, A. (2019). Döviz kuru dalgalanmalarının enflasyon üzerindeki geçiş etkisi: Türkiye örneği. *International Review of Economics and Management, 6*(2)*,* 117–137.

Gül, E., & Ekinci, A. (2006). Türkiye'de enflasyon ve döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisi: 1984-2003, *Sosyal Bilimler Dergisi, 2006*(1)*,* 91–106.

Güneş, Ş. (2013). Türkiye'de kur rejimi uygulaması ve enflasyon ilişkisi üzerine bir analiz. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, 9*(2)*,* 65–77.

Kara, H., Küçük, H., Özlale, U., Tuğer, B., Yavuz, D., & Yücel, E. (2007). Exchange rate regimes and pass-through: Evidence from the Turkish economy, *Contemporary Economic Policy, 25*(2)*,* 206–225.

Kara, H., & Öğünç, F. (2008). Inflation targeting and exchange rate pass-through: The Turkish experience. *Emerging Markets Finance and Trade, 44*(6)*,* 52–66.

Kara, H., & Öğünç, F. (2012). Döviz kuru ve ithalat fiyatlarının yurt içi fiyatlara etkisi. İ*ktisat İşletme ve Finans, 27*(317)*,* 09–28.

Kara, H., & Sarıkaya, C. (2021). Enflasyon dinamiklerindeki değişim: Döviz kuru geçişkenliği güçleniyor mu? *Koç University-TUSIAD Economic Research Forum Working Papers 2121*, Koç University-TUSIAD Economic Research Forum.

Kaygısız, A., D. (2018). Döviz kuru dalgalanmalarının enflasyon üzerindeki geçiş etkisi: Türkiye örneği. *Internetional Review of Economics and Management, 6*(2)*,* 117–137.

Korkmaz, S., & M. Bayır. (2015). Döviz kuru dalgalanmalarının yurtiçi fiyatlara etkisi. *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi, 8*(4)*,*69–85.

Leigh, D., & Rossi, M. (2002). Exchange rate pass- through in Turkey, IMF working paper, https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02204.pdf. (Erişim Tarihi: 10.08.2018).

MacKinnon, J., G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics, (11),* 601–618.

McFarlane, L. (2002). Consumer price inflation and exchange rate pass-through in Jamaica. Bank of Jamaica 37. https://boj.org.jm/uploads/pdf/papers_pamphlets/papers_pamphlets_consumer_price_inflation_and_exchange_rate_pass-through_in_jamaica.pdf

Polat, M., A. (2020). Döviz kuru ile enflasyon arasındaki geçişkenlik: Türkiye örneği. *Malatya Turgut Özal Üniversitesi İşletme ve Yönetim Bilimleri Dergisi, 1*(2), 100–127.

Okur, A. (2017). Türkiye ekonomisinde faiz oranı ve döviz kurunun enflasyon hedefi üzerine etkisi. *Yalova Sosyal Bilimler Dergisi, 7*(13)*,* 146–164.

Peker, O., & Ş. Görmüş. (2008). Türkiye'de döviz kurunun enflasyonist etkileri. *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi, 13*(2)*,* 187–202.

Pesaran, H. M., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysıs of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, (16),* 289–326.

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika, 75(2),* 335-346.

Reyes, J. (2007). Exchange rate passthrough effects and ınflation targeting in emerging economies: What is the relationship. *Review of International Economics, 15 (3),* 538–559.

Saygılı, Ş., Cihan, C., Yalçın, C., & Hamsici, T. (2011). Türkiye İmalat Sanayiin İthalat Yapısı, TCMB Çalışma Tebliği, No: 10/02, https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/16e81cc5-44d8-4d2b-a7d4-b61cedb0b4c1/WP1002.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-16e81cc5-44d8-4d2b-a7d4-b61cedb0b4c1-m3fB8Ud

Sever, E., & Mızrak, Z. (2014). Döviz kuru, enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişkiler: Türkiye uygulaması. *SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi, 7*(13)*,* 264–283.

Şeker, H. (2022). Türkiye'de kur- enflasyon geçişkenliği üzerine ekonometrik bir analiz. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, 7(1*), 131-142, Doi: 10.29106/fesa.1068026,

Kaya, H., & Soybilgen, B. (2019). Ana harcama grupları için döviz kuru geçişkenliği. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar, 56*(648), 55–68.

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, (2022), https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket, (E.T. 06.01.2022).

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical İnference in Vector Autoregressions with Possibly İntegrated. *Processe Journal of Econometrics, (66),* 225–250.

Ekler

Ek 1: Uygun Gecikme Uzunluğu Tablosu

Gecikmeler	Bilgi Kriterleri					
	LogL	**LR**	**FPE**	**AIC**	**SC**	**HQ**
0	-1945.955	NA	27620.60	18.739	18.788	18.759
1	-1333.053	1202.230	83.062	12.933	13.125	13.011
2	-1271.774	118.4335	50.248	12.430	12.767*	12.567*
3	**-1257.187**	**27.772***	**47.626***	**12.376***	**12.858**	**12.571**
4	-1250.853	11.876	48.876	12.402	13.028	12.655
5	-1244.367	11.973	50.093	12.426	13.197	12.738
6	-1239.401	9.024	52.107	12.465	13.380	12.835
7	-1232.263	12.766	53.093	12.483	13.542	12.911
8	-1226.245	10.589	54.698	12.511	13.715	12.998

*: En uygun gecikme uzunluğunun kabul edildiğini gösterir.

Ek 2: Gecikmesi Arttırılmış VAR Tahmin Modeli Tablosu

	TÜFE	REDK	ÜFE
	0.798	0.832	-0.366
TÜFE1)	(0.112)	(0.366)	(0.209)
	[7.133]	[2.275]	[-1.758]
	-0.115	-1.503	0.1861
TÜFE(-2)	(0.153)	(0.501)	(0.286)
	[-0.750]	[-2.998]	[0.651]
	0.2851	0.433	0.273
TÜFE(-3)	(0.158)	(0.515)	(0.294)
	[1.807]	[0.840]	[0.929]
	-0.0279	1.262	-0.106
REDK(-1)	(0.027)	(0.089)	(0.051)
	[-1.017]	[14.065]	[-2.064]
	0.083	-0.502	0.301
REDK(-2)	(0.041)	(0.135)	(0.077)
	[2.016]	[-3.713]	[3.904]
	-0.115	0.306	-0.288
REDK(-3)	(0.041)	(0.135)	(0.077)
	[-2.766]	[2.256]	[-3.727]
	0.382	-0.425	1.868
ÜFE(-1)	(0.066)	(0.217)	(0.124)
	[5.736]	[-1.953]	[15.058]
	-0.352	1.034	-0.912
ÜFE(-2)	(0.113)	(0.370)	(0.211)
	[-3.108]	[2.793]	[-4.321]
	-0.053	-0.544	-0.0435
ÜFE(-3)	(0.109)	(0.358)	(0.204)
	[-0.487]	[-1.519]	[-0.213]
	1.117	-0.906	1.004
C	(0.375)	(1.225)	(0.699)
	[2.977]	[-0.739]	[1.435]
	-0.204	0.423	-0.319
TÜFE(-4)	(0.114)	(0.373)	(0.213)
	[-1.790]	[1.135]	[-1.498]
	0.065	-0.231	0.129
REDK(-4)	(0.026)	(0.085)	(0.048)
	[2.477]	[-2.708]	[2.655]
	0.139	-0.196	0.220
ÜFE(-4)	(0.068)	(0.223)	(0.127)
	[2.032]	[-0.878]	[1.730]
R Kare	0.919	0.844	0.959
Düzeltilmiş R Kare	0.914	0.834	0.957
Hata Kalıntılar Toplamı	303.463	3239.149	1054.308
Standart Hata Toplamı	1.235	4.034	2.301
F-İstatisitiği	187.821	89.643	397.133

Log Olabilirlik	-338.834	-589.822	-470.845
Akaike Bilgi Kriteri	3.3191	5.687	4.565
Schwarz Bilgi Kriteri	3.525	5.893	4.770
Ortalama Bağımlı	10.139	-2.569	12.069
Standart Bağımlı	4.210	9.916	11.165
Deterministik Kalıntı Kovaryansı (dof adj.)		42.691	
Deterministik Kalıntı Kovaryansı		35.308	
Log Olabilirlik		-1280.241	
Akaike Bilgi Kriteri		12.446	
Schwarz Kriteri		13.063	