

# Türkiye’de Reel Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranlarının Dış Ticaret Üzerindeki Etkisi: Simetrik ve Asimetrik Yöntemlerle Analiz<sup>1</sup>

Hüseyin USLU<sup>2</sup>

## Öz

Bu çalışmanın temel amacı; Türkiye’de reel döviz kuru, enflasyon ve faiz oranlarının dış ticaret üzerindeki etkilerini 1970-2021 dönemi yıllık verilerini kullanarak teorik ve uygulamalı olarak simetrik ve asimetrik zaman serileri analiz yöntemleriyle incelemektir. Arařtırmada zaman serileri analiz yöntemi kullanılmış olup, serilerin durağanlıkları; yapısal kırılmaya izin veren Zivot ve Andrews (1992) ve Lee ve Strazicich (2003, 2004) testleriyle incelenmiştir. Seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkileri; Hatemi-J (2008) simetrik, Granger ve Yoon (2002) ve Hatemi-J ve Irandoust (2012) asimetrik eşbütünlüşme yöntemleriyle sınımlanmıştır. Seriler arasındaki nedensellik ilişkileri; Hacker ve Hatemi-J (2006) simetrik nedensellik, Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testleriyle araştırılmıştır. Eşbütünlüşme analizlerinde; Hatemi-J (2008) yapısal kırılmalı eşbütünlüşme testinde sadece ticaret dengesi modelinde yer alan serilerin eşbütünlüşme ilişkisine sahip oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Granger ve Yoon (2002) asimetrik eşbütünlüşme testi, hiçbir modelde saklı eşbütünlüşme bulamazken, Hatemi-J ve Irandoust (2012) asimetrik eşbütünlüşme testi; ihracat modelinde yer alan serilerin negatif bileşenleri arasında eşbütünlüşme bulamamış ama ihracat modelindeki serilerin pozitif bileşenleri arasında, ithalat modeli ve ticaret dengesi modelindeki serilerin her iki bileşeni arasında da saklı eşbütünlüşme ilişkilerinin var olduğunu göstermiştir. Yapılan analizler sonucunda; Hacker ve Hatemi-J (2006) simetrik nedensellik testinde, ihracattan enflasyon ve dünyadaki kişi başına düşen ortalama reel milli gelire ve faizden ithalata tek yönlü nedensellik ilişkileri bulunmuştur. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testindeyse; ihracattan faize, ithalattan enflasyon ve dünyadaki kişi başına düşen ortalama reel milli gelire doğru asimetrik nedensellik ilişkileri olduğu ortaya çıkarılmıştır. Yapılan simetrik ve asimetrik analizler; Türkiye’nin dış ticaret açığı sorununun, sadece nominal kurun yükseltilmesiyle çözülemeyecek kadar kompleks ilişkiler barındırdığını ortaya koymuştur.

*Anahtar Kelimeler:* Reel Döviz Kuru, Enflasyon, Faiz Oranı, Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi.

## The Effect of Real Exchange Rate, Inflation and Interest Rate on Foreign Trade in Turkey: Analysis with Symmetric and Asymmetric Methods

### Abstract

The aim of this study is to examine the effects of real exchange rate, inflation and interest rates on foreign trade in Turkey, using the annual data for the period 1970-2021, theoretically and practically, with symmetrical and asymmetrical time series analysis methods. The time series analysis method was used in the research, and the stationarity of the series; It was examined by Zivot and Andrews (1992) and Lee and Strazicich (2003, 2004) tests that allow for structural break. Cointegration relations between series; It has been tested with symmetrical cointegration methods Hatemi-J (2008) and asymmetric cointegration methods by Granger and Yoon (2002) and Hatemi-J and Irandoust (2012). Causality relationships between series; Hacker and Hatemi-J (2006) tested for symmetric causality and Hatemi-J (2012) asymmetric causality tests. In cointegration analysis; In Hatemi-J (2008) structural break cointegration test, it was concluded that only the series in the trade balance model have a cointegration relationship. Granger and Yoon (2002) asymmetric cointegration test does not find hidden cointegration in any model, Hatemi-J and Irandoust (2012) asymmetric cointegration test; He could not find cointegration between the negative components of the series in the export model, but showed that there are hidden cointegration relationships between the positive components of the series in the export model and between both components of the series in the import model and the trade balance model. As a result of the analyzes made; In Hacker and Hatemi-J (2006) symmetric causality test, one-way causality relations from exports to inflation and average real national income per capita in the world and from interest to imports were found. In Hatemi-J (2012) asymmetric causality test; It has been revealed that there are asymmetric causality relations from exports to interest, from imports to inflation and the average real national income per capita in the world. Symmetrical and asymmetrical analyzes made; It has been revealed that Turkey’s foreign trade deficit problem has complex relations that cannot be solved by raising the nominal exchange rate alone.

*Key Words:* Real Exchange Rate, Inflation, Interest Rate, Symmetric and Asymmetric Causality Tests.

### Atıf İçin / Please Cite As:

Uslu, H. (2023). Türkiye’de reel döviz kuru, enflasyon ve faiz oranlarının dış ticaret üzerindeki etkisi: simetrik ve asimetrik yöntemlerle analiz. *Manas Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 12(2), 524-556. doi:10.33206/mjss.1186057

**Geliş Tarihi / Received Date:** 10.10.2022

**Kabul Tarihi / Accepted Date:** 03.03.2023

<sup>1</sup> Bu çalışma, yazarın Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalında 29/08/2022 tarihinde aynı başlıkta sunulan yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

<sup>2</sup> Bilim Uzm., Süleyman Demirel Üniversitesi, SBE., Ekonometri Bölümü, h.uslu80@hotmail.com

## Giriř

Türkiye ekonomisi uzun yıllardır dıř ticaret açığı vermekte olup, bu durum ülkenin cari işlemler açığının yükselmesine ve buna baęlı ekonomik krizler/kriz riskleri yaşamasına neden olmaktadır. 1994 ve 2001 ekonomik krizlerinin arkasındaki en önemli dinamiklerden biri olan söz konusu bu açıklar, 2008 küresel ekonomik krizi sonrası yaşanan hızlı ekonomik büyüme ortamında yeniden ve ciddi boyutlarda gündeme gelmiştir. Ekonomik büyümenin %11,1'e yükseldięi 2011 yılında Türkiye 89,1 milyar dolarlık dıř ticaret açığı ve 74,4 milyar dolar da (milli gelirin %8,9'u kadar) cari işlemler açığı vermiştir. Cari açığın milli gelire oranının %4 veya %5'i geçmesi ekonomik kriz riski olarak değerlendirildięi (Milesi-Feretti ve Razin, 1996, s. 1; Labonte, 2010, s. 7; Uygur, 2012, s. 12) dikkate alındığında alındığında, Türkiye'nin dıř ticaret açığının ne kadar önemli bir sorun alanı olduęu, bu açığın azaltılabilmesi için gerekli bilimsel arařtırmaların ve politik deęişikliklerin bir an önce yapılması gerektięi ortaya çıkmaktadır.

Uluslararası ticarete rekabetin arttıęı günümüzde, reel döviz kuru ülkelerin dıř ticaretteki rekabet güçlerinin bir göstergesi olarak, önemli bir politika aracı konumundadır. Ülkeler reel döviz kurlarını; yerel paralarının uluslararası deęeri (nominal döviz kuru) ve yurtiçi fiyatlar genel düzeyi (enflasyon) üzerinden etkileyebilmektedirler. Çünkü reel döviz kuru hesabında yer alan karşı ülkedeki fiyatlar genel düzeyi politika yapıcılar açısından dıřsal bir faktördür. Fisher (1930) çalışmasıyla literatüre giren ve ekonomi çevrelerinde "Fisher Etkisi" olarak isimlendirilen yaklaşımda; reel faiz oranlarının sabit tutulabilmesi için nominal faizlerin, beklenen enflasyon oranı kadar artırılması gerektięi kabul edilmekte olup, bu da faiz oranları ile enflasyon arasında güçlü bir ilişkinin doğmasına neden olmaktadır. Dięer yandan Türkiye'de politika yapıcılar tarafından sıklıkla dile getirildięi gibi; faizlerin yüksek olması, yatırım ve üretim maliyetlerini artırarak, enflasyonu yükseltebilmektedir. Bu durum; faizlerin enflasyonu, onun da reel döviz kurunu ve ülkenin dıř ticaret rekabet gücünü etkilemesi sonucunu doğurmaktadır.

Reel döviz kurunun dıř ticaret üzerindeki etkisini inceleyen arařtırmacılar birbirini destekleyen veya birbirinden ayrıřan sonuçlara ulaşabilmektedirler. Bunlar arasında; Deyak, Sawyer ve Sprinkle (1990) ABD ile dıř ticaret partneri ülkeler arasındaki döviz kuru deęişimlerinin ihracatı, ithalattan daha hızlı etkiledięi sonucuna ulaşmış, döviz kurundaki deęişimlerin ithalat üzerindeki etkilerinin tam olarak görülebilmesi için 3 yıllık bir süreye ihtiyaç duyulduęunu belirtmişlerdir. Assery ve Peel (1991) Avustralya, Japonya, İngiltere, ABD ve Almanya'da döviz kurunun dıř ticaret üzerindeki etkilerini klasik ADF ve Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme testleriyle incelemiş ve bu deęişkenler arasında istatistiksel yönden anlamlı bir ilişkinin olmadığı görülmüştür. Karagöz ve Doęan (2005)'in Türkiye'de döviz kuru ile dıř ticaret arasındaki ilişkileri, klasik analiz yöntemlerinden Box-Ljung duraęanlık ve eşbütünleşme testleri ile incelemiş olup, bu seriler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiştir. Keskin (2008) Türkiye'nin Almanya, ABD ve İtalya ile olan dıř ticaretine reel döviz kuru ve milli gelirin etkilerini Sınır Testi yöntemiyle incelemiş ve döviz kurunun kısa dönemde dıř ticaretin bir belirleyicisi olmadığı görülmüştür. Benzer şekilde Ordu (2013) de döviz kurları ile dıř ticaret arasındaki ilişkileri klasik En Küçük Kareler (EKK) ve Granger nedensellik testi yöntemleriyle incelemiş ve döviz kuru ile dıř ticaret dengesi arasında anlamlı bir etkileşimin olmadığı sonucuna ulařılmıştır. Nicita (2013), 100 ülkenin 2000-2009 dönemi verilerini kullanarak panel veri analizi yöntemiyle gerçekleřtirdięi arařtırmasında; döviz kurları doęru konumlandırıldıęında (aşırı oynaklıktan uzak tutulduęunda) dıř ticaret için önemli bir politika aracı olabildięi gösterilmiştir. Çalışmada ayrıca; dıř ticaretin şeffaf ve piyasa koşullarında tam rekabet esasları içinde gerçekleşebilmesi için ülkelerin anti-damping uygulamalarına devam etmeleri gerektięi de dile getirilmiştir. Chaudhary vd., (2016) Pakistan, Hindistan, Bangladeş, Sri Lanka, Malezya, Endonezya, Singapur ve Tayland'da döviz kurunun dıř ticaret üzerindeki etkilerini ARDL yöntemiyle analiz etmiş ve döviz kuru ile ithalat arasında sadece bir ülkede anlamlı bir ilişkinin var olduęu görülmüştür. Seçili ülkelerin çoęunda kısa dönemde deęişkenler arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Choi (2017), 18 ülkede döviz kuru ve kur oynaklığının dıř ticaret dengesine olan etkilerini Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme testi ve VECM yöntemleriyle ayrı ayrı analiz etmiş, ABD, İsviçre, Avustralya, İngiltere, Belçika, İtalya, Hollanda, İspanya, G. Kore, Meksika, İsrail ve Hindistan'da bu deęişkenler arasında eşbütünleşme olduęunu sonucuna ulaşmıştır. Katsayı tahminleri sonucundaysa döviz kurlarındaki artışların dıř ticaret dengesini; Almanya ve Hollanda'da artırdığı, İsrail, Meksika ve İspanya'da azalttığı belirlenmiştir. Ancak yazar Almanya için eşbütünleşme yokken katsayı tahminlerine geçtięi için bu sonuçta sahte regresyon sorunu bulunma olasılığı söz konusudur. Bahmani-Oskooee ve Aftab (2017) Malezya ekonomisinde, Arize vd. (2017) Çin, İsrail, G. Kore, Malezya, Pakistan, Filipinler, Rusya ve Singapur'da, Gül (2019) ve Güler (2021) Türkiye'de reel kurun ihracat üzerindeki asimetric etkilerini Türkiye için doğrusal olmayan ARDL yöntemi ile incelemiş ve ihracatın reel kur deęişimlerinden anlamlı düzeyde etkilendięi sonucuna ulaşmıştır.

Konuyu döviz kuru ve faiz oranı üzerinden ele alan Uslu (2018a) nominal döviz kuru ve faiz oranının Türkiye’nin dış ticareti üzerindeki etkilerini yapısal kırılmalı Kapetanios (2005) birim kök testi ve Maki (2012) eşbütünleşme testi ile incelemiş ve nominal döviz kurlarındaki artışların ihracatı artırıp, ithalatı azalttığını, döviz kurunun ihracat üzerindeki etkisinin, ithalat üzerindeki daha yüksek olduğunu, faiz oranlarındaki artışların ise dış ticaret üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkilerinin olmadığı tespit edilmiştir. Şahin ve Durmuş (2019) da Türkiye’de reel döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkilerini yapısal kırılmalı Zivot ve Andrews (1992) birim kök testi ve Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme testi ile incelemiş ve bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu belirlenmiştir.

Olaya enflasyon yönünden yaklaşan Şahin (2018) Türkiye’de enflasyon ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi yapısal kırılmalı Zivot ve Andrews (1992) birim kök testi ve Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme testi ile incelemiş ve bu seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir. Analizlerini Balcılar vd. (2010) bootstrap kayan pencerelerde nedensellik testi ile de genişleten yazar; enflasyondan ithalat ve ihracata doğru güçlü nedensellik ilişkisinin var olduğu belirlenmiştir. Aynı konuyu Türkiye ile 28 AB ülkesi arasındaki dış ticaret perspektifinden Lee ve Strazicich (2003) iki yapısal kırılmalı birim kök testi ve Hatemi-J (2008) iki yapısal kırılmalı eşbütünleşme testiyle ele alan Çütçü (2020), yapısal kırılmalarla birlikte ihracat ile enflasyon arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunurken, ithalat ile enflasyon arasında herhangi bir ilişki tespit edilememiştir. Çalışmasını, Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi ile genişleten yazar enflasyondan ihracata doğru bir nedensellik ilişkisi tespit ederken, enflasyondan ithalata doğru böyle bir ilişkinin var olmadığı görülmüştür.

Serbest dış ticaretin tüm ülkelerin yararına olduğu temel savını benimseyen Türkiye, maalesef bu alanda sürekli gelişmiş ülkelerin pazarı durumunda olmuş, ihraç edebildiğinden çok daha fazlasını ithal eder duruma gelmiştir. Bunda, üretimin ithal aramalı ve sermaye mallarına olan yüksek bağımlılığının da etkisi büyüktür. Zaten enerji gereksiniminin %74’ten fazlasını ithalatla karşılayan Türkiye’nin dış borç stoku Eylül 2021 itibarıyla 448.39 milyar dolara ulaşmıştır. Bu durum ülkeyi dış finansmana yüksek derecede bağımlı, iç ve dış ekonomik şoklar karşısında da oldukça kırılgan<sup>3</sup> bir hale getirmektedir.

Çalışmanın temel amacı; reel döviz kuru, enflasyon ve faiz oranını gibi makroekonomik faktörlerin Türkiye’nin dış ticareti üzerindeki etkilerini, simetrik ve asimetrik nedensellik testleri perspektifinden ele alarak, klasik analiz yöntemleriyle belirlenemeyen etkileşimleri de ortaya çıkarmaktır. Böylece dış ticaret yapan firmalar ile ülkenin dış ticaret ve ekonomi politikalarına yön veren yetkililere yeni bakış açıları kazandırılması ve tercih/politika seçeneklerinin artırılması hedeflenmektedir.

Çalışma 4 bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın girişi takip eden birinci bölümünde; ampirik literatür incelemesine yer verilecek, ikinci bölümde; ampirik analizlerde kullanılacak veri seti, tanımlayıcı istatistikler ve korelasyon katsayılarına ait veriler sunulacak, üçüncü bölümde; ampirik model verilecek, dördüncü bölümde; ampirik yöntemler ve bulgulara yer verilerek analizler gerçekleştirilecektir. Sonuç ve politika önerileri ile çalışma tamamlanacaktır. Bu çalışma; Türkiye’nin en önemli ekonomik sorunlarından olan dış ticaret açığının önlenebilmesi için reel döviz kurları, enflasyon ve faiz politikalarının nasıl iyileştirilebileceği konusunda derin analizler sunmaktadır. Bu doğrultuda çalışmada; klasik analiz yöntemleriyle ortaya konulamayan gizli (saklı) ilişkilerin de ortaya çıkartılabilmesi için simetrik ve asimetrik ilişkilere odaklanılmıştır. Bu yönüyle çalışmanın literatüre ve ülke ekonomisine önemli katkılar sunması beklenmektedir.

### **Ampirik Literatür İncelemesi**

Çalışmanın bu kısmında ampirik literatür incelemesi gerçekleştirilmiştir. Literatür incelemesi kapsamında değişkenler arasındaki ilişkiler ikili ilişki bağlamında ele alınmıştır. İlk önce reel döviz kuru ve dış ticaret ilişkisine ait ampirik literatür araştırmasına yer verilirken, akabinde enflasyon oranı ve dış ticaret ilişkisine ait ampirik literatür incelenmesine, sonrasında faiz oranı ve dış ticaret ilişkisini inceleyen çalışmaların özetlerine yer verilmiştir. Son olarak da değişkenlerin bir arada yer aldığı karma çalışmalar incelenmiş olup, literatürde yer alan çalışmaların özetleri aşağıda sunulmuştur.

<sup>3</sup> ABD’li yatırım bankası Morgan Stanley’in Ağustos 2013’te yayımladığı raporda dünyadaki en kırılgan 5 ülkeyi açıkladığı ve Türkiye’nin bu listede ilk sırada yer aldığı bilinen bir gerçektir (Kamacı, 2019, s. 58).

## Reel Döviz Kuru ve Dıř Ticaret İliřkisini İnceleyen alıřmalar

Türkiye’de ve diđer ülkelerde uygulanan döviz kuru rejimlerinin ve döviz kurlarında yařanan deęişimlerin ülkelerin ihracat, ithalat ve dıř ticaret dengelerine olan etkilerini belirlemeye yönelik olarak literatürde yer almıř alıřmalara bakıldıęında; genellikle reel döviz kurunun kullanıldıęı ve böylece ülkeler arası fiyat farkının da dıř ticarete etkilerinin incelenmesinin mümkün olduęu görölmektedir. Literatürde yer alan alıřmalarda kullanılan deęişkenler ve ekonometrik modeller, bu alıřmanın ampirik analiz bölümünün řekillendirilmesine de katkı saęlayacak/rehberlik edecektir. Ayrıca bu alıřma sonunda ulařılacak bulguların, literatürde yer alan diđer alıřmaların bulgularıyla karřılařtırılması, birbirini destekleyen ve eliřen yönlerinin ortaya konması da mümkün olacaktır. Reel döviz kuru ve dıř ticaret iliřkisini inceleyen alıřmaların özeti Tablo 1’de gösterilmiřtir.

**Tablo 1. Reel Döviz Kuru ve Dıř Ticaret İliřkisini İnceleyen alıřmaların Özeti**

Yazar ve Yayın Yılı	Ülke ve Dönem	Yöntem	Bulgular
Saraçoęlu (1996)	Türkiye (1981-1995)	VAR Modeli	Reel döviz kuru, dıř ticaret (ihracat ve ithalat) üzerinde etkilidir.
Abeyasinghe ve Yeok (1998)	Singaur (1980:01- 1993:04)	Engle-Granger Eřbütünleřme ve VECM	İthal mal girdisi arttıęında, döviz kurunda yařanan deęişikliklerin ihracat üzerinde etkisinin çok az olduęu gözlemlenmiřtir.
Arize ve Osang (2000)	13 Ülke <sup>4</sup> (1973-1996)	Johansen Eřbütünleřme ve VECM	Döviz kurunda meydana gelen belirsizlięin uluslararası dıř ticaret üzerinde olumsuz etkiye sahip olduęunu belirlemiřlerdir.
Aristotelous (2001)	İngiltere ve ABD (1889-1999)	ARCH-LM	İlgili dönemler dikkate alındıęında iki ülke arasında iliřkinin anlamsız olduęu sonucuna varılmıřtır.
Doęanlar (2002)	5 Ülke <sup>5</sup> (1980:01- 1996:04)	Engle-Granger Eřbütünleřme	İlgili dönemler baz alındıęında döviz kurundaki oynaklıęın ihracatı negatif yönde etkiledięi tespit edilmiřtir.
Kasman ve Kasman (2005)	Türkiye (1982:Q1- 2001:Q4)	Johansen Eřbütünleřme Testi ve VECM	Üçer aylık verilerin kullanıldıęı alıřmada; kısa ve uzun dönemde döviz kuru belirsizlięi ve ihracat arasında pozitif iliřki olduęu sonucuna varılmıřtır.
Karagöz ve Doęan (2005)	Türkiye (1995M1- 2004M6)	Zaman Serileri Analizi	Döviz kuru ve dıř ticaret deęişkenleri arasında anlamlı bir iliřki tespit edilememiřtir.
Çiçek (2006)	Türkiye (1980-2004)	EKK, Engle-Granger ve Engle-Yoo	Reel milli gelirdeki artışların reel ihracatı arttırdıęı, fiyatlar genel düzeyindeki ve döviz kuru oynaklıęındaki artışların ise reel ihracatı azalttıęı sonucuna ulařılmıřtır
Onafowora ve Owoye (2008)	Nijerya (1980Q1- 2001Q4)	Eřbütünleřme ve VECM	Döviz kurundaki belirsizlięin artması durumunda uzun ve kısa dönemde ihracatın negatif yönde etkilendięi tespit edilmiřtir
Arize vd. (2008)	8 Latin Amerika Ülkesi <sup>6</sup> (1973- 2004)	Eřbütünleřme Analizi	Hem uzun hem de kısa dönemde döviz kuru oynaklıęında artışların ihracatı olumsuz etkiledięi gözlemlenmiřtir.
Erden ve Saęlam (2009)	Türkiye (1989M01- 2009M10)	ARDL Yöntemi	Reel döviz kuru oynaklıęının tüketim malları ihracatını etkilemedięi, toplam ihracat ve yatırım malları ihracatını ise azalttıęı belirlenmiřtir.
Demircioęlu (2009)	Türkiye (1987Q1-2006Q4)	ARDL Sınır Testi	Çeyrek dönemlik verilerin kullanıldıęı alıřmada, döviz kurlarının dıř ticaret üzerinde etkili olduęu sonucuna ulařılmıřtır.
Duasa (2009)	Malezya (1999M01- 2006M12)	VECM Modeli	Döviz kurundaki ani şokların ithalat fiyatlarını belirgin řekilde etkiledięi tespit edilmiřtir.
Tarı ve Yıldırım (2009)	Türkiye (1989Q01- 2007Q03)	Johansen Eřbütünleřme Testi	Döviz kurunda meydana belirsizlik uzun dönemde ihracat hacmini negatif etkilerken, kısa dönemde ise herhangi bir etkiye sahip olmadıęı tespit edilmiřtir.
Jiranyakul (2010)	Tayland, ABD ve Japonya (1997M07- 2007M12)	Sınır Testi ve ARCH Yöntemi	Deęişkenler arasında eřbütünleřme iliřkisi bulan yazar, döviz kuru artışlarının Tayland’ın Japonya’ya olan ihracatını azalttıęını, ABD’ye olan ihracatı üzerinde ise istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığını belirlemiřtir.
Ergür (2011)	Türkiye (1992M1- 2009M1)	Granger Nedensellik Testi	Reel döviz kurları ile dıř ticaret arasında çift yönü bir nedensellik iliřkisi tespit edilmiřtir
Yaman (2012)	Türkiye (1987M1- 2010M5)	GARCH Modeli, Granger Nedensellik	Dıř ticaretten döviz kuru oynaklıęına doęru tek yönlü nedensellik tespit edilirken, döviz kuru oynaklıęından dıř ticarete doęru nedensellik tespit edilememiřtir.
Esen (2012)	Türkiye (2001Q2- 2011Q3)	Johansen Eřbütünleřme ve VECM	Döviz kuru belirsizlięi uzun dönemde ihracat hacmini negatif yönde etkilerken, kısa dönemde ise böyle bir etkiye sahip olmadıęı tespit edilmiřtir.
Alptekin ve Uysal (2012)	Türkiye (1992M1- 2009M1)	Sınır Testi, ARDL Modeli, Granger Nedensellik Testi	Kısa dönemde reel döviz kurundan reel dıř ticaret hacmine doęru nedensellik iliřkisi tespit edilmiřtir.

<sup>4</sup> Bu ülkeler; Ecuador, İndoneřia, Korea, Malaysia, Malaw, Mauritius, Mexico, Morocco, Philippines, Sri Lanka, Taiwan, Thailand ve Tunisia.

<sup>5</sup> Türkiye, Güney Kore, Malezya, Endonezya ve Pakistan.

<sup>6</sup> Bolivia, Columbia, Costa Rica, Dominican, Ecuador, Honduras, Peru ve Venezuela.



Tablo 1 - Devamı

Nagpal (2012)	Hindistan ve İngiltere (1992M03-2009M05)	Johansen Eşbütünlüme Testi ve VEC Yöntemi	Reel döviz kurundaki artışların Hindistan'ın dış ticaret dengesini uzun dönemde negatif etkilediği, bu nedenle J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığını belirlemiştir.
Tapşın ve Karabulut (2013)	Türkiye (1980-2011)	Toda-Yamamoto Nedensellik	Reel efektif döviz kurundan ithalata doğru tek yönlü nedensellik saptanırken, ihracat ve ithalattan reel döviz kuruna doğru nedensellik tespit edilmemiştir.
Serenis ve Tsounis (2013)	Hırvatistan ve Kıbrıs (1990Q1-2012Q1)	VECM	Döviz kurundaki oynaklığın her iki ülkenin de ihracatına etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Cheung ve Sengupta (2013)	Hindistan (2000-2010)	Regresyon Analizi	Döviz kurunda gerçekleşen artış ve belirsizlik durumu Hindistan'daki firmaların ihracatını olumsuz yönde etkilediği tespit edilmiştir.
Jiang (2014)	Çin (1981-2012)	Engle ve Granger Eşbütünlüme	Uzun dönemde döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasında pozitif ilişkiler olduğunu belirlemiştir. Buna göre döviz kuru %1 arttığında ihracat %2.18, ithalat %2.02 oranında artmaktadır.
Hussain ve Haque (2014)	Gelişmekte Olan 49 Afrika Ülkesi	GMM Yöntemi	Döviz kurundaki artışların ticaret dengesini bozduğu tespit edilen çalışmada, J Eğrisi Hipotezinin de bu ülkelerde geçerli olmadığına karar verilmiştir.
Ergun-Taşar (2014)	Türkiye (1992-2009) <sup>7</sup>	Granger Nedensellik Testi	Döviz kuru ile ihracat arasında nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.
Kızıldere vd. (2014)	Türkiye (1980-2010)	Zaman Serileri	Reel döviz kuru değişimlerinin dış ticaret üzerinde etkili olmadığı saptanmıştır.
Choudhry ve Hassan (2015)	4 Ülke <sup>8</sup> (1991M01-2011M12)	ARDL Modeli	Döviz kurundaki oynaklığın ve ekonomik krizin söz konusu ülkelerin kendi aralarındaki ticari ilişkilerini (dış ticaretini) etkilediği tespit edilmiştir.
Pino vd. (2016)	6 Ülke <sup>9</sup> (1974-2011)	ARCH ve GARCH Yöntemleri	Döviz kurundaki oynaklıkların, ihracat akımlarına kısa dönemde de uzun dönemde de önemli etkilerinin olduğunu belirlemiştir.
Bahmani-Oskooe vd. (2016)	Pakistan ve Japonya <sup>10</sup> (1980-2014)	ARDL Modeli	Döviz kurunda yaşanan belirsizliğin her iki ülke arasındaki ticareti etkilemediği tespit edilmiştir.
Açıcı (2016)	Türkiye (1997M1-2014M11)	VAR Modeli, Granger Nedensellik Testi	Reel döviz kurundan dış ticarete (ihracat ve ithalat) doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Öncel ve İnal (2016)	Türkiye (2000M1-2015M12)	Zaman Serileri	Reel döviz kurundan dış ticaret dengesine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Yurtoğlu (2017)	Türkiye (1997M1-2015M6)	Granger Nedensellik Testi	Reel döviz kurundan ihracata doğru ve ihracattan reel döviz kuruna doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.
Petek ve Çelik (2017)	Türkiye (1990:01-2015:12)	Johansen Eşbütünlüme Testi ve VECM	Döviz kuru ve ithalattan ihracata doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Senadza ve Diaba (2017)	Sahra Altı Afrika Ülkeleri (1993-2014)	GARCH Modeli	Döviz kurundaki oynaklığın ithalat üzerinde etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.
Kim (2017)	Kore (2000-2015)	ARDL ve VECM Modelleri	Döviz kuru oynaklığının ithalat hacmi ve geliri üzerinde tek taraflı nedenselliğe sahip olduğu belirlenmiştir.
Karaş ve Karaş (2017)	Türkiye (2003M1-2017M6)	Johansen Eşbütünlüme Testi, Granger Nedensellik Testi	Reel efektif döviz kuru ve ithalat arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Altın ve Süslü (2017)	Türkiye (2000Q1-2016Q3)	Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi	Döviz kuru, ithalat ve ihracat değişkenleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.
Badinger ve Clairfontaine (2018)	47 ülke (2010Q1-2017Q2)	Yapısal Çekim Modeli	Döviz kurlarının dış ticarete etkilerinin ülke ve mal gruplarına göre farklılıklar gösterdiğini tespit etmiştir.
Bozdan vd. (2018)	Türkiye (2010M1-2017M10)	ARDL Eşbütünlüme Testi, Granger Nedensellik Testi	ARDL Eşbütünlüme testine göre döviz kuru ihracat ve ithalat arasında uzun dönemde bir ilişki olduğu belirlenmiştir. Ancak, döviz kuru, ihracat ve ithalat arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.
Uslu (2018b)	Türkiye (1989Q1-2018Q1)	Vogelsang ve Perron, ARDL yöntemi ve Toda-Yamamoto Nedensellik Testi	Araştırma sonuçlarında, reel döviz kuru ve dünya milli gelirinden dış ticaret dengesine doğru, reel döviz kurundan ihracata ve Türkiye'nin milli gelirinden ithalata doğru tek yönlü nedensellik ilişkileri belirlenmiştir.
Bahmani-Oskooe ve Gelan (2018)	12 Afrika Ülkesi <sup>11</sup> (1971Q1-2015Q4)	Sınır Testi, VECM	İlgili dönemler baz alındığında döviz kurundaki oynaklığın uzun dönemde beş ülkenin ihracatını ve yalnızca bir ülkenin ithalatını etkilediği tespit edilmiştir.
Uslu (2018c)	80 Ülke (1960-2016)	Breitung Panel Birim Kök Testi, Kao Panel Eşbütünlüme Testi ve DOLS Yöntemi	Marshall-Lerner koşulunun yüksek gelirli ülkeler haricindeki ülkelerde, J Eğrisi hipotezinin ise sadece yüksek gelirli ülkelerde geçerli olduğu bulunmuştur.

<sup>7</sup> 6 aylık veriler kullanılmıştır.<sup>8</sup> İngiltere, Brezilya, Çin ve Güney Afrika.<sup>9</sup> Endonezya, Malezya, Güney Kore, Singapur, Tayland ve Filipinler.<sup>10</sup> Pakistan'ın Japonya'ya ihrac ettiği 44 endüstri ve Japonya'dan Pakistan'ın ithal ettiği 60 endüstri analiz edilmiştir.<sup>11</sup> Burundi, Egypt, Ethiopia, Kenya, Lesotho, Mauritius, Morocco, Nigeria, Sierra Leone, South Africa, Tanzania ve Tunisia.

Tablo 1 - Devamı

Şahin ve Durmuş (2019)	Türkiye (2003M1-2018M6)	Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi, Toda-Yamamoto Nedensellik Testi	Reel döviz kurundan ithalata doğru tek yönlü nedensellik bulunurken ihracattan reel döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellikte ilişkisi tespit edilmiştir.
Thuy ve Thuy (2019)	Türkiye (2003M02-2018M12)	Engle ve Granger Eşbütünleşme Testi, Toda ve Yamamoto Nedensellik Testi	Seriler arasında eşbütünleşme tespit edilmiş ama döviz kuru ile dış ticaret arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.
Alim (2019)	Türkiye (2010:M01-2019:M04)	Granger Nedensellik Testi	Döviz kuru ve ihracattan ithalata doğru tek yönlü nedensellik ilişkilerinin var olduğunu bulmuş ancak diğer değişkenler arasında herhangi bir etkileşim tespit edilememiştir.
Altındöken (2020)	Türkiye (1994M01-2019M12)	Engle ve Granger ve Johansen Eşbütünleşme Testleri ve Granger Nedensellik Testi	Reel döviz kuru ile ithalat ve ihracat arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilemeyen çalışmada, döviz kurundan ithalata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Akdoğan vd. (2021)	Türkiye (2006-2018)	EKK Yöntemi	Emek yoğun sektörlerde döviz kurunun ihracat üzerindeki etkisinin, emek yoğun olmayan sektörler için daha yüksek olduğu belirlenmiştir. Firmaların emek yoğun üretim stratejisi izliyor olmalarının ihracat fiyatları üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı da görülmüştür.

Tablo 1’de reel döviz kuru ve dış ticaret arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar değerlendirildiğinde; genel olarak nominal döviz kuru artışlarının ihracatı artırdığı, reel döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkilerinin ise ülke, analiz yöntemi ve incelenen döneme göre farklılıklar gösterdiği görülmektedir. İki ülkeye ilişkin gerçekleştirilen analizlerde genellikle reel döviz kurunun, birden fazla ülkeye ilişkin gerçekleştirilen analizlerde ise genellikle reel efektif döviz kurunun kullanıldığı görülmektedir.

### Enflasyon Oranı ve Dış Ticaret İlişkisini İnceleyen Çalışmalar

Enflasyon oranının artması, ülke mallarının dış satım fiyatlarını artırarak, ülkelerin dış ticaretteki rekabet güçlerini azaltmaktadır. Literatürde de bu konunun sıklıkla ele alındığı ve enflasyonun dış ticareti hangi yönde etkilediğinin incelendiği görülmektedir. Bu konudaki genel eğilim; enflasyonun ülkelerin ihracatını azaltacağı ve ithalatını artıracacağı yönündedir. Çünkü artan enflasyon; ülke malları fiyatlarının diğer ülkelerdeki yerleşikler için daha pahalı hale gelmesine ve talep kanunu gereği, yabancıların talep ettikleri ithal mal miktarının azalmasına sebep olacaktır. Öte yandan artan enflasyon, ülkedeki yerleşikler açısından yurtiçinde üretilen mallar yerine diğer ülkelerde üretilen malların daha uygun fiyatlı hale gelmesine neden olacaktır. Bu da yine talep kanunu gereği, ülkenin ithalat talebini artıracaktır. Ancak literatürde yer alan çalışmalara bakıldığında bu önsel beklentinin her zaman gerçekleşmediği de dikkati çekmektedir. Enflasyon ve dış ticaret ilişkisini inceleyen çalışmaların özeti Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2. Enflasyon ve Dış Ticaret İlişkisini İnceleyen Çalışmaların Özeti

Yazar ve Yayın Yılı	Ülke ve Dönem	Yöntem	Bulgular
Mihaljek ve Klau (2001)	13 Ülke <sup>12</sup> (1995-2000)	Granger Nedensellik Analizi	Sektörel veriler kullanılarak, Türkiye’de geçiş etkisinin hızlı ve oldukça düşük olduğu gösterilmektedir. Ticarete söz konusu olan sektörlerde bu etki daha güçlü, hizmet sektörü gibi ticarete söz konusu olmayan sektörlerde geçiş etkisinin daha zayıf olduğu görülmüştür. Özetle, iki ülkede ithalat ile enflasyon arasında nedensellik ilişkisinin yüksek olduğu, dört ülkede aynı düzeyde birebir ilişki olduğu ve son yedi ülkede ise ilişkinin az olduğu tespit edilmiştir.
Dexter vd. (2005)	Amerika (1967Q1-1999Q1)	EKK	Çalışmada 1967-1999 yılları arasında, 1967-1981 ve 1982-1999 olarak iki periyotta incelenmiştir. 1967-1981 döneminde ihracat ile enflasyon arasında pozitif ve 1982-1999 döneminde ithalat ile enflasyon arasında negatif ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. İlk dönemde ithalatla enflasyon ve ikinci dönemde ihracatla enflasyon arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmadığını vurgulamışlardır.
Alpha ve Pingfeng (2015)	Sierra Leone (1990-2013)	Johansen Eşbütünleşme Testi	Kısa vadede enflasyon ile mal ve hizmet ithalatı arasında önemli bir ilişki olmadığını, uzun vadede ise ters yönlü ve önemli bir ilişki olduğunu tespit edilmiştir.
Mukit ve Shafiullah (2014)	Bangladeş (1994-2011)	Zaman Serileri	Uzun vadede ithalata meydana gelen %1’lik bir artış enflasyonu sırasıyla %3’ten fazla artırmakta iken, ihracatta meydana gelen %1’lik bir artış enflasyonu yaklaşık %2’lik kadar azaltmaktadır. Ek olarak, enflasyon ile ihracat arasında çift yönlü bir nedensellik, enflasyondan ithalata tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Lim ve Sek (2014)	1. Ülke Grubu <sup>13</sup> 2. Ülke Grubu <sup>14</sup>	ARDL modeli	Elde edilen sonuçlar mal ve hizmet ithalatının uzun ve kısa vadede düşük enflasyonlu ülkelerde enflasyon üzerinde negatif ve önemli bir etkiye sahip olduğunu tespit

<sup>12</sup> Türkiye’nin de dâhil olduğu 13 gelişmekte olan ülke.

<sup>13</sup> Yüksek enflasyonlu ülkeler grubu: İran, Arjantin, Uruguay, Sudan, Burundi, Colombia, Ekvador, Gana, İzlanda, Endonezya, İsrail, Meksika ve Türkiye.

<sup>14</sup> Düşük enflasyonlu ülkeler grubu: Avustralya, Kanada, Kıbrıs, Danimarka, Finlandiya, İtalya, Malezya, Malta Fas, Hollanda, Norveç, Amerika Birleşik Devletleri, Bahamalar ve Singapur.

	(1970-2011)		edilmiştir.
Yee vd. (2016)	Malezya (1975-2013)	Zaman Serileri	İhracat ile ithalat ve döviz kuru arasında pozitif, enflasyon ile negatif ilişki olduğunu tespit etmiştir.
Petek ve Çelik (2017)	Türkiye (1990M1-2015M12)	Zaman Serileri	Enflasyondan ihracata doğru tek yönlü, ithalat ile ihracat arasında çift yönlü nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir.
Galal ve Lan (2017)	Mısır (2010:M01-2016:M12)	VAR Yöntemi ve Granger Nedensellik Analizi	VAR analizinde enflasyon ile dış ticaret arasında karşılıklı bir etkileşim olduğu sonucuna ulaşan yazarlar, Granger Nedensellik testinde enflasyondan dış ticarete doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlemişlerdir.
Sahoo ve Sethi (2018)	Hindistan (1975-2017)	Blok Nedensellik Testi ve Toda-Yamamoto Nedensellik Testi	Gerçekleştirilen blok nedensellik testinde; ihracattan enflasyona, enflasyondan ithalata doğru tek yönlü kısa dönemli nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir.
Purusa ve Istiqomah (2018)	5 Asya Ülkesi <sup>15</sup> (2000-2015)	Panel Veri Analizi	Doğrudan yabancı yatırımlar ve ham petrol fiyatlarının ihracatı artırdığı görülen çalışmada, enflasyonun ihracatı azalttığı tespit edilmiştir.
Öksüzler (2019)	Türkiye (2014-2019)	EKK ve Granger Nedensellik Testi	İthalat ile enflasyon ve ihracat ile enflasyon arasında bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.
Kombak (2019)	Türkiye (2003Q1-2019Q1)	Granger Nedensellik Testi ve Yapısal VAR Yöntemi	Granger nedensellik testinde; reel efektif döviz kurundan enflasyona, enflasyondan cari açığa tek yönlü, reel kur ile cari açık arasında iki yönlü nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. Yapısal VAR analizine dayalı gerçekleştirilen etki-tepki fonksiyonlarında enflasyonu artırıcı şokların cari açığı da artırdığı, reel döviz kurunu artırıcı şokların enflasyonu ilk dönemlerde azaltıp, sonraki dönemlerde artırdığı ve negatif reel kur şoklarının cari açığı azalttığı bulunmuştur.
Jacob vd. (2021)	Hindistan (1995-2020)	Zaman Serileri	Döviz kuru ve enflasyonun ihracat performansını pozitif ve anlamlı düzeyde etkilediğinin belirlendiği bu çalışmada, döviz kuru ve enflasyondan ihracata doğru kısa dönemli tek yönlü nedensellik ilişkileri de belirlenmiştir.

Tablo 2’de enflasyon oranı ve dış ticaret arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar değerlendirildiğinde; araştırmacıların genellikle enflasyonun dış ticarete olan etkilerine değil, dış ticaretin enflasyona olan etkileri üzerinde yoğunlaştıkları görülmekte olup, bu durum, yapılmakta olan bu çalışmanın niçin gerekli ve önemli olduğunu bir kez daha ortaya koymaktadır. Zira bu çalışmada enflasyonun ihracat, ithalat ve dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri/ veya arasındaki ilişkiler ortaya çıkarılmaya çalışılacaktır. Literatürdeki bir kısım çalışmalarda; artan enflasyonun ihraç mallarının fiyatlarını artırarak, ülkelerin ihracatlarına zarar verdiği, yurtdışı malların fiyatlarını artırarak da ithal mallara olan talebi canlandırdığı görülmektedir.

### Faiz Oranı ve Dış Ticaret İlişkisini İnceleyen Çalışmalar

Artan faiz oranları dış ticareti üç farklı kanaldan etkileyebilmektedir: Birincisi; yatırım maliyetlerini artırarak, üretim miktarının azalması, ikincisi; yatırım ve işletme maliyetlerini artırarak ihraç ürünlerinin fiyatlarının artması, üçüncüsü; yurtdışındaki mal ve hizmet fiyatlarının artması nedeniyle ithal mal ve hizmetlere olan talebin artması. Bu nedenle faiz oranları ile dış ticaret arasında yakın bir etkileşim bulunmaktadır. Faiz ve dış ticaret ilişkisini inceleyen çalışmaların özeti Tablo 3’te gösterilmiştir.

**Tablo 3. Faiz ve Dış Ticaret İlişkisini İnceleyen Çalışmaların Özeti**

Yazar ve Yayın Yılı	Ülke ve Dönem	Yöntem	Bulgular
Erçevik (2011)	Türkiye (1989Q1-2010Q3)	VAR Yöntemi	VAR analizinde dayalı olarak üretilen etki-tepki fonksiyonlarına göre reel döviz kurunu azaltıcı bir şokun ihracatta artışa, ithalatta azalışa, milli gelirden ilk dönemde artışa, sonra azalışa sebep olduğu belirlenmiştir. Faiz oranlarını artırıcı bir şokun ihracat, ithalat ve milli geliri azaltıcı etkilerinin olduğu görülmüştür.
Terzioğlu (2013)	Türkiye (2006:M01-2012:M05)	VEC Yöntemi ve Granger Nedensellik Testi	Yurtdışı borç stoku ve dış ticaret hacmi artışlarının gösterge faizini artırdığı belirlenmiştir. Granger testindeyse; iç borç stokundan ve dış ticaret hacminden gösterge faizine doğru ve iç borç stokundan dış ticaret hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir.
Sekmen ve Ravanoglu (2017)	Kırgızistan (2002M01-2017M04)	Granger Nedensellik Testi	İhracat ve döviz kurundan enflasyona, enflasyondan faiz oranına ve ihracattan faiz oranına doğru tek yönlü nedensellik ilişkileri tespit edilirken, döviz kuru, faiz veya enflasyondan ihracata doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı belirlenmiştir.
Uslu (2018a)	Türkiye(1989M01-2018M06)	Kapetanios Yapısal Kırımlı Birim Kök Testi, Maki Yapısal Kırımlı Eşbütünlüşme Testi ve Granger	Döviz kurları arttığında ihracatın artıp, ithalatın azaldığını, kur artışının ihracata etkisinin, ithalata olan etkisinden daha büyük olduğunu belirlemiştir. Ayrıca faiz oranı arttığında bunun ihracat ve ithalat üzerinde kısa dönemde de uzun dönemde de anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Kısa dönemde; döviz kurundaki artışların ihracatı gecikmeli olarak, ithalatı hemen azalttığı bulunmuştur. Granger nedensellik testinde ise faizden döviz kuruna, döviz kurundan ithalata doğru tek yönlü, faiz ile ithalat arasında ve ihracat ile ithalat arasında ise karşılıklı etkileşim

<sup>15</sup> Endonezya, Malezya, Filipinler, Tayland ve Vietnam.

		Nedensellik Testi	olduđu sonucuna ulařılmıřtır.
Obstfeld (2020)	ABD (1992Q1-2018Q4)	Regresyon Analizi	ABD Merkez Bankası FED'in uyguladığı para politikalarının (ve belirlediđi faiz oranlarının) küresel etkilerini ele aldıđı çalışmasında; gelişmekte olan ülke piyasalarının FED'in kararlarından önemli ölçüde etkilendiđi, bu ülkelerdeki fiyat istikrarı ve dıř ticaret rekabet gücünün bu politikalarından zarar gördüđü dile getirilmiřtir. FED faiz oranlarının 100 baz puan (%1) artmasının ücretleri %0.419, üretici fiyatlarını %0.051 artırdığı, tüketici fiyatları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı, verimliliđi ise %0.111 azalttığı belirlenmiřtir.

Tablo 3'te faiz oranı ve dıř ticaret arasındaki iliřkiyi arařtıran çalışmalar incelendiđinde; bu alanda yeterince çalışma yapılmamıř olması dikkati çekmiřtir. Literatürde var olan çalışmalarda; artan faiz oranlarının firmaların yatırım ve iřletme mayetlerini artırarak, üretim miktarını azalttığı, ürün fiyatlarının artmasına ve dolayısıyla ülkelerin dıř ticaret rekabet güçlerinin ve ihracatlarının düşmesine sebep olduđu görülmektedir. Benzer şekilde yükselen faiz oranları nedeniyle yurtiçinde fiyatların artmasının, diđer ülke mallarını görece daha ucuz hale getirdiđi ve ülkelerin ithalatını artırdığı da çalışmalarda ortaya konmuřtur.

### Karma Çalışmalar

Elbette ki dıř ticaret gibi çok boyutlu bir makroekonomik büyüklüğün sadece bir tek deđişkenle açıklanabilmesi oldukça güç ve hatta yanlış da olabilecektir. Bu çerçevede literatürde reel döviz kuru, enflasyon oranı ve faiz oranının dıř ticaret üzerindeki etkilerini bir arada inceleyen çalışmalara da rastlanmıř olup, bu çalışmaların kısa bir özeti Tablo 4'te gösterilmiřtir.

**Tablo 4. Karma Çalışmaların Özeti**

Yazar ve Yayın Yılı	Ülke ve Dönem	Yöntem	Bulgular
Alsu (2006)	Türkiye (1985-2005)	Engle ve Granger Eřbütünleşme Testi ve Granger Nedensellik Testi	Dıř ticaret ile faiz oranı, enflasyon ve reel döviz kuru arasında eřbütünleşme iliřkisi belirlediđi için bu deđişkenler arasında uzun dönemli bir iliřkinin var olduğunu ifade etmiřtir. Granger nedensellik testinde ise reel döviz kurundan dıř ticarete dođru tek yönlü nedensellik iliřkisi belirlenmiřtir.
Emeç ve Gülay (2013)	Türkiye (1992M01-2009M12)	ARCH, Sınır Testi ve ARDL Yöntemi	Seriler arasında eřbütünleşme iliřkisi bulunan çalışmada, enflasyon oranı ve faizlerdeki artışların, döviz kuru oynaklığını artırdığı, dıř ticaret dengesinde meydana gelen deđişimlerinse döviz kuru oynaklığı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı belirlenmiřtir. Granger nedensellik testindeyse; enflasyondan dıř ticaret dengesine dođru tek yönlü bir nedensellik iliřkisinin var olduđu bulunmuřtur. VAR analizine dayalı olarak gerçekleştirilen varyans ayrıştırma analizinde; ihracatın ithalatı karşılama oranındaki (dıř ticaret dengesindeki) deđişimlerin %10,6'sının reel kur, %3,7'sinin de TÜFE (enflasyon) tarafından açıklandığını belirlenmiřtir. VAR modeline dayalı olarak üretilen etki-tepki fonksiyonlarına göre ise dıř ticaretin enflasyonu azaltıcı şoklara artma, reel kuru azaltıcı şoklara azalma yönünde tepki verdiđi görülmüřtür.
Özer ve Kutlu (2019)	Türkiye (2003M01-2019M01)	VAR Yöntemi ve Granger Nedensellik Testi	Seriler arasında eřbütünleşme iliřkisi tespit edilen çalışmada, faiz oranından dıř ticaret dengesine dođru tek yönlü bir nedensellik iliřkisine rastlanmıřtır. Etki-tepki fonksiyonlarına göre reel kuru ve faizleri azaltıcı şoklar dıř ticaret dengesini iyileřtirirken, enflasyonu azaltıcı şoklar dıř ticaret dengesini az da olsa bozmuřtur. Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre; dıř ticaret dengesindeki deđişimlerin %15,8'i faizden, %9,6'sı reel kurdan ve %1,5'i enflasyondan kaynaklanmaktadır.
Pabuřçu (2020)	Türkiye (2011M01-2020M04)	Johansen Eřbütünleşme Testi, VAR Yöntemi ve Granger Nedensellik Testi	EKK yöntemiyle gerçekleştirilen regresyon analizinde; faiz ve enflasyondaki artışların cari iřlemler dengesini daha da bozduđu görülmüřtür. Granger nedensellik testindeyse; dıř ticaret dengesi ve enerji ithalatından cari dengeye, reel kur ve enflasyondan enerji tüketimine ve dıř ticaret dengesine, faizden doğrudan yabancı yatırımlara dođru tek yönlü, faizle reel kur arasında ve reel kurla enflasyon arasında iki yönlü nedensellik iliřkilerinin var olduđu tespit edilmiřtir. Gerçekleştirilen varyans ayrıştırmasında cari dengedeki deđişimlerin %13,5'inin dıř ticaret dengesi, %12,6'sının enerji ithalatı, %6,7'sinin reel kur, %6,7'sinin faiz oranı ve %1'inin enflasyon tarafından açıklanabildiđi ortaya çıkmıřtır.
Ilıca (2021)	Türkiye (2002-2019)	EKK, VAR Yöntemi, Granger Nedensellik Testi	

Tablo 4'te reel döviz kuru, enflasyon, faiz ve dıř ticaret iliřkisini arařtıran karma çalışmalar incelendiđinde; sadece tek bir deđişkenin dıř ticaret üzerindeki etkilerini ortaya çıkarmaya çalışan arařtırmalara oranla daha kapsamlı ve güvenilir bilgiler sunduđu görülmekte olup, bu kapsamda sonraki arařtırmalarda da birden fazla açıklayıcı deđişkenin bir arada kullanılmasının yararlı olacağı deđerlendirilmektedir. Yapılan literatür taramasında; reel ve nominal döviz kurlarının dıř ticaret üzerindeki etkilerinin yaygın biçimde incelendiđi, ancak enflasyon ve faiz oranının dıř ticaret üzerindeki etkilerinin yeterince ele alınmadığı görülmüřtür. Döviz kurlarının dıř ticaret üzerindeki etkilerinin, incelenen ülke, dönem ve kullanılan analiz yöntemine göre deđişmekle birlikte, kur artışlarının genel olarak ihracatı ve dıř ticaret dengesini olumlu yönde etkilediđinin tespit edildiđi görülmektedir. Literatürdeki çalışmalarda enflasyon ve faiz oranlarının dıř ticareti daha çok ihraç malları fiyatı üzerinden etkilediđi görülmekle birlikte, bu iki deđişkenin dıř ticaret üzerindeki etkilerinin daha detaylı biçimde ele alınmasında yarar vardır. Bu makale çalışması bunu yapmakla hem literatüre hem de ülke ekonomisine önemli bir katkı sağlamıř olacaktır. Literatür taramasında dikkat çeken bir diđer önemli husus da genel olarak klasik analiz yöntemlerinin kullanıldıđı, simetrik ve asimetrik testlerin neredeyse hiç kullanılmadıđıdır. Oysa döviz kuru,



enflasyon ve faiz oranı gibi çok boyutlu değişkenlerin dış ticareti sadece simetrik biçimde etkilemesini beklemek çok doğru bir yaklaşım olmayacaktır. Bu değişkenlerin dış ticaret üzerindeki asimetrik etkilerinin de ortaya çıkarılmasında büyük yarar vardır. Yapılan bu makale çalışmasının bu noktada da literatüre önemli bir katkı sunması beklenmektedir.

### Veri Seti, Tanımlayıcı İstatistikler ve Korelasyon Matrisi

Çalışmanın bu bölümünde analizde kullanılacak olan veri setine, verilere ait tanımlayıcı istatistiklere ve son son olarak da seriler arasındaki ikili ilişkileri görebilmek için korelasyon katsayı değerlerine yer verilmiştir.

#### Veri Seti

Türkiye’de reel döviz kuru, enflasyon ve faiz oranının dış ticaret üzerindeki etkilerini inceleyebilmek için 1970-2021 dönemi yıllık verileri kullanılmıştır. Bu verilerin detayları şu şekilde açıklanmıştır. İhracat (Export: X): İhracat verisi olarak, mal ihracatı (Milyar Dolar) verileri kullanılmış olup, bu veriler World Bank (2022a)’dan alınmış, 2021 yılı verileri TCMB-EVDS (2022c)’den elde edilmiştir. İhracat verilerinin logaritmaları alınarak analizlerde kullanılmıştır. İthalat (Import: M): İthalat verisi olarak, mal ithalatı (Milyar Dolar) verileri kullanılmış olup, bu veriler World Bank (2022b)’den alınmış, 2021 yılı verileri TCMB-EVDS (2022d)’den tamamlanmıştır. İthalat verilerinin logaritmaları alınarak analizlerde kullanılmıştır. Dış Ticaret Dengesi (Trade Balance: TB): Dış ticaret dengesi verileri, ihracat ve ithalat verileri kullanılarak;  $(TB = \frac{X}{M} * 100)$  tarafımızdan hesaplanmıştır. Reel Efektif Döviz Kuru (Real Effective Exchange Rate: REER): Tüketici fiyatları endeksine (TÜFE) göre hesaplanmış reel efektif döviz kuru verileri kullanılmış olup, bu veriler Bruegel Dataset (2022) ve TCMB-EVDS (2022a)’dan alınmıştır. REER verilerinin logaritmaları alınarak analizlerde kullanılmıştır. Enflasyon (Inflation: INF): Tüketici fiyatları endeksindeki (TÜFE) yıllık yüzde değişim (TÜFE oranı, %) kullanılmış olup, bu verilere World Bank (2022e) ve TÜİK (2022a)’dan ulaşılmıştır. Faiz Oranı (Interest Rate: INT): Faiz oranı olarak, bankalarca Açılan Mevduatlara Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı (%) verileri kullanılmış olup, bu veriler TCMB-EVDS (2022b)’den alınmıştır. Önceki dönem verileri TÜİK (2014)’ten derlenmiştir. Türkiye’deki Kişi Başına Düşen Reel Milli Gelir ( $Y^d$ ): Türkiye için kişi başına düşen reel milli gelir verisi olarak, Dünya Bankası tarafından 2015 yılı fiyatlarına göre hesaplanmış veriler kullanılmış olup, bu veriler World Bank (2022f)’den derlenmiş, 2021 yılı verileri TÜİK (2022b)’den tamamlanmıştır. Türkiye’deki kişi başına düşen reel milli verilerinin logaritmaları alınarak analizlerde kullanılmıştır. Dünyadaki Kişi Başına Düşen Ortalama Reel Milli Gelir ( $Y^f$ ): Çalışmada ticari partner (foreign; yabancı) ülkenin milli geliri olarak, dünya genelindeki kişi başına düşen reel milli gelir verisi kullanılmış olup, bu verilere de World Bank (2022f)’den erişilmiş, 2021 yılı verisi diğer açık internet kaynaklarından tamamlanmıştır. Dünya’daki kişi başına düşen ortalama reel milli gelir verilerinin logaritmaları alınarak analizlerde kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti Tablo 5’te özet bilgi olarak sunulmuş, böylece çalışmanın ilerleyen bölümlerinde değişkenlerin daha kolay izlenebilmesi amaçlanmıştır.

Tablo 5. Çalışmada Kullanılan Veri Seti

Değişken Türü	Değişken Adı	Kısaltması	Dönem	Alındığı Kaynak
Bağımlı Değişken	İhracat	$LnX$	1970-2021	World Bank (2022b); TCMB-EVDS (2022c)
	İthalat	$LnM$	1970-2021	World Bank (2022c); TCMB-EVDS (2022d)
	Dış Ticaret Dengesi	$LnTB$	1970-2021	X ve M kullanılarak tarafımızdan türetilmiştir.
Bağımsız Değişken	Reel Efektif Döviz Kuru	$LnREER$	1970-2021	Bruegel Dataset (2022); TCMB-EVDS (2022a)
	Enflasyon	$INF$	1970-2021	World Bank (2022a); TÜİK (2022a)
	Faiz Oranı	$INT$	1970-2021	TCMB-EVDS (2022b); TÜİK (2014)
	Türkiye’deki Kişi Başına Düşen Reel Milli Gelir	$LnY^d$ <sup>16</sup>	1970-2021	World Bank (2022d); TÜİK (2022b)
	Dünyadaki Kişi Başına Düşen Ortalama Reel Milli Gelir	$LnY^f$ <sup>17</sup>	1970-2021	World Bank (2022d)

<sup>16</sup> Kullanım Amacı: Ev sahibi ülkenin milli gelirinin kendi dış ticaretine etkilerinin belirlenmesi.

<sup>17</sup> Kullanım amacı: Ticari partnerlerdeki milli gelirinin ve ev sahibi ülkenin dış ticaretine etkilerinin belirlenmesi.

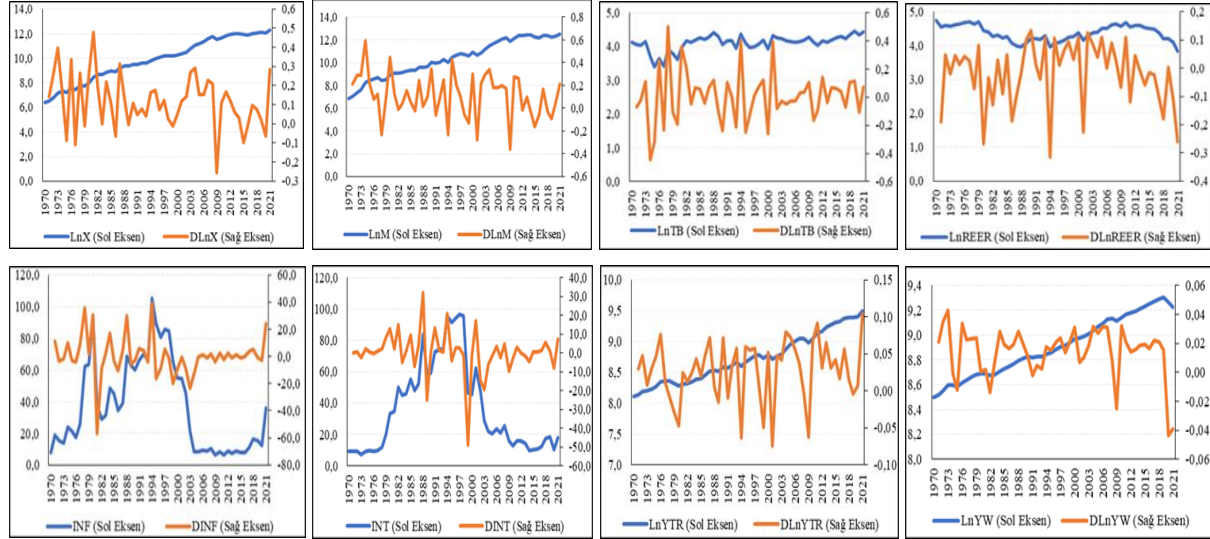
## Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 6'daki bilgilere göre serilerin logaritması alındığında maksimum ve minimum deęerleri arasındaki fark azalmıř, bu da standart sapmalarının küçülmesine katkı saęlamıřtır. Çalışmada önce analizde kullanılan serilerin tanımlayıcı istatistikleri elde edilmiř ve Tablo 6'da sunulmuřtur.

**Tablo 6.** *Analizde Kullanılan Serilerin Tanımlayıcı İstatistikleri*

Serilerin Özellikleri	LnTB	LnX	LnM	LnREER	LnY <sup>d</sup>	LnY <sup>f</sup>	INF	INT
Ortanca	4.11	9.87	10.37	4.37	8.73	8.91	36.70	36.36
Ortalama	4.15	10.02	10.54	4.38	8.69	8.87	27.56	22.89
Maksimum	4.45	12.33	12.51	4.74	9.50	9.31	105.22	96.60
Minimum	3.39	6.38	6.85	3.83	8.11	8.50	6.25	7.00
Standart Sapma	0.23	1.75	1.63	0.23	0.40	0.24	28.54	28.38
Çarpıklık	-1.39	-0.31	-0.31	-0.27	0.33	0.10	0.66	0.84
Baskılık	4.97	1.95	2.04	2.02	1.94	1.76	2.20	2.43
Jarque-Bera	25.06	3.23	2.81	2.72	3.35	3.44	5.16	6.75
Olasılık	0.00	0.20	0.25	0.26	0.19	0.18	0.08	0.03
Gözlem	52	52	52	52	52	52	52	52

Tablo 6'daki bilgilere göre; Türkiye'de enflasyon 1970-2021 döneminde %6,25<sup>18</sup> ile %105.22<sup>19</sup> arasında, faizler ise %7<sup>20</sup> ile %96,6<sup>21</sup> arasında deęiřmiştir. Çalışmada toplam (52) gözlem yer almakta olup, zaman serisi analizleri için yeterli boyuttadır. Analizde kullanılan serileri daha yakından tanıyabilmek adına serilerin düzey deęerlerinin ve birinci farkı alınmış hallerinin grafikleri Şekil 1'de sunulmuřtur.



**Şekil 1.** *Analizde Kullanılan Seriler ve Birinci Farkı Alınmış Halleri*

**Not:** Şekil 1'deki grafikte; Ln; serilere logaritmik dönüşüm uygulandığını, D; serilerin farkının alındığını, LnYTR; (Tr: Türkiye) Türkiye'deki Kiři Bařına Düşen Reel Milli Gelir, LnYW; (World: Dünya) Dünyadaki Kiři Bařına Düşen Ortalama Reel Milli Gelir göstermektedir.

Şekil 1'de yer alan grafiklere göre; ihracat, ithalat, Türkiye ve dünyadaki kiři bařına düşen reel milli gelir serilerinde pozitif trend vardır. Serilerin birinci dereceden farkları genel olarak kendi ortalama deęerleri etrafında dalgalanmaktadır<sup>22</sup>. Faiz ve enflasyon serilerinin düzey deęerlerinde ciddi dalgalanmalar olduęu dikkat çekmektedir.

## Korelasyon Katsayıları

Korelasyon katsayıları; iki seri arasındaki birlikte hareket etme eğiliminin bir ölçüsü olup, (-1,+1) arasında deęişen deęerler alabilmektedir. Bu katsayıların (-1) veya (+1)'e yaklaşması, deęişkenler arasındaki ilişkinin güçlü olduğunu, negatif olması serilerin zıt yönlerde, pozitif olması serilerin aynı yönde hareket ettiklerini göstermektedir. Analizlerde yer verilen seriler arasındaki ikili ilişkileri görebilmek için Pearson korelasyon katsayıları elde edilmiş ve Tablo 7'de sunulmuřtur.

<sup>18</sup> 2009 yılında.

<sup>19</sup> 1994'te.

<sup>20</sup> 1973'te.

<sup>21</sup> 1997 yılında.

<sup>22</sup> Bu durum serilerin birinci farklarının duraęan olacaęını ima etmektedir.

Tablo 7. Pearson Korelasyon Katsayıları

Seriler	$LnTB$	$LnX$	$LnM$	$LnREER$	$LnY^d$	$LnY^f$	$INF$	$INT$
$LnTB$	1							
$LnX$	0.58 (0.00)	1						
$LnM$	0.48 (0.00)	0.99 (0.00)	1					
$LnREER$	-0.54 (0.00)	-0.22 (0.12)	-0.16 (0.26)	1				
$LnYTR$	0.51 (0.00)	0.96 (0.00)	0.96(0.00)	-0.14 (0.32)	1			
$LnYW$	0.54 (0.00)	0.98 (0.00)	0.98 (0.00)	-0.13 (0.38)	0.99 (0.00)	1		
$INF$	-0.10 (0.48)	-0.26 (0.06)	-0.27 (0.05)	-0.57 (0.00)	-0.36(0.01)	-0.35 (0.01)	1	
$INT$	0.18 (0.21)	-0.03 (0.83)	-0.06 (0.69)	-0.71 (0.00)	-0.19 (0.18)	-0.16 (0.24)	0.84 (0.00)	1

Not: Olasılık değerleri parantez () içerisinde gösterilmiştir.

Tablo 7’de yer alan bulgulara göre; Türkiye’nin dış ticaret dengesi ile ihracat, ithalat, Türkiye’deki kişi başına düşen milli gelir ve dünyadaki kişi başına düşen milli gelir arasında pozitif ilişkiler vardır. İhracat ile ithalat arasında 0.99 gibi oldukça güçlü ve aynı yönlü ilişki olup, bu durum Türkiye’de ihracat ile ithalat arasındaki bağımlılığa da işaret etmektedir. İhracat ile reel kur arasında beklediği gibi negatif, ithalata reel kur arasında ise beklenenin aksine negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olmayan<sup>23</sup> ilişki söz konusudur. Enflasyon; dış ticaret dengesi, ihracat, ithalat, reel kur ve milli geliri olumsuz yönde, faiz oranları ise dış ticaret dengesi, ihracat, ithalat, reel kur ve milli geliri olumsuz yönde etkilerken, enflasyonu ise olumlu yönde etkilemiştir.

### Ampirik Model

Araştırmanın ampirik model kısmında; literatürde yapılan çalışmalardan hareketle oluşturulan modeller incelenmiş olup, bu çalışmada kullanılan modeller aşağıdaki gibidir:

$$\text{Model 1: } LnX_t = \beta_0 + \beta_1 LnREER_t + \beta_2 INF_t + \beta_3 INT_t + \beta_4 LnY_t^f + e_t \quad (1)$$

$$\text{Model 2: } LnM_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnREER_t + \alpha_2 INF_t + \alpha_3 INT_t + \alpha_4 LnY_t^d + u_t \quad (2)$$

$$\text{Model 3: } LnTB_t = \delta_0 + \delta_1 LnREER_t + \delta_2 INF_t + \delta_3 INT_t + \delta_4 LnY_t^f + \delta_4 LnY_t^d + v_t \quad (3)$$

(1), (2) ve (3)’te yer alan modellerde kullanılan Ln; logaritmik dönüşüm uygulandığını göstermektedir. Bu kapsamda bu modellerde yer alan değişkenler;  $LnX_t$ : Belirli bir t döneminde Türkiye’nin gerçekleştirdiği mal ihracatını (Milyar Dolar),  $LnM_t$ : Belirli bir t döneminde Türkiye’nin gerçekleştirdiği mal ithalatını (Milyar Dolar),  $LnTB_t$ : Belirli bir t döneminde Türkiye’nin dış ticaret dengesini (TB)<sup>24</sup> (%),  $LnREER_t$ : Belirli bir t döneminde Türkiye’nin reel efektif döviz kurunu<sup>25</sup>,  $INF_t$ : Belirli bir t döneminde Türkiye’deki enflasyonu (Tüketici Fiyat Endeksi, Yıllık, %),  $INT_t$ : Belirli bir t döneminde Türkiye’deki faiz oranını (Yıllık, %),  $LnY_t^f$ : Belirli bir t döneminde Türkiye’nin ticari partnerlerinin<sup>26</sup> milli gelirini (Bin Dolar),  $LnY_t^d$ : Belirli bir t döneminde Türkiye’deki kişi başına düşen milli gelirini (Bin Dolar) ve  $e_t$ ,  $u_t$  ve  $v_t$ ; Rassal hata terimleri serilerini göstermektedir.

Model 1’de artan reel kur ülke mallarının fiyatlarını görece daha yüksek hale getirerek, ihracata zarar vereceği için,  $LnREER_t$  değişken katsayısının negatif çıkması beklenmektedir. Aynı zamanda artan reel kur ülkenin ithalatını da artıracacağı için Model 2’de  $LnREER_t$  değişkeninin katsayısının pozitif çıkması beklenmektedir. Ayrıca artan reel kurun ihracatı azaltıp, ithalatı artırması durumunda, dış ticaret dengesi de bozulacaktır. Bu bağlamda,  $LnREER_t$  değişkeninin katsayısının Model 3’te de negatif çıkması öngörülmektedir.

Enflasyonun artması, ülke mallarının dış piyasalardaki alıcılar için görece daha pahalı hale gelmesine ve ülkenin ihracatının düşmesine neden olacağı için Model 1’de  $INF_t$  değişkeninin katsayısının negatif çıkması muhtemeldir. Artan enflasyon, ülke içinde yaşayanlara, ithal malların daha ucuz gelmesine sebep vereceği için Model 2’de  $INF_t$  değişkeninin katsayısının pozitif çıkması akla yatkın bir durum olacaktır. Yine artan enflasyon ülkenin ihracatını azaltıp, ithalatını artırarak, dış ticaret dengesinin daha da bozulmasına sebebiyet vereceği için  $INF_t$  değişkeninin katsayısının Model 3’te de negatif çıkması muhtemeldir.

<sup>23</sup> Çünkü olasılık değerleri 0.10’dan büyük.

<sup>24</sup>  $TB = X/M$  şeklinde hesaplanmıştır.

<sup>25</sup> Burada  $REER = ER * \frac{Pd}{P}$  şeklinde hesaplanmakta olup, ER; 1 birim ulusal para karşılığında alınabilecek yabancı para miktarını göstermektedir.

<sup>26</sup> Bu amaçla dünya ortalama kişi başına düşen milli geliri verisi kullanılacaktır.

Faiz oranlarının artması, ÷lkede yatırım, üretim ve ihracatı olumsuz yönde etkileyeceđi için Model 1’de  $INT_t$  deđişkeninin katsayısının negatif çıkması beklenmektedir. Ama artan faiz, diđer ÷lke mallarının yurtiçi piyasalarda daha ucuz hale gelmesine neden olarak, Model 2’de  $INT_t$  deđişkeninin katsayısının pozitif çıkmasına neden olacaktır. Model 3’te ise artan enflasyonun ihracatı düşürüp, ithalatı artırarak, ÷lkenin dış ticaret dengesinin daha da bozulmasına neden olacağı için  $INT_t$  deđişkeninin katsayısının yine negatif çıkması beklenmektedir. Öte yandan artan faizle birlikte ÷lkeye bol miktarda yabancı portföy yatırımı gelir ve döviz kurları düşerse bu da ihracatı azaltıp, ithalatı artırıcı ve dış ticaret dengesini bozucu etkiler yaratacaktır.

Ticari partner ÷lkede kiři başına düşen reel milli gelir arttığında, söz konusu ÷lkede yerleşiklerin ithal lüks tüketim malı talebi ve dolayısıyla ev sahibi ÷lkenin ihracatı artacaktır. Bu nedenle Model 1 ve Model 3’ün tahmini sonucunda  $LnY_t^f$  deđişkeninin katsayısının pozitif çıkacağı öngörülmektedir. Ev sahibi ÷lkede kiři başına düşen reel milli gelir arttığında ÷lkenin ithalat talebi artacaktır ki bu Model 2’de  $LnY_t^d$  deđişkeninin katsayısının pozitif çıkacağını ima etmektedir. Model 3’te ise  $LnY_t^f$  dış ticaret dengesini ihracat kanalıyla olumlu yönde etkileyeceđi için katsayısının pozitif çıkması,  $LnY_t^d$  ise dış ticaret dengesini ithalat kanalıyla olumsuz yönde etkileyeceđi için katsayısının negatif çıkması beklenmektedir.

### Ampirik Yöntemler ve Bulgular

Arařtırmanın bu kısmında ilk önce serilere ait durađanlık analizleri gerçekleştirilecek, sonrasında seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkileri arařtırılacak son olarak da seriler arasındaki nedensellik ilişkileri ortaya çıkarılacaktır.

### Zivot-Andrews (1992) Tek Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi ve Bulgular

Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen ZA birim kök testinde; yapısal kırılma tarihinin ( $T_b$ ) bilinmediđi varsayılmakta ve test yöntemi tarafından içsel olarak tespit edilmektedir. Zivot ve Andrews (1992) tek kırılmalı birim kök testlerinin hesaplanmasında üç farklı test modeli üretmiştir. Bu modeller ařađda yer alan eşitlik (4), (5) ve (6) kullanılarak hesaplanabilir:

Model A: Sabit Terimde Kırılmalı Model:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta T + \delta Y_{t-1} + \theta DU_t(T_b) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Model B: Trendde Kırılmalı Model:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta T + \delta Y_{t-1} + \gamma DT_t(T_b) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Model C: Sabit Terimde ve Trendde Kırılmalı Model:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta T + \delta Y_{t-1} + \theta DU_t(T_b) + \gamma DT_t(T_b) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

(4), (5) ve (6)’da yer alan eşitliklerde;  $DU_t$  ve  $DT_t$  sırasıyla sabit terimde ve trendde meydana gelen yapısal kırılmayı temsil eden kukla (*dummy*) deđişkenler olup, eşitlik (7) ve (8)’deki gibi tanımlanmışlardır

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad (7)$$

$$DT_t = \begin{cases} t - T_b, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad (8)$$

Yapısal kırılma tarihini belirleyebilmek için; tüm tarihler olası bir yapısal kırılma tarihi gibi kabul edilerek,  $T - 2$  tane regresyon tahmini yapılmaktadır (Kızılkaya, 2012, s. 197). Her bir modelde ilgili tarih kukla deđişken yardımıyla modele dahil edilmekte ve  $t$  istatistikleri hesaplanmaktadır.  $t$  istatistiđinin en küçük deđerini aldığı tarih, yapısal kırılma tarihi olarak kabul edilmektedir (Zivot ve Andrews, 1992, s. 254). ZA testinde serinin durađanlığına yine  $Y_{t-1}$ ’in katsayısına ( $\delta$ ) bakılarak karar verilmektedir. ZA testinin hipotezleri, ADF testinin hipotezleri ile aynıdır. Yani:  $H_0: \delta = 0$  Seride birim kök vardır yani seri durađan deđil iken,  $H_1: \delta < 0$  Seride yapısal kırılma var ve birim kök yoktur yani durađandır. Bu hipotezleri sınavabilmek için gerekli kritik deđerler Zivot ve Andrews (1992) çalışmasında sunulmuştur (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s. 445-447). Hesaplanan  $t$  istatistiđinin mutlak deđerce Zivot ve Andrews (1992) tablo deđerinden büyük olması durumunda; yapısal kırılma olmaksızın birim kökün varlığını ifade



eden  $H_0$  hipotezi reddedilir ve bir tane yapısal kırılmanın varlığı durumunda serinin durağan olduğuna karar verilir (Kızılkaya, 2012, s. 197). ZA birim kök testi Gauss programı kullanılarak yapılmış olup, sonuçlar Tablo 8'de yer almaktadır.

**Tablo 8.** Zivot-Andrews (1992) Tek Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Seriler	Düzye Değeri			Birinci Fark		
	Sabitte Kırılmalı	Trendde Kırılmalı	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
$LnTB$	-5.27** [1979]	-5.35** [1979]	-9.88*** [1978]	-9.56*** [1994]	-9.56*** [1994]	-9.56*** [1994]
$LnX$	-3.34 [2013]	-3.26 [2004]	-7.86*** [1979]	-7.97*** [1979]	-7.97*** [1979]	-7.97*** [1979]
$LnM$	-4.23 [2013]	-4.31 [2004]	-8.03*** [1974]	-8.20*** [1978]	-8.20*** [1978]	-8.20*** [1978]
$LnREER$	-2.48 [2001]	-1.79 [1978]	-9.45*** [1986]	-9.58*** [2001]	-9.58*** [2001]	-9.58*** [2001]
$LnY^d$	-3.28 [2009]	-4.75 [1999]	-7.27*** [2007]	-7.31*** [2007]	-7.31*** [2007]	-7.31*** [2007]
$LnY^f$	-4.41 [2002]	-3.59 [2002]	-4.88** [2015]	-5.92*** [2015]	-5.92*** [2015]	-5.92*** [2015]
$INF$	-4.26 [2001]	-3.73 [2001]	-8.19*** [1992]	-8.29*** [1992]	-8.29*** [1992]	-8.29*** [1992]
$INT$	-4.50 [1997]	-4.97* [1997]	-9.89*** [1997]	-10.30*** [1997]	-10.30*** [1997]	-10.30*** [1997]
$LnTB^+$	-4.85** [1976]	-4.66 [1976]	-9.07*** [1999]	-9.45*** [1978]	-9.45*** [1978]	-9.45*** [1978]
$LnX^+$	-2.98 [1979]	-2.87 [1978]	-7.39*** [1998]	-7.51*** [1979]	-7.51*** [1979]	-7.51*** [1979]
$LnM^+$	-2.95 [2013]	-3.91 [2002]	-7.18*** [1974]	-7.18*** [1978]	-7.18*** [1978]	-7.18*** [1978]
$LnREER^+$	-2.38 [1996]	-1.98 [2015]	-11.00*** [1986]	-10.96*** [1986]	-10.96*** [1986]	-10.96*** [1986]
$LnY^{d+}$	-3.49 [1977]	-4.29 [1989]	-6.66*** [2009]	-6.61*** [2007]	-6.61*** [2007]	-6.61*** [2007]
$LnY^{f+}$	-4.60* [2002]	-4.80 [2002]	-6.14*** [1993]	-5.97*** [1993]	-5.97*** [1993]	-5.97*** [1993]
$INF^+$	-3.45 [1976]	-5.04* [1992]	-8.65*** [1976]	-8.52*** [1976]	-8.52*** [1976]	-8.52*** [1976]
$INT^+$	-3.75 [1986]	-5.45** [1986]	-7.59*** [1976]	-7.51*** [1977]	-7.51*** [1977]	-7.51*** [1977]
$LnTB^-$	-2.52 [2011]	-2.98 [1993]	-7.47*** [1978]	-8.75*** [1974]	-8.75*** [1974]	-8.75*** [1974]
$LnX^-$	-4.72* [2007]	-4.11 [2007]	-12.35*** [2007]	-11.69*** [2007]	-11.69*** [2007]	-11.69*** [2007]
$LnM^-$	-3.88 [1982]	-4.57 [1986]	-8.96*** [2007]	-8.64*** [2007]	-8.64*** [2007]	-8.64*** [2007]
$LnREER^-$	-3.10 [1978]	-3.34 [1978]	-8.06*** [2015]	-8.17*** [1992]	-8.17*** [1992]	-8.17*** [1992]
$LnY^{d-}$	-4.37 [1997]	-3.98 [1997]	-8.16*** [1999]	-8.04*** [1999]	-8.04*** [1999]	-8.04*** [1999]
$LnY^{f-}$	-1.50 [2009]	-2.75 [2016]	-4.51 [2015]	-8.59*** [2015]	-8.59*** [2015]	-8.59*** [2015]
$INF^-$	-2.85 [1979]	-4.22 [2001]	-8.38*** [1979]	-8.28*** [1979]	-8.28*** [1979]	-8.28*** [1979]
$INT^-$	-7.70*** [1997]	-5.89*** [1997]	-7.78*** [2001]	-8.51*** [1997]	-8.51*** [1997]	-8.51*** [1997]
Kritik Değerler	%10 -4.58	%5 -4.80	%1 -5.34	%10 -4.82	%5 -5.08	%1 -5.57

**Not:** Sabitte kırılmalı model için kritik değerler Zivot-Andrews (1992) çalışması sf. 256 Tablo 2'den, trendde kırılmalı model için sf. 257 Tablo 4'ten alınmıştır. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. Köşeli parantez [ ] içindeki değerler, modelin içsel olarak belirlediği yapısal kırılma tarihleridir.

Tablo 8'deki ZA birim kök testi sonuçlarına göre; seride birim kök vardır biçimindeki  $H_0$  hipotezi  $LnTB$  ve  $INT^-$  serileri için düzey değerinde, diğer seriler için birinci farklarında reddedilmiş ve  $LnTB$  serisinin düzeyde, diğer serilerin birinci farkta durağan olduklarına karar verilmiştir.  $LnTB$  serisinin pozitif birikimli şoklarının sabitli modelde düzeyde durağan olduğu, ama sabitli ve trendli modelde düzeyde değil, birinci farkta durağan olduğu görülmektedir. Bu serinin negatif birikimli şoklarının ise her iki modelde de düzeyde değil, ancak birinci farkta durağan hale geldiği tespit edilmiştir. Bu durum; serilerin ham halleri ile alt bileşenlerinin farklı karakteristik özellikler taşıyabildiğini ve ekonometrik analizlerde bunlara da bakılmasının yararlı olacağını göstermektedir. ZA yönteminin Türkiye ve dünya ekonomisinde farklı dönemlerde yaşanan yapısal kırılmaları da başarılı bir şekilde belirleyebildiği görülmektedir. Bu tarihlerden 1977-1978; İkinci Petrol Krizinin, 1986; Türkiye'de İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın faaliyete başlaması ile birlikte ülkede başlayan finansal canlanmanın, 1993-1994; 1994'te yaşanan ekonomik krizin, 1997; 1996 yılında Güney Doğu Asya Finans Krizinin, 1998-1999; Rusya'nın Ağustos 1998'de yaşadığı dış borç krizinin, 2001; Şubat 2001'de yaşanan döviz kuru krizinin, 2002; 1 Ocak 2002'de uygulamaya konulan enflasyon hedeflemesi rejiminin ve 2007-2009; ABD'nin ipotekli konut piyasasında yaşanan ekonomik krizin öncü ve artçı sarsıntılarının Türkiye ve dünya ekonomisini ciddi şekilde etkilediğini göstermektedir.

### Lee-Strazicich (2003, 2004) Çift Kırılmalı Birim Kök Testi ve Bulgular

Seride birden fazla yapısal kırılma olduğunda Zivot ve Andrews (1992) tek kırılmalı birim kök testi yetersiz kalacaktır. Lee ve Strazicich (2003, 2004) bu eksikliği giderebilmek için serideki iki tane yapısal kırılmaya izin veren LS birim kök testini geliştirmiştir. Bu testte kullanılan model eşitlik (9) ve (10)'da gösterilmiştir:

$$Y_t = \delta Z_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\varepsilon_t = \beta \varepsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (10)$$

Yukarıdaki denklemde yer alan  $Z_t$  seriyi etkileyen dıřsal deęiřkenler vektörü olup,  $\epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$  olduęu, yani ekonometrik sorunlar içermedięi kabul edilmektedir. Lee ve Strazicich (2003) çift kırılmalı birim kök testinde sabitte kırılmalı model için  $Z_t = [1, t, D_{it}, D_{it}]'$  nin, sabitte ve trendde kırılmalı model için  $Z_t = [1, t, D_{it}, D_{it}, DT_{it}, DT_{it}]'$  nin kullanılmasını önermiřtir. Lee ve Strazicich (2003, 2004) testinde de yine Perron (1989) tarafından geliřtirilen Model A ve Model C kullanılmaktadır<sup>27</sup>. Bu modeller eřitlik (11) ve (12)'de gösterilmiřtir.

Model AA: Sabit Terimde Kırılmalı Model:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta T + \delta Y_{t-1} + \theta DU_{it}(T_b) + \sum_{j=1}^p \kappa_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (11)$$

Model CC: Hem Sabit Terimde Hem de Trendde Kırılmalı Model:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta T + \delta Y_{t-1} + \theta DU_{it}(T_b) + \gamma DT_{it}(T_b) + \sum_{j=1}^p \kappa_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (12)$$

Lee ve Strazicich (2003, 2004) bu modeller arasından "Hem Sabit Terimde Hem de Trendde Kırılmalı Model" olarak daha kapsamlı olduęu için eřitlik (12)'de yer alan Model CC'nin kullanılmasını tavsiye etmektedir. Burada  $DU_{it}$  ve  $DT_{it}$  yapısal kırılma kukla deęiřkenleri olup, eřitlik (13) ve (14)'deki gibi tanımlanmaktadır:

$$DU_{it} = \begin{cases} 1, & t > T_{bi} \\ 0, & t \leq T_{bi} \end{cases}, \quad i = 1, 2 \quad (13)$$

$$DT_{it} = \begin{cases} t - T_{bi}, & t > T_{bi} \\ 0, & t \leq T_{bi} \end{cases}, \quad i = 1, 2 \quad (14)$$

LS testinin uygulanabilmesi için hesaplanması gereken test istatistięi eřitlik (15)'in tahmini ile elde edilmektedir:

$$\Delta Y_t = \hat{\delta} \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \epsilon_t \quad (15)$$

(4.45)'te yer alan bu eřitlikte;  $\tilde{S}_t$  trendden arındırılmıř seri olup, eřitlik (16) kullanılarak elde edilmektedir:

$$\tilde{S}_t = Y_t - \Psi - Z_t \tilde{\delta} \quad (16)$$

LS testinin hipotezleri dięer testlerden farklıdır. Burada temel hipotez ( $H_0$ ); birim kökün varlıęını sadece yapısal kırılmanın olmadıęı durumlar için sorgulamaktadır. Çünkü farkı ařındıęında duraęan hale gelen ve yapısal kırılma barındıran bir seri, trend eklendięinde duraęan hale gelen ve yapısal kırılma barındıran seri ile benzer özellikte olabilmektedir (Lee ve Strazicich, 2004, s. 2-3).

Model AA için testin hipotezleri ařaęıdaki gibidir:

$$H_0: Y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + Y_{t-1} + v_{1t}$$

(Seride yapısal kırılmalar altında birim kök var yani duraęan deęil).

$$H_1: Y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + v_{2t}$$

(Seride yapısal kırılmalar altında birim kök yok yani duraęan).

Model CC için testin hipotezleri ařaęıdaki gibidir:

$$H_0: Y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 DU_{1t} + d_4 DU_{2t} + Y_{t-1} + v_{1t}$$

(Seride yapısal kırılmalar altında birim kök var yani duraęan deęil).

$$H_1: Y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + d_5 DT_{1t} + d_6 DT_{2t} + v_{2t}$$

(Seride yapısal kırılmalar altında birim kök yok yani duraęan).

Bu testte yapısal kırılma tarihi tau ( $\tau$ ) istatistięinin en küçük deęerini aldıęı dönemler olarak belirlenmektedir. Tau istatistięi ise eřitlik (17) kullanılarak hesaplanmaktadır.

<sup>27</sup> Lee ve Strazicich (2003) bu durumun nedenini; modelde sabit terimde kırılma olmaksızın trendde kırılma meydana gelmesinin olanaksız olmasıyla açıklamaktadır.

$$\tau = \frac{\hat{\phi}}{sh(\hat{\phi})} \quad (17)$$

Lee ve Strazicich (2003, 2004) testinde yapısal kırılma tarihi yine tau ( $\tau$ ) istatistiğinin minimum değerini aldığı noktalar olarak seçilmektedir. Bu amaçla kullanılan LM test istatistiği eşitlik (18)'deki gibi seçilir:

$$LM = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda) \quad (18)$$

Yapısal kırılma tarihi belirlenirken; baştan ve sondan %15'lik gözlem  $[0.15 * t, 0.85 * t]$  kesilir, ilk %15'lik gözlem ile bir regresyon yapılır, sonra bu aralıktaki gözlemler teker teker modele dahil edilip, tau istatistiği elde edilir. Tau istatistiğinin en küçük değerini aldığı nokta, yapısal kırılma noktası olarak seçilir (Hepkorucu, 2020, s. 48-49).

Lee ve Strazicich (2013) bu testin tek yapısal kırılma için uygun halini de üretmiş olup, bu testte sadece  $i = 1$  alınmaktadır (Güriş vd. 2020, s. 190-191). Bir Lagrange Çarpanı (*Lagrange Multiplier: LM*) testi olan LS testinde yapısal kırılma tarihleri yine içsel olarak, model tarafından, ağ araması yöntemiyle belirlenmektedir. Bu amaçla eşitlik (19) ve (20)'de gösterilen LM istatistiklerinden yararlanılır:

$$LM_{\rho} = \inf \tilde{\rho}(\lambda) \quad (19)$$

$$LM_{\tau} = \inf \tilde{\tau}(\lambda) \quad (20)$$

Gözlem sayısı  $T$  ve yapısal kırılma tarihi  $T_{bi}$  olmak üzere  $\lambda_i = \frac{T_{bi}}{T}$ ,  $i = 1, 2$  şeklindedir (Polat, 2021, s. 29). LS testinde elde edilen test istatistiğinin kritik değeri, ilgili kritik değerın mutlak değerinden büyük olduğunda  $H_0$  hipotezi reddedilir ve serinin durağan olduğuna karar verilir. Bu hipotezleri sınavabilmek için gerekli LS (2003, 2004) birim kök testi Gauss programı kullanılarak yapılmış olup, sonuçlar Tablo 9'da yer almaktadır.

**Tablo 9.** Lee-Strazicich (2003, 2004) Çift Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Seriler	Düzye Değeri				Birinci Fark			
	Model (AA)		Model (CC)		Model (AA)		Model (CC)	
	Sabitte Kırılmalı	Trendde Kırılmalı	Sabitte Kırılmalı	Trendde Kırılmalı	Sabitte Kırılmalı	Trendde Kırılmalı	Sabitte Kırılmalı	Trendde Kırılmalı
$LnTB$	-4.61*** [1976; 1980]	-6.21*** [1976; 1990]	-9.65*** [1985; 1987]	-9.99*** [1976; 2000]				
$LnX$	-2.51 [1980; 2014]	-4.29 [1987; 2006]	-6.14*** [1986; 2003]	-8.47*** [1997; 2006]				
$LnM$	-3.35 [1979; 2008]	-5.35** [1980; 2006]	-7.32*** [2002; 2014]	-8.28*** [1977; 2012]				
$LnREER$	-1.80 [1986; 2000]	-4.56 [1984; 2008]	-10.29*** [1987; 1995]	-9.99*** [1985; 2007]				
$LnY^d$	-2.86 [1979; 2010]	-6.02*** [1980; 1999]	-6.36*** [1978; 1996]	-7.17*** [1996; 2003]				
$LnY^f$	-3.45 [1995; 2009]	-6.01*** [1993; 2015]	-3.65* [1992; 1998]	-6.35*** [1994; 2014]				
$INF$	-2.30 [1998; 2002]	-4.57 [1996; 2002]	-7.80*** [1997; 2002]	-8.22*** [1976; 1982]				
$INT$	-2.07 [1992; 2000]	-6.07*** [1994; 2003]	-7.79*** [1990; 2001]	-9.47*** [1996; 1999]				
$LnTB^+$	-3.11 [1977; 1980]	-5.08* [1979; 2008]	-8.34*** [1980; 1998]	-9.41*** [1981; 1995]				
$LnX^+$	-2.58 [1980; 1986]	-3.97 [1987; 2006]	-5.44*** [1986; 2007]	-7.55*** [1998; 2006]				
$LnM^+$	-3.20 [1979; 1999]	-4.36 [1981; 2006]	-6.38*** [1980; 2012]	-7.34*** [1984; 2011]				
$LnREER^+$	-2.60 [1986; 1991]	-5.17* [1986; 2010]	-11.60*** [1988; 2006]	-10.63*** [1998; 2001]				
$LnY^{d+}$	-2.31 [2003; 2010]	-5.25* [1982; 2003]	-5.46*** [1997; 2004]	-7.03*** [2005; 2009]				
$LnY^{f+}$	-3.55* [2003; 2009]	-5.31** [1993; 2004]	-5.60*** [1992; 2001]	-6.49*** [1982; 1991]				
$INF^+$	-2.29 [1981; 1993]	-4.83 [1977; 1998]	-6.52*** [1991; 1996]	-8.11*** [1979; 2005]				
$INT^+$	-2.30 [1987; 2000]	-4.19 [1986; 2000]	-3.83* [1986; 1990]	-9.08*** [1986; 1989]				
$LnTB^-$	-3.25 [1979; 2007]	-6.63*** [1984; 2000]	-7.32*** [1982; 1987]	-7.41*** [1978; 1994]				
$LnX^-$	-2.28 [2010; 2014]	-5.05* [1986; 2007]	-7.80*** [1978; 2015]	-12.52*** [2006; 2009]				
$LnM^-$	-2.64 [2000; 2008]	-5.34** [1979; 1992]	-8.16*** [1989; 1991]	-9.15*** [2006; 2009]				
$LnREER^-$	-2.05 [1979; 2016]	-4.65 [1985; 2011]	-8.36*** [1987; 2005]	-8.47*** [1976; 2009]				
$LnY^{d-}$	-2.52 [1993; 2008]	-5.02* [1997; 2008]	-7.75*** [1978; 1989]	-8.46*** [1996; 2001]				
$LnY^{f-}$	-2.03 [1980; 2009]	-5.89*** [2000; 2015]	-2.71 [1990; 2011]	-7.79*** [2007; 2013]				
$INF^-$	-2.65 [1976; 1984]	-3.96 [1979; 2014]	-7.00*** [1981; 2002]	-9.60*** [1978; 1981]				
$INT^-$	-1.94 [1988; 2008]	-4.57 [1990; 2003]	-7.63*** [2003; 2013]	-9.26*** [1997; 2002]				
Kritik Değerler	%10 -3.50	%5 -3.84	%1 -4.54	%10 -4.98	%5 -5.28	%1 -5.82		

**Not:** Sabitte kırılmalı model için kritik değerler Lee-Strazicich (2003) çalışması sf 1084 Tablo 2 Model A'dan, trendde kırılmalı model için sf 1084 Tablo 2 Model C(I)'den alınmıştır. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. Köşeli parantez [] içindeki değerler, modelin içsel olarak belirlediği yapısal kırılma tarihleridir.

Tablo 9'daki LS birim kök testi sonuçlarına göre; seride birim kök vardır biçimindeki  $H_0$  hipotezi  $LnTB$  ve  $LnY^{f+}$  serileri için düzeyde reddedilirken, diğer seriler farkta reddedilebilmiş ve yapısal kırılmalar

altında seride birim kök yoktur řeklindeki  $H_1$  hipotezi reddedilemez. Bu durumda  $LnTB$  ve  $LnY^{f+}$  serileri için düzeyde, diđer seriler birinci farkta durađandır. LS testinin de Türkiye ve dünya ekonomisinde farklı dönemlerde yařanan yapısal kırılmaları da başarılı bir řekilde belirleyebildiđi görölmektedir. Bu serilerden  $LnTB$  serisinde 1976, 1980, 1985, 1987, 1990 ve 2000'de yapısal kırılma varken,  $LnTB^+$  serisinde 1977, 1979, 1980, 1981, 1995, 1998 ve 2008'de,  $LnTB^-$  serisinde 1978, 1979, 1982, 1984, 1987, 1994, 2000 ve 2007'de yapısal kırılma belirlenmiřtir.  $LnX$  serisinde 1980, 1986, 1987, 2003, 2006 ve 2014'te belirlenen yapısal kırılmalar  $LnX^+$ 'da 1980, 1986, 1987, 1998, 2006 ve 2007'de,  $LnX^-$ 'de 1978, 1986, 2006, 2007, 2009, 2014 ve 2015 kendini göstermiřtir. ZA yöntemiyle  $LnX^-$  serisinde sadece 2007'de yapısal kırılma tespit edilirken, LS yönteminde bu seride çok sayıda kırılmanın tespit edilmiř olması, LS testinin gücünü de göstermektedir.  $LnM$  serisinde 1976, 1980, 1985, 1987, 1990 ve 2000'de yapısal kırılma bulunurken 2008 kriziyle ilgili bir yapısal deđişim tespit edilememiř olması dikkat çekicidir. Ancak bu serinin pozitif bileřenlerine ( $LnM^+$ ) bakıldıđında 1979, 1981, 1984, 1999, 2006, 2011 ve 2012'de, negatif bileřenlerine ( $LnM^-$ ) bakıldıđında 1979, 1989, 1991, 1992, 2008 ve 2009'da yapısal kırılmalar olduđu görölmektedir. Sadece bu sonuç bile serilerin negatif ve pozitif bileřenlerine de bakılmasının gerekliliđini ortaya koymaktadır. Bu tarihlerden 1977-1978; İkinci Petrol Krizinin, 1980; 24 Ocak Ekonomik İstikrar Programı ve 12 Eylül 1980 Askeri darbesinin, 1990-1991; Sovyetler Birliđinin Dađılması, Dođu Almanya ile Batı Almanya'nın birleřmesi ve ABD öncülüğündeki uluslararası gücün Irak'a yönelik bařlattıđı Birinci Körfez Savařının, 1993-1994-1995; 5 Nisan 1994'te yařanan ekonomik krizin, 1996; Güney Dođu Asya Finans Krizinin, 1998; Rusya'nın moratoryum ilan etmesiyle görünür hale gelen dıř borç krizinin, 2001; řubat 2001'de yařanan bankacılık ve döviz krizinin, 2002; Bu tarihten itibaren uygulamaya konulan Güçlü Ekonomiye Geçiř Programı ve bu kapsamda hayata geçirilen enflasyon hedeflemesi rejiminin, 2003; ABD öncülüğünde Irak'a karřı bařlatılan İkinci Körfez Savařının, 2008-2009; ABD'nin ipotekli konut piyasasında bařlayıp, Türkiye'yi de etkileyen küresel ekonomik krizinin ve 2014-2015; ABD Merkez Bankası FED'in daraltıcı para politikası uygulamalarının Türkiye ve dünya ekonomisini belirgin biçimde etkilediđini göstermektedir.

Yapılan birim kök testinin bulguları bir arada deđerlendirildiđinde; analizde kullanılan tüm serilerin I(1) oldukları ifade edilebilir. Yani seriler düzey deđerlerinde durađan deđilken, ancak birinci farkları alındıđında durađan hale gelmiřlerdir. Sonraki analizlerde bu durumun göz önünde bulundurulması gerekmektedir.

Modelde yer alan seriler arasında eřbütünleřme iliřkisinin varlıđı; simetrik ve asimetrik eřbütünleřme testleri ile incelenmiřtir. Simetrik ve asimetrik testlerden elde edilen bulgular ařađıda yer almaktadır.

### Hatemi-J (2008) Çift Kırılmalı Simetrik Eřbütünleřme Testi ve Bulgular

Hatemi-J (2008), eřbütünleřme vektöründe iki tane yapısal kırılmaya izin veren ve bu kırılma tarihlerini içsel olarak belirleyebilen yapısal kırılmalı bir eřbütünleřme testi geliřtirmiřtir. Bu testte sabit terimdeki ve/veya eđim katsayısındaki yapısal kırılmaları eřanlı olarak inceleyebilmek için (21)'de yer alan eřitlik temel alınmaktadır:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 D_{1t} + \delta_2 D_{2t} + \gamma'_0 x_t + \gamma'_1 D_{1t} x_t + \gamma'_2 D_{2t} x_t + e_t \quad (21)$$

(21)'de yer alan eřitlikte;  $D_{1t}$  ve  $D_{2t}$  yapısal kırılmaları temsil eden kukla deđişkenler olup,  $\tau_1 \in (0,1)$  ve  $\tau_2 \in (0,1)$  eđim katsayılarında (*rejimde*) meydana gelen deđişimleri belirleyen parametrelerdir. Hatemi-J (2008) ilk kırılma noktasını ( $\tau_1$ ) veri setinin bařtan %15, sondan %30'luk bölümünü devre dıřı bırakarak (*kırpılarak*<sup>28</sup>)  $\tau_1 \in T_1 = (0.15, 0.70)$  aralıđında ve ikinci kırılma noktasını ( $\tau_2$ ) veri setinin bařtan %15, sondan %15'lik bölümünü devre dıřı bırakarak  $\tau_2 \in T_2 = (0.15, 0.85)$  aralıđında aramayı önermiř ve önsel olarak bilinmeyen bu yapısal kırılma tarihlerinin etkilerini  $D_{1t}$  ve  $D_{2t}$  kukla deđişkenleriyle temsil etmiřtir. Bu kukla deđişkenler eřitlik (22) ve (23)'teki gibi tanımlanmaktadır (Yılancı ve Öztürk, 2010, s. 267-268):

$$D_{1t} = \begin{cases} 0, & t \leq [n\tau_1] \\ 1, & t > [n\tau_1] \end{cases} \quad (22)$$

<sup>28</sup> Bu kavramın İngilizce karřılıđı; "trimining" řeklinde olup, kırılan kısımlarda bir eřbütünleřme vektörü üretilmekte, sonra her bir tarih (gözlem) bu modele eklenerek modelin KKT deđerleri hesaplanmaktadır. KKT'nin minimum olduđu noktadan sonra gelen ilk dönem ilk yapısal kırılma tarihi olarak belirlenmektedir. Bu tarih ilk kukla deđişkenle modele dahil edildikten sonra, aynı işlem ikinci yapısal kırılma tarihi için de yinelenmektedir (Yılancı ve Öztürk, 2010).



$$D_{2t} = \begin{cases} 0, & t \leq [n\tau_2] \\ 1, & t > [n2] \end{cases} \quad (23)$$

(22) ve (23)'te yer alan eşitliklerde;  $D_{1t}$  ve  $D_{2t}$  yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenlerdir. Yukarıda yer alana eşitlik (21)'de; yapısal kırılmalar yokken sabit terim  $\delta_0$ , eğim katsayısı  $\gamma'_0$  iken, 1. yapısal kırılma tarihi belirlendikten sonra (*bu yapısal kırılmanın varlığı durumunda*) sabit terim  $\delta_0 + \delta_1$ , eğim katsayısı  $\gamma'_0 + \gamma'_1$  haline gelmekte, 2. yapısal kırılma tarihi belirlendikten sonra (*bu yapısal kırılmanın varlığı durumunda*) ise sabit terim  $\delta_0 + \delta_1 + \delta_2$ , eğim katsayısı  $\gamma'_0 + \gamma'_1 + \gamma'_2$  haline gelmektedir (Hatemi-J, 2008, s. 498-499). Hatemi-J (2008) Eşbütünleşme testinin hipotezleri şu şekildedir:  $H_0$ : Seriler arasında eşbütünleşme yoktur iken,  $H_1$ : Eşbütünleşme vektöründe iki yapısal kırılma varken, seriler arasında eşbütünleşme vardır şeklinde kurulmaktadır. Bu hipotezleri sınavabilmek için gerekli test istatistiği, eşitlik (21)'in tahmininde elde edilen hata terimleri serisinin ( $e_t$ ) otoregresif süreçlerle açılmasında eğim katsayısının  $t$  istatistiğine dayalı  $Z_\alpha$  istatistiğinden yararlanılmaktadır.  $Z_\alpha$  istatistiğinin hesaplanmasında eşitlik (24)'ten yararlanılmaktadır:

$$Z_\alpha = n(\hat{\rho}^* - 1) \quad (24)$$

(24)'te yer alan bu eşitlikte;  $Z_\alpha$  ve  $Z_t$  test istatistiklerinin sapsması düzeltilmiş içsel bağıntı katsayısının tahmincisini ifade eden  $\hat{\rho}^*$  değeri, eşitlik (25) kullanılarak elde edilebilmektedir (Hatemi-J, 2008, s. 499-500):

$$\hat{\rho}^* = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (\hat{e}_t \hat{e}_{t+1} - \sum_{j=1}^B w(j/B) \hat{\phi}(j))}{\sum_{t=1}^{n-1} (\hat{e}_t^2)} \quad (25)$$

(25)'te yer alan bu eşitlik kullanılarak  $Z_t$  istatistiği, eşitlik (26)'daki gibi hesaplanabilir:

$$Z_t = \frac{(\hat{\rho}^* - 1)}{(\hat{\phi}(0) + 2 \sum_{j=1}^B w(j/B) \hat{\phi}(j)) / \sum_{t=1}^{n-1} (\hat{e}_t^2)} \quad (26)$$

(26)'da yer alan bu eşitlikte;  $\hat{\phi}(0) + 2 \sum_{j=1}^B w(j/B) \hat{\phi}(j)$  kısmı,  $\hat{e}_t$ 'nin  $\hat{e}_{t-1}$  üzerine dahil edilmesiyle ulaşılan uzun dönem varyansının tahmincisidir. Hatemi-J (2008) ise bu noktada test istatistiğini eşitlik (27), (28) ve (29) kullanarak hesaplamıştır:

$$ADF^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} ADF(\tau_1, \tau_2) \quad (27)$$

$$Z_t^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_t(\tau_1, \tau_2) \quad (28)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_\alpha(\tau_1, \tau_2) \quad (29)$$

Buradan elde edilecek test istatistikleri, Hatemi-J (2008) çalışmasında yer alan kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi Gauss programı kullanılarak her bir model için ayrı ayrı yapılmış olup, sonuçları Tablo 10'da yer almaktadır.

**Tablo 10. Hatemi-J (2008) Yapısal Kırılmah Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

Modeller	Modifiye Edilmiş ADF Test İst. (ADF*)	Phillips (Z <sub>t</sub> ) Test İst.	Phillips (Z <sub>α</sub> ) Test İst.
Model 1	-7.258 {1982; 1992}	-7.496 {1984; 1992}	-49.003 {1984; 1992}
Model 2	-7.452 {1984; 1989}	-7.153 {1976; 1983}	-49.029 {1976; 1983}
Model 3	-8.816*** {1975; 1988}	-9.006*** {1976; 1988}	-55.691 {1976; 1978}
<b>Kritik Değerler</b>			
	%1	%5	%10
ADF*, Z <sub>t</sub>	-8.353	-7.903	-7.705
Z <sub>α</sub>	-140.135	-123.870	-116.169

**Not:** { } içindeki değerler yapısal kırılma tarihleridir. Kritik değerler Hatemi-J (2008) sf 501 Tablo 1'den alınmıştır. \*\*\*, %1 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Tablo 10'daki bulgulara göre; Model 1 ve Model 2'de elde edilen test istatistikleri, ilgili kritik değerlerden mutlak değerce küçük olduğu için eşbütünleşme yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilemez ve bu modellerde eşbütünleşme yoktur. Model 3 için elde edilen  $ADF^*$  ve  $Z_t$  test istatistikleri ilgili kritik değerlerden mutlak değerce büyüktür. Yani  $ADF^*$  testi için  $|-8.816| > |-8.353|$  ve  $Z_t$  testi için  $|-9.006| > |-8.353|$  olduğundan  $H_0$  hipotezi %1 anlamlılık ta reddedilmiş ve bu modelde yer alan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilmiştir. Bu analizde ulaşılan sonuçlar, Engle

ve Granger (1987) eşbütünleşme testindeki sonuçlarla uyum içindedir. Hatemi-J (2008) yöntemi tarafından içsel olarak belirlenen yapısal kırılma tarihlerine bakıldığında; Petrol Krizleri (1973, 1978) ve 1974 Kıbrıs Barış Harekati'nin sonraki yıllara etkileri, 12 Eylül 1980 askeri darbesi sonrası ilk sivil hükümetin başa geldiği 1983 yılı, finansal serbestleşme adımları (1988, 1989) ve ara yerel seçimlerin yapıldığı 1992 yılları ön plana çıkmaktadır.

### Granger ve Yoon (2002) Asimetrik Eşbütünleşme Testi ve Bulgular

Asimetrik analizlere yönelik ilk araştırma Granger ve Yoon (2002) “*Hidden Cointegration: Saklı Eşbütünleşme*” testi çalışmasıdır. Granger ve Yoon (2002) serilerin bütün halleriyle yapılacak analizlerde bir kısım ilişkilerin gözden kaçabileceğini öne sürerek, asimetrik (*saklı*) eşbütünleşme testlerinin yapılması gerektiğini öne sürmüştür. Bu düşüncenin arkasında yatan etken; serilerin sadece belirli tip şoklara tepki verirken, diğer şok türlerine tepkisiz kalmaları ya da farklı yönde tepki veriyor olabilmeleridir (Engeloğlu, 2020, s. 45). Örneğin; Keynesyen fiyat teorisinde fiyatların yukarı doğru esnek, aşağı doğru yapışkan olması (Bilir, 2017), fiyat serisinin sadece maliyetlerdeki artış yönlü şoklara tepki vereceğini, maliyetlerdeki azalma yönlü şoklar karşısında duyarsız kalacağını göstermektedir<sup>29</sup>. Bu durumda; belki maliyetler ile fiyat serisi arasında bir eşanlı hareket söz konusu olmazken, pozitif şoklar arasında bir eşbütünleşme yakalanabilecektir. Granger ve Yoon (2002) bu düşünceden hareketle serilerin pozitif ve negatif birikimli şoklara ayrılmasını ve bu şoklar arasında eşbütünleşmenin varlığının da sınanmasını tavsiye etmiştir. Yazarlar burada; serilerin normal halleriyle tespit edilemeyen eşbütünleşme ilişkilerinin, bir de serilerin negatif ve pozitif birikimli şokları kullanılarak araştırılmasını önermekte ve serilerin alt şokları arasında tespit edilecek ilişkiye “*Asimetrik ya da Saklı Eşbütünleşme İlişkisi*” adını vermektedir. Granger ve Yoon (2002) böylece ele alınan seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olmasa bile bu serilerin pozitif ve/veya negatif bileşenleri arasında tespit edilebileceğini ifade etmiştir (Yılcı ve Bozoklu, 2014, s. 214). Granger ve Yoon (2002) tam rassal yürüyüş sürecine sahip  $X$  ve  $Y$  gibi iki seriyi pozitif ve negatif bileşenlerine ayırabilmek için eşitlik (30) ve (31)'de yer alan prosedürü önermiştir:

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j \quad (30)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \epsilon_t = Y_0 + \sum_{j=1}^t \epsilon_j \quad (31)$$

(30) ve (31)'de yer alan bu eşitlikte;  $t = 1, 2, \dots, t$  ve  $Y_0$  ile  $X_0$  başlangıç (*sabit katsayı*) değerleridir.  $\varepsilon_t$  ve  $\epsilon_t$  ortalaması sıfır, varyansı sabit hata terimleri (*beyaz, güriiltü artuk terimleri*) serileridir (Kaya, Demir ve Tıgılı, 2016, s. 151). Buradan hareketle; eşitlik (30)'da yer alan  $X_t$  serisinin pozitif ve negatif şoklarına ulaşabilmek için (32) ve (33)'teki eşitlikleri kullanılmaktadır;

$$\varepsilon_j^y = \min(\varepsilon_j, d) \quad (32)$$

$$\varepsilon_j^a = \max(\varepsilon_j, d) \quad (33)$$

(31)'de yer alan bu eşitlikte;  $Y_t$  serisinin pozitif ve negatif şoklarına ulaşabilmek için (34) ve (35)'teki eşitlikler kullanılmaktadır;

$$\epsilon_j^y = \min(\epsilon_j, d) \quad (34)$$

$$\epsilon_j^a = \max(\epsilon_j, d) \quad (35)$$

Bu denklemlerde yer alan  $d$ ; eşik değer olup, genel olarak  $d = 0$  alınmaktadır. Ayrıca;

$$\varepsilon_j = \varepsilon_j^y + \varepsilon_j^a - d \quad (36)$$

$$\epsilon_j = \epsilon_j^y + \epsilon_j^a - d \quad (37)$$

Şeklinde oldukları kabul edilmektedir. Bu eşitlikler (36) ve (37) tekrar düzenlendiğinde;

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j^y + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j^a - dt \quad (38)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \epsilon_t = Y_0 + \sum_{j=1}^t \epsilon_j^y + \sum_{j=1}^t \epsilon_j^a - dt \quad (39)$$

<sup>29</sup> Günümüzde uluslararası petrol fiyatları artarken Türkiye'de petrol satış fiyatları hızla artmasına karşın, petrol fiyatları azalırken yurtiçinde fiyatlar ya çok az düşmekte ya da hiç düşmemektedir. Bu durum fiyatların yukarı doğru esnek, aşağı doğru yapışkan olmasını çok güzel örneklendirmektedir.

(38) ve (39)’da yer alan eşitlikler elde edilir. Buradan  $X_t$  serisinin negatif ve pozitif birikimli şokları sırasıyla;  $X_t^V = \sum_{j=1}^t \varepsilon_j^V$  ve  $X_t^A = \sum_{j=1}^t \varepsilon_j^A$  iken,  $Y_t$  serisinin negatif ve pozitif birikimli şokları da sırasıyla;  $Y_t^V = \sum_{j=1}^t \varepsilon_j^V$  ve  $Y_t^A = \sum_{j=1}^t \varepsilon_j^A$  ile elde edilebilir.  $Y_0$  ve  $X_0$  başlangıç değerlerinin sabit olduğu varsayımı altında  $X_t$  ve  $Y_t$  serileri şöyle ifade edilebilir;  $X_t = X_0 + X_t^V + X_t^A$  ve  $Y_t = Y_0 + Y_t^V + Y_t^A$ . Bu denklemler tekrar düzenlendiğinde;  $\Delta X_t^V = \varepsilon_t^-$ ,  $\Delta X_t^A = \varepsilon_t^+$ ,  $\Delta Y_t^V = \varepsilon_t^-$  ve  $\Delta Y_t^A = \varepsilon_t^+$  eşitliklerine ulaşılır. Granger ve Yoon (2002)  $X_t$  ve  $Y_t$  serisini pozitif ( $X_t^+$ ,  $Y_t^+$ ) ve negatif ( $X_t^-$ ,  $Y_t^-$ ) birikimli şoklarına ayrıştırabilmek için (40), (41), (42) ve (43)’teki eşitliklerden yararlanılmasını önermiştir:

$$X_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta X_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta X_j, 0) \quad (40)$$

$$X_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta X_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta X_j, 0) \quad (41)$$

$$Y_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta Y_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta Y_j, 0) \quad (42)$$

$$Y_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta Y_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta Y_j, 0) \quad (43)$$

(40)’da yer alan bu eşitlikte;  $\Delta X_j > 0$  olduğunda  $X_t^+ = \Delta X_j$  değerini alırken,  $\Delta X_j \leq 0$  olduğunda  $X_t^+ = 0$  değerini alacaktır. Benzer şekilde eşitlik (41)’de  $\Delta X_j < 0$  olduğunda  $X_t^- = \Delta X_j$  değerini alırken,  $\Delta X_j \geq 0$  olduğunda  $X_t^- = 0$  değerini alacaktır. Aynı üretim süreci eşitlik (42) ve (43)’te yer alan  $Y$  serisinin pozitif ( $Y_t^+$ ) ve negatif ( $Y_t^-$ ) birikimli şokları için de geçerlidir.  $\varepsilon_i \sim N(0,1)$  varsayımıyla ( $\varepsilon_i^+$ ,  $\varepsilon_i^-$ ) için  $E(\varepsilon_i^+, \varepsilon_i^-) = 0$  ve  $\varepsilon_i^+ \sim d\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}, \frac{1}{2} \frac{\pi-1}{\pi}\right)$  biçimindedir. Buradaki  $d(.,.)$  rassal hata teriminin ortalamasını ve varyansını göstermektedir. İlave olarak  $v_i^+ = \varepsilon_i^+ - \frac{1}{\sqrt{2\pi}}$  şeklinde tanımlandığında,  $v_i^+ \sim d\left(0, \frac{1}{2} \frac{\pi-1}{\pi}\right)$  olup, buradan  $X_t^+ = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}t + \sum_{i=1}^t v_i^+$  haline gelecektir. Artık  $X_t^+$  tam rassal yürüyüş sürecine değil, kaymalı rassal yürüyüş sürecine sahiptir. Buna benzer bir durum  $X_t^-$  için de geçerlidir. Bu işlemler sonucunda serilerin pozitif ve negatif birikimli şokları sırasıyla  $\{X_t^+, Y_t^+\} = \{\sum_{i=1}^t \varepsilon_i^+, \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^+\}$  ve  $\{X_t^-, Y_t^-\} = \{\sum_{i=1}^t \varepsilon_i^-, \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^-\}$  şeklinde olacaktır (Granger ve Yoon, 2002: 6-8). Böylece  $X$  ve  $Y$  serilerinin pozitif ve negatif birikimli şokları elde edilip, bunlar arasındaki eşbütünleşme ilişkilerine bakılabilir. Buradan elde edilen pozitif ve negatif birikimli şoklar arasında Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme testi yapıldığında Granger ve Yoon (2002) eşbütünleşme testi gerçekleştirilmiş olmaktadır (Erdaş ve Göçmen Yağcılar, 2021, s. 209). Testin hipotezleri şu şekildedir:  $H_0$ : Seriler arasında eşbütünleşme yoktur iken,  $H_1$ : Seriler arasında eşbütünleşme vardır şeklinde kurulmaktadır. Yapılan test sonucunda  $H_0$  hipotezi reddedilebilirse seriler arasında asimetrik eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilir (Başışık ve Dursun, 2021, s. 264). Çalışmada Granger ve Yoon (2002) asimetrik eşbütünleşme testi Eviews 10 programı kullanılarak her bir model için ayrı ayrı yapılmış olup, elde edilen sonuçlar Tablo 11’de sunulmuştur.

**Tablo 11.** Granger ve Yoon (2002) Asimetrik Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Modeller	Tau İstatistiği	Olasılık Değeri	Z İstatistiği	Olasılık Değeri
Model 1 (Pozitif Birikimli Şoklar)	-3.50	0.36	-24.33	0.17
Model 1 (Negatif Birikimli Şoklar)	-2.41	0.84	-21.34	0.29
Model 2 (Pozitif Birikimli Şoklar)	-3.54	0.34	-17.97	0.46
Model 2 (Negatif Birikimli Şoklar)	-3.52	0.35	-20.27	0.34
Model 3 (Pozitif Birikimli Şoklar)	-3.99	0.29	-23.76	0.32
Model 3 (Negatif Birikimli Şoklar)	-3.18	0.66	-14.75	0.79

Not: Optimum gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriteri ile belirlenmiştir.

Tablo 11’deki bulgulara göre olasılık değerleri 0.10’dan küçük olmadığı için, seriler arasında eşbütünleşme yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilemez. O halde bu modellerin hiçbirinde Granger ve Yoon (2002) asimetrik (*saklı*) eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

### Hatemi-J ve Irandoust (2012) Asimetrik Eşbütünleşme Testi ve Bulgular

Hatemi-J ve Irandoust (2012), Granger ve Yoon (2002) tarafından geliştirilen yöntemlerle pozitif ve negatif birikimli şoklarına ayrıştırılan seriler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığını Johansen (1988) eşbütünleşme testinin algoritmasıyla test etmiştir (Şener, Yılanıcı ve Tıraşoğlu, 2013, s. 239). Hatemi-J ve

Irاندoust (2012)  $Y_t$  ve  $X_t$  serileri arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığını sınavabilmek için önce serileri AR(1) sürecine göre açmıştır:

$$Y_t = Y_{t-1} + \epsilon_t = Y_0 + \sum_{j=1}^t \epsilon_j \quad (44)$$

$$X_t = X_{t-1} + \epsilon_t = X_0 + \sum_{j=1}^t \epsilon_j \quad (45)$$

(44) ve (45)'te yer alan bu eşitlikte;  $t = 1, 2, \dots, T$  ve  $Y_0$  ile  $X_0$  başlangıç değerleridir. Eşitlik (44)'de yer alan  $Y_t$  serisinin pozitif ve negatif şoklarına ulaşabilmek için (46) ve (47)'deki eşitlikler kullanılır;

$$\epsilon_j^- = \min(\epsilon_j, d) \quad (46)$$

$$\epsilon_j^+ = \max(\epsilon_j, d) \quad (47)$$

(45)'te yer alan bu eşitlikte;  $X_t$  serisinin pozitif ve negatif şoklarına ulaşabilmek için (48) ve (49)'daki eşitlikleri kullanılır:

$$\epsilon_j^- = \min(\epsilon_j, d) \quad (48)$$

$$\epsilon_j^+ = \max(\epsilon_j, d) \quad (49)$$

Bu denklemlerde yer alan  $d$ ; eşik değeri olup, genel olarak  $d = 0$  alınmaktadır. Ayrıca;

$$\epsilon_j = \epsilon_j^- + \epsilon_j^+ + d \quad (50)$$

$$\epsilon_j = \epsilon_j^- + \epsilon_j^+ + d \quad (51)$$

şeklinde oldukları kabul edilmektedir. Bu eşitlikler (50) ve (51) tekrar düzenlendiğinde;

$$Y_t = Y_{t-1} + \epsilon_t = Y_0 + \sum_{j=1}^t \epsilon_j^- + \epsilon_j^+ \quad (52)$$

$$X_t = X_{t-1} + \epsilon_t = X_0 + \sum_{j=1}^t \epsilon_j^- + \epsilon_j^+ \quad (53)$$

(52) ve (53)'te yer alan eşitlikler elde edilir. Buradan  $Y_t$  serisinin negatif ve pozitif birikimli şokları sırasıyla;  $Y_t^- = \sum_{j=1}^t \epsilon_j^-$  ve  $Y_t^+ = \sum_{j=1}^t \epsilon_j^+$  iken,  $X_t$  serisinin negatif ve pozitif birikimli şokları da sırasıyla;  $X_t^- = \sum_{j=1}^t \epsilon_j^-$  ve  $X_t^+ = \sum_{j=1}^t \epsilon_j^+$  ile elde edilebilir.  $Y_0$  ve  $X_0$  başlangıç değerlerinin sabit olduğu varsayımı altında  $Y_t$  ve  $X_t$  serileri şöyle ifade edilebilir;  $Y_t = Y_0 + Y_t^- + Y_t^+$  ve  $X_t = X_0 + X_t^- + X_t^+$ . Bu denklemler tekrar düzenlendiğinde;  $\Delta Y_t^- = \epsilon_t^-$ ,  $\Delta Y_t^+ = \epsilon_t^+$ ,  $\Delta X_t^- = \epsilon_t^-$  ve  $\Delta X_t^+ = \epsilon_t^+$  eşitliklerine ulaşılır. Buradan elde edilen pozitif ve negatif birikimli şoklar arasında Johansen (1988) eşbütünlüşme testi yapıldığında Hatemi-J ve Irاندoust (2012) eşbütünlüşme testine ulaşılmaktadır (Şener, Yılancı ve Tıraşođlu, 2013, s. 239). Hatemi-J ve Irاندoust (2012) eşbütünlüşme testinin hipotezleri de Johansen (1988) eşbütünlüşme testininkilerle aynıdır:  $H_0$ : Seriler arasında eşbütünlüşme yoktur iken,  $H_1$ : Seriler arasında eşbütünlüşme vardır şeklinde kurulmaktadır. Yapılan test sonucunda  $H_0$  hipotezi reddedilebilirse seriler arasında asimetrik eşbütünlüşme ilişkisinin var olduğuna karar verilir (Barışık ve Dursun, 2021, s. 264). Çalışmada Hatemi-J ve Irاندoust (2012) asimetrik eşbütünlüşme testi Eviews 10 programı kullanılarak her bir model için ayrı ayrı yapılmış olup, elde edilen sonuçlar Tablo 12'de sunulmuştur.

**Tablo 12.** Hatemi-J ve Irاندoust (2012) Asimetrik Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

Modeller	OGU	LM	HT	TS	İz İstatistiđi	Kritik Deđer		Öz Deđer İstatistiđi	Kritik Deđer (%)	
						Hiçbiri*	En Çok 1*			
Model 1 (Pozitif Şoklar)	3	0.12	0.04	4	Hiçbiri*	117.38	88.80	Hiçbiri*	49.76	38.33
					En Çok 1*	67.62	63.87	En Çok 1	28.19	32.11
					En Çok 2	39.42	42.91	En Çok 2	23.15	25.82
					En Çok 3	16.27	25.87	En Çok 3	8.60	19.38
					En Çok 4	7.6	12.51	En Çok 4	7.66	12.51
Model 1 (Negatif Şoklar)	1	0.09	0.00	4	Hiçbiri	67.38	88.80	Hiçbiri	25.43	38.33
					En Çok 1	41.95	63.87	En Çok 1	16.83	32.11
					En Çok 2	25.11	42.91	En Çok 2	12.77	25.82
					En Çok 3	12.34	25.87	En Çok 3	9.00	19.38
					En Çok 4	3.33	12.51	En Çok 4	3.33	12.51
Model 2 (Pozitif Şoklar)	1	0.05	0.06	3	Hiçbiri*	95.58	69.81	Hiçbiri*	38.400	33.87
					En Çok 1*	57.18	47.85	En Çok 1*	29.97	27.58
					En Çok 2	27.21	29.79	En Çok 2	19.06	21.13
					En Çok 3	8.14	15.49	En Çok	8.08	14.26
					En Çok 4	0.06	3.84	En Çok 4	0.06	3.84
Model 2 (Negatif Şoklar)	1	0.10	0.00	5	Hiçbiri*	90.20	79.34	Hiçbiri*	38.39	37.16
					En Çok 1	51.81	55.24	En Çok 1	26.05	30.81



					En Çok 2	25.75	35.01	En Çok 2	19.22	24.25
					En Çok 3	6.53	18.39	En Çok 3	6.23	17.14
					En Çok 4	0.30	3.84	En Çok 4	0.30	3.84
					Hiçbiri*	124.24	95.75	Hiçbiri*	53.83	40.07
					En Çok 1*	70.40	69.81	En Çok 1*	36.99	33.87
Model 3 (Pozitif Şoklar)	2	0.61	0.01	3	En Çok 2	33.41	47.85	En Çok 2	17.15	27.58
					En Çok 3	16.25	29.79	En Çok 3	9.72	21.13
					En Çok 4	6.53	15.49	En Çok 4	5.69	14.26
					En Çok 5	0.83	3.84	En Çok 5	0.83	3.84
					Hiçbiri*	104.83	95.75	Hiçbiri*	31.39	40.07
Model 3 (Negatif Şoklar)	2	0.58	0.43	3	En Çok 1*	73.43	69.81	En Çok 1	28.23	33.87
					En Çok 2	45.20	47.85	En Çok 2	17.89	27.58
					En Çok 3	27.31	29.79	En Çok 3	13.45	21.13
					En Çok 4	13.86	15.49	En Çok 4	10.27	14.26
					En Çok 5	3.58	3.84	En Çok 5	3.58	3.84

Not: \*\*\*, \*\* ve \*; modelde yer verilen seriler arasında istatistiksel olarak %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünlük ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. OGU; Optimum Gecikme Uzunluğunu, LM; Otokorelasyon testi olasılık değerini, HT; değişen varyans testi olasılık değerini, TS; trend spesifikasyonunu göstermektedir.

Tablo 12’de Model 1’de yer alan serilerin pozitif şokları arasında yapılan eşbütünlük sınavında iz istatistiğinde ilk iki durumda, öz değer istatistiğinde ilk durumda elde edilen test istatistiği %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerden büyük olduğu için seriler arasında eşbütünlük yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Ama bu modelde yer alan serilerin negatif bileşenleri arasında yapılan eşbütünlük sınavında elde edilen test istatistiklerinin kritik değerden daha küçük olması nedeniyle  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda Model 1’de yer alan seriler arasında asimetrik (gizli-saklı) nedensellik ilişkisinin var olduğuna karar verilmiştir. Model 2’de yer alan serilerin pozitif şokları arasında yapılan eşbütünlük sınavında iz istatistiğinde de öz değer istatistiğinde de ilk iki durumda elde edilen test istatistikleri, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olduğu için seriler arasında eşbütünlük yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiş, eşbütünlüğün var olduğuna karar verilmiştir. Model 2’de yer alan serilerin negatif bileşenleri arasında yapılan eşbütünlük sınavında iz istatistiğinde de öz değer istatistiğinde de ilk durumda elde edilen test istatistikleri, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olduğu için seriler arasında eşbütünlük yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir ve eşbütünlük vardır. O halde Model 2’de yer alan seriler arasında da asimetrik eşbütünlük ilişkileri söz konusudur. Model 3’te yer alan serilerin pozitif şokları arasında yapılan eşbütünlük sınavında iz istatistiğinde ilk iki durumda elde edilen test istatistikleri, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olduğu için seriler arasında eşbütünlük yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiş, eşbütünlüğün var olduğuna karar verilmiştir. Model 3’te yer alan serilerin negatif bileşenleri arasında yapılan eşbütünlük sınavında iz istatistiğinde öz değer istatistiğinde ilk iki durumda elde edilen test istatistikleri, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olduğu için seriler arasında eşbütünlük yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir ve eşbütünlük vardır. Ama bu durum öz değer istatistiği için geçerli değildir. Kısaca, Model 3’te yer alan seriler arasında da asimetrik eşbütünlük ilişkileri söz konusudur.

Modelde yer alan seriler arasında nedensellik ilişkisinin varlığı; simetrik ve asimetrik nedensellik testleri ile incelenmiştir. Simetrik ve asimetrik testlerden elde edilen bulgular aşağıda yer almaktadır.

### Hacker-Hatemi-J (2006) Simetrik Nedensellik Testi ve Bulgular

Hacker ve Hatemi-J (2006), farklı seviyelerde durağan seriler arasındaki nedensellik ilişkilerini test edebilmek için Toda ve Yamamoto (1995) gibi standart ki-kare ( $\chi^2$ ) test istatistiğini kullanmak yerine, bootstrap simülasyonu yardımıyla, veri setine özgü kritik değerler üretmeyi önermiştir. Buna gerekçe olarak; Toda ve Yamamoto (1995) testindeki hata terimleri ( $\varepsilon_t$ ) normal dağılıma sahip olmadığında ya da ARCH sürecine sahip olduklarında MWALD testinin sapmalı sonuçlar veriyor olmasını göstermiştir (Kaplan, 2019, s. 81). Bu testte öncelikle bir VAR( $p$ ) süreci göz önünde bulundurulmaktadır:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (54)$$

(54)’te yer alan bu eşitlikte  $y_t$ ,  $v$  ve  $\varepsilon_t$ ;  $n$  boyutlu vektörler ve  $A_r$ ,  $r$ . gecikme için  $n \times n$  boyutlu parametreler vektörüdür. Serilerin en büyük entegre olma derecesi yine  $d$  olmak üzere model VAR( $p + d$ ) haline getirildiğinde eşitlik (55)’e ulaşılır:

$$y_t = \hat{v} + \hat{A}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{A}_p y_{t-p} + \dots + \hat{A}_{p+d} y_{t-p-d} + \hat{\varepsilon}_t \quad (55)$$

Burada örneklem boyutu  $T$  olmak üzere aşağıdaki tanımlamalar yapılabilir:

$$Y = (y_1, \dots, y_T) \quad (56)$$

Bu ifade  $nxT$  boyutunda bir matrisi ifade etmektedir.

$$D = (\hat{v}, \hat{A}_1, \dots, \hat{A}_p, \dots, \hat{A}_{p+d}) \quad (57)$$

(57)'de yer alan bu eřitlikte;  $D$  ise  $(nx(1 + n(p + d)))$  boyutunda bir matrisi ifade etmektedir. Buradan;

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p-d-1} \end{bmatrix} \quad (58)$$

řeklinde olup,  $t = 1, \dots, T$  iind  $(1 + n(p + d))x1$  boyutunda matrisi ifade edecektir.

$$Z := (Z_0, \dots, Z_{T-1}) \quad (59)$$

$(1 + n(p + d))xT$  boyutunda bir matrisi ve

$$\hat{\delta} := (\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T) \quad (60)$$

$(nxT)$  boyutundaki matrisi ifade etmektedir. Hacker ve Hatemi-J (2006) testinin boř hipotezi:  $H_0: C\beta = 0$  řeklinde olup, bu hipotezi test edebilmek iin gerekli kritik deęerler bootstrap simulasyonu yardımıyla elde edilmektedir (Hacker ve Hatemi-J, 2006, s. 1490-1491). Hacker ve Hatemi-J (2006), bu testteki optimum gecikme uzunluęunu eřitlik (61)'de yer alan bilgi kriterinin minimize edilmesiyle, isel olarak belirlenmesini önermiřtir:

$$HJC = Ln(det\hat{\Omega}_j) + j \left( \frac{n^2 LnT + 2n^2 Ln(LnT)}{2T} \right), \quad j = 0, 1, \dots, p \quad (61)$$

(61)'de yer alan bu modelde,  $det\hat{\Omega}_j$ ;  $VAR(j)$  modelindeki hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisinin determinantını,  $n$ ; deęiřken sayısını ve  $T$ ; örneklem zaman boyutunu ifade etmektedir (Demez, Kızılkaya ve Daę, 2019, s. 624; Kaya, Demir ve Tıęlı, 2016, s. 152). Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testinde bir  $X$  serisinden  $Y$  serisine doęru nedensellik iliřkisinin varlıęı eřitlik (62)'de yer alan model yardımıyla sınıanır (evik ve Zeren, 2014):

$$Y_t = v + C_1 Y_{t-1} + \dots + C_{p+d} Y_{t-p-d} + D_1 X_{t-1} + \dots + D_{p+d} X_{t-p-d} + \varepsilon_t \quad (62)$$

Hacker ve Hatemi-J (2006) simetrik nedensellik testinde sınıan hipotezler řu řekildedir:  $H_0: D_i = 0, i = 1, \dots, p + d$ ,  $X$ 'ten  $Y$ 'ye doęru simetrik nedensellik yoktur iken,  $H_1: D_i \neq 0, i = 1, \dots, p + d$ ,  $X$ 'ten  $Y$ 'ye doęru simetrik nedensellik vardır řeklinde kurulmaktadır. Bu hipotezleri sınıamak iin gerekli kritik deęerler de bootstrap simulasyonu ile retilmektedir (Hatemi-J ve Uddin, 2014, s. 377). Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi Gauss programı kullanılarak yapılmıř olup, sonuları Tablo 13'te yer almaktadır.

**Tablo 13.** Hacker ve Hatemi-J (2006) Simetrik Nedensellik Testi Sonuları (Model 1)

Nedensellięin Yönu (Temel Hipotez)	SBC	MWALD Test İstatistięi	Bootstrap Kritik Deęerleri		
			%1	%5	%10
$LnREER \rightarrow LnX$	1	1.054	7.339	4.102	2.875
$LnX \rightarrow LnREER$	1	0.453	6.953	4.036	2.866
$INT \rightarrow LnX$	1	0.741	7.721	4.083	2.887
$LnX \rightarrow INT$	1	0.477	7.373	4.042	2.770
$INF \rightarrow LnX$	1	0.568	7.509	4.198	2.927
$LnX \rightarrow INF$	1	4.912**	7.553	4.175	2.923
$LnY^f \rightarrow LnX$	1	0.523	8.434	4.577	3.169
$LnX \rightarrow LnY^f$	1	4.439**	7.881	4.335	2.894

**Not:** SBC; Schwarz bilgi kriterine göre program tarafından otomatik olarak belirlenen optimum gecikme uzunluęunu ifade etmektedir. Kritik deęerler 1000 bootstrap ile retilmiřtir. \*\* %5 anlamlılık seviyesinde nedensellięin varlıęını göstermektedir.

Tablo 13'teki bulgulara göre; Türkiye'de ihracattan enflasyona ve ihracattan dünyadaki ortalama kiři bařına duiřen reel milli gelire doęru yapılan sınıamalarda elde edilen test istatistikleri (4.912 ve 4.439), ilgili kritik deęerlerden (4.175 ve 4.335)'ten büyük olduęu iin, nedensellik yoktur řeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiř ve ilgili yönlere nedensellik iliřkilerinin var olduęuna karar verilmiřtir. Yani Türkiye'de

ihracattan enflasyona ve dünyadaki ortalama kişi başına düşen reel milli gelire doğru tek yönlü nedensellik ilişkileri vardır. Model 2’de yer alan seriler arasında yapılan Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi Gauss programı kullanılarak yapılmış olup, sonuçları Tablo 14’te yer almaktadır.

**Tablo 14.** *Hacker ve Hatemi-J (2006) Simetrik Nedensellik Testi Sonuçları (Model 2)*

Nedenselliğin Yönü (Temel Hipotez)	SBC	MWALD Test İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri		
			%1	%5	%10
$LnREER \rightarrow LnM$	1	0.372	7.143	4.123	2.860
$LnM \rightarrow LnREER$	1	0.318	7.680	4.138	2.889
$INF \rightarrow LnM$	1	0.083	7.462	4.167	2.904
$LnM \rightarrow INF$	1	0.699	7.336	4.042	2.910
$INT \rightarrow LnM$	1	3.547*	7.222	4.118	2.859
$LnM \rightarrow INT$	1	1.884	7.486	4.003	2.809
$LnY^d \rightarrow LnM$	1	0.694	7.757	4.212	2.895
$LnM \rightarrow LnY^d$	1	0.08	7.638	4.277	2.868

**Not:** SBC; Schwarz bilgi kriterine göre program tarafından otomatik olarak belirlenen optimum gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Kritik değerler 1000 bootstrap ile üretilmiştir. \* %10 anlamlılık seviyesinde nedenselliğin varlığını göstermektedir.

Tablo 14’teki bulgulara göre; Türkiye’de faiz oranlarından ithalata doğru yapılan sınamada elde edilen test istatistiği (3.547), %10 anlamlılık düzeyine sahip kritik değerden (2.859) büyük olduğu için, nedensellik yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. O halde Türkiye’de faiz oranlarından ithalata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Model 3’te yer alan seriler arasında yapılan Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi Gauss programı kullanılarak yapılmış olup, sonuçları Tablo 15’te yer almaktadır.

**Tablo 15.** *Hacker ve Hatemi-J (2006) Simetrik Nedensellik Testi Sonuçları (Model 3)*

Nedenselliğin Yönü (Temel Hipotez)	SBC	MWALDTest İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri		
			%1	%5	%10
$LnREER \rightarrow LnTB$	2	0.914	7.601	4.284	2.972
$LnTB \rightarrow LnREER$	2	1.775	7.441	4.135	2.861
$INF \rightarrow LnTB$	2	0.163	8.020	4.408	2.999
$LnTB \rightarrow INF$	2	0.561	7.741	4.239	2.955
$INT \rightarrow LnTB$	2	2.053	7.558	4.126	2.850
$LnTB \rightarrow INT$	2	1.118	7.628	4.220	2.864
$LnY^f \rightarrow LnTB$	2	0.372	7.019	3.928	2.756
$LnTB \rightarrow LnY^f$	2	0.077	7.658	4.223	2.928
$LnY^d \rightarrow LnTB$	2	1.192	7.471	4.124	2.916
$LnTB \rightarrow LnY^d$	2	0.114	7.078	4.077	2.820

**Not:** SBC; Schwarz bilgi kriterine göre program tarafından otomatik olarak belirlenen optimum gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Kritik değerler 1000 bootstrap ile üretilmiştir.

Tablo 15’te elde edilen test istatistiklerinin tamamı, ilgili kritik değerlerden küçük olduğu için nedensellik yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilememiş ve bu değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığına karar verilmiştir.

### Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi ve Bulgular

Granger (1969), Toda ve Yamamoto (1995) ve Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testlerinde serilerin pozitif ve negatif bileşenlerinin etkilerinin aynı olduğu varsayılmaktadır (Kaplan, 2019, s. 81). Oysa piyasalarda asimetrik bilginin varlığı ve piyasadaki katılımcıların heterojen yapıda olması, piyasa aktörlerinin aynı büyüklükteki pozitif ve negatif şoklara benzer tepkiler vermemesi sonucunu doğurmaktadır (Yılcı ve Bozoklu, 2014, s. 213-214). Literatürdeki bu boşluğu göre Hatemi-J (2012) klasik nedensellik testlerinin tespit edemediği değişkenler arasında saklı (*gizli-örtük*) bir ilişkinin varlığının olabileceği ve bu gizli ilişkinin de pozitif ve negatif bileşenler arasındaki asimetrik ilişkinin dikkate alınmasıyla tahmin edilebileceğini ortaya koymuştur. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testinde serilerdeki pozitif ve negatif şokları birbirinden ayırarak, finansal piyasalarda yeralan asimetrik bilginin varlığını dikkate almaktadır (Hatemi-J, 2012, s. 448). Bu bağlamda, Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi, pozitif ve negatif birikimli şoklar arasındaki nedenselliği incelemekte olup, hem durağan hem de durağan olmayan serilere uygulanabilmektedir. Hatemi-J (2012) rassal yürüyüş sürecine sahip  $Y_t$  ve  $X_t$  serileri arasındaki nedensellik ilişkilerini inceleyebilmek için öncelikle bu serileri AR(1) sürecine göre açmıştır Hatemi-J (2012, s. 447-448):

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t = Y_0 + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j \quad (63)$$

$$X_t = X_{t-1} + \epsilon_t = X_0 + \sum_{j=1}^t \epsilon_j \quad (64)$$

(63) ve (64)'te yer alan bu modellerde;  $t = 1, 2, \dots, T$  ve  $Y_0$  ile  $X_0$  başlangıç deęerleridir. Buradan hareketle eşitlik (63)'teki  $Y_t$  serisinin pozitif ve negatif şoklarına ulaşabilmek için (65) ve (66)'daki eşitliklerden yararlanılır;

$$\epsilon_j^- = \min(\epsilon_j, d) \quad (65)$$

$$\epsilon_j^+ = \max(\epsilon_j, d) \quad (66)$$

(64)'te yer alan bu eşitlikte;  $X_t$  serisinin pozitif ve negatif şoklarına ulaşabilmek için (67) ve (68)'de yer alan eşitliklerden yararlanılır;

$$\epsilon_j^- = \min(\epsilon_j, d) \quad (67)$$

$$\epsilon_j^+ = \max(\epsilon_j, d) \quad (68)$$

Bu denklemlerde yer alan  $d$ ; eşik deęer olup, genel olarak  $d = 0$  alınmaktadır. Ek olarak;

$$\epsilon_j = \epsilon_j^- + \epsilon_j^+ + d \quad (69)$$

$$\epsilon_j = \epsilon_j^- + \epsilon_j^+ + d \quad (70)$$

şeklinde oldukları kabul edilmektedir. Bu eşitlikler (69) ve (70) tekrar düzenlendiğinde;

$$Y_t = Y_{t-1} + \epsilon_t = Y_0 + \sum_{j=1}^t \epsilon_j^- + \epsilon_j^+ \quad (71)$$

$$X_t = X_{t-1} + \epsilon_t = X_0 + \sum_{j=1}^t \epsilon_j^- + \epsilon_j^+ \quad (72)$$

(71) ve (72)'de yer alan modeller elde edilir. Buradan  $Y_t$  serisinin negatif ve pozitif birikimli şokları sırasıyla;  $Y_t^- = \sum_{j=1}^t \epsilon_j^-$  ve  $Y_t^+ = \sum_{j=1}^t \epsilon_j^+$  iken,  $X_t$  serisinin negatif ve pozitif birikimli şokları da sırasıyla;  $X_t^- = \sum_{j=1}^t \epsilon_j^-$  ve  $X_t^+ = \sum_{j=1}^t \epsilon_j^+$  ile elde edilebilir.  $Y_0$  ve  $X_0$  başlangıç deęerlerinin sabit olduęu varsayımı altında  $Y_t$  ve  $X_t$  serileri şöyle ifade edilebilir;  $Y_t = Y_0 + Y_t^- + Y_t^+$  ve  $X_t = X_0 + X_t^- + X_t^+$ . Bu denklemler tekrar düzenlendiğinde;  $\Delta Y_t^- = \epsilon_t^-$ ,  $\Delta Y_t^+ = \epsilon_t^+$ ,  $\Delta X_t^- = \epsilon_t^-$  ve  $\Delta X_t^+ = \epsilon_t^+$  eşitliklerine ulaşılır (Hatemi-J, 2012, s. 449). Hatemi-J (2012) pozitif ve negatif birikimli şoklarına ayrılmış  $X \rightarrow (X^+, X^-)$  ve  $Y \rightarrow (Y^+, Y^-)$  serileri arasındaki asimetric nedensellik ilişkilerini inceleyebilmek için bir  $VAR(p)$  modeli kurulmasını önermiştir. Eşbütünleşik iki seri arasında;  $X^+$  serisinden  $Y^+$  serisine doğru asimetric nedensellik ilişkisinin varlığını inceleyebilmek için kullanılması gereken model eşitlik (73)'teki gibi olmalıdır (Erdaş ve Göçmen Yaęcılar, 2021, s. 209):

$$Y_t^+ = v + A_1 Y_{t-1}^+ + \dots + A_p Y_{t-p}^+ + B_1 X_{t-1}^+ + \dots + B_p X_{t-p}^+ + e_t \quad (73)$$

(73)'te yer alan eşitlikte;  $p$  optimum gecikme uzunluęu olup, eşitlik (4.123)'te yer alan Hatemi-J bilgi kriteri (HJC) yardımıyla belirlenebilmektedir.

$$HJC = Ln(\det \hat{\Omega}_j) + j \left( \frac{n^2 LnT + 2n^2 Ln(LnT)}{2T} \right), \quad j = 0, 1, \dots, p \quad (74)$$

(74)'te yer alan bu eşitlikte;  $\hat{\Omega}_j$ ;  $j$  gecikme uzunluęuna sahip VAR modelindeki hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisinin en çok olabilirlik tahmincisini,  $T$ ; toplam gözlem sayısını ifade etmektedir.

$$Y = (y_1^+, y_2^+, \dots, y_T^+)(nxT) \quad (75)$$

Matrisi

$$D = (v, A_1, \dots, A_p) (nx((1 + nxp))) \quad (76)$$

Matrisi

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ X_t \\ X_{t-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ X_{t-p+1} \end{bmatrix} \quad (77)$$

$$Z = (Z_0, \dots, Z_{T-1})(1 + np)xT \quad (78)$$

Matrisi ve

$$\hat{\delta} = (e_1^+, e_2^+, \dots, e_T^+)(nxT) \quad (79)$$

Matrisi olmak üzere,  $VAR(p)$  modelinin kapalı formu;  $Y = DZ + \delta$  şeklinde yazılabilir. Nedenselliğin olmadığını ifade eden boş hipotez ( $H_0: C\beta = 0$ ) eşitlik (80)’deki Wald testi ile sınanabilir.

$$Wald = (C\hat{\beta})[C((Z'Z)^{-1} \otimes S_U)C']^{-1}(C\hat{\beta}) \quad (80)$$

Eşitlik (80)’de yer alan bu modelde;  $\otimes$ ; kronecker çarpımı,  $C$ ;  $pxn(1 + np)$  boyutlu matrisi,  $\beta = vec(\delta_0, \beta_1, \dots, \beta_p, 0)_{n \times nd}$   $n$  satırlı  $n(d)$  sütunlu sıfır matrisini,  $\beta = vec(D)$ ; sütun yığıma operatörünü,  $S_U$ ; hata terimlerinin varyans ve kovaryanslarının matrisini göstermektedir (Kaplan, 2019, s. 80). Buradan  $S_U = \frac{\hat{S}'_U \hat{S}_U}{T}$  biçiminde hesaplanabilir. Buradaki  $\hat{S}'_U$ ; kısıtlı regresyon modelindeki tahmin hatalarının  $nxT$  boyutlu matrisidir (Hatemi-J, 2012, s. 451). Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testinde sınan hipotezler şu şekildedir:  $H_0: B_i = 0, i = 1, \dots, p, X^+$ ’den  $Y^+$ ’ya doğru asimetrik nedensellik yoktur iken,  $H_1: B_i \neq 0, i = 1, \dots, p, X^+$ ’den  $Y^+$ ’ya doğru asimetrik nedensellik vardır şeklinde kurgulanırken ya da  $H_0: B_i = 0, i = 1, \dots, p, X^-$ ’den  $Y^-$ ’ye doğru asimetrik nedensellik yoktur iken,  $H_1: B_i \neq 0, i = 1, \dots, p, X^-$ ’den  $Y^-$ ’ye doğru asimetrik nedensellik vardır şeklinde kurgulanmaktadır.

Çalışmada serilerin pozitif ve negatif bileşenleri arasındaki nedensellik ilişkileri Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik test ile incelenmiştir. Bu testte, optimum gecikme uzunluğu Hatemi-J kriteri (HJC) kullanılarak tespit edilmektedir (Hatemi-J, 2012, s. 450). Söz konusu hipotezleri sınavabilmek amacıyla kullanılacak kritik değerler bootstrap simülasyonu ile üretilmektedir. Elde edilen test istatistiği, ilgili kritik değerden büyük olduğunda  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğuna karar verilmektedir (Yetim ve Yamak, 2019, s. 214). Model 1’de yer alan seriler arasında gerçekleştirilen Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi Gauss programı kullanılarak yapılmış olup, sonuçları Tablo 16’da yer almaktadır.

**Tablo 16. Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları (Model 1)**

Nedenselliğin Yönü (Temel Hipotez)	HJC	MWALD Test İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri		
			%1	%5	%10
$LnREER^+ \rightarrow LnX^+$	1+1=2	0.236	8.727	4.598	3.175
$LnREER^- \rightarrow LnX^-$	1+1=2	0.362	10.262	4.649	3.006
$LnX^+ \rightarrow LnREER^+$	1+1=2	0.000	8.495	4.549	3.121
$LnX^- \rightarrow LnREER^-$	1+1=2	0.347	12.254	5.094	3.086
$INF^+ \rightarrow LnX^+$	1+1=2	2.611	8.088	4.501	3.088
$INF^- \rightarrow LnX^-$	1+1=2	0.619	23.462	13.178	9.818
$LnX^+ \rightarrow INF^+$	1+1=2	0.048	7.974	4.466	3.066
$LnX^- \rightarrow INF^-$	1+1=2	10.106	27.935	15.167	11.428
$INT^+ \rightarrow LnX^+$	1+1=2	0.001	8.487	4.450	3.111
$INT^- \rightarrow LnX^-$	1+1=2	0.029	13.234	5.035	3.032
$LnX^+ \rightarrow INT^+$	1+1=2	5.150**	8.843	4.732	3.109
$LnX^- \rightarrow INT^-$	1+1=2	0.057	14.744	5.744	3.278
$LnY^{f+} \rightarrow LnX^+$	1+1=2	0.504	13.852	8.020	5.788
$LnY^{f-} \rightarrow LnX^-$	1+1=2	3.000	17.785	8.595	5.916
$LnX^+ \rightarrow LnY^{f+}$	1+1=2	2.303	13.450	7.823	5.606
$LnX^- \rightarrow LnY^{f-}$	2+1=3	0.995	15.681	8.095	5.559

**Not:** HJC; Hatemi-J bilgi kriterine göre program tarafından otomatik olarak belirlenen optimum gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Kritik değerler 1000 bootstrap ile üretilmiştir. \*\* %5 anlamlılık seviyesinde nedenselliğin varlığını göstermektedir.

Tablo 16’daki bulgulara göre; Türkiye’de ihracatın pozitif bileşenlerinden faiz oranının pozitif bileşenlerine doğru yapılan sınamada elde edilen test istatistiği (5.150), %5 anlamlılık düzeyine sahip kritik değerden (4.732) büyük olduğu için, nedensellik yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. O halde Türkiye’de ihracattan faiz oranına doğru asimetrik bir nedensellik ilişkisi vardır. Model 2’de yer alan seriler arasında gerçekleştirilen Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi Gauss programı kullanılarak yapılmış olup, sonuçları Tablo 17’de yer almaktadır.

**Tablo 17. Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları (Model 2)**

Nedenselliğin Yönü (Temel Hipotez)	HJC	MWALD Test İstatistiği	Bootstrap Kritik Değerleri		
			%1	%5	%10
$LnREER^+ \rightarrow LnM^+$	1+1=2	0.610	8.326	4.453	3.097



$LnREER^- \rightarrow LnM^-$	2+1=3	0.772	16.816	8.155	5.521
$LnM^+ \rightarrow LnREER^+$	1+1=2	0.741	8.245	4.447	3.008
$LnM^- \rightarrow LnREER^-$	2+1=3	7.886*	19.320	9.168	6.141
$INF^+ \rightarrow LnM^+$	4+1=5	4.621	22.507	13.071	9.875
$INF^- \rightarrow LnM^-$	3+1=4	1.058	17.498	9.312	6.565
$LnM^+ \rightarrow INF^+$	4+1=5	16.824	26.865	15.699	11.737
$LnM^- \rightarrow INF^-$	3+1=4	161.353***	55.606	17.166	10.522
$INT^+ \rightarrow LnM^+$	1+1=2	1.341	8.720	4.570	3.031
$INT^- \rightarrow LnM^-$	1+1=2	0.129	18.254	6.001	3.118
$LnM^+ \rightarrow INT^+$	1+1=2	3.560	8.341	4.318	2.941
$LnM^- \rightarrow INT^-$	1+1=2	0.023	20.968	6.253	3.147
$LnY^{d+} \rightarrow LnM^+$	1+1=2	1.718	8.750	4.486	3.051
$LnY^{d+} \rightarrow LnM^-$	1+1=2	0.070	29.023	8.833	5.695
$LnM^+ \rightarrow LnY^{d+}$	1+1=2	0.037	8.869	4.498	3.111
$LnM^- \rightarrow LnY^{d-}$	2+1=3	11.215**	29.806	10.884	6.756

**Not:** HJC; Hatemi-J bilgi kriterine gre program tarafından otomatik olarak belirlenen optimum gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Kritik deęerler 1000 bootstrap ile retilmiřtir. \*, \*\* ve \*\*\* %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyesinde nedensellięin varlıęını gstermektedir.

Tablo 17'deki bulgulara gre; Trkiye'de ithalatın negatif bileřenlerinden reel kur, enflasyon ve Trkiye'deki kiři bařına dřen reel milli gelirin negatif bileřenlerine doęru yapılan sınamada elde edilen test istatistikleri (7.886; 161.353; 11.215), ilgili kritik deęerlerden (6.141; 55.606; 10.884) byk olduęu iin, nedensellik yoktur řeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmiřtir. O halde Trkiye'de ithalattan reel kur, enflasyon ve Trkiye'deki kiři bařına dřen reel milli gelire doęru asimetrik bir nedensellik iliřkileri vardır. Model 3'te yer alan seriler arasında gerekleřtirilen Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi Gauss programı kullanılarak yapılmıř olup, sonuları Tablo 18'de yer almaktadır.

**Tablo 18. Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi Sonuları (Model 3)**

Nedensellięin Yn (Temel Hipotez)	HJC	MWALD Test İstatistięi	Bootstrap Kritik Deęerleri		
			%1	%5	%10
$LnREER^+ \rightarrow LnTB^+$	1+1=2	0.002	9.209	4.712	3.121
$LnREER^- \rightarrow LnTB^-$	1+1=2	0.452	8.125	4.447	3.031
$LnTB^+ \rightarrow LnREER^+$	1+1=2	1.381	8.965	4.549	3.165
$LnTB^- \rightarrow LnREER^-$	1+1=2	0.667	9.521	4.748	3.107
$INF^+ \rightarrow LnTB^+$	1+1=2	0.962	9.735	4.514	2.894
$INF^- \rightarrow LnTB^-$	1+1=2	0.428	8.991	4.379	2.991
$LnTB^+ \rightarrow INF^+$	1+1=2	0.008	9.417	4.667	3.015
$LnTB^- \rightarrow INF^-$	1+1=2	0.474	9.793	5.099	3.315
$INT^+ \rightarrow LnTB^+$	1+1=2	0.151	9.776	4.519	2.889
$INT^- \rightarrow LnTB^-$	1+1=2	2.504	8.757	4.534	3.118
$LnTB^+ \rightarrow INT^+$	1+1=2	0.801	10.557	5.017	3.307
$LnTB^- \rightarrow INT^-$	1+1=2	0.527	8.435	4.491	3.074
$LnY^{f+} \rightarrow LnTB^+$	1+1=2	1.139	8.840	4.480	3.215
$LnY^{f-} \rightarrow LnTB^-$	1+1=2	1.007	8.850	4.444	2.990
$LnTB^+ \rightarrow LnY^{f+}$	1+1=2	0.037	8.314	4.386	3.035
$LnTB^- \rightarrow LnY^{f-}$	1+1=2	2.065	10.187	5.198	3.389
$LnY^{d+} \rightarrow LnTB^+$	1+1=2	0.173	9.397	4.929	3.282
$LnY^{d-} \rightarrow LnTB^-$	1+1=2	2.584	8.523	4.482	3.024
$LnTB^+ \rightarrow LnY^{d+}$	1+1=2	0.548	8.354	4.573	3.223
$LnTB^- \rightarrow LnY^{d-}$	1+1=2	1.480	9.396	4.677	3.112

**Not:** HJC; Hatemi-J bilgi kriterine gre program tarafından otomatik olarak belirlenen optimum gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Kritik deęerler 1000 bootstrap ile retilmiřtir.

Tablo 18'de elde edilen test istatistiklerinin tamamı, ilgili kritik deęerlerden kk olduęu iin nedensellik yoktur řeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilememiř ve bu deęiřkenler arasında herhangi bir nedensellik iliřkisinin bulunmadıęına karar verilmiřtir. Simetrik ve asimetrik nedensellik testleri kendi aralarında deęerlendirildięinde; Hacker ve Hatemi-J (2006) simetrik nedensellik testinde; ihracattan enflasyon ve dnyadaki kiři bařına dřen reel milli gelire, faiz oranından ithalata doęru simetrik nedensellik iliřkileri tespit edilmiřtir. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testinde ihracattan faize, ithalattan reel kur, enflasyon ve milli gelire doęru asimetrik nedensellik iliřkilerinin olduęu grlmřtr. Kullanılan yntem gncelleřtike daha fazla nedensellik iliřkisinin bulunmuř olması, bu alıřmada kullanılan gncel simetrik ve asimetrik yntemlerin önemini ortaya koymaktadır. Bu sonulara gre; ihracattan enflasyona doęru olan nedensellik iliřkisi Hacker-Hatemi-J (2006) yntemi tarafından ortaya konmaktadır. Hatemi-J (2012) tarafından belirlenen ihracattan faize doęru nedensellik iliřkisi, yalnızca serilerin pozitif řokları arasında geerli olan asimetrik bir nedensellik iliřkisidir. İhracattan dnyadaki kiři bařına dřen reel milli gelire

doğru belirlenen nedensellik ilişkisinin Hacker-Hatemi-J (2006) yöntemiyle belirlenmiş olması, bu nedenselliğin varlığını güçlendirmektedir. İthalattan enflasyona doğru olan nedensellik ilişkisinin Hacker-Hatemi-J (2006) yönteminde ithalatın negatif bileşeninden enflasyonun negatif bileşenine doğru çıkması, aslına bu nedenselliğin de asimetrik bir nedensellik olduğunu göstermektedir.

### Sonuç ve Politika Önerileri

Dış ticarete rekabetin hızlandığı küreselleşen dünya düzeninde ülkeler öne geçebilmek, yeni pazarlara girebilmek ve var olan pazar paylarını koruyabilmek için; Çin’in uyguladığı gibi ulusal paralarının değerini düşük tutarak reel kur avantajı sağlamaya, yatırımcılarına daha düşük faizle kredi vererek üretim ölçeklerini artırıp birim maliyetlerini düşürmeye ve ürün çeşitliliklerini artırmaya çalışabilmektedirler. Bir yandan da ihracatı artırıcı, ithalatı kısıtlayıcı politikalar uygulayarak, net dış ticaret gelirlerini artırmaya (veya dış ticaret açıklarını azaltmaya) çabalamaktadırlar. Türkiye 24 Ocak 1980’de ilan edilen Ekonomik İstikrar Programı ile ihracat temelli ekonomik büyüme modeline geçiş yapmış, kademeli olarak 1989 yılına kadar sermaye piyasalarını da liberal hale getirerek, dünya ekonomisine entegrasyonunu artırmıştır. 1 Ocak 1996’da hayata geçen Gümrük Birliği anlaşması ile Avrupa Birliği üyesi ülkelerle gümrüksüz ticaret yapma imkanına da kavuşan Türkiye, tüm çabalarına rağmen dış ticaret açığı vermektedir.

Bu çalışmada; reel döviz kuru, enflasyon, faiz ve milli gelirin Türkiye’nin ihracat, ithalat ve dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri 1970-2021 dönemi yıllık verileri kullanılarak, simetrik ve asimetrik zaman serisi analizi yöntemleriyle incelenmiştir. Simetrik yöntemler arasında yapısal kırılmalı analizlere yer verilmiştir. Yapısal kırılmalı birim kök testlerinden serideki bir tane yapısal değişimi göz önünde bulundurabilen Zivot ve Andrews (1992) testinde; dış ticaret dengesi serisinin ham halinin ve faizin negatif bileşimlerinin düzey değerinde durağan, diğer serilerin ilk farkta durağan oldukları görülürken, serideki iki tane yapısal değişimi göz önünde bulundurabilen Lee ve Strazicich (2003, 2004) testinde; dış ticaret dengesi ve dünyadaki kişi başına düşen ortalama reel milli gelir serisinin pozitif bileşenleri düzey değerlerinde, öteki seriler birinci farkta durağan çıkmıştır.

Hatemi-J (2008) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testinde sadece dış ticaret dengesi modelinde yer alan seriler arasında eşbütünleşme bulunurken, Granger ve Yoon (2002) asimetrik eşbütünleşme testi, hiçbir modelde saklı eşbütünleşme bulamazken, Hatemi-J ve Irandoust (2012) asimetrik eşbütünleşme testi; ihracat modelinde yer alan serilerin negatif bileşenleri arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunamamış, ihracat modelindeki serilerin pozitif bileşenleri arasında, ithalat modeli ve dış ticaret dengesi modelinde yer alan serilerin her iki bileşeni arasında da saklı eşbütünleşme ilişkilerinin var olduğunu göstermiştir.

Seriler arasındaki nedensellik ilişkileri; Hacker ve Hatemi-J (2006) simetrik nedensellik testlerinin yanında, Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi ile de ele alınmıştır. Bu testlerden, Hacker ve Hatemi-J (2006) simetrik nedensellik testinde; ihracattan enflasyon ve dünyadaki kişi başına düşen ortalama reel milli gelire ve faizden ithalata tek yönlü nedensellik ilişkileri bulunmuştur. Burada ihracattan enflasyona doğru tespit edilen nedensellik ilişkisi, etkileri günlük yaşamda da yakından hissedilen bir durum olup, özellikle yaş meyve ve sebze yurtdışına satış imkânı arttığında bu ürünlerin iç piyasadaki fiyatları anormal derecede artabilmektedir. Aksine ihracatta görünür veya görünmez engellerle karşılaşıldığında ülkede üretilen tüm malları iç piyasadaki kullanıcılara arz edilmekte, bu da malların fiyatlarında gözle gözükmür derecede düşüşlere neden olmaktadır<sup>30</sup>. Burada ekonomideki talep kanununun hakim olduğu ortamda, malların yurtiçindeki arzı, talep edilen miktarı aştığında, yeni denge oluşuncaya kadar fiyatlar düşmektedir. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testindeyse; ihracattan faize, ithalattan enflasyon ve dünyadaki kişi başına düşen ortalama reel milli gelire doğru asimetrik nedensellik ilişkileri olduğu ortaya çıkarılmıştır. Burada ithalattan enflasyona doğru olan nedensellik, yurtiçinde fiyatları aşırı derecede artan malların fiyatını dengeleyebilmek için ithalata izin verilmesinin yararlı sonuçlar ürettiğini düşündürmektedir. Ancak bir ülkenin yurtiçi fiyatları sürekli ithalata dengelemesi sürdürülebilir bir politika olmayıp, mutlaka yerli üretimin teşvik edilmesi gerekmektedir.

Bu çalışmadan elde edilen bulgulara dayanarak; Türkiye’nin yapısal (katılmış) bir dış ticaret açığı sorunu olduğu, reel kur ve faizin bu açığı azaltmada çok etkin politika araçları olmadığı, bunun yerine fiyatlar genel düzeyini düşürücü çabalarla ihracatçılara dış piyasalarda rekabet gücü kazandırılmasının gerektiği, ticari partner ülkelerin kişi başına düşen gelirinin yüksek olmasının ihracatı artırmada yararlı olduğu bu nedenle gelişmiş ve hızlı gelişmekte olan ülkelere ihracat yapılmaya çalışılmasının rasyonel bir

<sup>30</sup> Özellikle Rusya’ya domates ve limon, Irak’ beyaz et ihracatında bu etki defalarca ortaya çıkmıştır. Örnek olay için bakınız; <https://www.milliyet.com.tr/ekonomi/rusya-ukrayna-savasi-domatesi-vurdu-kilosu-25-liradan-4-liraya-dustu-6710928>

davranıř olacađı, lke iinde artan gelirin ithalatı ykseltme eđiliminde olduđu, bu noktada ithalat talebini caydırıcı politikalar uygulamakla birlikte yurtii yerleřiklere ithalata gereksinim duymalarını azaltıcı malların burada sunulabilmesinin yollarının arařtırılmasının daha faydalı olacađı sylenebilir. Yapılan simetrik ve asimetrik analizler, Trkiye'nin dıř ticaret aıđı sorununun, sadece nominal kurun ykseltilmesiyle zlemeyecek kadar kompleks iliřkiler barındırdıđını ortaya koymuřtur. Bu nedenle politika yapıcıların konuyu daha geniř bir perspektiften ele almalarında ve makroekonomik byklkler arasındaki sadece kabaca bakıldıđında grlebilen iliřkilere deđil, rtk (*saklı*) iliřkilere de bakmalarında yarar olduđu ifade edilmelidir.

### Etik Beyan

"Trkiye'de Reel Dvz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranlarının Dıř Ticaret zerindeki Etkisi: Simetrik ve Asimetrik Yntemlerle Analiz" bařlıklı alıřmanın yazım srecinde bilimsel kurallara, etik ve alıntı kurallarına uyulmuř; toplanan veriler zerinde herhangi bir tahrifat yapılmamıř ve bu alıřma herhangi bařka bir akademik yayın ortamına deđerlendirme iin gnderilmemiřtir.

### Kaynaka

- Abeyasinghe, T. ve Yeok, T. L. (1998). Exchange rate appreciation and export competitiveness: The case of Singapore. *Applied Economics*, 30(1), 51-55.
- Acı, Y. (2016). Trkiye'de reel dvz kuru ve dıř ticaret iliřkisinin var analizi ile incelenmesi. *Akademik Arařtırmalar ve alıřmalar Dergisi*, 8(14), 41-53.
- Akdođan, K., Bađır, Y.K. ve Torun, H. (2021). Heterogeneous effect of exchange rates on firms' exports: role of labor intensity. *Central Bank of the Republic of Turkey, Working Paper*, No. 21/15.
- Assery, A. ve Peel, D. A. (1991). The effects of exchange rate volatility on exports: some new estimates. *Economic Letter*, 37(2), 173-177.
- Alim, . (2019). *Dvz kurları, dıř ticaret ve ekonomik byme iliřkisi: trkiye zerine bir uygulama* (Yksek Lisans Tezi). Sivas Cumhuriyet niversitesi, Sosyal Bilimler Enstits, İktisat Ana Bilim Dalı, Sivas.
- Als, E. (2006). *Dvz kurları, enflasyon ve faiz oranlarının dıř ticaret zerindeki etkileri Trkiye rneđi (1985-2005)* (Yksek Lisans Tezi). Gaziantep niversitesi Sosyal Bilimler Enstits İktisat Ana Bilim Dalı, Gaziantep.
- Alptekin, V. ve Uysal, D. (2012). Reel dvz kurunun dıř ticaret zerindeki uzun dnemli etkilerinin analizi. *Trakya niversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(2), 1-22.
- Alpha, M. E. ve Pingfeng, L. (2015). The determinants of inflation in Sierra Leone: A cointegration analysis. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(6), 121-131.
- Altın, H. ve Ssl, C. (2017). Trkiye iin dvz kuru, ihracat ve ithalat arasındaki nedensellik iliřkisinin incelenmesi. *Aksaray niversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi Dergisi*, 9(2), 105-112.
- Altındken, . (2020). *Dvz kurları ve dıř ticaret iliřkisi Trkiye rneđi* (Yksek Lisans Tezi). ađ niversitesi Sosyal Bilimler Enstits İřletme Ynetimi Anabilim Dalı, Mersin.
- Aristotelous, K. (2001). Exchange-rate volatility, exchange-rate regime, and trade volume: Evidence from the UK-US export function (1889-1999). *Economics Letters*, 72(1), 87-94.
- Arize, A. C., Osang, T. ve Slottje, D. J. (2000). Exchange-rate volatility and foreign trade : Evidence from thirteen LCD's. *Journal of Business ve Economic Statistics*, 18(1), 10-17.
- Arize, A. C., Osang, T. ve Slottje, D. J. (2008). Exchange-rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade. *International Review of Economics and Finance*, 18(1), 33-44.
- Arize, A., Malindretos, J. ve Igwe, E.U. (2017). Do exchange rate changes improve the trade balance: An asymmetric nonlinear cointegration approach. *International Review of Economics and Finance*, 49, 313-326.
- Badinger, H. ve Clairfontaine, A.F. (2018). Trade balance dynamics and exchange rates: In search of the J-curve using a structural gravity approach. *WU Vienna University of Economics and Business, Department of Economics, Working Paper*, No. 256.
- Bahmani-Oskooee, M., Iqbal, J. ve Salam, M. (2016). Short run and long run effects of exchange rate volatility on commodity trade between Pakistan and Japan. *Economic Analysis and Policy*, 52, 131-142.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Aftab, M. (2017). On the asymmetric effects of exchange rate volatility on trade flows: New evidence from US-Malaysia trade at the industry level. *Economic Modelling*, 63, 86-103.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Gelan, A. (2018). Exchange-rate volatility and international trade performance: Evidence from 12 African countries. *Economic Analysis and Policy*, 58, 14-21.
- Barıřık, S. ve Dursun, E. (2021). Gold, stock market, currency market of the economic confidence index impact test: The case of Turkey. *Sivas Cumhuriyet University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 22(1), 253-280.
- Bilir, H. (2017). Yeni-Keynesyen iktisatta cret yapıřkanlıkları. *Politik Ekonomik Kuram*, 1(1), 188-213.
- Bozdan, D. N., zenci, İ. ve Keskin Benli, Y. (2018). Dvz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki iliřkinin analizi: Ampirik bir alıřma. *Mehmet Akif Ersoy niversitesi Sosyal Bilimler Enstits Dergisi*, 10(25), 638-649.
- Chaudhary, G.M., Hashmi, S.H. ve Khan, M.A. (2016). Exchange rate and foreign trade: A comparative study of major South Asian And South-East Asian countries. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 230, 85-93.

- Choudhry, T. ve Hassan, S. S. (2015). Exchange rate volatility and UK imports from developing countries: The effect of the global financial crisis. *Journal of International Financial Markets, Institutions ve Money*, 39, 89-101.
- Cheung, Y. W. ve Sengupta, R. (2013). Impact of exchange rate movements on exports: An analysis of Indian non-financial sector firms. *Journal of International Money and Finance*, 39, 231-245.
- Christiano, L.J. (1992). Searching for a Break in GNP. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 237-249.
- Choi, M.S. (2017). The recent effects of exchange rate on international trade. *Prague Economic Papers*, 26(6), 661-689.
- Çevik, Z. ve Zeren, F. (2014). Tarım kredilerinin finansal gelişim üzerindeki etkisinin asimetrik nedensellik testi ile incelenmesi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 24, 197-208.
- Çiçek, S. (2006). *Türkiye'de döviz kuru sistemleri ve politikalarının ihracata etkileri (1980-2004)* (Yüksek Lisans Tezi). Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, İzmir.
- Çütçü, İ. (2020). Relationship between Inflation and foreign trade: An econometric analysis with structural break between the EU-28 countries and Turkey. *Journal of Academic Researches and Studies*, 12(22), 260-275.
- Demez, S., Kızılkaya, O. ve Dağ, M. (2019). Finansal gelişme ve büyüme ilişkisi: Türkiye için bootstrap nedensellik analizi. *Business and Economics Research Journal*, 10(3), 617-628.
- Demircioğlu, M. (2009). *Döviz kuru politikaları ve dış ticaret 1980 sonrası Türkiye örneği* (Yüksek Lisans Tezi). Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalı, İzmir.
- Deyak, T.A., Sawyer, W.C. ve Sprinkle, R.L. (1990). The effects of exchange rate changes on prices and quantities in U.S. foreign trade. *The International Trade Journal*, 5(1), 77-92.
- Dexter, A. S., Levi, M. D. ve Nault, B. R. (2005). International trade and the connection between excess demand and inflation. *Review of International Economics*, 13(4), 699-708.
- Doğanlar, M. (2002). Estimating the impact of exchange rate volatility on exports: Evidence from Asian countries. *Applied Economics Letters*, 9, 859-863.
- Duasa, J. (2009). Exchange rate shock on Malaysian prices of imports and exports: An empirical analysis. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 30(3), 99-114.
- Emeç, H. ve Gülay, E. (2013). Nominal döviz kuru oynaklığının enflasyon, faiz oranı ve dış ticaret hacmindeki değişimler ile olan ilişkisi: Türkiye örneği. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 50(578), 77-96.
- Engeloğlu, Ö. (2020). *AB ülkeleri ve Türkiye'de tüketici ve üretici güven endeksinin belirleyicileri: Asimetrik nedensellik testi ve kümeleme analizi* (Doktora Tezi). Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Ankara.
- Engle, R.F. ve Granger, C.W. J. (1987). Cointegration and error-correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 66, 251-276.
- Erçevik, B. (2011). *Döviz kuru ve faiz Oranının dış ticaret üzerine etkisi: Türkiye uygulaması* (Yüksek Lisans Tezi). İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Para, Sermaye Piyasaları ve Finansal Kurumlar Bilim Dalı, İstanbul.
- Erdaş, M.L. ve Göçmen Yağcılar, G. (2021). Finansal gelişme, tasarruf ve küreselleşme ile sermaye oluşumu arasındaki ilişkinin saklı eşbütünlük ve asimetrik nedensellik testleri ile analiz edilmesi: Türkiye Örneği. *Verimlilik Dergisi*, 3, 203-222.
- Erden, L. ve Sağlam, G. (2009). Türkiye'de döviz kuru oynaklığının sektörel ithalata etkileri: Bir ARDL ithalat modeli analizi. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 27(2), 19-44.
- Ergür, H. O. (2011). *Dış ticaret dengesi ve rekabet etkisi bağlamında 1980 sonrası Türkiye'de uygulanan döviz kuru sistemleri* (Yüksek Lisans Tezi). İnönü Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Malatya.
- Ergun, S. ve Taşar, İ. (2014). Döviz kuru, verimlilik ve ihracat nedensellik analizi. *Akademik Yaklaşımlar Dergisi*, 5(1), 1-12.
- Esen, Ö. (2012). Türkiye'de döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerine etkisi. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 49(568), 89.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.
- Galal, S. ve Lan, D. (2017). Relationship between inflation and foreign trade. *International Journal of Business Marketing and Management*, 2(5), 1-7.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37, 424-38.
- Granger, C. ve Yoon, G. (2002). Hidden cointegration. *Royal Economic Society Annual Conference*, 29 Ağustos 2002, No. 92.
- Gregory, A., W. ve Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Gujarati, D.N. ve Porter, D.C. (2012). *Temel ekonometri*. (Çev: Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen), Litaretür Yayınevi, İstanbul.
- Gül, S. (2019). Reel kur hareketlerinin ihracat üzerine etkileri: Türkiye için asimetrik bir bakış. *Bankacılar Dergisi*, 108, 57-76.
- Güler, A. (2021). Reel döviz kuru şoklarının ihracat ve dış ticaret dengesi üzerindeki asimetrik etkileri: Türkiye için NARDL yaklaşımından kanıtlar. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(2), 950-970.
- Gürüş, S., Çağlayan Akay, E. ve Gürüş, B. (2020). *R ile temel ekonometri*. DER Yayınları, İstanbul.
- Hacker, R.S. ve Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: Theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.



- Hatemi-J, A. ve Irandoust, M. (2012). Asymmetric interaction between government spending and terms of trade volatility new evidence from hidden cointegration technique. *Journal of Economic Studies*, 39(3), 368-378.
- Hatemi-J, A. ve Uddin, G.S. (2014). On the causal nexus of remittances and poverty reduction in Bangladesh. *Applied Economics*, 46(4), 374-382.
- Hatemi-J, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*, 35(3), 497-505.
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43, 447-456.
- Hepkorucu, A. (2020). *Doğrusal olmayan birim kök sınamalarının gelişimi ve bir test önerisi* (Doktora Tezi). Bursa Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, Bursa.
- Hussain, M.E. ve Haque, M. (2014). Is the J-curve a reality in developing countries? *Journal of Economics and Political Economy*, 1(2), 231-240.
- İlca, N. (2021). *Cari açığa faiz, enflasyon ve döviz kuru perspektiflerinden bakış; Türkiye örneği* (Yüksek Lisans Tezi). Eskişehir Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Eskişehir.
- Jacob, T., Raphael, R. ve Ajina, V.S. (2021). Impact of exchange rate and inflation on the export performance of the Indian economy: An empirical analysis. *BIMTECH Business Perspective (BSP)*, 1-13, Erişim Adresi: [https://www.bimtech.ac.in/Uploads/image/1682imguf\\_TomJacob\\_BSP\\_rev1.pdf](https://www.bimtech.ac.in/Uploads/image/1682imguf_TomJacob_BSP_rev1.pdf), Erişim Tarihi: 25.12.2021.
- Jiang, W. (2014). The effect of RMB exchange rate volatility on import and export trade in China. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 4(1), 615-625.
- Jiranyakul, K. (2010). The effects of real exchange rate volatility on thailand's exports to the United States and Japan under the recent float. *NIDA Development Journal*, 50(2), 1-18.
- Johansen, S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-54.
- Johansen, S., and 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.
- Kamacı, A. (2019). Yeni kırılgan beşli ülkelerinde gelir eşitsizliğinin ekonomik büyümeye etkileri. *Fiscaoeconomia*, 3(3)-58-71.
- Kaplan, H.F. (2019). *Türkiye'de para politikası şoklarının asimetrik etkileri* (Yüksek Lisans Tezi). İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimleri Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, Malatya.
- Karagöz, M. ve Doğan, Ç. (2005). Döviz kuru dış ticaret ilişkisi: Türkiye örneği. *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 219-228.
- Karaş, G. ve Karaş, E. (2017). Reel efektif döviz kuru, ihracat ve ithalat arasındaki ilişki: Türkiye özelinde ekonometrik bir değerlendirme. *Uşak Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(Özel Sayı), 27-46.
- Kasman, A. ve Kasman, S. (2005). Exchange rate uncertainty in Turkey and its impact on export. *METU Studies in Development*, 32(1), 41-58.
- Kaya, M. V., Demir, F. ve Tıgılı, A. (2016). The interaction between economic growth and financial liberalization after 1980 in Turkey. *Uşak Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(3), 140-161.
- Keskin, G. (2008). *The bilateral J-curve of Turkey for consumption, capital and intermediate goods*. The Graduate School of Social Sciences, METU, Unpublished M.A. Thesis in Economics, Ankara.
- Kızılkaya, O. (2012). *Reel döviz kuru, yabancı sermaye ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği* (Doktora Tezi). Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, Konya.
- Kızıldere, C., Kabadaı, B. ve Emsen, Ö. S. (2014). Dış ticaretin döviz kuru değişimlerine duyarlılığı: Türkiye üzerine bir inceleme. *International Journal of Economic and Administrative Studies*, 12, 39-54.
- Kızıltan, A. ve Çiğlerliođlu, O. (2018). Türkiye'de reel döviz kuru değişmelerinin ihracat ve ithalata etkisi. *Eker Akademi Dergisi*, 12(36), 423-444.
- Kim, C. B. (2017). Does exchange rate volatility affect Korea's seaborne import volume? *Asian Journal of Shipping and Logistics*, 33(1), 43-50.
- Kombak, G. (2019). *Enflasyonun dış ticaret üzerindeki etkisi-Türkiye Örneği* (Yüksek Lisans Tezi). Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, Edirne.
- Labonte, M. (2010). Is the U.S. current account deficit sustainable? *Congressional Research Service*, No: 7-5700.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of economics and statistics*, 85(4), 1082-1089
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. *Economics Bulletin*, 33(4), 1-16.
- Lim, Y. C. ve Sek, S. K. (2014). An examination on the determinants of inflation. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(7), 678-682.
- Nagpal, M. (2012). The J-curve phenomenon: Myth or reality? –An Analysis for India. Erişim Adresi: <https://www.econ-jobs.com/research/18594-The-J-Curve-Phenomenon--Myth-or-Reality-.pdf>, Erişim Tarihi: 25.12.2021.
- Nicita, A. (2013). Exchange rates, international trade and trade policies. *UNCTAD Policy Issues in International Trade And Commodities Study Series*, No. 56.
- Obstfeld, M. (2020). Global dimensions of U.S. monetary policy. Erişim Adresi: [https://www.ijcb.org/journal/ijcb2002\\_2.pdf](https://www.ijcb.org/journal/ijcb2002_2.pdf), Erişim Tarihi: 20.01.2022.
- Onafowora, O. A. ve Owoye, O. (2008). Exchange Rate Volatility And Export Growth in Nigeria. *Applied Economics*, 40(12), 1547-1556.



- Ordu, C.F. (2013). *Döviz kuru dış ticaret ilişkisi: Türkiye örneği* (Yüksek Lisans Tezi). Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Aydın.
- Öksüzler, S.H. (2019). *Türkiye'de enflasyon, işsizlik ve dış ticaret ilişkisi: 2014-2019* (Yüksek Lisans Tezi). Hasan Kalyoncu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, Gaziantep.
- Öncel, A. ve İnal, V. (2016). Türkiye'de reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişki: 2000-2015 dönemi için ARDL modeli ile amprik bir analiz. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 786-799.
- Özer, H. ve Kutlu, M. (2019). Türkiye'de enflasyon, döviz kuru ve dış ticaret dengesi ilişkisinin VAR modeli ile analizi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 17(4), 214-231.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Petek, A. ve Çelik, A. (2017). Türkiye'de enflasyon, döviz kuru, ihracat ve ithalat arasındaki ilişkinin ekonometrik analizi (1990-2015). *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 54(626), 69-87.
- Pino, G., Tas, D. ve Sharma, S.C., (2016). An investigation of the effects of exchange rate volatility on exports in east Asia. *Applied Economics*, 48(26), 2397-2411.
- Polat, B. (2021). *Yapısal kırılma ve fourier eşbütünleşme analizi: Türkiye'de çevresel Kuznets eğrisi hipotezinin geçerliliğinin sınaması* (Yüksek Lisans Tezi). İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, İstanbul.
- Purusa, N.A. ve Istiqomah, N. (2018). Impact of FDI, COP, and inflation to export in five Asean countries. *Jurnal Ekonomi Pembangunan: Kajian Masalah Ekonomi dan Pembangunan*, 19(1), 94-101.
- Sahoo, M. ve Sethi, N. (2018). The dynamic relationship between export, import and inflation: Empirical evidence from India. *The Indian Economic Journal*, 66(3-4), 294-311.
- Saraçoğlu, G. (1996). Türkiye'de dış ticaret ve döviz kuru (1981-1995) *Vektör Otoregresif Yaklaşım* (Yüksek Lisans Tezi). İstanbul Teknik Üniversitesi, İstanbul.
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2014). *Ekonometrik zaman serileri analizi*. (4. Baskı). Dora Yayınları, Bursa.
- Serenis, D. ve Tsounis, N. (2013). Exchange rate volatility and foreign trade: The case for cyprus and croatia. *Procedia Economics and Finance*, 5, 677-685.
- Senadza, B. ve Diaba, D. D. (2017). Effect of exchange rate volatility on trade in subsaharan Africa. *Journal of African Trade*, 4, 20-3
- Şener, S., Yılcı, V. ve Tıraşoğlu, M. (2013). Petrol fiyatları ile borsa İstanbul'un kapanış fiyatları arasındaki saklı ilişkinin analizi. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 26, 231-248.
- Şahin, D. (2018). Türkiye'de dış ticaret ve enflasyon arasındaki ilişkinin analizi. *Bartın Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(18), 125-145.
- Şahin, D. ve Durmuş, S. (2019). Türkiye'de reel efektif döviz kuru, ihracat ve ithalat arasındaki nedensellik ilişkisinin analizi. *Karabük Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9(1), 210-223.
- Tapşın, G. ve Karabulut, A.T. (2013). Reel döviz kuru, ithalat ve ihracat arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, 26, 190-205.
- Tarı, R. ve Yıldırım, D. Ç. (2009). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye için bir uygulama. *Celal Bayar Üniversitesi İİBF. Yönetim ve Ekonomi*, 16(2), 95-105.
- TCMB-EVDS (2022a). Kurlar-reel efektif döviz kuru-TÜFE bazlı (2003=100)(Aylık). Erişim adresi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, Erişim tarihi: 18.03.2022.
- TCMB-EVDS (2022b). Faiz istatistikleri. bankalarca açılan mevduatlara uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranları (Stok, %)(Aylık). Erişim adres: <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, Erişim tarihi: 18.03.2022.
- TCMB-EVDS (2022c). Dış ticaret istatistikleri. Genel ticaret sistemine göre dış ticaret geniş ekonomik grupların sınıflamasına (BEC) göre ihracat (Bin ABD Doları) (TÜİK) (Aylık). Erişim adresi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, Erişim tarihi: 18.03.2022.
- TCMB-EVDS (2022d). Dış ticaret istatistikleri. Genel ticaret sistemine göre dış ticaret geniş ekonomik grupların sınıflamasına (BEC) göre ithalat (Bin ABD Doları) (TÜİK) (Aylık). Erişim adresi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, Erişim tarihi: 18.03.2022.
- Terzioğlu, M.K. (2013). Gösterge faiz oranı, dış ticaret hacmi ve iç borç stok ilişkisi. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, 26, 55-76.
- Thuy, V.N.T. ve Thuy, D.T.T. (2019). The impact of exchange rate volatility on exports in Vietnam: A bounds testing approach. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(6), 1-14
- Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995) Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- TÜİK (2014). TÜİK istatistik göstergeler 1923-2013 (sf 575). Erişim adresi: <https://avys.omu.edu.tr/storage/app/public/demetozy/131408/%C4%B0statistik%20G%C3%B6stergeler%20T%C3%BCrkiye%201923-2013.pdf>, Erişim tarihi: 18.03.2022.
- TÜİK (2022a). Enflasyon ve fiyat. Tüketici fiyat endeksi. Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=enflasyon-ve-fiyat-106&dil=1>, Erişim tarihi: 18.03.2022.
- TÜİK (2022b). Gelir, yaşam, tüketim ve yoksulluk. Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=gelir-yasam-tuketim-ve-yoksulluk-107&dil=1>, Erişim tarihi: 18.03.2022.

- Uslu, H. (2018a). Türkiye'de döviz kuru ve faiz oranının dıř ticaret üzerine etkileri: Yapısal kırımlalı bir analiz. *Ekonomi, Politika ve Finans Arařtırmaları Dergisi*, 3(3), 311-334.
- Uslu, H. (2018b). Marshall-Lerner kořulu çerçevesinde reel döviz kuru deęişimlerinin Türkiye'nin dıř ticaret performansına etkileri: Yapısal kırımlalı bir analiz. *Uluslararası Bilimsel Arařtırmalar Dergisi*, 3(2), 792-820.
- Uslu, H. (2018c). Marshall-Lerner kořulu ve J eğrisi hipotezinin geçerlilięi: Farklı gelir gurubu ülkeleri için karşılařtırılmalı bir analiz. *International Journal of Academic Value Studies*, 4(20), 550-561.
- Uygur, E. (2012). Türkiye'de cari açık tartıřması. *Türkiye Ekonomi Kurumu*, Tartıřma Metni, No: 2012/25.
- World Bank (2022a). Merchandise exports (current US\$). Eriřim adresi: <https://data.worldbank.org/indicator/TX.VAL.MRCH.CD.WT?view=chart>, Eriřim tarihi: 07.11.2021.
- World Bank (2022b). Merchandise imports (current US\$). Eriřim adresi: <https://data.worldbank.org/indicator/TM.VAL.MRCH.CD.WT?view=chart>, (Son Eriřim Tarihi: 07.11.2021).
- World Bank (2021c). GDP growth (annual %). <https://data.worldbank.org/indicator/FR.INR.DPST?view=chart>, Eriřim tarihi: 11.11.2021.
- World Bank (2022d). Deposit interest rate (%). Eriřim adresi: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?view=chart>, Eriřim tarihi: 10.11.2021.
- World Bank (2022e). Inflation, consumer prices (annual %). Eriřim adresi: <https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG?view=chart>, Eriřim tarihi: 11.11.2021.
- World Bank (2022f). GDP per capita (Constant 2015 US\$). Eriřim adresi: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.KD?view=chart>, Eriřim tarihi: 18.03.2022.
- Yaman, D. (2012). *Döviz kuru oynaklıęının dıř ticaret üzerine etkileri: Teori ve uygulama* (Yüksek Lisans Tezi). Hacettepe Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalı, Ankara.
- Yee, L. S., WaiMun, H., Zhengyi, T., Ying, L. J. ve Xin, K. K. (2016). Determinants of export: Empirical study in Malaysia. *Journal of International Business and Economics*, 4(1), 61-75.
- Yetim, M. ve Yamak, R. (2019). Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara geçiřkenlik etkisi: Hatemi-J asimetrik nedensellik testi. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 21(1), 203-221.
- Yılancı, V. ve Öztürk, A.Z. (2010). Türkiye ile en büyük beř ticaret ortaęının hisse senedi piyasaları arasındaki entegrasyon iliřkisinin analizi: Yapısal kırımlalı birim kök ve eřbütünleřme analizi. *Eriyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 36, 261-279.
- Yılancı V. ve Bozoklu ř. (2014). Türk sermaye piyasasında fiyat ve iřlem hacmi iliřkisi: zamanla deęiřen asimetrik nedensellik analizi. *Ege Akademik Bakıř Dergisi*, 2, 211-220.
- Yurtoęlu, Y. (2017). Reel döviz kuru ile ihracat arasındaki nedensellik iliřkisi: Türkiye örneęi (1997-2015). *Gazi İktisat ve İřletme Dergisi*, 3(1), 71-88.

### EXTENDED ABSTRACT

In the globalizing world order where competition in foreign trade accelerates, countries in order to get ahead, enter new markets and maintain their existing market shares; They can try to gain real exchange rate advantage by keeping the value of their national currency low, as China has done, to increase their production scale by providing loans with lower interest rates, to reduce their unit costs, and to increase their product diversity. On the other hand, they are trying to increase their net foreign trade revenues by implementing policies that increase exports and restrict imports. With the Economic Stability Program announced on January 24, 1980, Turkey switched to an export-based economic growth model, gradually liberalizing its capital markets until 1989 and increasing its integration into the world economy. With the Customs Union agreement that came into effect on January 1, 1996, Turkey, which has also gained the opportunity to do duty-free trade with European Union member countries, has a foreign trade deficit despite all its efforts. The Turkish economy has had a foreign trade deficit for many years, which causes the country's current account deficit to increase and the risks of economic crisis associated with it. These deficits, which are one of the most important dynamics behind the 1994 and 2001 economic crises, have come to the fore again and seriously in the rapid economic growth environment experienced after the 2008 global economic crisis. In 2011, when the economic growth rose to 11.1%, Turkey experienced a foreign trade deficit of 89.1 billion dollars and a current account deficit of 74.4 billion dollars. Considering that there are scientists who see the ratio of current account deficit to national income to exceed 4-5% as a risk of economic crisis, it is important to note that Turkey's foreign trade deficit is an important problem area, and the necessary scientific research and studies are needed to reduce this deficit as soon as possible. It is clear that policy changes need to be made as soon as possible.

In this study, the effects of real exchange rate, inflation, interest and national income on Turkey's exports, imports and foreign trade balance were examined using the annual data of the period 1970-2021, using symmetric and asymmetric time series analysis methods. Among the symmetrical methods, structural break analyzes are also included. Thus, the subject has been dealt with at a scale far above the existing literature.

Stationarity of the series in the study; It was examined by Zivot and Andrews (1992) and Lee and Strazicich (2003, 2004) tests that allow for structural break. Cointegration relations between series; Like Hatemi-J (2008), symmetric as well as Granger and Yoon (2002) and Hatemi-J and Irandoust (2012) have been studied with asymmetric cointegration methods. The causality relationships between the series were examined using Hacker and Hatemi-J (2006) symmetric causality tests and Hatemi-J (2012) asymmetric causality tests.

In the Zivot and Andrews (1992) test, which can consider only one structural change in the series; In the test of Lee and Strazicich (2003, 2004), which can take into account two structural changes in the series, while it is seen that the raw form of the foreign trade balance series and the negative combinations of interest are stationary in the level value and the other series are stationary at first difference; While the positive components of the foreign trade balance and the average real national income series per capita in the world were level values, the other series were stationary at the first difference.

Cointegration relations between series Hatemi-J (2008) found cointegration only between series in Model 3 in structural break cointegration test, Granger and Yoon (2002) asymmetric cointegration test did not find hidden cointegration in any model, Hatemi-J and Irandoust (2012) asymmetric cointegration test; He could not find cointegration between the negative components of the series in the export model, and showed that there are hidden cointegration relationships between the positive components of the series in the export model, and between the two components of the series in the import model and the foreign trade balance model.

The causality relationships between the series were examined with the Hacker and Hatemi-J (2006) symmetric causality tests, as well as the Hatemi-J (2012) asymmetric causality test. Among these tests, Hacker and Hatemi-J (2006) tested for symmetric causality; One-way causality relations from exports to inflation and average real national income per capita in the world and from interest to imports were found. The causality relationship determined here from exports to inflation is a situation whose effects are closely felt in daily life, and when the opportunity to sell abroad increases, the prices of these products in the domestic market may increase abnormally, especially in fresh fruits and vegetables. On the contrary, when visible or invisible obstacles are encountered in export, all the goods produced in the country are supplied to the users in the domestic market, which causes a noticeable decrease in the prices of the goods. Here, the Law of Demand in the economy is experienced, when the domestic supply of goods exceeds the quantity demanded, prices fall until a new equilibrium is established. In Hatemi-J (2012) asymmetric causality test; It has been revealed that there are asymmetric causality relations from exports to interest, from imports to inflation and the average real national income per capita in the world. Here, the causality from imports to inflation suggests that allowing imports to balance the prices of goods with excessive domestic prices produces beneficial results. However, it is not a sustainable policy for a country to constantly balance domestic prices with imports, and domestic production must be encouraged. Especially today, when the food and energy crisis has reached very important dimensions, it may be more beneficial to give the resources to be allocated for imports to domestic producers for incentives.

In summary, Turkey has a structural foreign trade deficit problem, real exchange rate and interest are not very effective policy tools in reducing this deficit, instead, it is necessary to give exporters competitiveness in foreign markets with efforts to reduce the general level of prices, The fact that the high per capita income of the trading partner countries is beneficial in increasing exports, therefore, it would be a rational behavior to try to export to developed and fast developing countries, increasing income within the country tends to increase imports, At this point, it can be said that it would be more beneficial to search for ways to offer goods that reduce the need for imports to domestic residents, while implementing policies that discourage import demand. The symmetrical and asymmetrical analyzes revealed that Turkey's foreign trade deficit problem contains complex relations that cannot be solved by simply raising the nominal exchange rate. For this reason, it should be stated that it would be beneficial for policy makers to consider the issue from a broader perspective and to look at the implicit relationships, not just the relationships between macroeconomic aggregates that can be seen roughly.