


TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU İLE ENFLASYON İLİŞKİSİNE FOURIER KANITLAR*

 Meral ÇABAŞ^a

Öz

Bu çalışmada Türkiye'de 2010M₁₁-2023M₅ dönemi aylık verilerle döviz kurunun enflasyona etkisi ekonometrik olarak incelenmiştir. Analizlerde yavaş gerçekleşen yapısal değişimleri yakalama kabiliyeti yüksek Fourier fonksiyonlarından yararlanılmıştır. İlk olarak değişkenlerin durağanlık sınamaları Fourier KPSS (FKPSS) birim kök testiyle test edilmiş ve düzeyde birim kök içerdikleri birinci farklarında durağanlaştıkları gözlenmiştir. Fark durağan değişkenlerin uzun dönemli ilişkilerini test etmek için Fourier Shin (FSHIN) eşbütünleşme testinden faydalanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre değişkenler uzun vadede birlikte hareket etmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiye ait katsayılar FMOLS ve DOLS katsayı tahmincisi ile tahmin edilmiştir. Uzun dönemde döviz kurunda oluşabilecek %1'lik artış enflasyonda %0.86 artışa neden olmaktadır. Analizin son aşamasında değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Fourier Toda-Yamamoto (FTY) testi ile sınanmıştır. Elde edilen bulgular Türkiye'de döviz kuruyla enflasyonun çift taraflı nedensellik ilişkisini işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Döviz kuru, Enflasyon, Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi.



FOURIER EVIDENCE ON THE RELATIONSHIP OF EXCHANGE RATE AND INFLATION IN TÜRKİYE

Abstract

In this study, the effect of exchange rate on inflation was analyzed econometrically with monthly data for the period 2010M₁₁-2023M₅ in Turkey. Fourier functions, which are capable of capturing slow structural changes, were used in the analyses. First, the stationarity tests of the variables were tested with the Fourier KPSS (FKPSS) unit root test, and it was observed that they became stationary at the first difference that they contain a unit root at the level. Fourier Shin (FSHIN) cointegration test was used to test the long-term relationships of difference stationary variables. According to the findings, the variables move together in the long run. The coefficients of the long-term relationship between the variables were estimated with FMOLS and DOLS coefficient estimators. In the long run, a 1% increase in the exchange rate causes a 0.86% increase in inflation. In the last stage of the analysis, the causality relationship between the variables was tested with

*Bu makale 5-6 Temmuz 2023 tarihinde Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi Uluslararası Sosyal Bilimler Konferansı III'de sözlü olarak sunulmuş bildirinin genişletilmiş halidir.

^aDr., Bağımsız Araştırmacı, dogacabas@hotmail.com

Makale Geliş Tarihi: 03.12.2023, Makale Kabul Tarihi: 25.12.2023

the Fourier Toda-Yamamoto (FTY) test. The findings indicate a double-sided causal relationship between exchange rate and inflation in Türkiye.

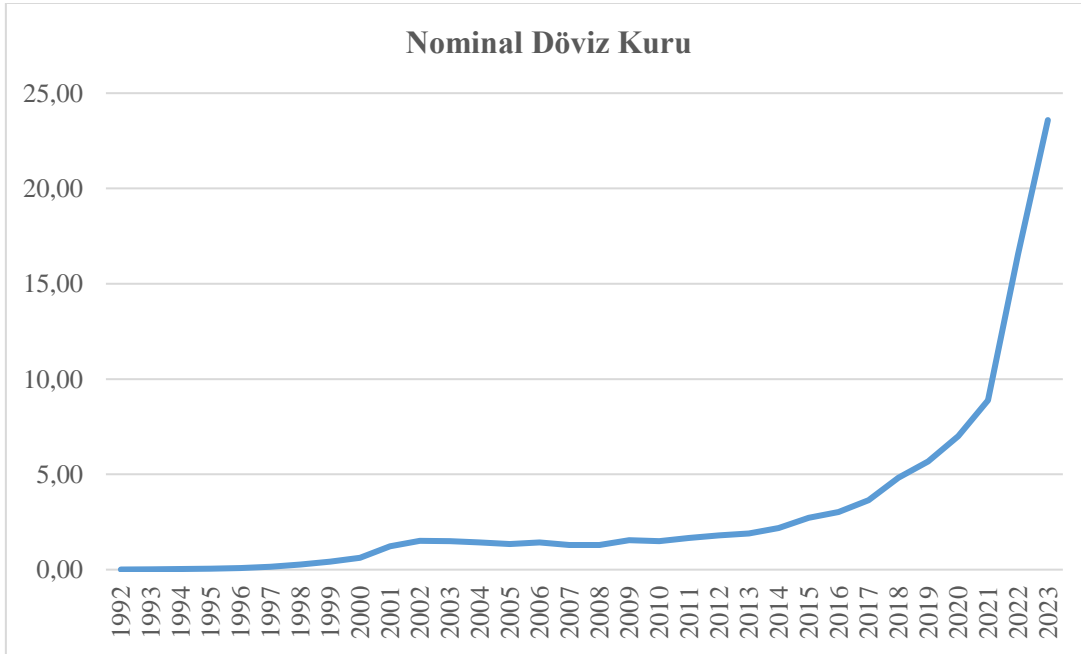
Keywords: Exchange rate, Inflation, Fourier Toda-Yamamoto causality test.



Giriş

1990’ların ortalarından itibaren yaşanan finansal krizlerle birlikte ülkelerin nominal kurları aşırı değer kaybına uğramıştır. Değer kayıpları her ülkede farklı farklı tepkilerle fiyatlara yansımıştır. Bu durum “döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi” olarak nitelendirilmiş ve enflasyon oranlarını önemli derecede tetikleyerek ekonomik daralmalara sebebiyet vermiştir. Enflasyon hedeflemesine sahip ekonomiler için döviz kurundaki dalgalanmaların enflasyona etkisini anlamak kritik önem kazanmıştır. Dolayısıyla döviz kuruyla ilgili politikalar ve rejimler akademisyenler ve politika belirleyicilerinin ilgi odağı haline gelmiştir (Berument, 2002).

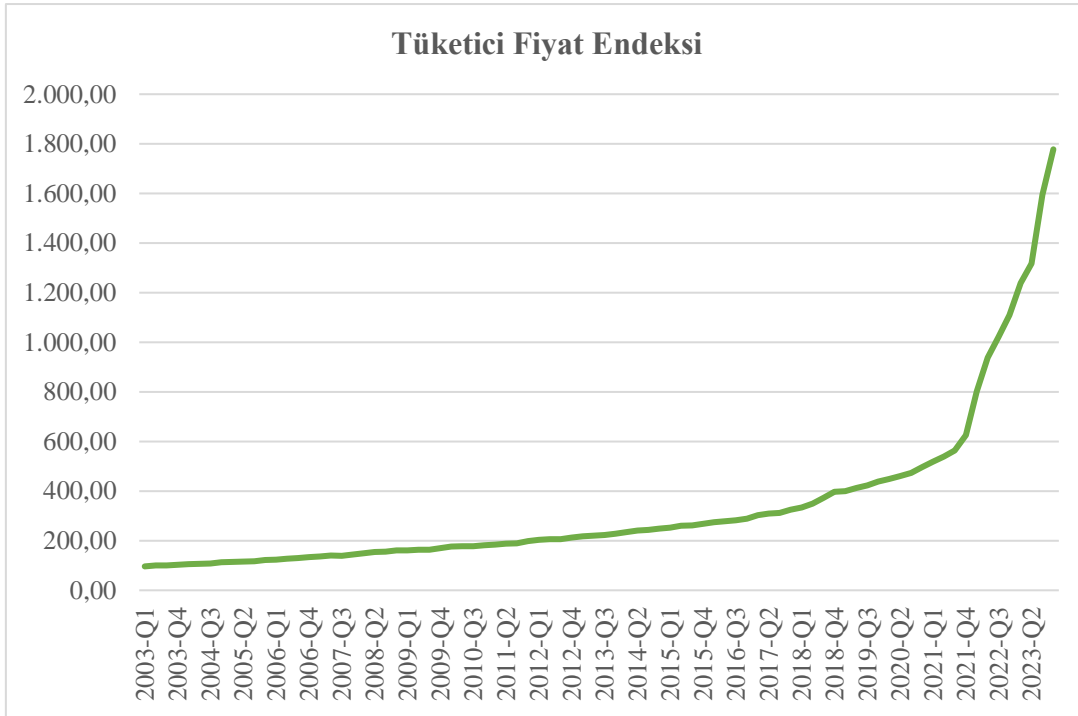
Türkiye’de de 1990 yılından sonra enflasyon oranları hızla artmaya başlamış ve 1994’de yaşanan krizde Türk Lirası büyük oranda değer kaybetmiştir. Devam eden süreçte 2001 krizi yaşanmış ve kur politikasında rejim değişikliğine gidilmiştir. Bu tarihe kadar kurdaki artış hızı önceden açıklanmaktayken (kur çıpası) bundan sonra dalgalı rejim benimsenmiştir ve Türk Lirası yine aşırı değer kaybetmiştir. 2008’de yaşanan küresel finansal kriz tüm dünyayı etkisi altına aldığı gibi Türkiye’de de enflasyonun artmasına neden olmuştur. Grafik 1’de görüldüğü gibi Türkiye’de nominal döviz kuru 1990’ların ikinci yarısından itibaren genel olarak artan bir trend sergilemektedir.



Grafik 1. Türkiye’de Nominal Döviz Kurunun Seyri

Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)

Nominal döviz kuru dalgalanmaları, çeşitli yollarla fiyatlar genel seviyesini ve enflasyonu etkilemektedir. İthal mallarının fiyatlarını artırmakta bunun yanında dışarıdan temin edilen hammadde ve ara mallarının da fiyatları artmaktadır. Bu durum artan üretim maliyeti anlamına gelmektedir (Gül & Ekinci, 2006). Nominal döviz kurundaki artışlar, toplumun tükettiği ithal tüketim mallarının fiyatlarının da artmasına neden olmaktadır (Amitrano vd., 1997). Nominal kur artışı ihraç mallarını da önemli hale getirerek ihracatın artmasını sağlamaktadır (Mccallum vd., 1998). Ülke içinde artan ihracatla beraber yerli malların kısmen azalması fiyatlarını artırabilir dolayısıyla enflasyonu artırabilmektedir. Türkiye gibi yüksek dolarizasyona sahip ülkelerde, döviz kullanılan ekonomik faaliyetlerde de fiyat artışı yaşanabilmektedir. Dolayısıyla nominal döviz kurunda yaşanan dalgalanmalar özellikle gelişmekte olan ülkelerin makroekonomik dengelerini bozmaktadır.



Grafik 2. Türkiye’de Tüketici Fiyat Endeksi’nin Seyri

Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)

Sürdürülebilir büyümenin önem arz ettiği gelişmekte olan ekonomiler küresel ekonomik şoklara daha duyarlı davranışlar sergilemektedir. Bu durum ekonomik istikrarın sağlanmasını zorlaştırmaktadır. Döviz kuru ve enflasyon gibi makroekonomik göstergeler derinden etkilenmektedir. Döviz kurundaki dalgalanmalar ithal fiyatlarını artırarak enflasyona neden olmaktadır. Grafik 2’de Türkiye için Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE)’nin üçer aylık dönemlerdeki değerleri görülmektedir. Grafik 1 ve Grafik 2 birlikte değerlendirildiğinde nominal döviz kuru ve enflasyonu temsilen TÜFE’nin zaman içinde birbirine paralel eğilimde oldukları gözlenmektedir. Her iki grafikte de 2021 yılının son çeyreğinde yukarı yönlü bir kırılma söz konusudur. 2019 yılında başlayan küresel salgının etkisiyle 2021 Aralık ayındaki nominal döviz kuru bir önceki aya göre yaklaşık %30 oranında artış kaydetmektedir. Bu artış

devam ederek 2023 Mayıs ayında yaklaşık %87 oranına ulaşmaktadır (EVDS, 2023). TCMB Yıllık Faaliyet Raporu (2021)’na göre 2021 yılındaki yıllık tüketici enflasyonu %36.08 olarak gerçekleşirken 2023 yılının üçüncü çeyreğinde %61.5 olarak gerçekleşmektedir (TCMB Enflasyon Raporu, 2023-IV). Dolayısıyla yaklaşık 30 yıllık dönemde Türkiye’de yaşanan döviz kuru ve enflasyon artışları 2021 yılından itibaren daha şiddetli hale gelmektedir. Türkiye için bu iki değişken arasındaki uzun dönemli ilişkiyi anlamak ve sayısal verilerle ortaya koymak kritik öneme sahiptir.

Bu makalede Türkiye için döviz kuru ile enflasyon ilişkisi ekonometrik olarak analiz edilmektedir. 2010 Kasım ve 2023 Mayıs arası aylık verilerin kullanıldığı çalışmada doğrusal olmayan Fourier yöntemler benimsenmiştir. Literatüre bakıldığında Türkiye için yapılan çalışmalarda Fourier yöntemin kullanıldığı çalışmaya rastlanmamaktadır. Bu yönüyle çalışmanın literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Çalışmada giriş kısmından sonra literatür taramasına yer verilmiştir. Takip eden ikinci bölümde veri seti tanımlı model belirlenmiş ve ekonometrik metodoloji anlatılmıştır. Üçüncü bölümde analizlerde elde edilen bulgular raporlanmış ve tartışılmıştır. Çalışmanın son ve dördüncü bölümünde sonuç ve önerilere yer verilerek çalışma sonlandırılmıştır.

A. LİTERATÜR TARAMASI

1971 yılında Bretton Woods sisteminin yıkılmasının ardından uygulanan neo-liberal politikalarla, dışa açık ekonomilerde sermaye hareketleri esnek kur rejimi altında serbestleşmiştir. Küreselleşmenin etkisiyle artan dış ticaret döviz kurları üzerinde kısa vadeli ve önemli dalgalanmalara neden olmuştur (Altner & Sungur, 2021). Gelişmekte olan ülkelerin yüksek oranda dışa bağımlı olmaları, ithal talepleri ve ithal girdi fiyatları kanalıyla döviz kurundaki dalgalanmaların yurtiçi fiyatlarının belirleyicisi olduğunu düşündürmektedir. Türkiye ekonomisi de 1981 yılında esnek döviz kuru rejimine geçişi ve 1989 yılında sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesiyle birlikte 1990’dan sonra yüksek döviz kuru ve yüksek enflasyon değerlerine maruz kalmıştır. Bu durumla beraber döviz kuru ve enflasyon değişkenleri arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar artmıştır. Çalışmada Türkiye ekonomisine yönelik çalışmalar dikkate alınmıştır.

Rittenberg (1993), Türkiye’de 1980 sonrası liberal dönemde esnek kur politikasının enflasyona etkisini Granger nedensellik testiyle sınamıştır. Sonuç olarak fiyatlardaki değişimden döviz kurundaki değişime doğru tek taraflı nedensellik ilişkisine ulaşmaktadır. Yazar o dönem için Türkiye’de döviz kuru ayarlamasının, paranın değer kaybetmesine ve enflasyona yol açan bir kısır döngü yaratmadığını ifade etmektedir.

Ülengin (1995), çalışmasında Türkiye ekonomisi için 1981-1992 dönemi çeyreklik veriler yardımıyla makro değişkenler arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testiyle sınamıştır. Elde ettiği ampirik bulgulara göre; döviz kurunun enflasyon ile ayrıca rezerv paranın döviz kuru ve bütçe açığı ile çift taraflı nedensellik ilişkilerine sahip olduklarını ifade etmiştir.

Altınay (1996), çalışmasında Türkiye için 1981M5-1994M6 arası aylık verilerle döviz kuru ile TÜFE (Tüketici Fiyat Endeksi) ve TEFE (Toptan Eşya Fiyat Endeksi) arasındaki nedensellik ilişkisini ekonometrik olarak incelemiştir. Nedensellik testini; dönemi dört döneme ayırarak uygulamış ve sonuç olarak 1981-1993 döneminde TÜFE ve TEFE ile döviz kurunun tek taraflı nedenselliğini tespit ederken

1994'ün ilk yarısı analize eklendiğinde döviz kuruyla TÜFE arasında karşılıklı nedensellik ilişkisinin varlığını ifade etmektedir.

Terzi ve Zengin (1996), Türkiye'de döviz kuruyla enflasyon ilişkisini test ettikleri çalışmalarında uzun dönemde döviz kuruyla enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca enflasyonun döviz kuru belirlemede etkili olduğunu ifade etmişlerdir.

Berument (2002), 1983M₃-2001M₁₁ dönemi aylık veriler yardımıyla Türkiye'de reel döviz kuru ile enflasyon ilişkisini VAR yöntemi ile analiz etmiştir. Enflasyonu temsilen hem TÜFE hem de TEFE değişkenlerini kullanan yazar reel döviz kurunun TEFE'ye etkisinin TÜFE'den daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca sektörel bazda döviz kuru şoklarından en çok imalat sanayi ve en az tarım sektörü etkilenmektedir.

Leigh ve Rossi (2002), Türkiye için 1994M₁-2002M₄ dönemi aylık verileri kapsayan çalışmalarında döviz kuru hareketlerinin enflasyona etkisini VAR analizi ile test etmişlerdir. Analizlerinde beş değişkenden (petrol fiyatları (TL), reel output, nominal döviz kuru, TEFE ve TÜFE) yararlanmışlardır. Elde ettikleri bulgulara göre döviz kurunun fiyatlara yansımaları en etkin ilk dört ayda gerçekleşmekle beraber bir yılın üzerinde görülmüştür. Döviz kuru en çok TEFE'ye yansımaktadır.

Gül ve Ekinci (2006), 1984M₁-2003M₁₂ dönemine ait aylık veriler yardımıyla Türkiye'de nominal döviz kuruyla enflasyon ilişkisini Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik analizleriyle test etmişlerdir. Bulgulara göre değişkenlerin uzun dönemde eşbütünleşik olduklarını ve nominal döviz kurundan enflasyona doğru tek taraflı nedenselliğin varlığını işaret etmişlerdir.

Şıklar ve Uslu (2007), Türkiye'de 1994M₁-2006M₁₂ dönemi aylık verileri kullandıkları çalışmalarında döviz kurunun TÜFE ve TEFE'ye geçiş etkisini vektör hata düzeltme modeliyle analiz etmişlerdir. Elde ettikleri bulgulara göre TEFE'ye geçiş etkisinin TÜFE'ye geçişten daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca etkinin büyük oranda ilk çeyrekte gerçekleştiğini, 2001 sonrası uygulanan dalgalı kur rejiminin geçiş etkisini zayıflattığını ifade etmişlerdir.

Ayvaz Güven ve Uysal (2013), Türkiye için döviz kuruyla enflasyon ilişkisini 1983-2012 dönemini dikkate alarak Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri ile sınımışlardır. Elde ettikleri ampirik kalıntılara göre değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket etmedikleri ve aralarında karşılıklı nedenselliğin olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Güneş (2013), çalışmasında 2008-2012 dönemine ait veriler aracılığıyla Türkiye'de döviz kuru enflasyon ilişkisini VECM (Vektör hata düzeltme modeli) ile test etmiştir. Sonuç olarak kurlardaki artışın TÜFE'yi artırdığını, dolar kurundaki artışın Euro kurundaki artıştan daha etkili olduğunu ifade etmişlerdir.

Korkmaz ve Bayır (2015), çalışmalarında 2003M₁-2014M₁₁ dönemi aylık veriler yardımıyla Türkiye'de nominal döviz kuru ile ÜFE ve TÜFE ilişkisini Granger nedensellik testiyle sınımışlardır. Elde ettikleri bulgulara göre, nominal döviz kurundan ÜFE'ye doğru ve TÜFE'den nominal döviz kuruna doğru tek taraflı nedenselliğin varlığını saptamışlardır.

Yılmaz vd. (2016), 2005M₁-2015M₄ dönemi aylık verilerle Türkiye’de nominal döviz kurunun üretici ve tüketici fiyatlarına etkisini VAR modeli ile test etmişlerdir. Elde ettikleri bulgulara göre nominal döviz kurundaki 1 birimlik şoka, tüketici fiyatları üretici fiyatlarından daha düşük tepki vermiştir. Yazarlar ayrıca döviz kurundan üretici ve tüketici fiyatlarına geçişkenliğin 2001 sonrasında düşmeye devam ettiğini ifade etmişlerdir.

Bozdağlıoğlu ve Yılmaz (2017), Türkiye’de döviz kuruyla enflasyon ilişkisini 1994-2014 dönemi için VAR yöntemiyle test ettikleri çalışmalarında, nominal döviz kurunda gerçekleşecek 1 birimlik şokun enflasyonu 6 aylık bir süreçte istikrarlı bir şekilde artırdığını tespit etmişlerdir. Ayrıca döviz kurundan enflasyona doğru tek taraflı nedenselliğin varlığı sonucuna ulaşmışlardır.

Akdemir ve Özçelik (2018), çalışmalarında Türkiye için 2003M₁-2017M₆ dönemi aylık verileriyle döviz kurunun TÜFE ve imalat sanayi fiyatlarına etkisini SVAR analizi ile test etmişlerdir. Elde ettikleri bulgulara göre döviz kurunun geçiş etkisinin devam ettiğini ve bu etkinin imalat sanayi fiyatlarına TÜFE’den daha fazla geçtiğini belirtmişlerdir.

Akgül ve Özdemir (2018), çalışmalarında Türkiye’de faiz oranıyla döviz kurunun enflasyonla ilişkilerini 2003-2016 dönemi için Diks-Panchenko doğrusal olmayan nedensellik analizi ile test etmişlerdir. Elde ettikleri bulgulara göre Politik söylem ve Merkez Bankası söylemini karşılaştırarak; farklı dönemlerde her iki söylemin ve sadece bir söylemin geçerli olduğunu belirtmişlerdir.

Göktaş (2019), Türkiye için nominal döviz kuru ile TÜFE ilişkisini incelediği çalışmasında 2003M₁-2018M₂ dönemi aylık verilerden faydalanmıştır. Yazar ilişkiyi NARDL (Doğrusal olmayan sınır testi) ile analiz etmiş ve sonuç olarak döviz kurunun pozitif ve negatif bileşenlerinin TÜFE ile eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca TL’deki %1 birimlik değer kaybı TÜFE’yi %0.24 artırırken %1 birimlik değer artışının % 0.17 oranında artırdığını dolayısıyla TL’nin değer kaybındaki artışın enflasyonu daha fazla artırdığını ifade etmektedir.

Yenice ve Yenisu (2019), Türkiye için 2003M₁-2018M₄ dönemi aylık verilerle döviz kuru, faiz oranı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi ARDL yaklaşımı ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri yardımıyla sınımışlardır. Elde ettikleri ampirik kalınlara göre; döviz kuruyla enflasyon arasında tek taraflı nedenselliğin olduğunu belirtmişlerdir.

Alkan ve Dağdır (2020), çalışmalarında Türkiye ekonomisinin 2005M₁-2019M₇ dönemi aylık verileri yardımıyla döviz kurlarındaki (Dolar, Euro) dalgalanmaların enflasyona etkisini Kapetanios (2005) durağanlık, Maki (2012) eştümleşme ve Engle & Granger (1987) nedensellik testleriyle sınımışlardır. Elde ettikleri bulgulara göre döviz kurlarındaki dalgalanmaların hem ÜFE hem de TÜFE üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkisinin varlığını ve karşılıklı nedensellik ilişkisine sahip olduklarını ifade etmişlerdir.

Altınar ve Sungur (2021), çalışmalarında 1989M₁-2020M₇ dönemi aylık veriler yardımıyla Türkiye için reel efektif döviz kuruyla enflasyon ilişkisini Hacker ve Hatemi-J (2006) bootstrap ve dinamik nedensellik testleri ile sınımışlardır. Sonuç olarak reel efektif döviz kuru ile enflasyon arasında tek taraflı nedenselliğin var olduğunu belirlemişlerdir.

Şanlı (2022), çalışmasında Türkiye'nin 2005-2021 dönemine ait aylık veriler yardımıyla döviz kuru ve ekonomik büyümenin enflasyon üzerindeki etkisini ARDL sınır testi yaklaşımı ve Granger nedensellik analiziyle test etmiştir. Sonuç olarak döviz kurundaki %1'lik artışın enflasyonda %0.5 artışa neden olduğunu ve aralarında tek taraflı nedensellik ilişkisinin varlığını belirtmiştir.

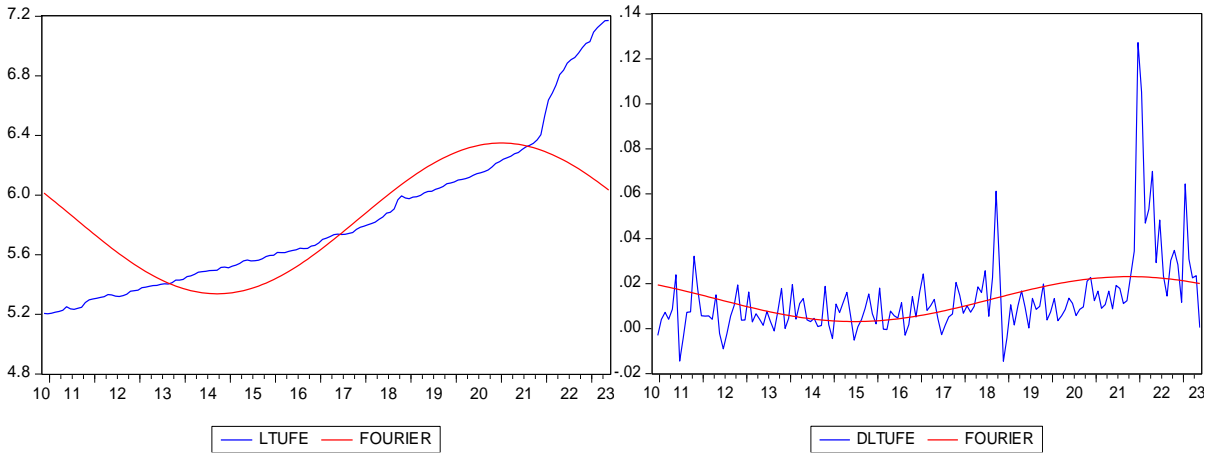
Konak ve Peçe (2023), Türkiye'de 2011-2021 dönemi aylık veriler yardımıyla faiz oranı, enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi ekonometrik olarak analiz ettikleri çalışmalarında Johansen eşbütünleşme ve VEC (Vektör Hata Düzeltme) modelini kullanmışlardır. Elde ettikleri ampirik bulgulara göre değişkenlerin uzun dönemde eşbütünleşik hareket ettiklerini, kısa dönemde döviz kuru ve enflasyon arasında çift taraflı nedenselliğin varlığını ve uzun dönemde enflasyondan kura doğru tek taraflı nedenselliğin varlığını tespit etmişlerdir.

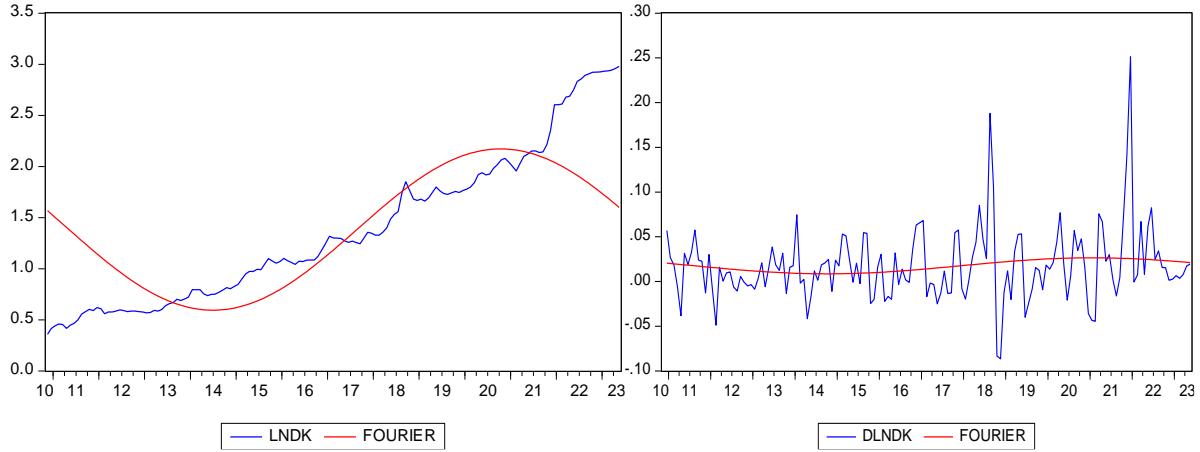
B. YÖNTEM

1. Veri Seti ve Ekonometrik Model

Bu çalışmada Türkiye'de 2010M11-2023M5 dönemine ait aylık veri seti yardımıyla nominal döviz kuruyla (NDK) enflasyon arasındaki ilişki ekonometrik olarak sınanmaktadır. Enflasyonu temsilen tüketici fiyat endeksi (TÜFE) değişkeni alınmış ve değişkenlere ait veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (EVDS) çekilmiştir. Analizlerde değişkenlerin doğal logaritmaları kullanılmış ve "L" önekiyle ifade edilmiştir. Ekonometrik hesaplamalar EViews 11 ve Gauss 23 programlarıyla yapılmıştır. Değişkenlerin ve farklarının Fourier fonksiyonuyla beraber zaman yolları Grafik 3'te gösterilmiştir. Çalışmada kullanılan regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$$\text{Model: } LT\ddot{U}FE_t = \beta_0 + \beta_1 LNDK_t + \varepsilon_t$$





Grafik 3. Değişkenlerin Yapısal Değişimle Grafikleri

2. Ekonometrik Metodoloji

Ekonomilerde doğal afet, savaş, ekonomik kriz gibi yapısal değişimler durağanlık testlerinde göz ardı edildiğinden sonuçlar etkin olmamaktadır. İlk defa bu yapısal değişimleri; 1929'daki Büyük Buhran ve 1973'deki Petrol Krizi gibi bilinen tarihleri Peron (1989) çalışmasında analizine kukla değişken olarak eklemiştir. Peron (1989)'un çalışması bu tarihlerin sübjektif olarak belirlenmesinin sonuçlarda farklılık yaratacağı konusunda eleştirilere maruz kalmıştır. Bu doğrultuda içsel olarak tek yapısal kırılma tahminiyle birlikte Zivot-Andrews (1992) çalışmalarında yeni bir birim kök testi (Z-A) geliştirmişlerdir. Zamanla Z-A birim kök testi Lumsdaine ve Papell (1997) tarafından geliştirilmiş ve iki yapısal kırılmayı tahmin eder olmuştur (Yılancı, 2017). Lee ve Strazicich (2003) üç ve daha çok kırılmanın tahmin edildiği birim kök testlerinin daha güçlü olmadığını ifade etmişlerdir. Artma ya da azalma yönündeki farklı yapıdaki yapısal değişimlerin sayı ve büyüklüğü konusunda testler optimal başarı gösterememektedir (Yılancı, 2017).

Kukla değişken yardımıyla gerçekleştirilen testlerin ani değişimleri dikkate almasının (Peron 1989) yanında gerçekte ekonomilerde yapısal değişimler yavaş yavaş yaşanmaktadır. Bunun gibi sorunlar göz önünde bulundurularak trigonometrik terimlerin analize dâhil edilmesiyle Fourier fonksiyonundan faydalanılmaya başlanmıştır. Fourier fonksiyonuna dâhil edilen trigonometrik terimler yapısal değişimlerin sayısı, yönü ve şeklinden etkilenmemektedir ve bilinmedik değişimleri de yakalama kabiliyetiyle kuvvetli sonuçlara ulaşmaktadır (Gallant, 1981).

Bu anlamda çalışmada KPSS durağanlık testine Fourier fonksiyonu eklenerek geliştirilen Fourier KPSS (FKPSS) birim kök testi kullanılmıştır. Teste ait matematiksel ifade aşağıda gösterilmiştir (Becker vd., 2006):

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + u_t \quad u_t : \text{durağanlaşmış hata terimini} \quad (1)$$

$$r_t = r_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t : \sigma^2 \text{ varyans ile bağımsız, benzer dağılımlı hata terimini}$$

$$Z_t = [\sin(2\pi kt/T), \cos(2\pi kt/T)]' \quad (2)$$

t :trendi T : örnek büyüklüğünü k : frekansı ifade etmektedir.

Z_t trigonometrik terimleri içeren vektördür. y_t 'nin seviyede birim kök içerip içermediği $X_t=[1]$ ile sınılanmaktadır. Birim kökün varlığının sınılandığı temel hipotezi $H_0: \sigma_\varepsilon^2=0$ şeklindedir. Sınamada kullanılan istatistik hesaplanırken denklem (3)'ün kalıntılarından faydalanılmaktadır:

$$y_t = \alpha_0 + f_t + e_t \quad (\text{düzeyde birim kök test edilir}) \quad (3)$$

Test istatistiğinin matematiksel ifadesi aşağıdaki gibidir:

$$\tau_\mu(k) = [1/T^2 (\sum_{t=1}^T S_t(k)^2)] / \sigma^2 \quad (4)$$

Modelin trigonometrik terimlerinin anlamlı olup olmadığı $H_0: \gamma_1=\gamma_2=0$ hipotezi ile test edilmekte ve testte kullanılan istatistik denklem (5)'de görülmektedir:

$$F_i(k) = [(KKT_0 - KKT_1(k))/2] / [KKT_1(k)/(T-q)] \quad (5)$$

$i=\mu, \tau$ q :açıklayıcı değişken sayısı

Değişkenlerin uzun dönem ilişkileri Tsong vd. (2016)'nin Fourier fonksiyonlarını kullanarak geliştirdikleri Fourier Shin eştümleme testiyle sınılanmıştır. Test FKPSS durağanlık testinden eşbütünlük testi için uyarlanmıştır. Testin matematiksel modeli aşağıda gösterilmiştir:

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t \quad \eta_t = \gamma_t + v_{1t} \quad \gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t \quad x_t = x_{t-1} + v_{2t} \quad (6)$$

$$d_t = \delta_0 + f_t \quad (\text{sabit var}) \quad d_t = \delta_0 + \delta_{1t} + f_t \quad (\text{sabit ve trend var})$$

$$f_t = \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \beta_k \cos(2\pi kt/T) \quad f_t: \text{Fourier fonksiyonu} \quad (7)$$

Fourier Shin test istatistiği, denklem (6)'daki matematiksel ifadeye trigonometrik terimlerin eklenmesiyle elde edilmiş ve denklem (8)'de gösterilmiştir:

$$y_t = \delta_0 + x_t' \beta + \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \beta_k \cos(2\pi kt/T) + x_t' \beta + v_{1t} \quad (8)$$

Fourier Shin (FSHIN) test istatistiğine ait matematiksel ifade aşağıdaki gibidir:

$$CI_f^m = T^{-2} \omega_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (9)$$

T : gözlem sayısını ω_1^{-2} : Uzun dönemli hata terimi varyansı

S_t^2 : Kalıntılara ait kısmî toplamları ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Nazlıoğlu vd. tarafından 2016 yılında Toda-Yamamoto | 1906 | testinde uygun frekans değerini $1 \leq k \leq 5$ aralığında bilgi kriterleri ile belirlemeyi önerdikleri ve geliştirdikleri Fourier Toda-Yamamoto (FTY) testiyle sınılanmıştır. Teste ait matematiksel ifadenin elde edilişi aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \alpha(t) + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$\alpha(t)$: y_t 'de meydana gelebilen tarihi belli olmayan yapısal değişimleri gösterir.

$$\alpha(t) \cong \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \gamma_{1k} \sin(2\pi kt/ T) + \sum_{k=1}^n \gamma_{2k} \cos(2\pi kt/ T) \quad (11)$$

n : frekans sayısı

γ_{1k} : frekans boyutunu ölçer

γ_{2k} : frekans değişimini ölçer

Denklem (11) denklem (10)'da yerine yazıldığında denklem (12) elde edilmektedir.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \gamma_{1k} \sin(2\pi kt/ T) + \sum_{k=1}^n \gamma_{2k} \cos(2\pi kt/ T) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Tek Fourier frekansına ait gösterim denklem (13)'de gösterilmiştir.

$$\alpha(t) \cong \alpha_0 + \gamma_1 \sin(2\pi kt/ T) + \gamma_2 \cos(2\pi kt/ T) \quad (13)$$

Denklem (13) denklem (10)'da yerine yazıldığında denklem (14) elde edilmektedir.

$$y_t = \alpha_0 + \gamma_1 \sin(2\pi kt/ T) + \gamma_2 \cos(2\pi kt/ T) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \quad (14)$$

C. BULGULAR

Bu bölümde ekonometrik analizlerden elde edilen bulgular raporlanarak tartışılmaktadır. Analizlere ilk olarak değişkenlerin durağanlık sınaması ile başlanmıştır. Durağanlık sınamaları Fourier yaklaşımına dayanan Fourier KPSS durağanlık testi ile gerçekleştirilmiş ve elde edilen bulgular Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1. FKPSS Durağanlık Testi Sonuçları

Değişkenler	Frekans	MinKKT	FKPSS	KPSS	F Test İstatistiği
LTÜFE	1	20.13176	0.576742 (10)		71.00794
LNDK	1	36.00877	0.578816 (10)		96.55348
DLTÜFE	1	0.034141	0.037749 (6)		7.802493
DLNDK	1	0.242696	0.064345 (6)	0.324112 (3)	1.828837

Not: Parantez içleri Newey-West yöntemiyle otomatik olarak bulunan bant genişliğidir. F Test İstatistiğinin tablo değerleri %1, %5 ve %10 anlamlılığa göre sırasıyla 6.730, 4.929 ve 4.133, FKPSS test istatistiğinin tablo değerleri (k=1 ve T=500 için) 0.2709, 0.1696 ve 0.1294, KPSS testinin tablo değerleri 0.7390, 0.4630 ve 0.3470'dir (Becker vd., 2006).

Tablo 1'de değişkenlerin düzey değerlerine ait F test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olması trigonometrik terimlerin anlamlı olduğunu göstermekte ve FKPSS testinin uygulanabileceği anlamına gelmektedir. FKPSS test istatistiklerinin kritik değerlerden büyük olması birim kökün olmadığını ifade eden yokluk hipotezini reddetmektedir. Düzeyde her iki değişken de birim kök içermektedir. Değişkenlerin fark değerlerine tekrar FKPSS testi uygulandığında DLTÜFE değişkenine ait F test

istatistiği anlamlı çıkarken DNDK değişkenine ait istatistik anlamsız çıkmıştır. Dolayısıyla nominal döviz kurunun fark değerine standart KPSS testi uygulanmış ve her iki değişken de fark değerinde durağanlaşmıştır. Fark durağan olan değişkenlerin uzun dönemli ilişkileri Fourier Shin testiyle sınanmış olup elde edilen ampirik kalıntılar Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2. FSHIN Eşümleşme Testi Sonuçları

Ekonometrik Model	Frekans	MinKKT	Fourier Eş.Test İst.	Shin Eş. Test İst.	F Test İst.
LTÜFE=f(LNDK)	1	0.124014	0.049 (8)	0.303693 (9)	106.9246

Not: Fourier eşümleşme test istatistiğinin tablo değerleri (m=0 ve p=1) %1, %5 ve %10 anlamlılığa göre 0.198, 0.124 ve 0.095 ve F testinin tablo değerleri üsteki anlamlılık seviyelerine göre sırayla 5.774, 4.066 ve 3.352 şeklindedir (Tsong, 2016).

Tablo 2 incelendiğinde F test istatistiğinin tablo değerlerine göre büyüklüğü trigonometrik terimler anlamlıdır ve FSHIN testi uygulanabilir anlamına gelmektedir. Fourier Shin eşümleşme testi literatürde geçen çoğu eşümleşme testinden farklı olarak temel hipotezde eşümleşme ilişkisinin var olduğunu test etmektedir. FSHIN test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olması temel hipotezin reddedilemediği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla uzun dönemde nominal döviz kuru ile enflasyon eşümleşme ilişkisine sahiptir. Değişkenlerin uzun dönem ilişkilerinin yönü, büyüklüğü ve niteliğini anlayabilmek adına bir sonraki adımda FMOLS ve DOLS katsayı tahminleri gerçekleştirilmiş ve bulgular Tablo 3’de gösterilmiştir.

Tablo 3. FMOLS ve DOLS Katsayı Tahminleri

Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	t-İst.	Olasılık
FMOLS				
LNDK	0.866910	0.096126	9.018456	0.0000***
C	4.572756	0.504608	9.061999	0.0000***
CC	0.330416	0.451320	0.732109	0.4653
SS	0.300020	0.067305	4.457614	0.0000***
DOLS				
LNDK	0.844314	0.097800	8.633076	0.0000***
C	4.666703	0.508674	9.174244	0.0000***
CC	0.247736	0.454748	0.544776	0.5868
SS	0.274082	0.063905	4.288919	0.0000***

Not: ***, %1 anlamlılığı ifade eder.

Uzun dönem katsayı tahminleri incelendiğinde her iki tahmincinin de tutarlı sonuçlar verdiği görülmektedir. Uzun dönemde nominal döviz kurundaki %1’lik artışla enflasyon, FMOLS tahmincisine

göre, %0.86 ve DOLS tahmincisine göre, %0.84 oranında artmaktadır. Trigonometrik terimlerden sinüs fonksiyonuna ait olasılığın her iki tahminci için de anlamlı olması doğrusal olmayan katsayı tahminlerini kullanabileceğimiz anlamına gelmektedir. Son olarak nominal döviz kuru ile enflasyon arasındaki nedensellik sınaması yine Fourier yaklaşımına dayanan ve Nazlıoğlu vd. (2016) tarafından geliştirilen Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testiyle gerçekleştirilmiştir ve ampirik kalıntılar Tablo 4’te gösterilmiştir.

Tablo 4. FTY Nedensellik Testi Sonuçları

Yokluk Hipotezi	F Test İst.	Asimptotik Olasılık	Bootstrap Olasılık	Nedensellik İlişkisi
		Değeri	Değeri	
LNDK→LTÜFE	46.341859	0.000	0.000***	VAR
LTÜFE→LNDK	9.4322099	0.002	0.005***	VAR

Not: Analiz 20000 simülasyon ile gerçekleştirilmiştir. ***, %1 anlamlılığı ifade eder.

Nedensellik testinden elde edilen bulguları incelediğimizde, hem nominal döviz kurundan enflasyona hem de enflasyondan nominal döviz kuruna nedensellik ilişkisinin olmadığını belirten temel hipotezler %1 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir. Dolayısıyla değişkenler arasında çift taraflı nedensellik ilişkisi söz konusudur.

Sonuç

Türkiye’de döviz kuru ile enflasyon ilişkisinin ekonometrik olarak incelendiği bu çalışmada 2010M₁₁-2023M₅ dönemi aylık veriler kullanılmıştır. İlk olarak değişkenlerin durağanlığı FKPSS birim kök testiyle sınanmış ve fark durağan oldukları belirlenmiştir. Değişkenlerin uzun dönemli ilişkileri FSHIN eştümleşme testiyle test edilmiş ve elde edilen ampirik kanıtlara göre, değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Bu sonuç; Rittenberg (1993), Terzi ve Zengin (1996), Gül ve Ekinci (2006) ve Konak ve Peçe (2023) ile uyumlu olarak elde edilmiştir.

Bir sonraki adımda uzun dönemli ilişkinin niteliğini anlamak adına FSHIN modeli kapsamında FMOLS ve DOLS tahmincileriyle katsayı tahmini yapılmış ve nominal döviz kurunun katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Nominal döviz kurunun %1’lik artışı enflasyonu FMOLS tahmincisine göre %0.86 oranında DOLS tahmincisine göre de %0.84 oranında artırmaktadır. Türkiye’de döviz kurundaki artışın enflasyonu tetiklediğine dair elde edilen bulgular; Berument (2002), Leigh ve Rossi (2002) ve Şanlı (2022) ile tutarlı çıkmıştır.

Son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Nazlıoğlu vd. (2016) tarafından geliştirilen Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testiyle test edilmiştir. Elde edilen bulgular döviz kuru ve enflasyon arasında karşılıklı nedensellik ilişkisinin varlığını göstermektedir. Belirlenen nedensellik ilişkisi literatürde; Ülengin (1995), Altınay (1996), Ayvaz Güven ve Uysal (2013), Konak ve Peçe (2023) ile tutarlı olarak saptanmıştır.

Çalışmadan çıkan tüm sonuçlara göre nominal döviz kuru, uzun dönemde enflasyonla birlikte hareket etmekte, istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde enflasyonu tetiklemekte ve karşılıklı nedensellik

ilişisine sahip olmaktadır. Çalışmadan elde edilen sonuçlar göz önünde bulundurulduğunda enflasyonun önlenmesi için döviz kurundaki dalgalanmaların kontrolünün sağlanması kritik öneme sahiptir. Fiyat istikrarını sağlamakla yükümlü Merkez Bankası'nın para politikası aracı olarak kullandığı kısa vadeli faiz oranını, ülkeden sermaye çıkışını engellemek için dünya faiz oranlarının altına düşürmemesi gerekmektedir. Sermaye çıkışlarının engellenmesi ve ülkeye portföy yatırımları ile doğrudan yabancı yatırımların gelebilmesi için güven ortamının ve istikrarın sağlanması da oldukça önemlidir. Politika yapıcılar bu konuda sürdürülebilir politikalar üreterek bu politikaların uygulanmasını sağlamalıdır. Döviz kurundaki artışların ithal girdi yoluyla maliyetleri artırdığı düşünüldüğünde, yüksek oranda ithal girdi kullanan sanayi sektörleri belirlenerek döviz kurundaki dalgalanmalara karşı devlet tarafından desteklenmelidir. Turizm sektörünün sağladığı döviz gelirlerini artırmak için sektörün verimliliğini artırıcı politikalar geliştirilmelidir. Tüm bu önerilerin döviz gelirlerini artırarak kur artışlarını engelleyeceği dolayısıyla fiyat istikrarının sağlanmasına yardımcı olacağı düşünülmektedir.

Etik Kurul İzni

Bu makale etik kurul izni gerektiren bir çalışma grubunda yer almamaktadır.



Kaynakça

- Akdemir, S., & Özçelik, M. (2018). Döviz kurlarının yurtiçi fiyatlara geçiş etkisi: Türkiye ekonomisi 2003-2017 dönemi uygulaması. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 14(1), 35-50.
- Akgül, I., & Özdemir, S. (2018). Enflasyon-faiz oranı ve enflasyon-döviz kuru ikilemi: GEG programı döneminde Türkiye gerçeği. *Ege Akademik Bakış*, 18(1), 153-166.
- Alkan, U., & Dağdır, C. (2020). Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkinin çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(2), 270-287.
- Altınay, G. (1996). Exchange rates & domestic prices: A test of causality. *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi*, 11, 175-190.
- Altınar, A., & Sungur, O. (2021). Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon arasında zamanla değişen nedensellik ilişkisi: 1989-2020 dönemi için kanıtlar. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 10(4), 3398-3420.
- Amitrano, A., De Grauwe, P., & Tullio, G. (1997). Why has inflation remained so low after the large exchange rate depreciations of 1992?. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 35(3), 329-346.
- Ayvaz Güven, E. T., & Uysal, D. (2013). Türkiye’de döviz kurlarındaki değişim ile enflasyon arasındaki ilişki (1983-2012). *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 5(9), 141-156.
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A stationary test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409.
- Berument, H. (2002). Döviz kuru hareketleri ve enflasyon dinamiği: Türkiye örneği. Bilkent Üniversitesi, Ankara.
- Bozdağlıoğlu, E. Y., & Yılmaz, M. (2017). Türkiye’de enflasyon ve döviz kuru ilişkisi: 1994-2014 Yılları Arası Bir İnceleme. *Bitlis Eren Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Akademik İzdüşüm Dergisi*, 2(3), 1-20.
- Engle, R. F., & Clive W. J. Granger, (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Gallant, R. (1981). On the bias in flexible functional form and an essentially unbiased form: The flexible Fourier form. *Journal of Econometrics*, 15(2), 211-245.
- Göktaş, P. (2019). Türkiye’de döviz kurunun tüketici fiyatları üzerindeki asimetric geçiş etkileri. *Sosyoekonomi*, 27(42), 29-50.
- Gül, E., & Ekinci, A. (2006). The causal relationship between exchange rates and inflation in Turkey: 1984-2003. *Anadolu University Journal of Social Sciences*, 6(1), 91-106.
- Güneş, Ş. (2013). Türkiye’de kur rejimi uygulaması ve enflasyon ilişkisi üzerine bir analiz. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9(2), 65-77.
- Hacker, R. S., & Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.
- Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133.
- Konak, A., & Peçe, M. (2023). Türkiye’de faiz oranı, enflasyon oranı ve döviz kuru arasındaki nedensellik analizi. *Türkiye Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 27(1), 171-186.

- Korkmaz, S., & Bayır, M. (2015). Döviz kuru dalgalanmalarının yurtiçi fiyatlara etkisi. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(4), 69-85.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Leigh, D., & Rossi, M. (2002). Exchange rate pass-through in Turkey. *IMF Working Paper*, No.02/204.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Mccallum, B. T., & Nelson, E. (1998). Nominal income targeting in an open-economy optimizing model. *NBER Working Paper*, No. 6675.
- Nazlıoğlu, S., Gormus A., & Soytas, U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual-Shift causality and volatility transmission analysis. *Energy Economics*. 1-28. doi:10.1016/j.eneco.2016.09.009.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Rittenberg, L. (1993). Exchange rate policy and price level changes: Causality test for Turkey in the post liberalization period. *The Journal of Development Studies*, 29, 245-259.
- Şanlı, O. (2022). Döviz kuru dalgalanmalarının enflasyona etkisi: Türkiye örneği. *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 12(3), 2487-2514.
- Şıklar, İ., & Uslu, N. Ç. (2007). Exchange rate pass-through to domestic prices: The Turkish case (1994-2006). *The Business Review*, Cambridge; Summer, 8(1), 162-171.
- Terzi, H., & Zengin, H. (1996). Türkiye’de kur ve enflasyon arasında nedensellik ilişkisi üzerine bir inceleme. *MÜ İstatistik ve Ekonometri Araştırma ve Uygulama Merkezi Dergisi*, 1, 3-25.
- Tsong, C. C., Lee, C. F., Tsai, L. J., & Hu, T. C. (2016). The Fourier approximation and testing for the null of cointegration. *Empirical Economics*, 51(3), 1085-1113.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası EVDS (2023, Mayıs 26). <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- Ülengin, B. (1995). Bütçe açığı, parasal büyüme, enflasyon, döviz kuru ve üretim arasındaki nedensellik ilişkileri: Türkiye üzerine bir uygulama. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 22(1), 101-116.
- Yenice, S., & Yenisu, E. (2019). Türkiye’de döviz kuru, enflasyon ve faiz oranlarının etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21(4), 1065-1086.
- Yılcı, V. (2017). Petrol fiyatları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi: Fourier yaklaşımı. *Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 27(2), 51-67.
- Yılmaz, K. Ç., Alptekin, V., & Taş, T. (2016). Döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisi: Türkiye örneği. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (35), 1-9.
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

