



## **Türkiye Ekonomisinde Döviz Kurunun Gıda Fiyatlarına Etkisi ve Döviz Kurunun Sürdürülebilir Gıda Güvenesi için Önemi**

*The Effect of Exchange Rate on Food Prices in Türkiye Economy and Importance of  
Exchange Rate for Sustainable Food Security*

**Esat DAŞDEMİR**

Sorumlu Yazar / *Corresponding Author*

Dr. Öğr. Gör., İstanbul Gelişim Üniversitesi, İstanbul Gelişim Meslek Yüksekokulu, Dış Ticaret Bölümü  
edasdemir@gelisim.edu.tr

ORCID: 0000-0001-8950-2020

Atıf / *Cite as*: Daşdemir, E. (2023). Türkiye Ekonomisinde Döviz Kurunun Gıda Fiyatlarına Etkisi ve Döviz Kurunun Sürdürülebilir Gıda Güvenesi için Önemi, Tarım Ekonomisi Araştırmaları Dergisi (TEAD), Cilt:9, Sayı:1, Sayfa:14-26

JEL kodları / *JEL codes*: E31 - F31 – P24

Araştırma Makalesi / *Research Article*

Geliş tarihi / *Received date*: 11/05/2023

Kabul tarihi / *Accepted date*: 10/06/2023

e-ISSN: 2687 – 2765

Cilt / *Volume*: 9, Sayı / *Issue*: 1, Sayfa / *Pages*: 14-26, Yıl / *Year*: 2023

## Türkiye Ekonomisinde Döviz Kurunun Gıda Fiyatlarına Etkisi ve Döviz Kurunun Sürdürülebilir Gıda Güvencesi için Önemi

### Öz

Bu çalışma Türkiye ekonomisinde döviz kurunun gıda fiyatlarına etkisini gıda fiyatlarını genel fiyat endeksine oranlayarak incelemektedir. Elde edilen bulgular ışığında döviz kuru artışlarının gıda fiyatları ile ilişkisi ve bu ilişkinin yaratabileceği sorunlar değerlendirilmek istenmektedir. Son yıllarda Türkiye ekonomisinde döviz kurları benzer gelişmişlik düzeyindeki ülkelere göre çok daha dramatik bir şekilde artış göstermiştir. Bu artışların enflasyon oranına geçişkenliği gıda fiyatlarında diğer ürünlere göre daha çok görülebilmektedir. Bu durum toplam harcamalarında gıda ürünlerinin ağırlığı yüksek olan tüketicilerin alım gücünü daha çok düşürebilmektedir. Bu bağlamda döviz kurunun mal ve hizmet gruplarının fiyatlarına farklı düzeyde etki etmesi iktisadi gelir dağılımı başta olmak üzere pek çok ekonomik ve sosyal değişkeni etkileyebilmektedir. Çalışmanın hipotezini test etmek amacıyla Türkiye ekonomisi 1990 Ocak ve 2023 Mart dönemini kapsayan aylık frekanslı verileriyle Newey-West tahmincileri kullanılarak zaman serisi analizi yapılmıştır. Analizde gıda fiyat endeksinin genel fiyat endeksine oranı kullanılmıştır ve böylece gıda fiyatlarının genel fiyat artışlarına göre daha sağlıklı bir kıyaslaması yapılmıştır. Açıklayıcı değişken ise döviz kuru olarak belirlenmiştir. Ulaşılan sonuçlara göre gıda fiyatlarının gecikmeli değerleri gıda fiyatlarının cari değerini düşürmektedir. Dolayısıyla gıda sektöründe üreticilerin fiyatlara duyarlı olduğu ve fiyat artışları sonucu arzlarını artırarak piyasayı denge fiyat düzeyine götürdüğü söylenebilmektedir. Beklendiği gibi döviz kuru bağımlı değişkenle doğrusal yönde hareket etmektedir. Döviz kuru artışları gıda fiyatlarını diğer ürün gruplarının fiyatlarına göre daha fazla artırmaktadır.

Anahtar kelimeler: Gıda enflasyonu, Fiyatlar genel düzeyi, Döviz kuru, Para politikası, Gıda güvencesi

### The Effect of Exchange Rate on Food Prices in Türkiye Economy and Importance of Exchange Rate for Sustainable Food Security

#### Abstract

This study examines the effect of exchange rate on food prices in the Türkiye economy by proportioning food prices to the general price index. In the light of the findings, it is desired to evaluate the relationship between exchange rate increases and food prices and the problems that this relationship may cause. In recent years, exchange rates in the Türkiye economy have increased more dramatically compared to countries with similar development levels. The pass-through of these increases to the inflation rate can be seen more in food prices than in other products. This situation can further reduce the purchasing power of consumers who have a high share of food products in their total expenditures. In this context, the fact that the exchange rate affects the prices of goods and services groups at different levels can affect many economic and social variables, especially the economic income distribution. In order to test the hypothesis of the study, time series analysis was performed using Newey-West estimators with monthly frequency data covering the period of January 1990 and March 2023 for the Türkiye economy. The ratio of the food price index to the general price index was used in the analysis, and thus a relatively healthy comparison of food prices to general price increases was made. The explanatory variable was determined as the exchange rate. According to the results, lagged values of food prices reduce the current value of food prices. Therefore, it can be said that producers in the food sector are sensitive to prices and increase their supply as a result of price increases, bringing the market to the equilibrium price level. As expected, the exchange rate moves linearly with the dependent variable. Increase in exchange rates increase food prices more than the prices of other product groups.

Keywords: Food inflation, General price level, Exchange rate, Monetary policy, Food security.

## 1. GİRİŞ

Fiyatlar genel düzeyindeki sürekli artışlar olarak tanımlanan enflasyon paranın satın alma gücünü düşüren ve pek çok iktisadi parametrenin belirleyicisi olan önemli bir değişkendir. Enflasyon arz ve talep kaynaklı ortaya çıkabilmektedir. Genelde enflasyon çözümünde para politikaları kullanılsa da para politikalarının yanlış kullanımı da enflasyonu derinleştirebilmektedir. Nitekim son yıllarda Türkiye ekonomisinde yaşanan enflasyon ve döviz kuru artışının kaynağı olarak uygulanan para politikaları işaret edilebilmektedir. Tabii para politikaları yanında tedarik zincirindeki aksaklıklar ya da maliye politikaları ve politik unsurlar da Türkiye ekonomisindeki enflasyon sorunun nedenleri arasında sayılabilmektedir.

Enflasyon oranları çeşitli ürün gruplarına göre ayrı düzeylerde olabilmektedir. Nitekim gıda enflasyonu, gıda maddelerinin fiyatlarının zaman içinde artışını ifade etmektedir. Gıda, yaşamın temel bir gerekliliği ve çoğu hane bütçesinin temel bir bileşenidir. Bu nedenle gıda enflasyonunun hem tüketiciler hem de üreticiler üzerinde önemli bir etkisi olabilir. Gıda fiyatları yükseldiğinde, tüketiciler harcanabilir gelirlerinden daha büyük bir bölümünü gıda tüketimine harcamak zorunda kalabilmektedir. Bu da tüketicilerin diğer mallara olan taleplerinin azalmasına neden olabilmektedir. Bu durumda harcanabilir gelirindeki gıda ürünü payı daha yüksek olan tüketicinin diğer tüketici gruplarına göre daha çok alım gücü kaybı yaşayacağı söylenebilir. Ayrıca gıda talebindeki ani fiyat artışı ve diğer sektörlerdeki talep daraltıcı etki sektörler arasındaki kârlılık düzeyini de etkileyebilmektedir. Gıda fiyatlarındaki artış ve üretim alanının gıda sektörüne yönelmesi nedeniyle ülke ekonomisinde erken sanayisizleşme eğilimi görülebilmektedir (Thirlwall & Pacheco- Lopez, 2010).

Ana ihraç kalemi tarım ürünlerinden oluşan gelişmekte olan ülkelerde döviz kurları ve gıda fiyatları arasındaki etkileşim düzeyi oldukça yüksektir. Literatürde Afrika kıtası ülkeleri özelinde bu alanda yapılmış çalışmalar dikkat çekicidir. Öyle ki yerli paranın aşırı değersizleşmesi açıklıktan ya da açıklığa bağlı

hastalıklardan ölümlere kadar pek çok toplumsal soruna neden olabilmektedir (Bush, 1996; Steinbach, 2021). Liberal politikalar sonucu ortaya çıkan bu durum ülkenin gelişmişlik düzeyi ve diğer iktisadi unsurlara göre farklılık gösterebilmektedir.

Türkiye ekonomisi gibi yarı çevre ülke konumundaki ekonomilerde ise döviz kurları artışı sonucu gıda fiyatlarının yükselmesi ekonominin gelişme ve kalkınma düzeyini dahi etkileyebilmektedir. Afrika kıtası ülkelerinden farklı olarak Türkiye ekonomisinde gıda fiyatlarındaki artış gıda harcamaları harcanabilir gelirinde büyük paya sahip orta ve düşük gelir grubu bireylerin satın alma güçlerini diğer bireylere göre daha çok düşürebilmektedir. Bu da gelir dağılımında ciddi bir bozulmaya neden olabilmektedir. Bununla birlikte çevre ülkelerin merkez ülkelere görece emek yoğun üretim modelleri nedeniyle gıda fiyatlarındaki artış üretim maliyetlerine yansımaktır. Bu durum da ülkenin uluslararası rekabet gücünü azaltabilecek önemli bir etki yaratabilmektedir. Dolayısıyla Türkiye ekonomisi özelinde döviz kuru artışları gelir dağılımı, kalkınma ve büyüme gibi önemli makroiktisadi sorunlar yaratabilecek bir unsurdur.

Çalışmanın ilk bölümünde enflasyon, döviz kuru ve bu iki değişken arasındaki etkileşimin literatür özetine ve bu konulardaki tartışmalara yer verilmiştir. İkinci bölümde çalışmanın hipotezinin ekonometrik testine ve bulguların değerlendirilmesine yer verilmiştir. Sonuç kısmında ise çalışmadan elde edilen çıktılar özetlenmiş ve politika yapımcılar için öneriler verilmiştir.

## 2. LİTERATÜR ÖZETİ

Enflasyon ve döviz kuru alanında literatürdeki öncelikli tartışmalar enflasyon ve döviz kuru arasında bir ilişki olup olmadığı yönündedir. Genel itibarıyla iki değişken arasında tek ya da çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu savunulsa da bu nedensellik ilişkisinin yönü ve doğrusal ya da ters oranlı olup olmaması konularında tartışmalar bulunmaktadır. Elbette bu etkilerin uzun ve kısa dönemde farklı olacağını savunan çalışmalar da

vardır. Türkiye ekonomisi özelinde ekonometrik analize dayalı güncel çalışma yapan araştırmacılardan Turna vd. (2022) döviz kurundaki 1 birimlik artışın enflasyonda 0.13 birimlik artışa neden olduğu, 1 birimlik azalışın da enflasyonu 0.27 birimlik azalttığı sonucuna ulaşmıştır. Araştırmacıların elde ettikleri bu sonuçlara göre döviz kurundaki düşüşün artışlara göre enflasyonu daha yüksek düzeyde düşürmesinin nedeni Türkiye ekonomisindeki ithal tüketime dayalı yapı olarak görülebilir. Enflasyon ve döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü araştıran Alkan ve Dağdır (2020) döviz kuru ve enflasyon arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Benzer konuyu çalışan Konak ve Peçe (2023) ise kısa dönemde enflasyon ve döviz kuru arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit ederken uzun dönemde enflasyondan döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşmıştır. Literatürde kur geçişkenliği olarak kavramlaştırılan döviz kurunun enflasyona etkisini gösteren katsayı Şeker (2022) tarafından Türkiye ekonomisi özelinde 2004-2021 verileri ile analiz edilmiştir. Hilal Şeker'in ulaştığı sonuçlara göre döviz kurundaki değişim TÜFE'deki değişimin yaklaşık %37'sini, ÜFE'deki değişim ise yaklaşık %61.6'sını açıklamaktadır. ÜFE'deki kur geçişkenliğinin TÜFE'ye göre oldukça yukarıda seyretmesinin nedeni ithalatı yapılan ara girdilerin yerli ikamesindeki eksiklikler olduğu söylenebilir. Özata (2019) döviz kurlarındaki %1'lik artışın uzun dönemde TÜFE'yi %0,7 oranında artıracığı sonucuna ulaşmıştır. Özata çalışmasında bu etkinin ithal girdi kaynaklı tüketim ve üretim modeli nedeniyle ortaya çıkabileceğine dikkat çekmiştir. Bu çıkarım literatürdeki diğer çalışmalarda genel olarak altı çizilen gerekçelerden biridir. Türkiye ekonomisi özelinde döviz kurunun enflasyona etkisini inceleyen çalışmalarda döviz kurunun enflasyonu artırma nedeni genel itibarıyla ithalat ile ilişkilendirilmektedir. Kısa dönem ve uzun dönem karşılaştırması yapan Tuğral ve Bari (2021) çalışmalarında kısa döneme göre uzun dönemde döviz kurunun enflasyonun daha güçlü bir belirleyicisi olduğu sonucuna varmıştır. Bununla birlikte Turna vd. (2022) araştırmasındaki

sonucun aksine Tuğral ve Bari (2021) kur artışlarının enflasyona etki ettiğini ancak kur düşüşlerinin enflasyonda etkisinin olmadığını savunmaktadır. Karaoğlu ve Demirel (2021) ise Türkiye ekonomisinde uzun dönem için yaptığı analizde döviz kurundaki %1'lik artışın yıllık enflasyonu %0,11 artırdığı ve %1'lik azalışın ise yıllık enflasyonu %0,28 oranında azalttığı sonucuna ulaşmıştır. Bununla birlikte Türkiye ekonomisinde geleneksel olmayan para politikalarının kullanımında da döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişki devam edebilmektedir. Tunalı ve Yalçınkaya (2016) çalışmalarında geleneksel olmayan para politikalarının kullanıldığı dönemlerde Türkiye ekonomisinde döviz kuru ve enflasyon arasında eşbütünleşme olduğu sonucuna varmıştır. 2010 ve 2016 yıllarını kapsayan aylık frekanslı bu çalışmanın sonuçları göstermiştir ki enflasyon ve döviz kuru hem kısa hem uzun vadede ilişkilidir. Türkiye ekonomisi özelinde yapılan güncel araştırmalardaki sonuçların böylesi bir çeşitliliğe sahip olması göstermektedir ki Türkiye ekonomisinde enflasyon konusu hala araştırılmaya muhtaç belirsizliklere sahiptir. Nitekim neredeyse bütün para politikası enstrüman ve değişkenlerinde olduğu gibi döviz kuru ve enflasyon arasındaki bu belirsizlik ve tartışma da şartırtıcı değildir.

Döviz kurunun enflasyona etkisini inceleyen literatürdeki çalışmalar savundukları hipotezlere göre kategorize edilebilmektedir. Söz gelimi literatürde döviz kurundaki artışın enflasyonu arz ve talep yönlü artırabileceği savunulmaktadır. Buna göre döviz kurlarındaki artışlar aşağıda sıralanan dinamiklerden biri ya da birden fazlasını etkileyerek enflasyona neden olmaktadır. Döviz kuru artışlarının tetiklediği bu dinamikler:

- İthalata konu aramalı fiyatlarının artması,
- Dış talepteki artış nedeniyle ihracata konu aramalı fiyatlarının artması,
- İthal edilen nihai tüketim malının pahalılaştırılarak fiyatlar genel düzeyini artırması,
- Dış talepteki artış nedeniyle ihraç malının yurtiçi fiyatlarının artmasıdır.

Anlaşılabileceği üzere döviz kurları ve enflasyon arasındaki ilişki dış ticaret aracılığıyla kurulmaktadır. Bazı durumlarda döviz kuru

artışları dış ticaret engeliymiş gibi hareket etmekte (Hirschman, 1949) ve korumacılık uygulamalarındaki ticaret yaratıcı etki ve ticaret saptırıcı etkiler döviz kuru hareketlerine de yansiyabilmektedir. Söz gelimi, ülkenin döviz kuru diğer ülkelere göre yükselir ve ulusal parası değer kaybederse ihracat malı görece ucuzlayabilmekte ve ithalat malı görece pahalılaşabilmektedir. Bu durumda artan ihracat ticaret yaratıcı etkiye neden olurken, azalan ithalat ticaret saptırıcı etkiyi yaratır. Döviz kuru artışının net etkisi bu iki etkinin sonucuna göre şekillenir. Bu etkiler de dış ticarete konu ihraç ve ithal mallarının talep esnekliğine bağlıdır. Elbette az gelişmiş ülkelerin ihraç mallarının ikamesi gelişmiş ülkelere göre daha çok olması nedeniyle talebin fiyat esneklikleri bu ülkelerin ihraç mallarında düşük kalabilmektedir. Ayrıca az gelişmiş ülkelerin ihraç mallarından bir kısmının gelir esnekliği 0'dan düşük fakir mallar olabilmektedir (Cohen, 1968). Bu nedenle Giffen mallarda olduğu gibi, fiyat ve talep miktarı arasında ters yönlü ilişki bile olabilmektedir. Diğer bir deyişle döviz kuru düştüğünde diğer ülkelerin alım güçleri artacaktır. Ancak alım gücü, yani reel geliri artan ülkeler fakir mallara olan taleplerini azaltabilecektir. Bu durumda ticaret yaratıcı etkiye neden olması beklenen ihracat kalemindeki artış eğilimi de gerçekleşmeye bilmektedir. Dolayısıyla tüm bu gelişmelerin ülke aleyhine ticaret daraltıcı etkide bulunacağı söylenebilmektedir. İhracat kaleminin bu şekilde ticaret daraltıcı etkiye neden olmasının ithalat nedeniyle ticaret daraltıcı etkiden önemli bir farkı ise ihracatın ticaret daraltıcı etkiye neden olmasının dış ticaret hadlerini ülke aleyhine çevirme olasılığının daha yüksek olmasıdır.

Türk ekonomisi özelinde yapılan çalışmalar döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi genellikle ithal malının fiyatındaki artışla açıklamaktadır. Ancak döviz kurundaki artış ihraç malını ucuzlatması nedeniyle yurtiçi piyasalara arz edilen ürün miktarını azaltabilmektedir. Bu durum gelişmekte olan ülkelerde özellikle gıda fiyatları özelinde görülebilmektedir. Gelişmekte olan ülkelerde temel ihraç ürünlerinden olan gıda malları, yerli paranın değersizleşmesi ile birlikte

uluslararası alanda ucuzlamaktadır. Bu da gıda mallarının ihracını daha kârlı hale getirmekte ve yurtiçi piyasaya arz edilmesi beklenen gıda mallarının ihracı söz konusu olabilmektedir. Bu durumda yurtiçi piyasalarda gıda fiyatları artabilmektedir. Artan gıda fiyatları toplum genelinde yoksulluğa, açlığa ve açlığa bağlı sağlık soruna dahi neden olabilmektedir. Döviz kurları ve gıda fiyatları arasındaki ilişki bu nedenle önem arz etmektedir.

Önceki paragrafta altı çizildiği üzere Türkiye özelinde yapılan çalışmalar genellikle döviz kuru artışlarının ithal malını pahalılaştırması ile enflasyon yarattığını savunmaktadır. Ancak döviz kuru artışlarının enflasyon yaratma nedeni Türkiye ekonomisinde de diğer gelişmekte olan ülkelerde olduğu üzere ithalattan ziyade ihraç kaynaklı olabilmektedir. Hiper küreselleşme ile birlikte Afrika kıtası ülkelerinde gözlemlenen bu durum kur artışlarıyla birlikte Türkiye ekonomisinde yaşanan gıda fiyatı artışlarının bir açıklaması niteliği taşıyor olabilmektedir. Diğer bir deyişle Türkiye ekonomisindeki kur artışları gıda ihracatı nedeniyle gıda fiyatlarının daha şiddetli artmasına neden oluyor olabilmektedir. Türkiye ekonomisinde ihraç malları Afrika kıtası ülkelerine göre daha çeşitli olsa da son dönemlerde yaşanan kur şoklarının önemli düzeylerde olması nedeniyle gıda ihracına bağlı olarak bu döviz kuru artışlarının gıda fiyatlarına etkisi daha hissedilir olabilmektedir. Nitekim Uysal vd. (2022) Türkiye ekonomisinde gıda ve alkolsüz içecekler fiyat endeksinin döviz kuru ile ilişkisini incelemiş ve benzer bir sonuca ulaşmışlardır. Ulaşılan sonuçlara göre 2010 öncesinde döviz kurları ile gıda ve alkolsüz içecekler fiyat endeksi arasında nedensellik ilişkisi tespit edilememişken, 2016 sonrasında iki değişken arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Araştırmacılar bu değişimleri kur şoklarına bağlayarak, kur şoklarının bu nedensellik ilişkisini daha güçlü hale getirdiğini savunmuştur. İcen vd. (2022) ise çalışmalarında döviz kuru ve petrol fiyatlarındaki artış şoklarının azalış şoklarına göre gıda fiyatları üzerinde daha yüksek bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadırlar. Güngör ve Erer (2022) de Kovid-



19 sağlık krizi sürecinde yaşanan döviz kuru dalgalanmalarının gıda fiyatlarını daha çok artırdığını tespit etmiştir.

Sonuç olarak Türkiye ekonomisi özelinde döviz kuru artışlarının enflasyona neden olacağı ile ilgili genel bir kabullenmenin literatüre hakim olduğu söylenebilmektedir. Ancak literatürdeki çalışmalar sonuçları itibariyle oldukça farklılaşmaktadır. Dikkat çeken önemli bir husus da Türkiye ekonomisi özelinde döviz kurunun enflasyona neden olma şeklinin genel olarak ithalat ile ilişkilendirilmesidir. Ancak bu çalışma literatürden farklı olarak döviz kurundaki artışın enflasyonu artırma gerekçesi olarak gıda ürünü ihracatına da dikkat çekmektedir. Bu nedenle döviz kuru ve gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi gösteren dinamik bir model kurulmuş ve tahmin edilmiştir.

### 3. EKONOMETRİK ANALİZ VE BULGULAR

Çalışmanın hipotezini test etmek amacıyla zaman serisi analizi yapılmıştır. Kullanılan veri seti Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) veri tabanından alınmıştır. Veriler aylık frekanslı olup, 1990 Ocak ve 2023 Mart aylarını kapsamaktadır. Analizde kullanılan veriler mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Analizlerde Stata 17 Paket Programı kullanılmıştır. Analizde kullanılan değişkenler ve açıklamaları Tablo 1'deki gibidir.

Tablo 1. Değişkenler ve açıklamaları

Değişken	Açıklama
GD	Gıda fiyat endeksinin tüketici fiyat endeksinde oranı
DK	Piyasa döviz kuru (1 ABD Doları karşılığında yerli para)

Tablo 1'de açıklaması verilen GD değişkeninin hesaplanma şekli Denklem 1'de verilmiştir.

$$GD = \frac{\text{Gıda Fiyat Endeksi}}{\text{Genel Fiyat Endeksi}} \quad (1)$$

Tahmin edilmek istenen zaman serisi modeli Denklem 2'deki gibidir. Denklem 2'de gösterildiği üzere modelde sabit parametre bulunmamaktadır. Modelde yer alan "t" ifadesi dönemi, " $\mu_t$ " ise hata terimini ifade etmektedir. Gecikme değerleri analizler sonucu anlamlı bulunan gecikme değerleri seçilerek belirlenmiştir.

Zaman serisi analizlerinin temel bir varsayımı olan modelde kullanılan serilerin durağan olması koşulu modelde kullanılan değişkenler için test edilmiştir. Durağanlığın test edilmesinde Dickey ve Fuller (1979) tarafından önerilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir.

$$GD_t = \beta_1 GD_{(t-1)} + \beta_2 GD_{(t-12)} + \beta_3 DK_{(t-3)} + \beta_4 DK_{(t-8)} + \mu_t \quad (2)$$

Tablo 2'de verilen ADF testinin boş hipotezi serilerin birim köklerinin olduğunu ifade etmektedir. Diğer bir deyişle " $H_0$ " ile gösterilen boş hipotez reddedilemediğinde serilerin durağan olmadıkları anlaşılmaktadır. " $H_a$ " ile gösterilen alternatif hipotez ise serilerin birim köklerinin bulunmadığını, diğer bir deyişle serinin durağan olduğunu belirtmektedir. Sonuçlara göre GD ve DK serilerinin düzey değerleri ve modelde

kullanılan gecikmeli değerleri durağan değildir. Ancak serilerin türevleri alınarak durağanlık sağlanabilmektedir. Bu nedenle türevi alınan seriler tahminde kullanılmıştır. Tabloda paylaşılan test sonuçlarına göre türevi alınan serilerin %1 hata payında birim kökü bulunmadığı söylenebilmektedir.

Modele uygun tahmincinin belirlenmesi aşamasında değişen varyans ve ardışık bağımlılık

ya da diğer adıyla otokorelasyon testleri yapılmıştır. Yapılan testler ve sonuçları Tablo 3, Tablo 4 ve Tablo 5'te verilmiştir. Tablo 3'te değişen varyansın sınanması için White (1980) tarafından önerilen test sonuçları verilmiştir. Tablo 4'te yine değişen varyans ın sınanması için

Breusch ve Pagan (1979) tarafından önerilen testin sonuçları verilmiştir. Tablo 5'te ise ardışık bağımlılığın sınanması için Durbin ve Watson (1950, 1951, 1971), Breusch (1978) ve Godfrey (1978) tarafından geliştirilen testlere ilişkin sonuçlara yer verilmiştir.

Tablo 2. ADF durağanlık testi sonuçları

<i>Değişken</i>	<i>Gecikme</i>	<i>Test statistic</i>	<i>P Value</i>
<i>GD</i>	0	-1.577	0.4949
<i>GD</i>	1	-1.485	0.5407
<i>GD</i>	12	-1.286	0.6356
$\Delta GD$	0	-21.668*	0.0000
$\Delta GD$	1	-14.245*	0.0000
$\Delta GD$	12	-5.851*	0.0000
<i>DK</i>	0	8.836	1.0000
<i>DK</i>	3	4.402	1.0000
<i>DK</i>	8	1.131	0.9955
$\Delta DK$	0	-12.191*	0.0000
$\Delta DK$	3	-8.701*	0.0000
$\Delta DK$	8	-3.591*	0.0059
$H_0$	Zaman serilerinin birim kökü bulunmaktadır.		
$H_a$	Zaman serilerinin birim kökü bulunmamaktadır.		

$\Delta$ : Değişkenin birinci dereceden türevi alındığını ifade etmektedir. \*: %1 hata payında boş hipotez reddedilmektedir.

Tablo 3. Değişen varyans testi sonuçları (White Testi)

<i>White'in Genel Test İstatistiği</i>	<i>P Değeri</i>
60.7948*	0.000
$H_0$	$\text{Var}(u   X) = \sigma^2$
$H_a$	$\text{Var}(u   X) \neq \sigma^2$

\*: %1 hata payında boş hipotez reddedilmektedir.

White testi sabitsiz modellerde değişen varyans durumunu test etmek için kullanılabilir. Testin " $H_0$ " ile gösterilen boş hipotezi hata terimleri varyansının sabit olduğu şeklindedir. " $H_a$ " ile gösterilen alternatif hipotez ise hata terimleri varyansının sabit olmadığı, değişken olduğu şeklinde kurulmuştur. Tabloda verilen sonuçlara göre %1 hata payında boş hipotez reddedilmektedir. Dolayısıyla White testine göre modelde değişen varyans sorunu bulunmaktadır.

Değişen varyans ya da diğer adıyla değişen varyans durumunu test etmek için kullanılan bir diğer test olan Breusch-Pagan/Cook-Weisberg testi sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4'te verilen Breusch-Pagan/Cook-Weisberg testinde White testinde olduğu gibi boş hipotez hata terimleri varyansının sabit olduğu şeklindedir. Alternatif hipotezde ise hata terimlerinin varyanslarının sabit olmadığı ve hata terimlerinde değişen varyans durumunun gözlemlendiği ifade edilmektedir. Tablo 4'teki test sonuçlarına göre çeşitli kriterlerde yapılan testlerden hiçbirinde alternatif hipotezin geçerli olduğu durum ile %10 hata payında dahi karşılaşılmamaktadır. Dolayısıyla Breusch-Pagan/Cook-Weisberg testi sonuçlarının da değişen varyans sorununa işaret ettiği söylenebilmektedir.

Tablo 5'te ardışık bağımlılık testi sonuçlarına yer verilmiştir. ardışık bağımlılığı test etmek için Durbin-Watson, Breusch-Godfrey Lagrange

çarpımı (LM) ve Durbin'in alternatif testi kullanılmıştır.

Tablo 4. Değişen varyans testi sonuçları (Breusch-Pagan/Cook-Weisberg Testi)

<i>Hata Terimleri Dağılımı</i>		<i>Test İstatistiği</i>	<i>P Değeri</i>
<i>i.i.d.</i>		3.21 F(1, 384) ***	0.0738
		3.20 chi2(1) ***	0.0734
		2.72 F(4, 381) **	0.0295
		10.72 chi2(4) **	0.0299
		6.54, chi2(1) **	0.0105
<i>Normal</i>		21.89 chi2(4) *	0.0002
<i>H<sub>0</sub></i>	Var(u   X) = $\sigma^2$		
<i>H<sub>a</sub></i>	Var(u   X) $\neq \sigma^2$		
<i>Not:</i>	Model sabit katsayı kullanılarak tahmin edilmiştir.		

\*: %1 hata payında boş hipotez reddedilmektedir, \*\*: %5 hata payında boş hipotez reddedilmektedir, \*\*\*: %10 hata payında boş hipotez reddedilmektedir.

Tablo 5. Ardışık bağımlılık testi sonuçları

<i>Test adı</i>	<i>Test İstatistiği</i>	<i>P Değeri</i>
<i>Durbin-Watson</i>	2.052695	-
<i>Breusch-Godfrey LM</i>	4.680**	0.0305
<i>Durbin'in Alternatif</i>	4.676**	0.0306
<i>H<sub>0</sub></i>	Hata terimlerinde ardışık bağımlılık sorunu bulunmamaktadır.	
<i>H<sub>a</sub></i>	Hata terimlerinde ardışık bağımlılık sorunu bulunmaktadır.	

\*: %1 hata payında boş hipotez reddedilmektedir, \*\*: %5 hata payında boş hipotez reddedilmektedir, \*\*\*: %10 hata payında boş hipotez reddedilmektedir.

Ardışık bağımlılık testi sonuçlarına göre Durbin-Watson testi dışında Breusch-Godfrey LM ve Durbin'in alternatif testi sonuçlarına göre %5 hata payında modelde ardışık bağımlılık sorunu bulunmaktadır. Durbin-Watson testi hesaplanan test istatistiğinin 2'ye yakın olması beklenmektedir. Hesaplanan test istatistiğine göre ardışık bağımlılık sorunu bulunmamaktadır. Ancak modelde değişen varyans sorunu olması nedeniyle Durbin-Watson test sonucu güvenilir olmamaktadır. Bu nedenle diğer iki test sonucu referans alınmalıdır. Bu testlerin sonuçlarına göre modelde ardışık bağımlılık sorunu bulunmaktadır. Tablo 6'da modelin kalıntılarına ait normal dağılım testi sonuçları verilmiştir. Normal dağılımı test etmek için Jarque ve Bera (1987) tarafından önerilen Jarque-Bera testi ve

D'agostino vd., (1990) tarafından önerilen basıklık ve çarpıklık testleri yapılmıştır.

Tablo 6'da basıklık ve çarpıklık testinin birleşik sonucuna göre ve Jarque-Bera testi sonucuna göre boş hipotez %1 hata payında reddedilmektedir. Dolayısıyla kalıntıların normal dağılmadığı söylenebilmektedir.

Ulaşılan test sonuçlarına göre analiz edilmek istenen modelde değişen varyans, ardışık bağımlılık ve normal dağılım sorunları bulunmaktadır. Bu nedenle ardışık bağımlılık, değişen varyans ve normal dağılım varsayımlarını içermeyen Newey ve West (1987) tarafından önerilen tahminciler kullanılmıştır. Newey-West tahmincileri kullanılarak analiz edilen modele ilişkin sonuçlar Tablo 7'de verilmiştir.



Tablo 6. Normal dağılım testleri ve sonuçları

Test Adı	Test İstatistiği	P Değeri
Basıklık ve Çarpıklık	19.23*	0.000
Jarque-Bera	72.04*	0.000
$H_0$	Hata terimleri normal dağılmaktadır.	
$H_a$	Hata terimleri normal dağılmamaktadır.	

\*: %1 hata payında boş hipotez reddedilmektedir.

Tablo 7. Newey-West tahmincisi bağımlı değişken  $\Delta GD$ 

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t – Testi	P>t
$\Delta GD_{(t-1)}$	-0.11209***	0.065357	-1.72	0.087
$\Delta GD_{(t-12)}$	-0.16465*	0.061054	-2.7	0.007
$\Delta DK_{(t-3)}$	0.004384*	0.001092	4.02	0.000
$\Delta DK_{(t-8)}$	0.004984**	0.002616	1.91	0.057
Yöntem	Newey–West Standart Hatalar			
Frekans	Aylık			
Dönem Aralığı	1990 Ocak – 2023 Mart			
Ortalama VIF	1.03			
Gözlem Sayısı	386			
En Çok Gecikme	1			
F( 4, 382)	10.8*	P Değeri:	0.000	
t – Testi Hipotezleri				
$H_0$	Katsayı sifıra eşittir.			
$H_a$	Katsayı sifıra eşit değildir.			
F – Testi Hipotezleri				
$H_0$	Tüm katsayılar eşanlı olarak sifıra eşittir.			
$H_a$	Tüm katsayılar eşanlı olarak sifıra eşit değildir.			

\*: %1 hata payında boş hipotez reddedilmektedir, \*\*: %5 hata payında boş hipotez reddedilmektedir, \*\*\*: %10 hata payında boş hipotez reddedilmektedir.

Tablo 7’de tahmin edilen modele ilişkin bilgiler ve analiz sonuçları yer almaktadır. Modeldeki bütün katsayıların anlamlılığını sınavan F testi sonucu %1 hata payında modelin bütünüyle anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Ortalama VIF (Variance Inflation Factor) değerinin 5’den düşük olduğu görülmektedir. Bu da modelde çoklu doğrusal bağlantı (ÇDB) sorunu olmadığına işaret etmektedir. Elbette ÇDB sorununun test edilmesinde modelin sabit katsayıyı içeren en küçük kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmiş hali kullanılmıştır. Katsayılara ilişkin anlamlılığını sınavan t test istatistiği sonuçlarına göre  $\Delta GD_{(t-1)}$   $\Delta DK_{(t-8)}$  değişkeninin katsayısı %10 hata

payında anlamlıdır.  $\Delta GD_{(t-12)}$  ve  $\Delta DK_{(t-3)}$  değişkenleri ise %1 hata payında anlamlıdır.

Açıklayıcı değişkenlerin açıklanan değişkene etkisi incelendiğinde ise  $\Delta GD$  değişkeninin bir dönem öncesindeki değerindeki 1 birim artış cari dönemdeki  $\Delta GD$  değişkenini yaklaşık 0.11 birim azaltmaktadır. Bu katsayı %10 hata payında anlamlıdır. Benzer olarak  $\Delta GD$  değişkeninin 12 ay önceki değerinde yaşanan 1 birimlik artış cari dönem  $\Delta GD$  değişkenini yaklaşık 0.16 azaltmaktadır. Bu katsayı da %1 hata payında anlamlıdır. Açıklayıcı değişkenin gecikmeli değerleri ile cari değeri arasında ters yönlü ilişkide bulunması Türk tarım sektöründe üreticilerin

fiyatlara duyarlı olabildiklerinin ve piyasa denge fiyatı üzerinde bir fiyat oluşumunda üreticilerin arzlarını artırarak fiyat düzeyini görece düşürebilmekte olduğunun bir göstergesidir. Bu bağlamda Türk tarım sektöründe örümcek ağı teorisinin geçerli olmadığı söylenebilmektedir.

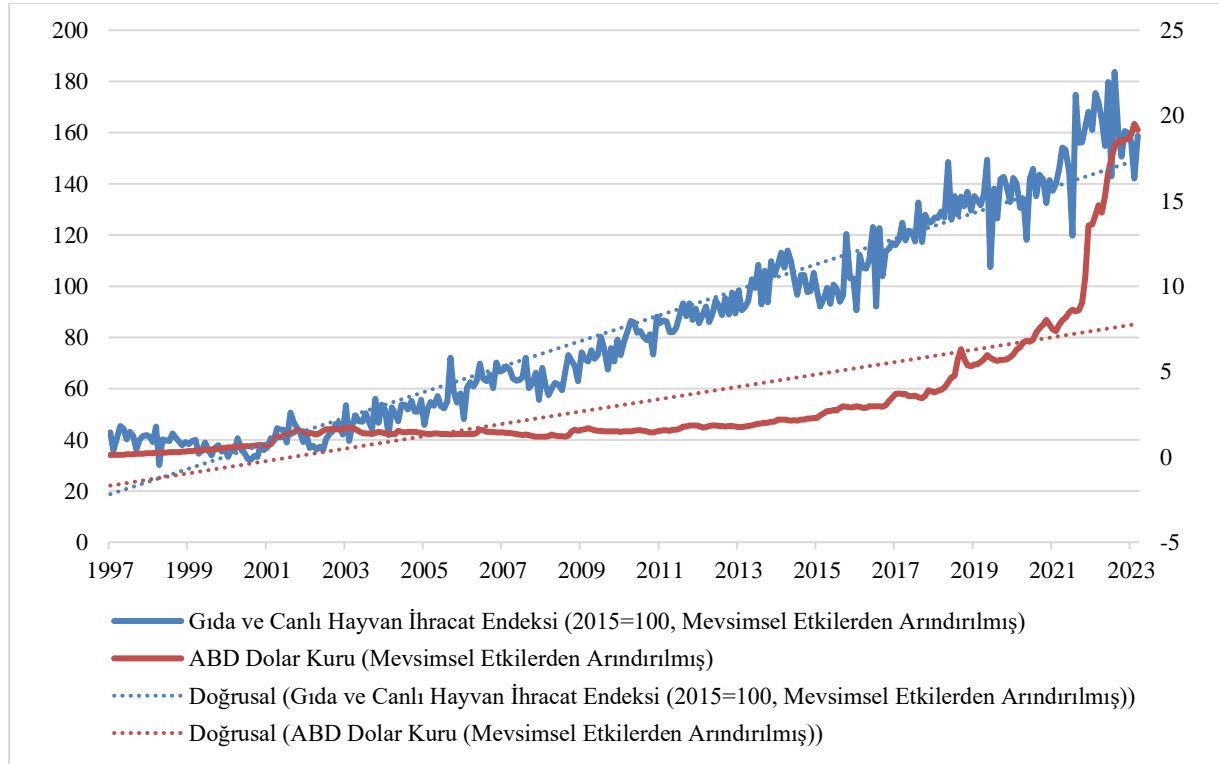
Döviz kurunu ifade eden  $\Delta DK$  değişkeninde 3 dönem önce yaşanan 1 birimlik artışın etkisi  $\Delta GD$  değişkenini yaklaşık 0.004 artırmaktadır. Bu katsayı %1 hata payında anlamlıdır. Döviz kurunu ifade eden  $\Delta DK$  değişkeninde 8 dönem önce yaşanan 1 birimlik artışın etkisi  $\Delta GD$  değişkenini yaklaşık 0.005 artırmaktadır. Bu katsayı %5 hata payında anlamlıdır. Döviz kurunun gecikmeli olarak gıda fiyatlarındaki artışı tetiklemesi bu ürünlerdeki ihracatın yaklaşık 3 ay sonra duyarlı hale geldiğini işaret edebilmektedir. Döviz kurunun 8 dönem öncesi ise bu duyarlılığı artırabilmektedir.

Çalışmanın ekonometrik analiz kısmında döviz kuru ve gıda ihracatı ilişkisi doğrudan incelenmemiştir. Ekonometrik analiz aşamasında gıda fiyatlarındaki ve döviz kuru değişimine doğrudan işaret etmek için dış ticaret verilerinin modele eklenmesi bu iki değişken arasındaki

dinamik yapının analizini zorlaştıracığından döviz kuru ve gıda ihracatı ilişkisi başka bir model ve başka bir çalışmanın konusu olarak inceleneldir. Ancak çalışmadan elde edilen sonuçların açıklanması aşamasında gıda enflasyonu ve döviz kuru arasındaki ilişki açıklanırken gıda ihracatına çok fazla atıf yapılmıştır. Bu nedenle Grafik 1’de verilen gıda ve canlı hayvan ihracat endeksi ile döviz kuru karşılaştırması yapılarak iki değişken arasındaki ilişkinin yönüne işaret etmek istenmektedir.

Grafik 1’de yer alan gıda ve canlı hayvan ihracat endeksi verisinin uzun dönemde döviz kuru ile birlikte arttığı görülmektedir. 2021-2023 döneminde iki serinin yakınsaması gıda ürünlerinde ihracat sınırına ulaşıldığının bir işareti olabileceği gibi, üretimde yaşanan daralmalardan ya da göç ve nüfus yapısı nedeniyle artan talepten dolayı da kaynaklandığı söylenebilmektedir. Sonuç olarak Şekil 1’de açıklanan bu ilişki açıklanması gereken bir soruyu ortaya koymaktadır. İki değişken arasındaki bu yakınsamanın nedenleri başka çalışmalarda incelenebilir.

Grafik 1. Gıda ve canlı hayvan ihracat endeksi ve döviz kuru karşılaştırması (Ocak 1997 - Mart 2023)



Kaynak: TÜİK ve TCMB Veri Tabanı

#### 4. SONUÇ ve ÖNERİLER

Bu çalışma kapsamında Türkiye ekonomisinde döviz kuru ile gıda fiyatları arasındaki ilişki incelenmiştir. Ulaşılan sonuçlara göre 1 ABD dolarının Türk Lirası karşılığı değeri ile temsil edilen döviz kurundaki (DK) artış gıda ve alkolsüz içecekler fiyat endeksinin genel fiyat endeksine oranını (GD) artırmaktadır. Diğer bir deyişle, döviz kurundaki artış gıda fiyatlarını piyasa genelinden daha çok artırmaktadır. Kullanılan veriler aylık frekanslı olması sayesinde etkinin gecikme süresi analiz edilebilmiştir. Buna göre gecikme düzeyi 3 dönem olan DK'daki 1 birimlik artış GD değişkeninin cari değerini yaklaşık 0.004 artırmaktadır. DK'nın 8'inci gecikmesi ise GD değişkenini yaklaşık 0.005 artırmaktadır. İki gecikmenin cari değer üzerindeki etkisi yaklaşık 0.09 kadardır. Modelden elde edilen sonuçlara göre GD'nin 1'inci gecikmesinde 1 birimlik artış cari değerini yaklaşık 0.11 azaltmaktadır. GD'nin 12'inci gecikmesindeki 1 birimlik artış ise cari değerini yaklaşık 0.16 birim azaltmaktadır. Altını çizmek gerekir ki çalışma döviz kurlarındaki artışın gıda fiyatlarını, genel fiyat endeksinden daha yukarıda bir düzeyde artırdığını ortaya koymaktadır. Dolayısıyla çalışma literatürde döviz kuru ve gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalardan bu yönüyle farklılaşmaktadır. Döviz kuru artışları fiyatlar genel düzeyini artırabilir, bu bilgiye ek olarak bu çalışma döviz kurlarının Türkiye ekonomisinde gıda fiyatlarını görece daha çok artırdığını kanıtlayabilmektedir.

Elde edilen bu sonuçların nedeni üretim maliyetleri ve artan dış talep ile açıklanabilmektedir. Döviz kurundaki artış nedeniyle tarım sektöründeki girdi maliyetlerinin yükselmesi bu sektördeki arzı azaltabilecektir. Diğer yandan Türkçe literatürdeki çalışmaların pek üzerinde durmadığı ve bu çalışmanın özellikle altını çizdiği gıda ürünü ihracatı kaynaklı fiyat artışları olabilmektedir. Döviz kurundaki artış gıda ürününün uluslararası fiyatını ucuzlatacağından gıda ürünü ihracatı artabilmektedir. Bu durumda yerli piyasalara arz edilen gıda ürünleri azalabilmekte ve fiyatlar yükseliş eğilimine girebilmektedir. Dolayısıyla

döviz kuru artışı sonrası tarım sektöründe artan girdi maliyetleri ve artan dış talep nedeniyle gıda fiyatları döviz kuru artışından etkilenebilmektedir. Ancak gıda fiyatlarının genel fiyat düzeyine göre daha çok artmasının asıl nedeni dış talep artışı kaynaklı olabilmektedir. Nitekim döviz kuru artışları sonucu girdi maliyetleri tüm sektörlerde artmaktadır. Öte yandan ürünlerin ucuzlaması sonucu dış talepte yaşanacak bir artış şoku gıda ürünlerinde daha hissedilir bir ölçüde olabilmektedir.

Belirtmek gerekir ki gıda fiyatlarında talebin fiyat esnekliğinin düşük kalması nedeniyle, döviz kuru düşüşleri gıda ihracatını miktarsal olarak artırsa da toplam gelir anlamında artırmayabilmektedir. Diğer bir deyişle gıda ihracatı miktar olarak artabilirken, artan ihracat nedeniyle gıda ürünü fiyatındaki düşüş nedeniyle toplam ihracat gelirinde kayıplar yaşanabilmektedir. Bu durumda parasal anlamda net ihracat kazancı fiyat ve miktar etkilerinin toplanması ile bulunabilmektedir. Bu nedenle gelecekte gıda fiyatları ve döviz kuru ilişkisini inceleyecek çalışmalara yol göstermek adına bu çalışma gıda ihracatı göstergesi olarak miktarsal değerlerin kullanılmasını önermektedir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlar göstermektedir ki Türkiye ekonomisinde döviz kuru artışları gıda fiyatlarını görece daha yüksek düzeyde arttırdığından toplam tüketiminde gıda ürünlerinin ağırlığı fazla olan tüketici gruplarının alım gücünü daha büyük ölçüde düşürebilmektedir. Bu bağlamda politika yapıcıların yoksulluğu ve açlığı önlemek, gelir düzeyi düşük bireylerin alım güçlerini görece daha çok kaybetmesinin önüne geçmek için harekete geçmesi gerekmektedir. Bu çalışmanın önerisi tarım ürünü ihracatının vergilendirilmesi ve elde edilen bu vergi gelirinin tarım sektöründe verimliliği artırabilecek, tarım ürünlerinde birim maliyetleri düşürebilecek pozitif ölçek ekonomilerini kullanabilecek büyük kamu yatırımlarını desteklemek için değerlendirilmesidir.

#### KAYNAKLAR

Alkan, U. & Dağdır, C. (2020). Türkiye'de Döviz Kuru Ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin Çoklu

- Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5 (2) , 270-287. DOI: 10.29106/fesa.729769
- Breusch, T. S. (1978). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334-355. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294. <https://doi.org/10.2307/1911963>
- Bush, R. (1996). The Politics of Food and Starvation. *Review of African Political Economy*, 23(68), 169–195.
- Cohen, B. I. (1968). The Less-Developed Countries' Exports of Primary Products. *The Economic Journal*, 78(310), 334–343. <https://doi.org/10.2307/2229468>
- D'agostino, R. B., Belanger, A., & D'agostino Jr., R. B. (1990). A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality. *The American Statistician*, 44(4), 316-321. <https://doi.org/10.1080/00031305.1990.10475751>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: I. *Biometrika*, 37(3/4), 409-428. <https://doi.org/10.2307/2332391>
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1951). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. II. *Biometrika*, 38(1/2), 159-177. <https://doi.org/10.2307/2332325>
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1971). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression III. *Biometrika*, 58(1), 1-19. <https://doi.org/10.2307/2334313>
- Godfrey, L. G. (1978). Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46(6), 1293-1301. <https://doi.org/10.2307/1913829>
- Güngör, S. & Erer, D. (2022). Türkiye'deki Gıda Fiyatları İle Petrol Fiyatları Ve Döviz Kuru Arasındaki Doğrusal Olmayan İlişkinin İncelenmesi: Zamanla-Değişen Parametrelili VAR Modelleri. *Alanya Akademik Bakış*, 6 (2) , 2481-2498. DOI: 10.29023/alanyaakademik.1082332
- Hirschman, A. O. (1949). Devaluation and the Trade Balance: A Note. *The Review of Economics and Statistics*, 31(1), 50–53. <https://doi.org/10.2307/1927193>
- İçen, H. , Esenyel İçen, N. M. & Polat, B. (2022). Türkiye'de Gıda Fiyatları, Döviz Kuru ve Petrol Fiyatları Arasındaki Asimetrik İlişki. *Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics* , (37) , 149-169. DOI: 10.26650/ekoist.2022.37.1168678
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review / Revue Internationale de Statistique*, 55(2), 163-172. <https://doi.org/10.2307/1403192>
- Karaoğlu, N. & Demirel, B. (2021). Asymmetric Exchange Rate Pass-Through into Inflation in Turkey: A NARDL Approach. *Fiscaeconomia*, 5 (3) , 845-861. DOI: 10.25295/fsecon.925369
- Konak, A. & Peçe, M. A. (2023). Türkiye'de Faiz Oranı, Enflasyon Oranı ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik Analizi. *Türkiye Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 27 (1), 171-186. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/tsadergisi/issue/76479/1139318>
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
- Özata, E. (2019). Türkiye'de Döviz Kuru Geçişkenliğinin Asimetrik Analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20 (2) , 213-232. DOI: 10.17494/ogusbd.672820
- Steinbach, S. (2021). Exchange Rate Volatility and Global Food Supply Chains. *National Bureau*

of Economic Research Working Paper Series, No. 29164(published as Sandro Steinbach. "Exchange Rate Volatility and Global Food Supply Chains," in Pol Antràs and David Zilberman, editors, "Risks in Agricultural Supply Chains" University of Chicago Press (2022)). <https://doi.org/10.3386/w29164>

Şeker, H. (2022). Türkiye’de Kur- Enflasyon Geçişkenliği Üzerine Ekonometrik Bir Analiz. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7 (1) , 131-142. DOI: 10.29106/fesa.1068026

Thirlwall, A. P., & Pacheco- Lopez, P. (2010). Ticaret Liberalizasyonu ve Ulusların Fakirliği (L. Kösekâhyaoglu, Çev.). Alter Yayıncılık.

Tuğral, A. & Bari, B. (2021). Asymmetric Effects of Exchange Rate on Inflation in Türkiye: What Aggregated and Disaggregated Data Reveal . *Erciyes Akademi*, 35 (3) , 1095-1115. DOI: 10.48070/erciyesakademi.973738

Tunalı, H. & Yalçınkaya, Y. (2016). Geleneksel Olmayan Para Politikası Uygulamasında

Enflasyon ile Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 66 (2), 61-112. Retrieved from

<https://dergipark.org.tr/tr/pub/iuifm/issue/27506/331690>

Turna, Y. , Eşmen, S. & Turna, B. (2022). Türkiye’de Döviz Kurunun Enflasyon Etkisi ve Fiyat Yapışkanlıkları: NARDL Yaklaşımı. *İzmir İktisat Dergisi*, 37 (2) , 522-535. DOI: 10.24988/ije.932967

Uysal, D., Yılmaz, K. Ç. & Kasa, H. 2022 Döviz Kuru İle Gıda ve Alkolsüz İçecek Fiyatları Arasındaki Zamanla Değişen Nedensellik Analizi, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 57(1), 492-505.

White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838. <https://doi.org/10.2307/19129>