



TİCARİ DİŞA AÇIKLIK VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN AMPİRİK ANALİZİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Ahmet Yılmaz ATA¹
Tuğçe DALLI²

Öz

Ticari dışa açıklık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar son yıllarda artmaktadır. Bu çalışmalar içerisinde ise ön plana çıkan ve Romer hipotezi olarak isimlendirilen hipoteze göre küçük ve dışa açık ülkelerin ekonomilerinde ticari dışa açıklık arttıkça enflasyon oranı azalmaktadır. Bu çalışmada Türkiye’de ticari dışa açıklık ile enflasyon oranı arasındaki ilişkinin test edilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda 1987-2021 yıllarına ait yıllık veriler kullanılarak geleneksel ADF, PP birim kök testi ve tek kırılmalı Zivot-Andrews birim kök testinin ardından Gregory Hansen eş bütünleşme testiyle FMOLS ve CCR analizi gerçekleştirilmiştir. Ulaşılan sonuçlara göre ticari dışa açıklıkla enflasyon değişkenleri arasında uzun dönemde negatif yönlü bir ilişki vardır.

Anahtar Kelimeler: Ticari Dışa Açıklık, Enflasyon, Romer Hipotezi

Jel Sınıflandırması: F41, F62, E00

EMPIRICAL ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP OF TRADE OPENNESS AND INFLATION: THE CASE OF TURKEY

Abstract

Studies investigating the relationship between trade openness and inflation have been increasing in recent years. According to the hypothesis called the Romer hypothesis, which stands out among these studies, the inflation rate decreases as trade openness increases in the economies of small and open countries. In this study, it is aimed to test the relationship between trade openness and inflation rate in Turkey. For this purpose, FMOLS and CCR analysis were carried out with the Gregory Hansen cointegration test, following the traditional ADF, PP unit root test and single break Zivot-Andrews unit root test, using annual data from 1987-2021. According to the results, there is a negative relationship between trade openness and inflation variables in the long run.

Keywords: Trade Openness, Inflation, Romer Hypothesis

Jel Classification: F41, F62, E00

¹Prof. Dr., Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, yilmazata75@gmail.com,

ORCID id: <https://orcid.org/0000-0001-5928-8801>.

²YÖK 100/2000 Doktora Öğrencisi, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, dallitugce1@gmail.com,

ORCID id: <https://orcid.org/0000-0002-5862-1964>.

Atıf/To Cite: Ata, A.Y. & Dalli, T. (2022). Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisinin Ampirik Analizi: Türkiye Örneği. *Journal of Economics and Research*, 3(2), 61-74.

GİRİŞ

Ticari faaliyetlerin serbestleştirilmesinin ülkelere, teknoloji transferi yönünden fayda sağlayacağı sıklıkla dile getirilmektedir. Nitekim teknolojik gelişmişlik seviyesi yüksek ülkelerle ticari faaliyetlerin gerçekleştirilmesi ve teknolojik bakımdan gelişmiş ürün ve hizmetler ithal etmenin aynı zamanda bilgi yayılımını artıracığı bilinmektedir. İleri teknoloji kompozisyonu içeren ürünlerin ithal edilmesiyle birlikte ülkelerin maliyetlerinin azalacağı ve ülkelerde faktör verimliliğinin sağlanmış olacağı ifade edilmektedir (Silajdzic ve Mehic, 2018: 10).

1990'lı yılların başında ticari serbestleşme hareketlerinin gelişmekte olan ülkelerde hız kazanmasıyla birlikte bu ülkelerde enflasyon hedeflemesi önemli bir politika aracı olarak ön plana çıkmaya başlamıştır. Bu politikalar neticesinde ise hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin enflasyon oranlarında önemli düşüşler yaşandığı bilinmektedir (Bowdler ve Malik, 2005). Dolayısıyla ticari dışa açıklıkla enflasyon ilişkisinin tespit edilmesi hem dış ticaret politikalarının belirlenmesi ve enflasyon yüksek düzeyde ise kontrol altına alınmasında hem de ekonomik büyümenin gerçekleştirilmesinde önem arz etmektedir.

Ülkemizde ise 1980 kararlarıyla birlikte ithal ikameci politikalardan ihracata dayalı büyüme politikalarına geçilmiştir. Dolayısıyla 1980'lerde ticari faaliyetler hız kazanmışken 1989'de çıkartılan 32 sayılı kararname ile de finansal serbestleşmenin önü açılmıştır.

Diğer taraftan, ticari dışa açıklıkla enflasyon ilişkisinin teorik dayanağı Romer Hipotezidir. Bu hipoteze göre ticari açıklıktaki artış enflasyonu azaltmaktadır. Diğer bir deyişle, ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişkinin yönü negatiftir.

Çalışmada 1987-2021 döneminde Türkiye'de Romer Hipotezi'nin geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Bu kapsamda, çalışma toplam üç bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın birinci bölümünde kavramsal çerçevede Romer Hipotezi'nden bahsedilmiştir. İkinci bölümde literatür araştırmasına, üçüncü bölümde ise veri seti, yöntem ve ampirik bulgulara yer verilerek çalışma sonlandırılmıştır.

Bu çalışmanın diğer çalışmalardan farkı yapısal kırılmalı eş bütünleşme testiyle birlikte FMOLS ve CCR tahmincilerinin kullanılmasıyla ortaya çıkmaktadır. Nitekim diğer çalışmalarda genellikle yapısal kırılmayı dikkate almayan nedensellik ve eş bütünleşme testleri kullanılmıştır. Diğer taraftan örneklem döneminin 1987'den başlatılmasının nedeni ise Türkiye'de serbestleşmenin giderek hız kazandığı bir yıl olması nedeniyledir.

1. ROMER HİPOTEZİ: TEORİK ÇERÇEVE

Ticari açıklıkla enflasyon ilişkisinin teorik dayanağını Romer (1993)'in çalışması oluşturmaktadır. Bu çalışmada, 1973-1988 dönemine ait 114 ülkenin enflasyon, dışa açıklık ve kontrol değişkeni olarak kişi başına gelir kullanılmıştır. Çalışma neticesinde elde edilen bulgular görece daha açık ekonomilerde ticari dışa açıklıkla enflasyon arasında negatif bir ilişkinin olduğu yönündedir. Lane (1997) ise aynı veri setini kullanarak yaptığı çalışmada Romer (1993)'le benzer sonuçlara ulaşmıştır.

Diğer taraftan ticari açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkiyi açıklayan literatürde iki farklı teorik temelli yaklaşım vardır. Birinci yaklaşım, ticari liberalizasyonu savunanların öne sürdüğü Yayılma Hipotezidir. Bu yaklaşımı geleneksel görüş de desteklemektedir. İkinci yaklaşım ise, ticari açıklığı savunmayanların öne sürdüğü Maliyet İtme Hipotezidir (Atgür, 2021: 47).

Ticari açıklığı savunanlara göre ticari açıklık, azalan fiyatlarla ilişkilidir. Ayrıca korumacı dış ticaret politikaları enflasyonun artmasına neden olmaktadır. Geleneksel

yaklaşım, diğer bir tabirle Yayılma Hipotezi'ni savunanlar, ticari dışa açıklığın fazla olduğu ülkelerin ekonomilerinde enflasyonun daha düşük olmasını farklı gerekçelere bağlamaktadır. Buna göre, şok parasal genişlemelerin dışa açık ülkelerin ekonomilerinde daha yüksek üretim maliyetlerine sebebiyet verdiği belirtilmektedir (Zakaria, 2010: 313-314).

Maliyet itme hipotezi, ticari liberalizasyonun enflasyonu artırdığını öne sürmektedir. Bu hipoteze göre yabancı tüketicilerin, kendi ülkesi dışında üretilen mallara yönelik talep elastikiyetinin katı olması, uluslararası piyasalardaki para otoritelerine monopol gücü sağlamaktadır. Bununla birlikte dışa açık ülke ekonomilerinde gerçekleştirilen mal veya hizmet ithalatı nedeniyle yabancı ülkelere enflasyonu ithal etmelerinin de mümkün olduğunu ve ticari dışa açıklıktaki artışın enflasyonun kontrol altına alınmasında para politikasının etkinliğini azalttığı öne sürülmektedir (Mukhtar vd., 2019: 49; Atgür, 2021: 48).

Öte yandan yeni büyüme teorisinde ise, ticari açıklıktaki artışın rekabeti, ekonomik büyümeyi ve optimum kaynak dağıtımının teşviki yoluyla küçük ve dışa açık ülkelere enflasyonun düşük olmasını sağlamaktadır (Mukhtar vd., 2019: 48). İçsel büyüme teorilerinde ise, ticari dışa açıklığın piyasalara yeni teknoloji girişlerini teşvik edeceği varsayılmaktadır (Harrison, 1996).

2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Literatürde Romer Hipotezi'ni test eden birçok çalışmanın yer aldığı görülmektedir. Bu çalışmalarda elde edilen bulguların bir kısmında ticari dışa açıklığın enflasyonu negatif yönde etkilediği diğer bir kısmında ise pozitif yönde etkilediği belirtilmektedir. Dolayısıyla ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkinin yönü üzerinde genel bir görüş birliğinin olmadığı belirtilebilir.

Ashra (2002) çalışmasında, 15 gelişmekte olan ülke (Arjantin, Bangladeş, Brezilya, Kolombiya, Şili, Endonezya, Hindistan, Nepal, Pakistan, Malezya, Filipinler, Tayland, Sri Lanka, Meksika ve Güney Kore) ekonomilerinde enflasyonla ticari dışa açıklık arasındaki ilişki 1980-1997 dönemleri için test etmiştir. Uygulamada sabit, rassal etki modelleriyle analiz gerçekleştirilmiştir. Ulaşılan sonuca göre az gelişmiş ülkelerde, ticari açıklığın enflasyonu negatif yönde etkilemektedir.

Bowdler ve Nunziata (2006), 19 OECD ülkesinde 1961-1993 döneminde enflasyonla ticari dışa açıklık ilişkisini sınıadıkları çalışmalarında regresyon tahmini için reel GSYH, TÜFE ve seçim değişkenleri kullanılmıştır. Ulaşılan sonuç ticari açıklıktaki artışın enflasyon oranını azalttığı yönündedir.

Hanif ve Batoool (2006) çalışmalarında, Pakistan'da ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkiyi 1973-2005 dönemi için zaman serisi analizi gerçekleştirmişlerdir. Çalışmanın sonucunda ticari dışa açıklığın enflasyon üzerinde negatif etkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Mukhtar (2010) çalışmasında, ticari dışa açıklığın enflasyon üzerindeki etkisini analiz etmiştir. Pakistan örneğinde 1960-2007 yılları arası veriler kullanılarak Vektör Hata Düzeltme Modeli uygulandığı çalışmanın sonucunda uzun dönemde ticari açıklığın enflasyonu negatif yönde etkilediğine ulaşılmıştır.

Güneş ve Konur (2013) ise çalışmalarında, ticari dışa açıklıkla enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi analiz etmek için Türkiye'de 2000Q1-2011Q4 dönemi çeyreklik veri setine eşbütünleşme, Granger nedensellik analizleri uygulamışlardır. Çalışma sonucunda

ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisinin söz konusu olduğunu, Granger nedensellik testi bulgularına göre de çift yönlü nedenselliğin olduğunu ifade etmişlerdir.

Loftalipour vd., (2013), MENA ülkelerinde, 1990-2010 döneminde ticari açıklık ve enflasyon ilişkisini test etmek için panel eşbütünleşme ve Hausman testlerinden yararlandığı çalışmalarında ticari açıklık ve enflasyon arasındaki ilişkinin negatif yönlü olduğunu tespit etmişlerdir.

Sikdar vd., (2013) çalışmalarında, Bangladeş'te 1976-2010 dönemi için Romer Hipotezinin geçerli olup olmadığını analiz etmişlerdir. Uygulamada eşbütünleşme analizinin gerçekleştirildiği çalışmada analiz sonucunda Bangladeş ekonomisinde enflasyonla ticari dışa açıklık arasında negatif bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Sachsida ve Mendonça (2015) ise, 152 ülkede (Kuzey, Orta ve Güney Amerika, Afrika, Avrupa, Okyanusya ve OECD ülkeleri) 1950-1992 dönemleri için ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz ettikleri çalışmalarında Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GLS)'den yararlanılmıştır. Analiz sonucunda ticari açıklıkla enflasyon arasında negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Atabay (2016) çalışmasında, 1980-2011 döneminde Türkiye'de ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkiyi test etmiştir. Uygulamada, Sıradan En Küçük Kareler (OLS) gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgular enflasyonla ticari dışa açıklık arasında negatif bir ilişkinin olduğunu göstermektedir.

Özçağ ve Bölükbaş (2018), Türkiye ekonomisi için 1980-2015 dönemini dikkate alarak ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkiyi Hatemi-J ve Irandoust saklı eşbütünleşme ile Hatemi-J asimetrik nedensellik testleriyle analiz ettiği çalışmasında ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu ortaya koymuştur.

Doru ve Düşünceli (2021), Türkiye ekonomisi için 2003-2020 arası çeyrek dönemlik veriler kullanılarak ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişki test edilmiştir. Uygulamada, ARDL ve Toda-Yamamoto nedensellik analizinin gerçekleştirildiği çalışmada, eşbütünleşme ilişkisiyle birlikte ticari dışa açıklıktan enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu belirtilmiştir.

Tablo 1: Romer Hipotezinin Reddedildiği Çalışmalar

Kaynak	Dönem/Ülkeler	Yöntem	Ticari Açıklık	Enflasyon
Alfaro (2005)	1973-1998/ 130 ülke	Panel veri analizi	+	+
Sekmen (2007)	1950-2003/ Türkiye	OLS (Sıradan En Küçük Kareler)	+	+
Zakaria (2010)	1947-2007/ Pakistan	GMM	+	+
Munir ve Kiani (2011)	1976-2010/ Pakistan	Johansen ve Juselius eşbütünleşme, Vektör hata düzeltme modeli	+	+
Thomas (2012)	1980-2009/ 8 Karayip ülkesi	Panel Pedroni eşbütünleşme testi	+	+

Kurihara (2013)	1990-2011/ Asya ve OECD ülkeleri	Panel GMM	+	+
Haq vd., (2014)	1968-2010/ Sri Lanka	Johansen eşbütünleşme ve Vektör hata düzeltme modeli	+	+
Kızılgöl ve İpek (2015)	1992-2013/ Türkiye	ARDL sınır testi	+	+
Sepehrivand ve Azizi (2016)	2001-2013/ D8 ülkeleri	Panel veri analizi	+	+
Sahu ve Sharma (2018)	2000-2016/ Hindistan	ARDL sınır testi	+	+
Şimşek ve Hepaktan (2019)	2005-2018/ Türkiye	Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik ve VAR modeli	+	+
Chhabra ve Alam (2020)	1974-2016/ Hindistan	ARDL sınır testi	+	+
Çoban (2020)	1996-2018/ Next11 ülkeleri	Panel ARDL	+	+

Tablo 1’de Romer Hipotezi’nin geçerli olmadığı çalışmalara yer verilmiştir. Romer Hipotezi’nde ticari açıklık ile enflasyon arasındaki ilişki negatifken, bu çalışmalarda ticari açıklık ve enflasyon arasındaki ilişki pozitifdir.

3. VERİ SETİ, YÖNTEM VE BULGULAR

Bu bölüm, analizde yer alan veri seti akabinde ise yöntem ve bulgular olmak üzere üç alt başlıktan oluşmaktadır.

3.1. Veri Seti

Çalışmada, Türkiye’de 1987-2021 döneminde Romer Hipotezi’nin geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Bu kapsamda analizde yer alan değişkenlerin veri seti Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2: Analizdeki Veri Seti

Değişkenler	Açıklama	Dönem	Kaynak
Ticari Dışa Açıklık	İhracat ve ithalat değerlerinin toplamının GSYH’deki payı	1987-2021 dönemi yıllık veriler	Dünya Bankası
Enflasyon	Tüketici fiyatları, enflasyon (yıllık, %)	1987-2021 dönemi yıllık veriler	Dünya Bankası
GDP	2010 sabit fiyatlarla dolar cinsinden GSYH	1987-2021 dönemi yıllık veriler	Dünya Bankası

Enflasyon ile ticari dışa açıklık ilişkisi ise Denklem 1’de gösterildiği şekilde kurulmuştur:

$$\ln \text{Enf}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{tda}_t + \ln \text{GDP} + \mu_t \quad (1)$$

Denklem 1’de lnEnf notasyonu doğal logaritması alınmış enflasyon oranını temsil etmekle birlikte bağımlı değişkeni, α_0 sabit terimi, tda ticari dışa açıklığı, lnGDP ise doğal logaritması alınmış GSYH’yi göstermektedir. Aynı zamanda tda ve lnGDP bağımsız değişkenleri temsil etmektedir.

3.2. Yöntem

Bu bölümde ADF, PP ve yapısal kırılmalı Zivot-Andrews testi, Gregory-Hansen eşbütünleşme testiyle eşbütünleşme katsayılarının tahmininden bahsedilecektir.

a. ADF ve PP Birim Kök Testleri

ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (Phillips ve Perron) birim kök testlerinin hipotezleri şu şekildedir:

H_0 : Seri birim köke sahiptir.

H_1 : Seri birim köke sahip değildir.

Çalışmada Dickey-Fuller (1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller testinden yararlanılmıştır. ADF sınaması için (sabit, sabitli ve trendli) regresyonlara Denklem (2) ve (3)’te yer verilmiştir:

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \sum \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 trend + \sum \lambda_i = I \Delta X_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Denklem (2) ve (3)’te X ele alınan seriyi, Δ notasyonu farkı, β ile λ parametreleri sırasıyla trend ve doğrusal zaman trendini, u_t notasyonu ise hata terimini ifade etmektedir. Araştırmada ADF testinin eksikliklerini gidermesi ve alternatif oluşturması açısından Phillips ve Perron birim kök testinden de yararlanılmıştır. PP testine ait hipotez testleri ADF testiyle örtüşmekle birlikte Denklem (4) ve (5)’te gösterilmektedir (Phillips ve Perron, 1988: 338):

$$y_t = \mu + \alpha \hat{y}_{t-1} + \hat{u}_t \quad (4)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} (t-1/2 \lambda) + \tilde{\alpha} \hat{y}_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (5)$$

Diğer taraftan, Phillips ve Perron (1988)’un hata terimlerine ilişkin daha esnek varsayımları içeren bir Dickey-Fuller süreci oluşturduğu söylenebilir. Nitekim ADF testi, hata terimlerini analizde bağımsız ve homojen varsayarken PP birim kök testi hata terimlerinin zayıf, bağımlı ve heterojen dağılımlı olmasına imkân tanımaktadır. Ayrıca PP birim kök testinin ADF birim kök testinden farkı, alternatif formlarından hiçbirinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin yer almamasıdır.

b. Yapısal Kırılmalı Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Zivot-Andrews (1992), çalışmalarında kırılma zamanını farklı bir yaklaşımla içsel olarak tahmin eden model ileri sürmüştür. Model A düzeyde tek kırılmaya, Model B, eğimde tek kırılmaya ve Model C ise eğimin yanı sıra düzeyde de tek kırılmaya izin vermekle birlikte bu analizde üç model bulunmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992: 254):

$$\text{Model A: } \mu + at + \beta yt - 1 + 61 DU(\theta) + \sum_{i=1}^k ci \Delta yt - i + et \quad (6)$$

$$\text{Model B: } \mu + at + \beta yt - 1 + 62 DT(\theta) + \sum_{i=1}^k ci \Delta yt - i + et \quad (7)$$

$$\text{Model C: } \mu + \alpha t + \beta y_t - 1 + 62 DT(\theta) + 61 DU(\theta) + \sum_{i=1}^k ci \Delta y_t - i + et \quad (8)$$

Denklem (6), (7) ve (8)'de yer alan t zaman, TB kırılma zamanı, $\tau = TB / T$ ise kırılma noktasını ifade etmektedir. Bununla birlikte DU_t , $t > TB$ iken 1, diğer durumlarda ise 0 değerini alan sabit terimde, ortalamada meydana gelen kırılmayı göstermekte; DT_t , $t > TB$ iken t-TB, diğer durumlarda 0 değerini alan ve trendde meydana gelen kırılma için kukla değişkenini göstermektedir. Δy_{t-i} ise modelde hata teriminde meydana gelebilecek otokorelasyonu engellemek için denklemlere eklenmektedir (Polat, 2017: 305).

c. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

Gregory ve Hansen (1996) çalışmalarında, yapısal kırılmayı dikkate almayan geleneksel eşbütünleşme analizlerinin, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini açıklamakta yetersiz kalacağını belirtmişlerdir. Gregory-Hansen eşbütünleşme testinde yapısal kırılma tarihi içsel olarak belirlenmektedir. Bununla birlikte bu eşbütünleşme testinde yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisini araştırmak için üç model geliştirilmiştir. Birinci model, düzeyde, ikinci model trendle birlikte düzeyde ve üçüncü model ise rejimdeki kırılmayı ifade etmektedir (Gregory ve Hansen, 1996: 103).

Model 1: Düzeyde Kırılma (C)

$$Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \Phi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (9)$$

Denklem 9'da μ_1 notasyonu kırılmadan önceki sabit terimi, μ_2 notasyonu kırılmanın sabit terimde yapmış olduğu değişikliği, t ise zamanı göstermektedir.

Model 2: Eğimde Kırılma (C/T)

$$Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \Phi_{t\tau} + \beta_t + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (10)$$

Model 3: Rejim Değişikliği (C/S)

$$Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \Phi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \Phi_{t\tau} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (11)$$

Gregory-Hansen eşbütünleşme analizinde H_0 hipotezi eşbütünleşmenin olmadığı şeklinde kurulmaktadır. Bu analizde test istatistik değerleri hesaplanan kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olması durumunda H_0 hipotezi reddedilmektedir (Gregory ve Hansen, 1996).

Yapısal değişimleri modele dahil eden kukla değişkenleri ise, Denklem (12)'de gösterilmektedir (Küçükaksoy vd., 2015: 704):

$$\Phi_{t\tau} = \{0, \text{ eğer } t \leq [n\tau]; 1 \text{ eğer } t > [n\tau]\} \quad (12)$$

Denklem 12'de n gözlem sayısını, $t \in (0,1)$ kırılma noktasını, $[n\tau]$ kırılmanın gerçekleştiği dönemi göstermektedir.

d. Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Analizde yer alan değişkenler arasında eşbütünleşme, diğer bir deyişle, uzun dönemli bir ilişki tespit edildiği için seriler arasındaki uzun dönem katsayı tahminleri FMOLS (Full Modified Ordinary Least Square) yöntemiyle elde edilebilmektedir. Phillips ve Hansen (1990)'in çalışmasına dayanan FMOLS yönteminde, tahminlerdeki sapmalar giderilip değişen varyans ve otokorelasyon problemine karşı dirençli tahminler geliştirilmiştir.

FMOLS yöntemi hem içsellik hem de otokorelasyon problemini dikkate almakla birlikte sıradan En Küçük Kareler (OLS) yönteminin geliştirilmesiyle elde edilmiştir. FMOLS yöntemiyle elde edilen tahmin bulgularıyla standart tahminlerdeki sorunlar ortadan kaldırılmaktadır (Çorak, 2018: 80; Akt: Sertçelik, 2021: 97).

FMOLS ve CCR katsayı tahminlerinden yararlanılabilmesi için analizdeki değişkenlerin birinci farkta durağan olması gerekmektedir. Ayrıca bu yöntemle, elde edilen katsayıların yorumlanabilme olanağının olması önemli bir avantajdır (Bulut ve Yılmaz: 2019: 55).

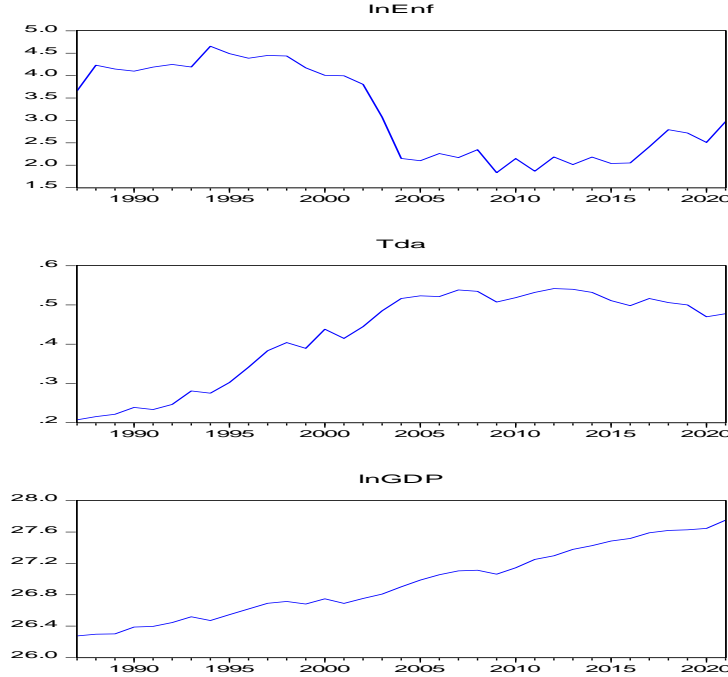
3.3. Bulgular

Ampirik analize geçmeden önce çalışmadaki tüm değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerine Tablo 3'te yer verilmiştir.

Tablo 3: Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	Enf	Tda	GDP
Ortalama	3.171348	0.422927	26.95133
Maksimum	4.656006	0.541804	27.75047
Minimum	1.832738	0.207012	26.27434
Standart Sapma	1.005032	0.116929	0.454366
Çarpıklık	0.081477	-0.706843	0.188184
Basıklık	1.281362	1.935519	1.770928
Jarque-Bera (Olasılık Değeri)	4.346230 (0.113823)	4.566953 (0.101929)	2.409562 (0.299758)
Gözlem Sayısı	35	35	35

Tablo 3'e göre Jarque-Bera (JB) testi, değişkenlerin normal dağıldığını gösteren H_0 hipotezinin reddedilemediğini, diğer bir deyişle değişkenlerin normal dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Serilerin çarpıklık değerleri 0'a, basıklık değerleri ise 2'ye yakındır.



Şekil 1: Değişkenlere Ait Zaman Seyir Grafiği

Şekil 1 ise analizde yer alan değişkenlerin zaman seyir grafiğini göstermektedir. Değişkenlerin dalgalı bir seyir izlediği gözlenmektedir.

Tablo 4: ADF Testi Bulguları

	lnEnf	Tda	lnGDP	Kritik Değerler
I(0) Sabit	-0.9513(0.759)	-2.2067(0.208)	0.5431(0.986)	% 1: -3.6394 % 5:-2.9511 % 10:-2.6143
I(0) Sabit ve Trendli	-1.2415(0.885)	0.0045(0.995)	-2.6018(0.282)	% 1: -4.2529 % 5:-3.5485 % 10:-3.2071
Birinci Fark Sabit	-5.3536*(0.000)	-5.0668*(0.000)	-6.0148*(0.000)	% 1: -3.6463 % 5:-2.9540 % 10:-2.6158
Birinci Fark Sabit ve Trendli	-5.3051*(0.001)	-6.1176*(0.000)	-6.0187*(0.000)	% 1: -4.2627 % 5:-3.5530 % 10:-3.2096

Not: Gecikme uzunluğu seçiminde Schwarz Bilgi kriteri (SIC) kullanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu 8'dir. Parantez içerisindeki değerler ise olasılık değerlerini göstermektedir. "***" notasyonu ise, %5 anlamlılık düzeyindeki durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 4'te Enf, Tda ve GDP değişkenlerine ait ADF birim kök testi sonuçları gösterilmiştir. ADF test istatistiği sonuçlarına göre I(0)'da değişkenlerin tablo değerleri %5 önem düzeyinde, MacKinnon (1996) kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğu için serilerin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Yani seriler %5 anlamlılık düzeyinde birim kök içermektedir. Bu nedenle serilerin birinci farkları alınmıştır. I(1)'de ise, ADF test istatistiği tablo değerleri %5 anlamlılık düzeyinde MacKinnon kritik değerlerinden mutlak olarak büyük olduğu için "H₀: seriler birim kök içermektedir" hipotezi reddedilmektedir. Yani seriler I(1)'de durağan hale gelmektedir.

Tablo 5: PP Testi Bulguları

	lnEnf	Tda	lnGDP	Kritik Değerler
Sabit	-0.9827(0.748)	-2.1706(0.220)	1.6281(0.999)	% 1: -3.6394 % 5:-2.9511 % 10:-2.6143
I(0) Sabit ve Trendli	-1.4513(0.827)	0.1754(0.997)	-2.6499(0.262)	% 1: -4.2529 % 5:-3.5485 % 10:-3.2071
Birinci Fark Sabit	-5.3536*(0.000)	-5.1300*(0.000)	-6.7544*(0.000)	% 1: -3.6463 % 5:-2.9540 % 10:-2.6158
Birinci Fark Sabit ve Trendli	-5.3044*(0.001)	-6.1525*(0.000)	-7.7988*(0.000)	% 1: -4.2627 % 5:-3.5530 % 10:-3.2096

Not: Gecikme uzunluğu seçiminde Schwarz Bilgi kriteri (SIC) kullanılmıştır. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir. "***" notasyonu ise, %5 anlamlılık düzeyindeki durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 5'te Enf, Tda ve GDP değişkenlerine ait PP birim kök testi sonuçları gösterilmiştir. PP test istatistiği sonuçlarına göre tüm değişkenlerin I(0)'daki tablo değerleri %5 anlamlılık düzeyinde MacKinnon (1996) kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğu için serilerin durağan olmadığı tespit edilmiştir. Birinci farkları alınan serilerin birim kök testi sonuçlarına göre PP test istatistiği tablo değerleri %5 anlamlılık düzeyindeki MacKinnon kritik değerlerinden mutlak olarak büyük olması nedeniyle "H₀: seriler birim kök içermektedir" hipotezi reddedilmektedir. PP birim kök testi ADF testi ile benzer sonuçlar vermiştir. Analizde yer alan değişkenler I(0)'da durağan olmayıp I(1)'de durağan hale gelmiştir.

Öte yandan literatürdeki çalışmalarda oldukça yaygın bir biçimde kullanılan ADF ve PP testleri, serilerde kırılma ihtimalini dikkate almayan testlerdir. Bu nedenle çalışmada geleneksel birim kök testlerinin yanı sıra Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmıştır. Literatürde, Zivot-Andrews birim kök testi uygulanırken Model B kullanılmamakta; genellikle Model A ve C tercih edilmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada da literatüre benzer şekilde A ve C modelleri tercih edilmiştir. Zivot-Andrews bulguları Tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6: Zivot-Andrews Testi Bulguları

Değişkenler	Model	Kırılma Tarihi	T istatistiği
lnEnf	A	2003	-4.6825
	C	2003	-4.5716
Tda	A	1996	-1.7690
	C	2003	-4.1211
lnGDP	A	1999	-4.0373
	C	1999	-4.1961
Δ lnEnf	A	1999	-6.3504
	C	2006	-7.2035
Δ Tda	A	1995	-7.0088
	C	1999	-7.1077
Δ lnGDP	A	2003	-6.3359
	C	2003	-6.2394
Kritik Değerler			
	%1	%5	%10
Model A	-5.34	-4.93	-4.58
Model C	-5.57	-5.08	-4.82

Not: Akaike Bilgi Kriteri'ne (AIC) göre bulunmuş optimum gecikme sayısı 4'tür. Kritik değerlerin tümü Zivot ve Andrews (1992)'den alınmıştır.

Tablo 6'da görüleceği üzere Model A sabitteki kırılmayı, model C ise hem sabit hem de trendde kırılmayı ifade etmektedir. Diğer taraftan analizde yer alan tüm değişkenlerin Model A ve C'de hesaplanan test istatistiği değerlerinin kritik tablo değerlerinden mutlak değer olarak %5 anlamlılık düzeyinde küçük olduğundan I(0)'da durağan olmadıkları tespit edilmiştir. Bu nedenle de modelde yer alan tüm değişkenlerin birinci farkı alınmıştır. I(1)'de %5 anlamlılık düzeyinde analizdeki tüm değişkenlerin test istatistikleri kritik tablo değerlerinden mutlak değer olarak büyük olmakla birlikte serilerin I(1)'de durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Bu bulgulara göre analizde yer alan bütün değişkenlerin incelenen dönemde yapısal kırılmalara maruz kaldığı tespit edilmekle birlikte bu değişkenlerin yapısal kırılmalarla birlikte I(0)'da değil de I(1)'de durağan hale gelmektedir.

Tablo 7: Gregory-Hansen Testi Bulguları

	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Tarihi	Kritik Değerler
ADF	-6.64*	2	2000	%1: -6.45 %5: -5.96 %10: -5.72
Z_t	-6.37*	2	2002	%1: -79.65 %5: -68.43 %10: -63.10
Z_a	-37.70	2	2002	%1: -79.65 %5: -68.43 %10: -63.10

Not: Kritik değerler Gregory ve Hansen (1996)'in çalışmasından alınmıştır. "***" notasyonu, %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 7'de görüleceği üzere ADF ve Z_t test istatistiği değerlerinin %5'teki kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla Türkiye için enflasyon, ticari dışa açıklıkla GDP arasında uzun dönemde bir ilişkinin varlığına ulaşılmaktadır. Gregory-Hansen (1996) eşbütünleşme testinden elde edilen kırılma tarihlerinin 2000 ve 2002 yılı

olması ise, Türkiye ekonomisinde yaşanan 2000-2001 bankacılık krizlerinin GSYH, enflasyon ve ticari dışa açıklık gibi ekonomik değişkenleri olumsuz yönde etkilediği söylenebilir.

Diğer taraftan Türkiye’de 1987-2021 döneminde enflasyon ile ticari dışa açıklık arasında uzun dönemdeki ilişki Gregory-Hansen (1996) eşbütünleşme analiziyle gösterildikten sonra uzun dönem katsayılarını elde etmek için yapısal kırılmalar (2000 ve 2002 yılı) kukla değişken olarak modele (FMOLS ve CCR tahmincileri) dahil edilmiştir. FMOLS ve CCR tahmin bulgularına ise, Tablo 8’de yer verilmiştir.

Tablo 8: FMOLS ve CCR Uzun Dönem Katsayı Tahmin Bulguları

Bağımlı Değişken	FMOLS			CCR		
	Bağımsız Değişken			Bağımsız Değişken		
	Tda	lnGDP	Dummy	Tda	lnGDP	Dummy
lnEnf	-7.639 *(0.000)	0.250 (0.581)	1.027 *(0.038)	-8.490 *(0.000)	0.554 (0.306)	1.027 *(0.023)

Not: *** notasyonu, %5 anlamlılık düzeyini göstermekte ve parantez içerisindeki değerler ise olasılık değerini ifade etmektedir.

Tablo 8’de FMOLS ve CCR tahmincilerinde katsayıların büyüklüğü ve işareti yaklaşık birbirine benzer sonuçlar göstermektedir. Türkiye’de 1987-2021 döneminde Romer Hipotezi’ne uyumlu bir biçimde ticari dışa açıklıktaki artış enflasyon oranında azalışa yol açmaktadır. GDP değişkeninin olasılık değeri 0.581 olup yüzde 5’ten büyük olduğu için istatistiksel olarak anlamlı değildir. Katsayılar incelendiğinde, ticari dışa açıklıktaki %1’lik artış enflasyon oranını yaklaşık %7 azaltmaktadır.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Çalışma kapsamında Türkiye’de 1987-2021 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişki test edilmiştir. İlk etapta ADF ve PP birim kök testi ardından yapısal kırılmalı Zivot-Andrews testi yapılmıştır. ADF ve PP birim kök testleri sonucunda değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğu tespit edilmiştir. Zivot Andrews bulguları ise analizde yer alan değişkenlerin yapısal kırılmalarla birlikte I(0)’da değil de I(1)’de alındığında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ardından analizdeki yer alan değişkenler arasında uzun dönemde ilişkinin olup olmadığını sınamak için Gregory-Hansen eşbütünleşme analizi gerçekleştirilmiştir. Bu testin sonuçlarına göre enflasyon, ticari dışa açıklıkla GDP arasında uzun dönemde bir ilişki tespit edilmiştir. Bu testteki yapısal kırılma tarihleri (2000 ve 2002 yılı) FMOLS ve CCR tahmincilerine kukla değişken olarak eklenerek analiz sonlandırılmıştır. FMOLS ve CCR testi sonuçlarına göre Türkiye’de 1987-2021 döneminde Romer Hipotezi’ne uyumlu bir biçimde ticari dışa açıklıktaki artışın enflasyon oranında azalışa yol açtığı gözlenmiştir. Bu sonuca göre ticari serbestleşmenin önünde herhangi bir engel olmamasının ülke ekonomisinde önemli problemlerden biri olan enflasyonun çözümüne katkıda bulunabilecektir.

Çalışmada elde edilen bulgular, teorik beklentilerle örtüşmekle birlikte Türkiye’ye yönelik yapılan literatürdeki çalışmalardan; Güneş ve Konur (2013), Atabay (2016), Şimşek ve Hepaktan (2019) ve Atgür (2021)’ün ticari açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkinin negatif yönde ilişkinin olduğunu tespit eden çalışmalarla benzerlikler göstermektedir.

Bu çalışmada, 1987-2021 döneminde Türkiye’de ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkinin yönüne dair elde edilen sonuçlar, ülkemizdeki dış ticaret politikalarında

ileriye yönelik sonuçların kestirilebilmesi, ekonomide fiyat istikrarı ve bunun sürdürülebilirliğinin sağlanabilmesi açısından oldukça önem arz ettiği söylenebilir. Bu kapsamda, fiyat istikrarı hedefine yönelik uygulanacak politikalarda ticari dışa açıklık düzeyinde meydana gelebilecek gelişmelerin de dikkate alınmasıyla uygulanacak politikaların etkisi artabilir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazar 1'in makaleye katkısı %50, yazar 2'nin makaleye katkısı %50'dir.

Çıkar Beyanı

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Alfaro, L. (2005). Inflation, Openness, and Exchange Rate Regimes: The Quest for Short-Term Commitment. *Journal of Development Economics*, 77, 229-249.
- Ashra, S. (2002). Inflation and Openness: A Study of Selected Developing Economies. Working Paper No. (84), *Indian Council for Research on International Economic Relations*. New Delhi, India.
- Atabay, R. (2016). The Relationship between Trade Openness and Inflation in Turkey. *International Journal of Research in Business & Social Science*, 5(3), 137-145.
- Atgür, M. (2021). Türkiye'de Ticari Açıklık ve Enflasyon İlişkisi: Romer Hipotezi Türkiye'de Geçerli Midir? *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 30(1), 45-57.
- Bowdler, C. & Malik, A. (2017). Openness and Inflation Volatility: Panel Data Evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 41, 57-69.
- Bowdler, C. & Nunziata, L. (2006). Trade Openness and Inflation Episodes in the OECD. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(2), 553-563.
- Bulut, Ö.U. & Yılmaz, H. (2019). Finansal Liberalizasyonun Uzun Dönemde İstihdam Yaratıcı Etkisinin FMOLS, DOLS ve CCR Yöntemi ile Analizi. *Uluslararası İşletme ve Ekonomi Çalışmaları Dergisi*, 1(2), 53-59.
- Chhabra, M. & Alam, Q. (2020). An Empirical Study of Trade Openness and Inflation in India. *Indian Institute of Management Calcutta*, 47(1), 79-90.
- Çoban, M. N. (2020). Romer Hipotezi Kapsamında Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi: Next 11 Ülkeleri İçin Panel ARDL Analizi. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(3), 651-660.
- Dickey, D. A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Doru, Ö. & Düşünceli, F. (2021). Türkiye'de Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi: ARDL Sınır Testi ve Nedensellik Analizi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(23), 37-54.

- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Güneş, Ş. & Konur, F. (2013). Türkiye Ekonomisinde Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Analiz. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8(2).
- Hanif, M. & Batool, I. (2006). Openness and Inflation: A Case Study of Pakistan. *MPRA Paper*, 10214.
- Haq, I. U., Alotaish, M. S. M., Kumara, N. G. S. & Otamurodov, S. (2014). Revisiting the Romer's Hypothesis: Time Series Evidence from Small Open Economy. *Pakistan Journal of Applied Economics*, 24(1), 1-15.
- Harrison, A. (1996). Openness and Growth: A Time Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 48, 419-447.
- Kızılgöl, Ö.A. & İpek, E. (2015). Türkiye'de Enflasyon ile Ticaret Açıklığı Arasındaki İlişki. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(4), 43-54.
- Küçükaksoy, İ., Çifçi, İ. & Özbek, R. İ. (2015). İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi: Türkiye Uygulaması. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 691-720.
- Kurihara, Y. (2013). International Trade Openness and Inflation in Asia. *Research in World Economy*, 4(1), 70-75.
- Lane, P. R. (1997). Inflation in Open Economies. *Journal of International Economics*, 42(1), 327-347.
- Lotfalipour, M.R., Montazeri, S. & Sedighi, S. (2013). Trade Openness and Inflation: Evidence from MENA Region Countries. *Economic Insights -Trends and Challenges*, 2(115), 1-11.
- MacKinnon, J.G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Mukhtar, T. (2010). Does Trade Openness Reduce Inflation? Empirical Evidence from Pakistan, *The Lahore Journal of Economics*, 15(2), 35-50.
- Mukhtar, T., Jehan, Z. & Bilquees, F. (2019). Is Trade Openness Inflationary in Developing Economies: An Asymmetric Analysis for Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 57(1), 47-68.
- Munir, S. & Kiani, A.K. (2011). Relationship between Trade Openness and Inflation: Empirical Evidences from Pakistan (1976–2010). *The Pakistan Development Review, Pakistan Institute of Development Economics*, 50(4), 853-876.
- Özçağ, M. & Bölükbaş, M. (2018). Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi: Romer Hipotezi Çerçevesinde Türkiye İçin Bir Analiz. *Maliye Dergisi*, 0(174), 112-130.
- Phillips, P. & Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Polat, M.A. (2017). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye'de Enerji Tüketiminin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(2), 299-313.
- Ramzan, M., Fatima, K. & Yousaf, Z. (2013). An Analysis of the Relationship between Inflation and Trade Openness. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 5(3), 215-229.
- Romer, D. (1993). Openness and Inflation: Theory and Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 108(4), 869- 903.
- Sachsida, A. & Mendonça, M.J.C. (2015). Inflation and Trade Openness Revised: An Analysis Using Panel Data. Discussion Papers 1148, *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA*.
- Sahu, P. & Sharma, N.K. (2018). Impact of Trade Openness on Inflation in India: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach. *The Empirical Economics Letters*, 17(1).
- Sekmen, F. (2007). Açıklık ve Para Politikasının Etkinliği: Türkiye Uygulaması. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 33, 171-177.

- Sepehrivand, A. & Azizi, J. (2016). The Effect of Trade Openness on Inflation in D-8 Member Countries with an Emphasis on Romer Theory. *Asian Journal of Economic Modelling*, 4(4), 162-167.
- Sertçelik, Ş. (2019). Kadınların İşgücüne Katılım Oranının Belirleyicileri: Türkiye İçin Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi. *R&S Research Studies Anatolia Journal*, 4(2), 91-102.
- Sikdar, A., Kundu, N. & Khan, Z. S. (2013). Trade Openness and Inflation: A Test of Romer Hypothesis for Bangladesh. MPRA Paper No. 65244, Munich Personal RePEc Archive, Munich.
- Silajdzic, S. & Mehic, E. (2017). Trade Openness and Economic Growth: Emprical Evidence from Transitions Economies. Management International Conference, Italy, 24-27 May, 581-594.
- Şimşek, D. & Hepaktan, E. (2019). Ticari Açıklık, İstihdam ve Enflasyon İlişkisi. *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17(4), 316-336.
- Thomas, C. (2012). Trade Openness and Inflation: Panel Data Evidence for the Caribbean. *International Business & Economics Research Journal (IBER)*, 11(5), 507-516.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Process. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- WB (World Bank). (2022). Databank, World Development Indicators (WDI), <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> (Erişim Tarihi: 10.03.2022).
- Zakaria, M. (2010). Openness and Inflation: Evidence from Time Series Data. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), 313-322.
- Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (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.