

TÜRKİYE’DE TİCARİ DİŐA AÇIKLIK VE ENFLASYON İLİŐKİSİ: ARDL SINIR TESTİ VE NEDENSELLİK ANALİZİ¹



Kafkas Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi
KAÜİBFD
Cilt, 12, Sayı 23, 2021
ISSN: 1309 – 4289
E – ISSN: 2149-9136

Makale Gönderim Tarihi: 19.02.2021

Yayına Kabul Tarihi: 21.05.2021

Ömer DORU
Dr. Öğr. Üyesi
Mardin Artuklu Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Mardin, Türkiye
omerdoru@artuklu.edu.tr
ORCID ID: 0000-0001-8119-4908

Faruk DÜŐÜNCELİ
Dr. Öğr. Üyesi
Mardin Artuklu Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Mardin, Türkiye
farukdusunceli@artuklu.edu.tr
ORCID ID: 0000-0002-2368-7963

ÖZ | 1990’lı yıllarda artan küreselleşme eğilimleri ile beraber gelişmekte olan ülkeler yüksek enflasyon oranları ile karşılaşmaya başlamışlardır. Bu dönemde başlamak üzere, dışa açıklık ve enflasyon ilişkisi ekonomi literatüründe önemli yer edinmeye başlamıştır. Tartışmalar, gelişmekte olan ülkelerde ticari dışa açıklığın enflasyon üzerindeki negatif etkisini savunan Romer hipotezi ekseninde oluşmuştur. Bu çalışmanın amacı 2002 yılından sonra yüksek enflasyon olgusundan kurtulan Türkiye ekonomisinde Romer hipotezini ekonometrik yöntemlerle test etmektir. 2003Q1-2020Q3 dönemi çeyreklik verilerin kullanıldığı çalışmada, ARDL sınır testi yaklaşımı ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri uygulanmıştır. Çalışma sonucunda, eş-bütünleşme ilişkisi ile beraber ticari dışa açıklıktan enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Ticari dışa açıklık, enflasyon, ARDL sınır testi, Toda-Yamamoto nedensellik testi

JEL Kodu: F41, F43, F62

Alan: İktisat

Türü: Araştırma

DOI: 10.36543/kauiibfd.2021.003

Atıfta bulunmak için: Doru, Ö. & Düşünceli, F. (2021). Türkiye’de ticari dışa açıklık ve enflasyon ilişkisi: ARDL sınır testi ve nedensellik analizi. *KAÜİBFD*, 12(23), 37-54.

¹ İlgili çalışmanın etik kurallara uygunluğu beyan edilmiştir.

RELATIONSHIP BETWEEN TRADE OPENNESS AND INFLATION: ARDL BOUND TEST AND CAUSALITY ANALYSIS



Article Submission Date: 19.02.2021 Accepted Date: 21.05.2021

Kafkas University
Economics and Administrative
Sciences Faculty
KAUJEASF
Vol. 12, Issue 23, 2021
ISSN: 1309 – 4289
E – ISSN: 2149-9136

Ömer DORU
Asst. Prof.
Mardin Artuklu University
Faculty of Economics and
Administration Sciences
Mardin, Turkey
omerdoru@artuklu.edu.tr
ORCID ID: 0000-0001-8119-4908

Faruk DÜŞÜNCELİ
Asst. Prof.
Mardin Artuklu University
Faculty of Economics and
Administration Sciences
Mardin, Turkey
farukdusunceli@artuklu.edu.tr
ORCID ID: 0000-0002-2368-7963

ABSTRACT With the increasing globalization trends in the 1990s, developing countries started to encounter high inflation rates. As of this period, the relationship between trade openness and inflation started to take an important place in the economic literature. The discussions are based on Romer's hypothesis, which argues for the negative impact of trade openness in developing countries on inflation. The aim of this study after 2002 survived the phenomenon of high inflation in the economy of Turkey is to test the hypothesis of Romer econometric methods. The ARDL bound test approach and Toda Yamamoto causality tests were applied in the study in which quarterly data from 2003Q1-2020Q3 were used. As a result of the study, together with the cointegration relationship, one-way causality relationship from trade openness to inflation was determined.

Keywords: Trade openness, inflation, ARDL bound test, Toda-Yamamoto causality test.

Jel Codes: F41, F43, F62

Scope: Economics

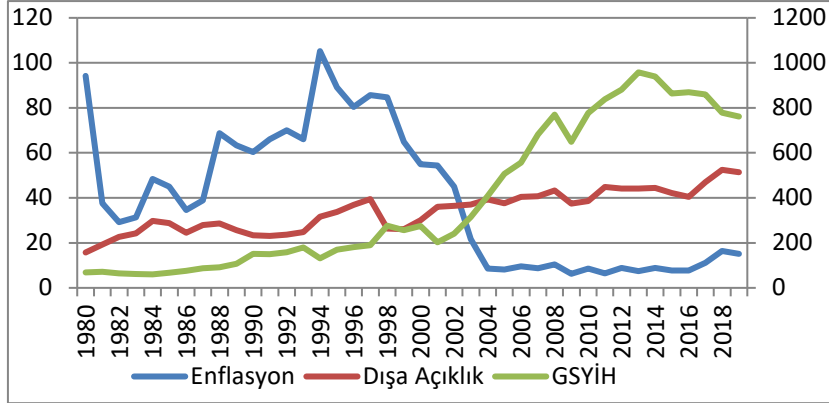
Type: Research

1. GİRİŞ

Dışa açıklık kavramının, özellikle İkinci Dünya Savaşı'ndan sonra ülkelerin ekonomi politikalarında ve ekonomi literatüründe önemli yer edindiği görülmektedir. Özellikle 1980'li yıllardan sonra yoğunlaşan ticari serbestleşmenin getirdiği ticari küreselleşme hareketleri, dışa açıklığın ekonomik göstergeler üzerindeki etkilerini inceleyen tartışmaları beraberinde getirmiştir. Bu noktada fikir birliği olmamasına karşın en yoğun tartışmaların dışa açıklık ve enflasyon ilişkisi üzerine kurulduğu görülmektedir. Para politikalarının etkin bir şekilde yürütülmesi için iki değişken arasındaki etkinin anlaşılmasının önem arz ettiğini söylemek mümkündür (Watson, 2016).

1990'lı yıllarda yoğun ticari serbestleşme hareketi yürüten gelişmekte olan ülkelerde enflasyon hedeflemesinin önemli bir ekonomik politika olarak öne çıkmaya başladığı görülmektedir. Bu politikaların sonucunda hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde enflasyon oranlarında önemli düşüşler yaşanmıştır (Bowdler ve Malik, 2005). Bu noktada 2008 küresel finans krizinin de getirdiği gıda ve petrol fiyatları artışı, enflasyon üzerinde etkisi olan faktörlerin belirlenmesi üzerine çalışmaların yoğunluğunu arttırmıştır.

Türkiye, 24 Ocak 1980 kararları ile ithal ikameye dayalı sanayileşme politikalarından vazgeçerek ihracata dayalı sanayileşme politikası yürütmeye başlamıştır. Gelişmekte olan ülkelerle aynı dönemlerde ticari serbestleşme politikaları yürütmeye başlayan ülke, 1990'lı yılların başında bu politikaları sermaye hareketlerinin serbestleşmesi noktasında da genişletmiştir. Bu dönemde Dünya Ticaret Örgütü'nün kurulması, ticari küreselleşme olgusunu farklı noktaya götürmüştür. Avrupa Birliği ile yapılan "Gümrük Birliği Anlaşması" Türkiye için ticari serbestleşmenin diğer önemli bir adımı olmuştur. Ancak bu dönemde yaşanan bu gelişmelerle beraber çok yüksek enflasyon oranları ile karşı karşıya kalınmıştır. 2000'li yıllarda ise uygulanan ekonomik istikrar programları ve mali reformlar sonucunda enflasyon oranlarında önemli düşüşler yaşanırken ticari serbestleşme ile ilgili önemli adımlar atılmıştır. Özellikle doğrudan yabancı yatırımlar ile ilgili yapılan yasal düzenlemeler ve Avrupa Birliği ile yürütülen müzakereler ticari serbestleşme politikasında olumlu duruşun devam ettiğini göstermektedir. Para politikasındaki kararlı duruş, enflasyon rakamlarının uzun bir süre (2003-2018) %10'ların altında kalmasında belirleyici bir faktör olurken dış ticaret hacminin de GSYİH içindeki payı artış göstermiştir.



Kaynak: Dünya Bankası Veri Tabanı

Grafik 1. Türkiye’de Enflasyon, Dışa Açıklık ve GSYİH (1980-2019)

2018 yılı Ağustos ayında, Türkiye ile ABD arasında yaşanan politik anlaşmazlıklar sonucunda artan döviz kuru enflasyon oranlarının yeniden yükselmesi sonucunu beraberinde getirmiştir. Bu dönemde aylık enflasyon oranı %25’leri bulurken ortalama yıllık artış oranı da %16,3’e yükselmiştir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’nin 2003-2020 dönemi için dışa açıklığın enflasyon üzerindeki etkisini incelemektir. Çeyreklik verilerin kullanıldığı çalışmada ARDL sınır testi yaklaşımı ve nedensellik boyutunu incelemek için Toda Yamamoto nedensellik testi uygulanmıştır. Çalışma sonucunda dışa açıklıktan enflasyon değişkenine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Çalışmanın bundan sonraki bölümünde teorik ve ampirik literatüre, daha sonra yöntem ve bulgulara yer verilecektir.

2. TEORİK ARKA PLAN

Fiyatlar genel düzeyini etkileyen faktörlerin belirlenmesi ve bu faktörlerin enflasyonu etkileme şekilleri iktisat okullarında en çok ilgi gören konulardan olduğunu söylemek mümkündür. Bu noktada monetaristler enflasyon düzeyini para arzı ve talebindeki gelişmelere bağlamaktadırlar. Dolayısıyla enflasyonu finansal açıklığın bir sonucu olarak görmektedirler. Keynesyen teori ise talep ve maliyet değişimleriyle konuyu açıklamaya çalışmışlardır. Buna göre, ihracatta meydana gelen artış, toplam geliri arttıracığından dolayı talepte artış meydana getirecek ve artan talep enflasyon üzerinde pozitif etki oluşturacaktır. Diğer yandan ithalatta meydana gelen artış yurtiçi gelirin düşmesine dolayısıyla talepte ve enflasyon üzerinde negatif etkiye sahip olacaktır (Taşçı vd, 2009; Thomas, 2012).

Küreselleşme hareketlerinin büyük ivme kazandığı 1980 sonrası dönemde, dışa açıklığın ekonomik göstergeler üzerinde özellikle de enflasyon üzerindeki etkisi önemli tartışmalara konu olmuştur. Yapılan teorik ve amprik çalışmalarda fikir birliğine varılamadığı görülmektedir. Çalışmaların önemli bir kısmı dışa açıklığın anti-enflasyonist etkisine vurgu yaparken, diğer yandan enflasyonist etkilerinin daha hâkim olduğunu belirten çalışmalarda önemli yer tutmaktadır. Romer (1993), beklenmeyen parasal genişlemenin reel döviz kurunda düşüş meydana getireceği, dolayısıyla dış ticaret dengesinin bu durumdan olumsuz etkileneceğini belirtmektedir. Dışa açıklık oranı düşük ekonomiler parasal genişleme konusunda daha istekli oldukları için yüksek enflasyon oranları ile karşılaşabileceklerdir. Daha açık ekonomilerde ise para politikası otoriteleri parasal genişleme konusunda daha az istekli olmaları nedeniyle daha düşük enflasyon durumu ile karşılaşılacaktır.

Romer (1993) ortaya attığı hipotezi analiz ettiği çalışmasında 114 ülkenin 1973-1988 dönemine ait verilerini kullanmıştır. Enflasyon, dışa açıklık ve kontrol değişkeni olarak kişi başına düşen gelirin kullanıldığı çalışmada ortaya konulan hipoteze uygun olarak görece daha açık ekonomilerde dışa açıklık ve enflasyon verileri arasında negatif bir ilişki tespit etmiştir. Aynı veri setini kullanan Lane (1997) yaptığı çalışmada Romer (1993) ile benzer sonuçlara ulaşmıştır. Terra (1998) ise Romer hipotezini ülkelerin borçluluk düzeylerine göre analiz ettiği çalışmasında, aşırı borç yükü olan ülkelerde negatif ilişkinin geçerli olduğu diğer ülkelerde ise pozitif ilişki olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır. Bunun yanında literatürde Romer hipotezinin doğruluğuna işaret eden amprik çalışmalar (Neiss, 2001; Hanif ve Batool, 2006; Mukhtar, 2010; Lin, 2010; Güneş ve Konur, 2013, Afzal vd., 2013; Bowdler ve Malik, 2017) önemli yer tutmasına rağmen, dışa açıklık ve enflasyon arasında pozitif ilişki tespit eden amprik çalışmalar da (Taşçı vd., 2009; Zakaria, 2010; Thomas, 2012; Evans, 2012; Samimi vd., 2012; Sahu ve Sharma, 2018) azımsanmayacak düzeydedir.

Granato, Lo ve Wong (2007), Romer hipotezini Bretton Woods sistemi sonrası dönemi (1973-2001) kapsayacak şekilde 15 gelişmiş ülke için panel veri analiziyle test etmişlerdir. Çalışma sonucunda dışa açıklık ile enflasyon verisi arasında pozitif ilişki tespit etmişlerdir. Taşçı vd. (2009) aralarında Türkiye'nin de olduğu 11 gelişmekte olan ülkenin 1980-2006 yılları arasındaki dönem için yaptıkları panel veriye dayalı analizde dışa açıklık ile enflasyon arasında pozitif ilişki tespit etmişlerdir. Zakaria (2010), Pakistan'ın 1947-2007 yılları arasındaki dönem için yapmış olduğu zaman serisi analizinde belirtilen dönem için dışa açıklık ve enflasyon arasında pozitif bir ilişki tespit etmiştir. Aynı sonuçlara Alfaro (2005) 1973-1998 dönemi için gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için yapmış olduğu panel veri analizi ile ulaşmıştır.

Samimi vd. (2012), Romer Hipotezini gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin 1990-2009 dönemi için panel veri analizi ile test ettikleri çalışmalarında dışa açıklığı temsil etmek üzere iki değişken kullanmışlardır. Ticari dışa açıklık değişkenini kullandıkları modelde hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde pozitif bir ilişki tespit ederken küreselleşme indeksini kullandıkları modelde her iki ülke grubu için Romer hipotezini destekleyecek şekilde negatif ilişki tespit etmişlerdir. Romer hipotezini destekleyecek sonuçlara ulaşan bir diğer çalışma Sikdar vd.(2013) aittir. Bangladeş'in 1976-2010 dönemi için yapılan eş-bütünleşme analizi sonuçları Bangladeş ekonomisinde belirlenen dönemde ticari dışa açıklık ve enflasyon değişkeni arasında negatif ilişki olduğunu göstermektedir. Haq vd. (2014), 1968-2010 dönemi Sri Lanka ekonomisi için Romer hipotezinin geçerliliğini araştırmışlardır. Zaman serilerine dayalı eş-bütünleşme ve hata düzeltme modellerinin uygulandığı çalışma sonucunda ticari dışa açıklık ve enflasyon değişkeni arasında pozitif ilişki bulgusuna ulaşılmışlardır. Johar vd. (2020), Güney Asya Bölgesel İşbirliği Örgütü (SAARC)'ne üye ülkelerin 1986-2014 yılları arasındaki dönemi için yaptıkları çalışmada dışa açıklığı temsil etmek üzere dört değişkenin kullanıldığı dört model kurmuşlardır. Buna göre toplam ticaret/gsyih ile ithalat/gsyih değişkenlerinin kullanıldığı modellerde pozitif ilişki tespit edilirken ihracat/gsyih ve küreselleşme indeksinin kullanıldığı modellerde negatif ilişki olduğunu bulmuşlardır.

Bu araştırma makalesinin amacı, açıklığın enflasyon oynaklığı üzerindeki etkisini kontrol etmektir. SAARC ülkeleri için Panel verilerinden yararlanılarak 1986-2014 yılları arasında değişen zaman aralığı. Kısa vade ve uzun vade ilişkisinin varlığı için Genelleştirilmiş Moment Yöntemi (GMM) ve Dürtü Yanıtı kullanılarak açıklığı hesaplamak için dört vekil değişken kullanılır. GMM sonuçları, ilişkinin modelde kullanılan proxy değişkenine bağlı olduğunu gösterir. GSYİH'ye ihracat ve KOF endeksi enflasyon dalgalanması üzerinde olumsuz etki gösterirken, ticaretin GSYH'ye oranı enflasyon oynaklığı üzerinde önemli pozitif etkiye sahiptir. Ampirik çalışma, ithalat enflasyonunun yanı sıra emtia fiyatı açısından da ithal edildiğinden, enflasyon oranının düşmesine neden olduğu için ihracatın teşvik edilmesi gerektiğini öne sürüyor.

Literatürde konu ile ilgili Türkiye özelinde de çalışmalar bulunmaktadır. Güneş ve Konur (2013), Türkiye özelinde dışa açıklık ve enflasyon ilişkisini eş-bütünleşme ve nedensellik testleri ile analiz ettikleri çalışmalarında 2000-2011 çeyreklik veriler kullanmışlardır. Çalışma sonucunda seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi ile beraber çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Kızılgöl ve İpek (2015), Türkiye'nin 1992-2013 dönemi için çeyreklik veriler kullandıkları çalışmalarında zaman serisine dayalı ARDL sınır testi yöntemi

kullanmışlardır. Çalışma sonucunda dış ticaret açıklığının enflasyonu hem kısa hem de uzun dönemde pozitif yönde etkilediğini tespit etmişlerdir. Özçağ ve Bölükbaş (2018) dış ticaret açıklığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Türkiye ekonomisinin 1980-2015 dönemi için zaman serisine dayalı eş-bütünleşme ve nedensellik testleri ile analiz ettikleri çalışmalarında, iki değişken arasında eş-bütünleşme ilişkisi tespit etmiş olmalarına rağmen nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Şimşek ve Hepaktan (2019), 2015-2018 dönemi için dışa açıklık, işsizlik ve enflasyon ilişkisini çeyreklik veriler ile zaman serisine dayalı eş-bütünleşme ve nedensellik analizleri incelemişlerdir. Sonuç olarak eş-bütünleşme ilişkisi tespit edilmiş olmasına rağmen dışa açıklık ve enflasyon arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Sizer (2020), 2003-2018 dönemi için çeyreklik enflasyon, dışa açıklık ve döviz kuru değişkenlerini kullandığı çalışmasında yöntem olarak doğrusal olmayan regresyon ve nedensellik analizlerini kullanmıştır. Çalışma sonucunda hem dışa açıklıktan hem de döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Çoban (2020), Next 11 olarak tanımlanan gelişmekte olan ülkelerde 1996-2018 dönemi için Romer hipotezini test ettiği çalışmasında panel ARDL yöntemini kullanmıştır. Çalışma sonucunda Next 11 ülkelerinde belirlenen dönem için dışa açıklığın enflasyonu kısa ve uzun dönemlerde pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

3. YÖNTEM

Dışa açıklık ve enflasyon ilişkisinin incelendiği bu çalışmada, Türkiye'nin 2003Q1-2020Q3 dönemi için çeyreklik enflasyon, ticari dışa açıklık ve Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) verileri kullanılmış olup, veri seti Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) ve TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu) veri tabanlarından elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan model aşağıdaki gibidir.

$$\ln Enf_t = a_0 + a_1 \ln da_t + a_2 \ln gsyh_t + \mu_t. \quad (1)$$

Burada; Enf_t enflasyon değişkenini temsil eden Tüketici Fiyat Endeksini, da_t ticari dışa açıklığı niteleyen ithalat ve ihracat toplamının gayrisafi yurtiçi hasılaya oranını, $gsyh_t$ mevsimsellikten arındırılmış gayri safi yurtiçi hasıla verisini, a_0 kesme terimi, a_1 ve a_2 bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etki katsayısını, μ_t hata terimini, \ln ise değişkenlerin logaritmik formda modele dahil edildiğini ifade etmektedir.

Çalışmada öncelikle verilerin durağanlık sınaması, yapısal kırılmasız birim kök testlerinden olan Artırılmış Dickey-Fuller (ADF,1981) ve Philihps-Perron(PP,1988) testleri ile yapısal kırılmalı birim kök testlerinden ise Zivot-

Andrews birim kök testi ile analiz edilmiştir. Daha sonra, eş-bütünleşme ilişkisini varlığını test etmek için ARDL sınır testi (Pesaran vd., 2001) uygulanmıştır. Son olarak seriler arasında nedensellik tespiti ve yönü, Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi ile belirlenmiştir. Model oluşturulurken kararlılık tespiti için yapılan CUSUMQ testi sonucunda bazı dönemlerin kritik sınırların dışına çıktığı görülmüştür. Bunun giderilmesi için kukla değişken kullanılmıştır.

3.1. Yapısal Kırılmasız Birim Kök Testleri: ADF ve PP

ADF birim kök testi, DF(1979) testinin daha yüksek dereceden otoregresif süreçlere uygulanabilmesi için modifiye edilmiş halidir. ADF testi kesmesiz-trendsiz modeli(none) aşağıdaki şekilde tanımlanır.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Kesmeli- trendsiz (intercept) modeli için, kesme terimi; kesmeli-trendli (trend) modeli için ise kesme terimi ve trend değişkeni eklenmelidir. Uygun gecikme uzunluğu Akaike ve Schwarz gibi bilgi kriterlerince tespit edilmektedir. Kritik değerler için MacKinnon(1996) tarafından geliştirilen değerler kullanılacaktır. Philips-Peron(1988) da üç regresyon modeli kullanmaktadır. Fakat ADF testine serisel korelasyon ve heteroskedastisite problemini dikkate alan bir parametrik olmayan düzeltme uygulamaktadır.(Sevüktekin ve Çınar,2017)

3.2.Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews tarafından geliştirilen Zivot-Andrews(1992) birim kök testinde yapısal kırılmanın bir tane olduğu ve zamanının bilinmediği varsayılır. Perron(1989) birim kök testinde ise yapısal kırılma döneminin bilindiği ve dolayısıyla modele dışsal (eksojen) değişken olarak eklenebileceği belirtilmiştir. Zivot ve Andrews bu işlemin hipotez testlerinin sonuçlarını birim kökün reddi lehine etkileyeceğini belirtmişlerdir. Bu sebeple, kırılma dönemini içsel(endojen) değişken olarak modele eklemişlerdir. Zivot-Andrews birim kök testi kesmeli(intercept), trendli(trend) ve kesmeli-trendli(both) olmak üzere sırasıyla model A,B ve C olmak üzere üçe ayrılır.

$$\begin{aligned} \text{Model A} \quad Y_t &= a_0 + a_1 t + a_2 Y_{t-1} + a_3 DU_t + \sum_{i=1}^p b_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \text{Model B} \quad Y_t &= a_0 + a_1 t + a_2 Y_{t-1} + a_4 DT_t + \sum_{i=1}^p b_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \text{Model C} \quad Y_t &= a_0 + a_1 t + a_2 Y_{t-1} + a_3 DU_t + a_4 DT_t + \sum_{i=1}^p b_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

Burada DU_t kukla değişkeni düzeyde, DT_t ise eğimde kırılmayı temsil etmektedir. a_0 kesme terimini, ε_t hata terimini ifade etmektedir.

3.3.ARD L Sınır Testi

Zaman serisi analizlerinde farklı eş-bütünleşme yöntemleri kullanılabilir. Pesaran vd.(2001) geliştirdiği ARDL sınır testi değişkenlerin I(2) olmaları dışındaki tüm durumlarda kullanılabilir bir yöntemdir. Değişkenlerin aynı seviyede durağan olma şartını gerektirmeyen bu yöntem sınırlı sayıda gözlem içeren veriler için de güvenilir sonuçlar verme üstünlüğüne sahiptir. Değişkenler arası eş-bütünleşme modeli aşağıdaki şekilde kurulmuştur:

$$\Delta Enf_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta enf_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_j \Delta gsyh_{t-j} + \sum_{j=0}^k \sigma_j \Delta da_{t-j} + \gamma_1 enf_{t-1} + \gamma_2 gsyh_{t-1} + \gamma_3 da_{t-1} + \mu_t. \quad (4)$$

Burada γ_1, γ_2 ve γ_3 katsayıları uzun dönem, α_j, β_j ve σ_j katsayıları kısa dönem etkilerini ifade etmektedir. Uygun gecikme uzunlukları Schwarz (SIC) bilgi kriterince tespit edilmiştir. Değişkenler arasında eş-bütünleşmeyi test eden sıfır hipotezinin reddedilememesi, eş-bütünleşmenin olmadığını ifade eder. Sıfır hipotezi aşağıdaki gibidir:

$$H_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0. \quad (5)$$

Pesaran vd.(2001) tarafından belirlenen I(0) ve I(1) değerleri ile bulunan F istatistik değeri karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistik değeri, I(1) değerinden büyük ise, sıfır hipotezi reddedilir. Yani modelde eş-bütünleşme vardır. I(0) değerinden küçük ise eş-bütünleşmenin olmadığını varsayan sıfır hipotezi kabul edilir. Son olarak hesaplanan değer I(0) ve I(1) kritik değerleri arasında ise eş-bütünleşme ile ilgili olumlu veya olumsuz bir sonuca varılamaz. Ayrıca kısa dönem ilişkilerinin tespiti için hata düzeltme modeli de aşağıdaki gibi alınabilir:

$$\Delta enf_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta enf_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_j \Delta gsyh_{t-j} + \sum_{j=0}^k \sigma_j \Delta da_{t-j} + \varphi ECM_{t-1} + \mu_t. \quad (6)$$

Modelde uzun dönemli bir ilişki var ise kısa dönemde meydana gelebilecek sapmaların düzeltilme katsayısını veren hata terimi φ katsayısı negatif değerli ve istatistiki olarak anlamlı olmalıdır.

3.4.Toda Yamamoto Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi uygulanan serilerin durağan olma şartı yoktur. Öncelikle var modelinin uygun gecikme uzunluğu belirlenir. Belirlenen uygun gecikme uzunluğuna(p), serilerin durağan olma seviyelerinden en büyüğü (k) eklenerek modelin gecikme uzunluğu (p+k) tespit edilir . Bunun sonucunda, model aşağıdaki şekilde oluşturulur.

$$\begin{aligned} Enf_t &= \mu_{1t} + \sum_{j=1}^{p+k} \alpha_{1j} enf_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+k} \beta_{1j} gsyh_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+k} \gamma_{1j} da_{t-j} + u_{1t} \\ Gsyh_t &= \mu_{2t} + \sum_{j=1}^{p+k} \alpha_{2j} enf_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+k} \beta_{2j} gsyh_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+k} \gamma_{2j} da_{t-j} + u_{2t} \\ Da_t &= \mu_{3t} + \sum_{j=1}^{p+k} \alpha_{3j} enf_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+k} \beta_{3j} gsyh_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+k} \gamma_{3j} da_{t-j} + u_{3t} \end{aligned}$$

4. BULGULAR

Serilerin düzey ve birinci farklarına ilişkin ADF VE PP Birim Kök Testleri sonuçları Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1.Yapısal Kırılmasız Birim Kök Test Sonuçları

		lnenf	lngsyh	ln da
SABİTLİ	ADF	1.798431	-0.17273	-2.09930
	PP	1.80609	0.15704	-3.92421*(6)
	Δ ADF	-8.21917*(0)	-10.1893*(0)	-12.2740*(1)
	Δ PP	-8.23534*(4)	-10.1807*(3)	-----
SABİTLİ ve TRENDLİ	ADF	-0.14062	-1.89906	-3.59858**
	PP	-0.21929	-2.41866	-5.37256*(5)
	Δ ADF	-8.67105*(0)	-10.0489*(0)	-12.1652*(1)
	Δ PP	-8.66730*(7)	-10.0576*(3)	-----

Gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Parantez içi sayılar optimal gecikme uzunluğudur. Δ sembolü birinci fark anlamında kullanılmıştır. **, * sırasıyla %5 ,%1 düzeylerine karşılık gelmektedir.

Tablo 1 incelendiğinde, enflasyon ve ekonomik büyüme serileri her iki model için düzeyde durağan dışı, 1. farkta ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları görülmektedir. Bu iki değişken için testlerin sonucu paralellik arz etmektedir. Ticari dış açıklık serisinde ise ADF testinin sonucu sabitli modelde diğer iki serinin sonuçlarıyla benzerdir. Sabitli-trendli modelde ise düzeyde %5 anlamlılık seviyesinde durağandır. PP testi ise dış açıklık serisini her iki model için %1 seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir.

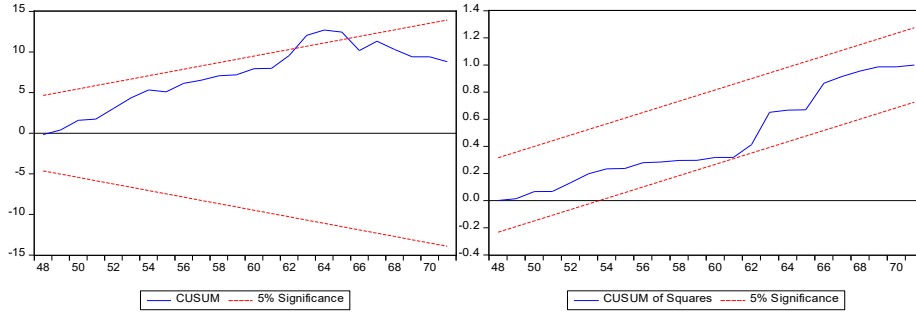
Tablo 2. Zivot-Andrews YapısalKırılmalıBirimKök Test Sonuçları

Model	lnenf	lngsyh	lna
Sabitli	-3.01671(1)	-5.07175**(1)	-4.59280(4)
KırılmaDönemi	2018-Q(1)	2008-Q(4)	2017-Q(4)
Trendli	-4.42409*** (4)	-3.14356(1)	-4.42372*** (4)
KırılmaDönemi	2017-Q(1)	2010-Q(3)	2016-Q(4)
Sabitli-Trendli	-4.25412(4)	-4.52949(1)	-4.75171(4)
KırılmaDönemi	2016-Q(2)	2008-Q(3)	2016-Q(3)

Kritik değerler Sabitli: -5.34 (1%), -4.93 (5%), -4.58 (10%); Trendli: -4.80(1%), -4.42 (5%), -4.11 (10%); Sabitli-trendli: -5.57 (1%), -5.08 (5%), -4.82 (10%). Parantez iç isayılar optimal gecikme uzunluğudur.***, **, * sırasıyla %10 , %5 ,%1 düzeylerine karşılık gelmektedir.

Tablo 2'e göre, enflasyon serisinde farklı modellere göre, 2016 yılı 2. çeyreği, 2017 ve 2018 yılları 1. çeyreğinde yapısal kırılmalar olduğu ve bunun dikkate alınması genel olarak düzeyde durağan dışılığı etkilemediği görülmektedir. Ekonomik büyüme serisinde, sabitli modelde, 2008 yılı son çeyreğinde yapısal kırılma olduğu ve bu kırılmanın dikkate alınması ile serinin %5 te durağanlaştığı görülmektedir. Diğer iki modelde ise 2008 ve 2010 yılları 3. çeyreğinde kırılma olduğu ve serilerin durağan dışı olduğu belirlenmiştir. Ticari dış açıklık değişkeninde de 2016 yılı 3. ve 4. çeyrekte, 2017 yılı 4. çeyrekte kırılma olduğu, bunun genel olarak durağan dışılığı etkilemediği görülmektedir.

ARDL sınır testi (4) nolu denklem test edilmiş, cusum kararlılık testi (Şekil 1) sonucuna göre 62,63,64 ve 65 numaralı verilerin referans çizgisini aştığı görülmüştür. Bundan dolayı kukla değişken ile model yeniden kurulmuştur.



Şekil 1. CUSUM Testi Sonuçları

Yeni modelin Ardl sınır testi F istatistik verileri aşağıda verilmiştir.

Tablo 3.ARDL(4,6,6,8) sınır testi sonuçları

k	F-istatistiği	%5 kritik değerler		%1 kritik değerler	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
1	13.61708	3.435	4.583	4.69	6.143

Kritik değerler 65 veri için geçerlidir.

Tablo 3 incelendiğinde, F istatistik değerinin %1 kritik değerinin I(1) sınırının üzerinde olduğu ve bunun neticesinde modelde %1 anlamlılık düzeyinde eş-bütünleşme olduğu belirtilebilir.

Tablo 4.ARDL(4,6,6,8) Diognastik Test Sonuçları

Test	İstatistik	Olasılık
Breusch-Godfrey Otokorelasyon	2.249366	0.1214
Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyans	0.559277	0.9389
Ramsey RESET	1.860614	0.0715
Jargue-Bera Normallik	0.975404	0.6140
Cusum	Stabil	
Cusumq	Stabil	

Tablo 4'e göre, modelde değişen varyans, otokorelasyon ve spesifikasyon sorunun olmadığı, hata teriminin normal dağıldığı görülmektedir. Cusum ve Cusumq kararlılık testi sonuçlarının kukla değişken eklenmesiyle düzeldiği tespit edilmiştir.

Tablo 5. Uzun Dönem Katsayıları

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık
Lnda	0.073370	0.195838	0.374647	0.7102
Lngsyh	0.630578	0.016415	38.41431	0.0000
kukla	0.688945	0.171747	4.011390	0.0003

Tablo 5’te, uzun dönemde ticari dışa açıklık değişkeninin enflasyon değişkeni üzerindeki etkisi istatistiki olarak anlamlı olmaması ile birlikte ekonomik büyüme değişkeninin enflasyon üzerindeki etkisi anlamlıdır. Ekonomik büyüme, enflasyonu pozitif yönlü olarak etkilemektedir. Ekonomik büyümede oluşacak 1 birimlik bir değişim, diğer değişkenler sabitken enflasyonu 0.63 birim etkilemektedir.

Tablo 6. ARDL HataDüzeltilmeModeli

BağımlıDeğişken: D(LNENF)

Seçilen Model: ARDL(4, 6, 6, 8)

Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Değişken	Katsayı	Standarthata	t-istatistiği	Olasılık
C	-1.328164	0.174041	-7.631340	0.0000
d(lnenf(-1))	-0.191670	0.125601	-1.526019	0.1360
d(lnenf(-2))	-0.027520	0.135952	-0.202427	0.8408
d(lnenf(-3))	-0.345932	0.127122	-2.721264	0.0101
d(lnda)	0.039711	0.027443	1.446998	0.1568
d(lnda(-1))	0.051510	0.029381	1.753166	0.0883
d(lnda(-2))	0.020354	0.027657	0.735954	0.4667
d(lnda(-3))	0.058118	0.025812	2.251574	0.0307
d(lnda(-4))	0.061570	0.027171	2.265990	0.0297
d(lnda(-5))	-0.037298	0.027084	-1.377143	0.1772
d(lngsyh)	0.035218	0.044301	0.794968	0.4320
d(lngsyh(-1))	-0.038052	0.058307	-0.652613	0.5183
d(lngsyh(-2))	-0.098898	0.065016	-1.521131	0.1372
d(lngsyh(-3))	-0.134706	0.063860	-2.109388	0.0421
d(lngsyh(-4))	-0.130423	0.059688	-2.185068	0.0357
d(lngsyh(-5))	-0.087885	0.061220	-1.435560	0.1600
d(kukla)	0.042655	0.009091	4.691792	0.0000
d(kukla(-1))	-0.077700	0.014091	-5.514180	0.0000
d(kukla(-2))	-0.079849	0.018430	-4.332549	0.0001
d(kukla(-3))	-0.106107	0.014890	-7.125901	0.0000

d(kukla(-4))	-0.045325	0.009633	-4.705339	0.0000
d(kukla(-5))	-0.042806	0.011401	-3.754594	0.0006
d(kukla(-6))	-0.052142	0.020475	-2.546645	0.0154
d(kukla(-7))	-0.087496	0.016549	-5.287190	0.0000
CointEq(-1)*	-0.184993	0.024056	-7.690062	0.0000

Tablo 6 incelendiğinde, hata düzeltme terimi negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Kısa dönemde oluşacak bir sapmanın bir sonraki dönem %18 inin düzeltileceği görülmektedir. Yaklaşık 5 dönem(çeyreklik) sonra sapma tamamen etkisini kaybedecektir.

Tablo 7. Uygun Gecikme Uzunluğunun Tespiti

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	129.1356	NA	4.14e-06	-3.881096	-3.780740	-3.841499
1	407.3570	522.2002	1.05e-09	-12.16483	-11.76341*	-12.00644
2	421.1143	24.55149	9.06e-10	-12.31121	-11.60872	-12.03403
3	438.1998	28.91383	7.10e-10	-12.55999	-11.55643	-12.16402
4	451.1152	20.66469	6.35e-10	-12.68047	-11.37584	-12.16571*
5	462.7767	17.58196	5.93e-10	-12.76236	-11.15666	-12.12881
6	475.9839	18.69323*	5.33e-10*	-12.89181*	-10.98504	-12.13947

* Uygun gecikme uzunluğunu gösterir, LR: Ardışık modifiye edilmiş LR test istatistiği, FPE: Nihai öngörü hatası, AIC: Akaike bilgi kriteri, SC: Schwarz bilgi kriteri, HQ: Hannan-Quinn bilgi kriteri

Tablo 7’de görüldüğü üzere TodaYamamoto testi için uygun gecikme uzunluğu 6 olarak seçilmiştir.

Tablo 8 Toda Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken: lnenf			
Değişken	Chi-sq	df	Olasılık
Lngsyh	15.98966	6	0.0138
Lnda	13.10956	6	0.0413
Bağımlı Değişken: lngsyh			
Değişken	Chi-sq	df	Olasılık
lnenf	3.971143	6	0.6806
Lnda	9.735412	6	0.1362
Bağımlı Değişken: lnda			
Değişken	Chi-sq	df	Olasılık
lnenf	4.180087	6	0.6523
Lngsyh	13.53363	6	0.0353

Tablo 8’de sonuçları görülen Toda Yamamoto nedensellik testinde uygun gecikme uzunluğu 6 olarak alınmış ve değişkenlerin en fazla 1. farkta entegre olmaları nedeniyle değişkenlerin 7. gecikmeli değerleri dışsal(ekzojen) değişken olarak teste eklenmiştir. Ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklığın %5 anlamlılık seviyesinde enflasyonun nedeni olduğu söylenebilir. Aynı şekilde ekonomik büyümenin %5 anlamlılık düzeyinde ticari dışa açıklığın nedeni olduğu da söylenebilir. Diğer durumlar için nedensellik ilişkisi yoktur.

5. SONUÇ

Küreselleşme eğilimlerinin yoğunlaştığı 1990’lı yıllardan sonra dışa açıklık ve enflasyon ilişkisinin iktisat literatüründe önemli tartışma konusu olduğu görülmektedir. Tartışmaların Romer (1993)’in küçük ve dışa açık ekonomilerde enflasyonun düşük olacağına yönelik hipotezi etrafında yoğunlaştığı anlaşılmaktadır. Yapılan literatür taramasında Romer hipotezini destekleyen amprik çalışmaların yanında ticari dışa açıklık ile enflasyon arasında pozitif ilişkiye işaret eden oldukça fazla çalışma olduğu görülmektedir.

Bu çalışmada literatürde fikir birliğinin oluşmadığı ticari dışa açıklık ve enflasyon ilişkisi Türkiye’nin 2003Q1-2020Q3 dönemi için ARDL sınır testi yaklaşımı ve Toda Yamamoto nedensellik testleri ile analiz edilmiştir. Modele kontrol değişkeni olarak GSYİH değişkeni eklenmiştir. Sınır testi yapılmadan önce modelin kararlılığının test edildiği CUSUM testi sonuçlarına göre 2018Q2 – 2019Q2 döneminde kırılmayı yaşadığı tespit edildiğinden kukla değişken modele dâhil edilmiştir. Belirtilen dönemde Türkiye ekonomisinde yaşanan döviz kuru artışı ve beraberinde yüksek enflasyon durumu iktisadi açıdan anlamlıdır. Sınır testi (F Testi) sonuçlarına göre modelde bir eş-bütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Uzun dönem katsayılar incelendiğinde belirtilen dönem için ticari dışa açıklığın enflasyon değişkeni üzerinde anlamlı olmayan pozitif etkisi olduğu görülmektedir. Kontrol değişkeni olarak kullanılan GSYİH değişkeninin ise enflasyon üzerinde beklenen şekilde pozitif bir etkisi bulunmaktadır. Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre de hata katsayısının negatif ve anlamlı olduğu dolayısıyla kısa dönemde yaşanan bir sapmanın yaklaşık 5 dönemde düzeleceğini göstermektedir. Son olarak yapılan nedensellik testi sonuçlarına göre ticari dışa açıklık ve GSYİH değişkenlerinden enflasyon değişkenine tek yönlü, GSYİH ‘tan dışa açıklığa tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçların, literatür kısmında yer alan ve Romer hipotezinin aksi yönünde sonuçlara işaret eden çalışmalarla benzerlik gösterdiğini söylemek mümkündür.

Yüksek enflasyon olgusu, son yıllarda Türkiye’de politika yapıcıların gündemini oluşturan konuların başında gelmektedir. Çalışmanın yüksek enflasyon olgusunun belirleyicilerinin tespiti noktasında kaynak

oluşturabileceğini söylemek mümkündür. Buna göre Türkiye ekonomisi için dışa açıklığın enflasyonu düşürücü etkiye sahip olmadığını söylemek mümkündür.

6. ÇIKAR ÇATIŞMASI BEYANI

Yazarlar arasında çıkar çatışması bulunmamaktadır.

7. MADDİ DESTEK

Bu çalışmada herhangi bir fon veya destekten yararlanılmamıştır.

8. YAZAR KATKILARI

ÖD: Fikir;

ÖD, FD: Tasarım;

ÖD: Kaynakların toplanması ve/veya işlenmesi;

FD: Analiz ve/veya yorum;

ÖD, FD: Literatür taraması;

ÖD, FD: Yazıyı yazan;

ÖD: Eleştirel inceleme.

9. ETİK KURUL BEYANI VE FİKRİ MÜLKİYET TELİF

HAKLARI

Çalışmada etik kurul ilkelerine uyulmuştur ve fikri mülkiyet ve telif hakları ilkesine uygun olarak gerekli izinler alınmıştır. Çalışmada etik izin alınmasına ilişkin veri yoktur.

10. KAYNAKÇA

- Afzal, M., Malik, M. E., Butt, A. R., & Fatima, K. (2013). Openness, inflation and growth relationships in Pakistan: An application of ARDL boundstestingapproach. *Pakistan EconomicandSocialReview*, 13-53.
- Alfaro, L. (2005). Inflation, openness, and exchange-rate regimes: The quest for short-term commitment. *Journal of Development Economics*, 77(1), 229-249.
- Ayvaz Kızılgöl, Ö. & İpek, E. (2015). Türkiye’de enflasyon ile ticaret açıklığı arasındaki ilişki. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(4), 43-54.
- Bowdler, C., & Malik, A. (2005). Openness and inflation volatility: Panel data evidence. *University of Oxford. Workingpaper*.
- Bowdler, C., & Malik, A. (2017). Openness and inflation volatility: Panel data evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 41, 57-69.
- Çoban, M. N. (2020). Romer hipotezi kapsamında ticari dışa açıklık ve enflasyon ilişkisi: Next 11 ülkeleri için panel ARDL analizi. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 11(3), 651-660.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979, Jun.). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.

- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(4), 1057-1072.
- Evans, R. W. (2012). Is openness inflationary? Policy commitment and imperfect competition. *Journal of Macroeconomics*, 34(4), 1095-1110.
- Granato, J., Lo, M. & Wong, M. (2007). A note on Romer's openness inflation relation: the responsiveness of AS and AD to economic openness and monetary policy, *Journal of Applied Economics*, 39(2), 191-197.
- Güneş, Ş., & Konur, F. (2013). Türkiye ekonomisinde dışa açıklık ve enflasyon ilişkisi üzerine ampirik bir analiz. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8(2).
- Hanif, M.N., Batool, I., 2006. Openness and inflation: a case study of Pakistan. *MPPA Paper*, No. 10214, University Library of Munich, Germany
- 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.
- Johar, H., Iqbal, N., & Asif, A. (2020). Openness and inflation volatility: A case study SAARC country. *Journal of Accounting and Finance in Emerging Economies*, 6(4), 1051-1058.
- Kızılgöl, Ö. A. & İpek, E. (2015). Türkiye'de enflasyon ile ticaret açıklığı arasındaki ilişki, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(4), 43-54.
- Lane, P. R. (1997). Inflation in open economies. *Journal of International Economics*, 42(3-4), 327-347.
- Lin, H. Y. (2010). Openness and inflation revisited. *International Research Journal of Finance and Economics*, 37(2010), 40-47.
- 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. *Lahore Journal of Economics*, 15(2).
- Neiss, K. S. (2001). The mark up and inflation: evidence in OECD countries. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 34(2), 570-587.
- Özçağ, M., & Bölükbaş, M. (2018). Ticari dışa açıklık ve enflasyon ilişkisi: Romer Hipotezi çerçevesinde Türkiye için bir analiz. *Maliye Dergisi*, 174, 12-30.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-345.
- Romer, D. (1993). Openness and inflation: theory and evidence. *The quarterly journal of economics*, 108(4), 869-903.

- Sahu, P., & Sharma, N. K. (2018). Impact of trade openness on inflation in India: An Auto regressive Distributed Lag (ARDL) Approach. *The Empirical Economics Letters*, 17(1).
- Samimi, A. J., Ghaderi, S., Hosseinzadeh, R., & Nademi, Y. (2012). Openness and inflation: New empirical panel data evidence. *Economics Letters*, 117(3), 573-577.
- Sevüktekin, M., & Çınar, M. (2017). *Ekonometrik zaman serileri analizi, Eviews uygulamalı* (5. b.). Bursa: Dora.
- 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.
- Sizer, L. (2020). Döviz Kuru Ve Dışa Açıklığın Enflasyon Üzerindeki Etkisi: Doğrusal Olmayan Regresyon Analizi. *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10 (19) , 146-158.
- Şimşek, D., & Hepaktan, C. E. (2019). Ticari Açıklık, İstihdam ve Enflasyon İlişkisi: Türkiye Örneği. *Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17(4), 316-336
- Tasci, M., Esener, S. Ç., & Darici, B. (2009). The effects of openness on inflation: panel data estimates from selected developing countries. *Investment Management and Financial Innovations*, (6, Iss. 4), 28-34.
- Terra, C. T. (1998). Openness and inflation: a new assessment. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(2), 641-648.
- 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., & T., Y. (1995). Statistical Inferences In Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Watson, A. (2016). Trade openness and inflation: The role of real and nominal price rigidities. *Journal of International Money and Finance*, 64, 137-169.
- Zakaria, M., (2010). Openness and inflation: Evidence from time series data. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), pp. 313-322.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992, July). Further evidence on the great crash, the Oil-Price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business economic statistics*, 10(3), 251-270.