



## ENFLASYON VE BÜTÇE AÇIĞI ARASINDAKİ KUADRATİK İLİŞKİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

### *THE QUADRATIC RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION AND BUDGET DEFICIT: THE CASE OF TURKEY*

Yasin KARADENİZ<sup>1</sup>

#### ÖZ

Farklı toplum kesimleri ve ulusal ekonomiler üzerindeki etkileri nedeniyle enflasyon, özellikle kriz dönemlerinde dünyanın en önemli sorunlarından biri haline gelmektedir. Enflasyonun kamu bütçesi üzerinde de birtakım etkileri bulunmaktadır. Vergi ve harcamaların gecikme süresi ve esnekliği ile enflasyon oranına bağlı olarak ortaya çıkan bu etkiler, literatürde Tanzi ve Patinkin etkileri olarak bilinmektedir. Bu çalışmanın amacı, 1975-2019 dönemi için Türkiye’de enflasyonun bütçe açığı üzerindeki etkisini Tanzi ve Patinkin etkileri çerçevesinde araştırmaktır. Yapısal kırılmaları dikkate alan modellerin kullanıldığı çalışmada, enflasyonun bütçe açığı üzerindeki etkisinin kuadratik bir yapıda olup olmadığı araştırılmıştır. Bu kapsamda, analizin gerçekleştirilmesinde Maki (2012) eşbütünlük testi, FMOLS ve DOLS katsayı tahminicileri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar, söz konusu dönemde Türkiye’de enflasyon ve bütçe açığı ilişkisinin kuadratik bir yapıda olduğunu göstermektedir. Buna göre enflasyon oranı belirli bir noktaya kadar arttığında bütçe açığını artırmakta ve daha sonra azaltmaktadır.

1- Dr. Öğretim Üyesi, Amasya Üniversitesi, yasin.karadeniz@amasya.edu.tr, ORCID: 0000-0003-3087-3729

**Gönderim Tarihi/Submitted:** 05.07.2022

**Revizyon Talebi/Revision Requested:** 20.07.2022

**Son Revizyon Tarihi/Last Revision Received:** 26.07.2022

**Kabul Tarihi/Accepted:** 26.07.2022

**Atıf/To Cite:** Karadeniz, Y. (2022). Enflasyon ve Bütçe Açığı Arasındaki Kuadratik İlişki: Türkiye Örneği. Sayıştay Dergisi, 33(125), 291-309

<https://doi.org/10.52836/sayistay.1140367>

## ABSTRACT

Due to its effects on different segments of society and national economies, inflation becomes one of the most important problems in the world, especially in times of crisis. Inflation also has some effects on the public budget. These effects, which occur depending on the lag time and flexibility of taxes and expenditures and the inflation rate, are known as the Tanzi and Patinkin effects in the literature. The aim of this study is to investigate the effect of inflation on the budget deficit in Turkey for the period 1975-2019 within the framework of Tanzi and Patinkin effects. In the study, in which methods that take into account structural breaks, the effect of inflation on the budget deficit is analyzed in a quadratic structure. In this context, Maki (2012) cointegration test, FMOLS and DOLS coefficient estimators were used in the analysis. The results obtained indicate that the relationship between inflation and budget deficit in Turkey in the mentioned period has a quadratic structure. Accordingly, when the inflation rate increases up to a certain point, it increases the budget deficit and then decreases it.

**Anhtar Kelimeler:** Enflasyon, Bütçe Açığı, Tanzi Etkisi, Patinkin Etkisi

**Keywords:** Inflation, Budget Deficit, Tanzi Effect, Patinkin Effect

## GİRİŞ

Genel olarak, kamu harcamalarının kamu gelirlerinden yüksek olduğu durumu ifade eden bütçe açığının, çeşitli makroekonomik değişkenler üzerinde olumsuz etkileri olduğu kabul edilir. Bütçe açıklarının günümüzde artık olağan hâle geldiği ve çoğu ülkede bütçelerin açık verdiği bilinmektedir. Ancak söz konusu açıklar, finansman yöntemine bağlı olarak farklı makroekonomik değişkenler üzerinde birtakım olumsuz etkilere neden olabilmektedir. Örneğin; borçla finansman "Crowding-Out" etkisi nedeniyle ekonomik büyümeyi olumsuz etkileyebilmekte, monetizasyonla finansman ise enflasyona yol açabilmektedir.

Bütçe açıklarının enflasyon üzerindeki etkisinin yanı sıra enflasyondan bütçe açığına doğru bir ilişkinin varlığı, literatürde genellikle Tanzi ve Patinkin etkisi olarak bilinen mekanizma ile açıklamaktadır. Tanzi (1978) tarafından vergi gelirlerinin enflasyon nedeniyle reel olarak azalmasına dikkat çekilirken; Patinkin (1993) bu etkiyi kamu harcamaları yönünden değerlendirmiştir. Her iki etki birlikte görülse dahi hangisinin daha baskın olduğu, bütçe açığının yönünü tayin edecektir. Eğer Tanzi etkisi baskınsa, bütçe açığı artacak; Patinkin etkisi baskınsa, bütçe açığı azalacaktır.

Bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişki üzerine Türkiye ve diğer ülkeler için yapılmış çeşitli çalışmalar mevcut olmakla birlikte, bunların daha çok

bütçe açığından enflasyona doğru bir ilişki üzerine yoğunlaştığı görülmektedir. Dolayısıyla özellikle Türkiye için enflasyonun bütçe açığı üzerindeki etkisine yönelik çalışmalar kısıtlıdır. Bununla birlikte mevcut çalışmalar, bu ilişkiyi doğrusal yaklaşımla ele almakta ve genelde yapısal kırılmaları da modellememektedir.

Bu çalışmada 1975-2019 dönemi için Türkiye’de enflasyonun bütçe açığı üzerindeki etkisi yapısal kırılmayı dikkate alan ekonometrik yöntemler yardımıyla araştırılmaktadır. Ayrıca enflasyon ile bütçe açığı arasında kuadratik bir ilişki olup olmadığına odaklanılmaktadır. Öngörüldüğü gibi bir ilişki varsa bütçe açığı ile enflasyon arasındaki ilişki, ters-U veya J-eğrisi şeklinde tanımlanabilecektir. Bu kapsamda çalışmada, öncelikle enflasyondan bütçe açığına doğru bir ilişkiye yönelik teorik çerçeve sunulmuş, daha sonra konuyla ilgili literatüre yer verilerek analizin gerçekleştirilmesinde kullanılacak veri seti, model ve yöntemler tanıtılmıştır. Son olarak analizden elde edilen bulgular değerlendirilmiştir.

## **1. TEORİK ÇERÇEVE**

Literatürde bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişki farklı bulgular çerçevesinde tartışılmaktadır. Teorik tartışmalar ve yapılan ampirik çalışmaların bulguları, özellikle monetizasyonla finanse edilen açıkların enflasyonu artırdığı yönündedir. Ancak bütçe açıkları ve enflasyon ilişkisinin bu şekilde tek yönlü olmayabileceği Tanzi (1978)’nin çalışması ile düşünölmeye başlanmıştır. Bu çalışma, enflasyonun vergi gelirlerinin reel değeri üzerindeki azaltıcı etkisine odaklanmıştır. Tanzi’ye göre enflasyonun yanı sıra vergi esnekliği ve gecikme süresine bağlı olarak vergi gelirlerinin reel olarak düşmesi, bütçe açığını da olumsuz şekilde etkileyecektir (Tanzi, 1978: 424-427).

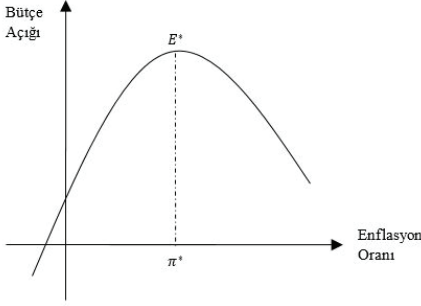
Vergi gelirlerindeki enflasyon kaynaklı reel düşüşün bütçe açığını artıracığı şeklindeki görüşe karşılık, konuyu harcama yönünden ele almanın da mümkün olduğu Patinkin (1993)’in İsrail üzerine yaptığı çalışmasıyla gündeme gelmeye başlamıştır. Patinkin (1993) çalışmasında, Maliye Bakanı tarafından diğer bakanlıkların harcama taleplerinin reddedilememesi durumunda, oluşacak bütçe açığının yaratılacak enflasyonla finansmanının gündeme geleceğini ifade etmektedir. Ortaya çıkan yüksek enflasyon nedeniyle kamu harcamalarının reel değeri düşecek ve açıklar finanse edilmiş olacaktır. Burada enflasyona neden olan bir faktör olarak koalisyon hükümetlerine de vurgu yapılır. Koalisyonun diğer ortakları harcamaları artırma hususunda baskı yapmakta ve özellikle zayıf

koalisyon hükümetlerinde bu baskıya karşı ekonomi yönetiminin direnmesi güçleşmektedir. Neticede ise, daha yüksek bütçe açıkları daha yüksek parasal genişleme ve daha yüksek bir enflasyon ortaya çıkmaktadır (Patinkin, 1993: 115-116).

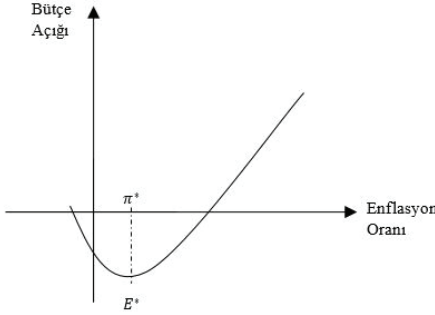
Enflasyonun kamu harcamalarını reel olarak azaltmasına yönelik yaklaşım, Cardoso (1998) tarafından "Ters-Tanzi" veya "Patinkin Etkisi" olarak adlandırılmıştır. Cardoso (1998), enflasyonist ortamda kamu harcamalarının reel olarak azalmasıyla bütçe açıklarının düşeceğini ifade etmekte; bu durumun da enflasyonist dönem sonrası için gerekli mali düzenlemeleri yapma hususunda rehavete neden olacağını belirtmektedir. Zira enflasyonist dönem sona erdikten sonra etkinin tersine dönmesi ve mali dengeyi bozma ihtimali söz konusudur. Bu durum şu faktörlerle açıklanabilir: Birincisi enflasyonla birlikte düşen reel faiz oranları, enflasyon sonrası dönemde yükselerek reel harcamalardaki artışı destekler. İkinci olarak, yüksek enflasyon dönemlerinde maaş ve ücret ödemeleri geciktirilerek özellikle enflasyonun %1000'i aştığı durumlarda harcamalarda reel olarak önemli azalışlar meydana gelir. Ancak enflasyon sonrası dönemde artık bu geciktirmeler aynı etkiyi göstermez. Bir diğer faktör ise; kamu harcamalarının beklenen enflasyona göre planlanması fakat gerçekleşen enflasyonun beklenenden yüksek olması dolayısıyla gerçekleşen reel harcamaların planlanandan düşük kalmasıdır. Ancak enflasyonun düşmeye başlamasıyla birlikte gerçekleşen harcamalar, planlanan harcamalara yaklaşacaktır. Son olarak da kamu bankalarının enflasyonist dönemlerde artan gelirleri, bunların zayıflıklarının gizlenmesine neden olabilir ve enflasyon sonrası dönemde artan reel faizlerin de etkisiyle bu zayıflıklar daha da artabilir. Sonuçta hükümetler, bu bankaları kurtarmaya çalışır ve reel harcamalar artar (Cardoso, 1998: 620).

Belirli bir dönemde enflasyonun bütçe açığı üzerindeki etkisi, dönem boyunca aynı yönde olmayabilir. Diğer faktörler sabit olmak kaydıyla, enflasyon oranının büyüklüğüne bağlı olarak bütçe açığı artabilir veya azalabilir. Nitekim gerek Tanzi gerekse Patinkin etkisinde, gecikmelerin yanı sıra enflasyon oranının büyüklüğü de önemli bir faktördür. Enflasyon oranı artarken, bütçe açıkları belirli bir noktaya kadar artabilir ve o noktadan sonra azalma eğilimine girebilir. Diğer taraftan bu durumun tersi de söz konusu olabilir.

**Şekil 1:** Enflasyonla Bütçe Açığı Arasındaki Ters-U İlişkisi



**Şekil 2:** Enflasyonla Bütçe Açığı Arasındaki J-Eğrisi İlişkisi



Şekil 1 incelendiğinde, enflasyon oranı belirli bir noktaya kadar arttığında bütçe açıklarının da arttığı, eşik enflasyon oranından sonra ise azalmaya başladığı görülmektedir. Daha açık bir ifadeyle enflasyon  $\pi^*$  noktasına kadar artarken Tanzi etkisi; bu noktadan sonra enflasyonun artmaya devam etmesiyle Patinkin etkisi daha baskın bir şekilde işleyecektir. Bu durumda bütçe açığı ile enflasyon arasındaki ilişki, ters-U eğrisi ile ifade edilebilecektir.

Şekil 2 incelendiğinde ise bu kez bütçe açığının eşik enflasyon oranına kadar azaldığı ve bu eşik değerden sonra artışa geçtiği görülmektedir. Burada ilk etapta Patinkin etkisi baskınken; daha sonra Tanzi etkisi daha güçlü bir şekilde devreye girmektedir. Dolayısıyla bütçe açığı ile enflasyon arasındaki ilişki, J-eğrisi şeklinde kendini göstermektedir.

Ters-U şeklinde bir ilişki, artan enflasyonla birlikte öncelikle Tanzi etkisinin devreye girmesi anlamına gelmektedir. Bu ilişkinin görüldüğü ülkelerin genellikle az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler olması beklenir. Tanzi (2000: 424)'nin de ifade ettiği üzere bu ülkeler büyük olasılıkla vergi esnekliğinin düşük ve gecikme sürelerinin uzun olduğu ülkelerdir.

Vergi esnekliğinin yüksek ve gecikme sürelerinin kısa olduğu gelişmiş ülkelerde, enflasyonun artmaya başlamasıyla birlikte vergi esnekliğinin yüksekliği sayesinde, bütçe açıkları ilk anda azalma eğilimine girebilir. Ancak artan enflasyona eşlik eden yüksek vergi esnekliği -muhtemelen artan oranlı tarifelere sahip sistemde- hanehalkının gelirlerini düşürmek suretiyle mali sürüklenme etkisi yaratabilir. Bu durum vergi gelirlerinin düşmesi ve hükümetin harcamalarını artıracak programların uygulanmasıyla sonuçlanabilir.

## **2. LİTERATÜR TARAMASI**

Bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişkiye yönelik çalışmaları kapsayan zengin bir literatür olmakla birlikte, bunların genellikle bütçe açığının enflasyona etkisi üzerinde yoğunlaştığı söylenebilir. Bu çalışma enflasyonun bütçe açığı üzerindeki etkisine odaklandığı için literatür incelemesi de bu kapsam doğrultusunda yapılmıştır.

Öncelikle konuyla ilgili Türkiye üzerine farklı dönemler için yapılmış ve farklı yöntemlerin kullanıldığı çalışmalar bulunmakla birlikte bunların oldukça sınırlı sayıda olduğu söylenebilir. Tanzi ve Patinkin etkilerinin geçerliliğini araştıran bu çalışmalar, konuyla ilgili farklı kanıtlar getirmektedir. Bir kısım çalışmalar Tanzi etkisinin geçerli olduğunu ortaya koyarken, diğerleri Patinkin etkisinin geçerliliğine ilişkin bulgulara ulaşmışlardır. Buna karşılık enflasyonun bütçe üzerinde etkisi olmadığı sonucuna ulaşan çalışmalar da mevcuttur. Bunlardan Biçen vd. (2015), 1999-2014 dönemi için ARDL Sınır Testi ve Hsiao Nedensellik Testi ile yaptıkları analizde, enflasyonun bütçe gelir ve harcamaları üzerinde bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Ancak yaptıkları nedensellik testi ile enflasyondan bütçe gelirlerine doğru tek yönlü bir nedensellik bulgusuna ulaşmışlardır.

Türkiye’de Patinkin etkisinin geçerliliğine yönelik kanıtlar sunan Abdioğlu ve Terzi (2009), 1975-2005 dönemi için enflasyonun bütçe gelir ve harcamaları üzerindeki etkisini ARDL Sınır Testi yöntemiyle araştırmışlardır. Yapılan analiz sonucunda enflasyonun bütçe açığı üzerinde azaltıcı bir etkisi olduğu yani Patinkin etkisinin daha baskın olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Benzer bir sonuç da Yalçın (2020)’in çalışmasında ortaya konulmuştur. Çalışmada 2006-2019 dönemine ait çeyreklik verilerle yapılan SVAR analizi sonucunda, Patinkin etkisinin geçerli olduğu; Tanzi etkisinin ise geçerli olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Buna karşılık, Altunöz (2018), 2000-2016 dönemi çeyreklik verileri ve ARDL Sınır

Testi yöntemiyle yaptığı analizde, Patinkin etkisinin geçerli olmadığı, ancak Tanzi etkisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca yapılan Toda-Yamamoto ve Hsiao nedensellik analizinde enflasyondan vergi gelirlerine doğru tek yönlü bir nedensellik tespit etmiştir. Benzer şekilde Türkiye’de Tanzi etkisinin geçerliliğine yönelik başka bir bulguya da Öztürk vd. (2019) ulaşmışlardır. 1980-2017 dönemi için yaptıkları regresyon analizi sonucunda enflasyonun vergi gelirleri üzerinde azaltıcı etkisi olduğunu ortaya koymuşlardır.

Alavirad (2003) İran’da enflasyonun devlet gelir ve harcamaları üzerindeki etkisini eşanlı denklem sistemiyle incelemiştir. 1981-1997 dönemi üç aylık verilerini kullanarak yaptığı üç aşamalı en küçük kareler analizinde enflasyonun bütçe açığını artırdığı sonucuna ulaşmıştır. İran ekonomisiyle ilgili diğer bir çalışma, Hosseinipour (2018) tarafından yapılmıştır. 1981-2015 dönemine ait verilerle VAR ve VECM yöntemleriyle yapılan analizde bütçe açığı ve enflasyon arasında iki yönlü bir nedensel ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Sajid ve Riaz (2002) Pakistan için 1971-2003 dönemi çeyreklik verilerini kullanarak yaptıkları nedensellik analizinde, enflasyondan bütçe açığına doğru tek yönlü bir nedensellik tespit etmişlerdir.

Hondroyannis ve Papapetrou (1994) Yunanistan ekonomisi için 1960-1992 dönemi için yaptıkları Granger nedensellik testinde bütçe açığı ile enflasyon arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir.

Saysombath (2014) Lao PDR ekonomisi için 1980-2010 dönemi yıllık verileriyle ARDL eşbütünleşme ve SVAR yöntemleriyle bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Ulaşılan sonuçlara göre bütçe açığı ve enflasyon arasında uzun dönemde eşbütünleşik bir ilişki mevcut değildir. Çalışmadaki SVAR modeli etki-tepki analizi sonuçları ise, bütçe açığının enflasyona neden olmadığını; ancak enflasyonun bütçe açığına neden olduğunu ortaya koymuştur.

Olaniyi (2020) ise Nijerya için 1981-2016 dönemi çeyreklik verileriyle enflasyon ve bütçe açığı arasında simetrik ve asimetrik nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Hatemi-J nedensellik testi ile yapılan analiz sonucunda, söz konusu dönemde değişkenler arasında herhangi bir ilişki tespit edilememiştir.

Literatürde konuyla ilgili çok ülkeli çalışmalara da rastlanmaktadır. Bunlardan Tülümce vd. (2021) tarafından yapılan çalışmada, Euro bölgesindeki 16 ülke için 1995-2020 dönemi için panel veri analizi gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucuna göre, Tanzi etkisi geçerli olup, enflasyondaki artışlar bütçe dengesini

negatif yönde etkilemektedir. Benzer bir sonuç, Catao ve Terrones (2003) tarafından da tespit edilmiştir. 1960-2001 dönemi için 107 ülkeyi kapsayan panel regresyon analizinde, enflasyonun bütçe açığını artırıcı etkisi olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Keho (2019) Toda-Yamamoto ve Granger nedensellik testleri ile bazı Afrika ülkelerinde bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. 1970/1972-2013 dönemi için yaptığı analiz sonuçlarına göre Burkina Faso, Nijer ve Togo'da bütçe açıklarından enflasyona doğru bir nedensellik tespit edilmiştir. Diğer yandan enflasyondan bütçe açığına doğru bir nedensellik ise kısa ve orta vade için sadece Burkina Faso'da söz konusudur.

Tiwari vd. (2015) dokuz Avrupa ülkesi ve 1990-2013 dönemi için bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi bootstrap nedensellik ve Granger nedensellik yöntemleriyle araştırmışlardır. Analizden elde edilen sonuçlara göre, sadece Belçika ve Fransa'da uzun dönemde enflasyondan bütçe açığına doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

### 3. VERİ SETİ, MODEL VE YÖNTEM

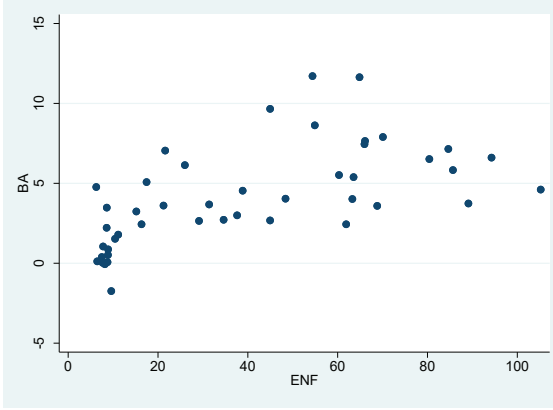
#### 3.1. Veri Seti ve Model

Çalışmada Türkiye'ye ait 1975-2019 dönemi için yıllık veriler kullanılmıştır. Bütçe açığı verisi olarak, kamu kesimi borçlanma gereksinimi (KKBG); enflasyon için ise tüketici fiyat endeksindeki yıllık yüzde değişim kullanılmıştır. KKBG verisi Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB, 2022), enflasyon verisi ise Dünya Bankası (World Bank, 2022) veri tabanından derlenmiştir. İlgili değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de yer almaktadır.

**Tablo 1:** Tanımlayıcı İstatistikler

	Ortalama	Ortanca	Standart Sapma	Maksimum	Minimum
<b>BA</b>	4.13	3.68	3.10	11.71	-1.74
<b>ENF</b>	39.55	34.61	29.5	105.21	6.25
<b>ENF2</b>	2415	1197.9	2826.9	11070	39.07



**Grafik 2:** Serpilme Diyagramı

Enflasyon ve bütçe açığı arasındaki ilişkinin serpilme diyagramı da göz önünde bulundurularak kuadratik bir yapıda olabileceği değerlendirilmiştir. Bu nedenle model, kuadratik formda şu şekilde oluşturulmuştur;

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 + \beta_2 + u_t, \beta_2 = \beta_1^2 \quad (1)$$

Burada enflasyon ve onun ikinci dereceden kuvveti olan değişkenlerin anlamlı çıkması ve aynı zamanda bir tanesinin işaretinin negatif olması, iki değişken arasındaki kuadratik ilişkiyi doğrulayacaktır. Bu ilişkinin tepe veya dip noktasını veya eşik değerini tespit etmek için ise şu eşitlikten yararlanılır:

$$E^* = -\frac{\beta_1}{2\beta_2} \quad (2)$$

Yapılan yapısal kırılmalı eşbütünleşme testinden hareketle uzun dönem katsayıları tespit edilecek model nihai olarak şu şekilde belirlenmiştir:

$$BA_t = ENF_t + ENF_t^2 + du1 + du2 + trend_t + u_t \quad (3)$$

### 3.2. Ekonometrik Yöntem

Çalışmada yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme analizleri gerçekleştirilerek tespit edilen uygun model üzerinden uzun dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Maksimum kırılma sayısı, dönem uzunluğu da dikkate alınarak iki olarak belirlenmiştir. Birim kök testi olarak çift kırılmalı Lee ve Strazicich birim kök testi ve eşbütünleşme testi olarak da çoklu yapısal kırılmaya izin veren Maki (2012) testi tercih edilmiştir. Son olarak, uzun dönem katsayı tahminleri ise FMOLS ve DOLS tahminicileri yardımıyla yapılmıştır.

Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen birim kök testi, iki yapısal kırılma altında serilerin durağanlığını sınavan bir testtir. Bu testin işleyiş mekanizması özetle şu şekildedir (Mert ve Çağlar, 2019: 137-138):

$$y_t = \delta Z_t + e_t \text{ ve } e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Şeklinde oluşturulan denklemden sonra LM prensibine göre tahmin edilen model;

$$\Delta y_t = \hat{\delta} \Delta Z_t + \emptyset \hat{S}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada  $\hat{S}_t = y_t - \check{\Psi}_x - Z_t \hat{\delta}$   $t=2, \dots, T$ 'dir.  $\check{\Psi}_x$  de  $y_1 - Z_1 \hat{\delta}$  ile gösterilmektedir. Eşitlik (4)'teki  $Z_t$  dışsal değişkenler vektörüdür. Bu değiştirilerek tek ve çift kırılmalı testler ortaya çıkmaktadır. Çift kırılmayı dikkate alan;

Model A: Düzeyde kırılma için  $Z_t = [1, t, D_{1t}, DT_{1t}]$  olur. Burada  $j=1,2$  iken  $t \geq T_{Bj} + 1$  için  $D_{jt} = 1$ , diğer durumlarda sıfır değerini alır.  $T_{Bj}$ , kırılmanın olduğu zaman devresini gösterir.

Model C: Düzeyde ve trendde kırılma için  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$  olur. Burada  $t \geq T_{B+1}$  için  $DT_{jt} = t - T_{Bj}$  diğer durumlarda sıfır değerini alır.

Değişkenlerin birim kök içerip içermediğini belirlemek için kurulan hipotezler ise;

$$H_0 = \emptyset = 0: \text{ Birim kök vardır.}$$

$$H_1 = \emptyset < 0: \text{ Birim kök yoktur.}$$

Hipotezi test etmek için kullanılan test istatistiği:

$$\tau = t - \text{stat}(\hat{\emptyset}) = \frac{\hat{\emptyset}}{sh(\hat{\emptyset})} \quad (6)$$

Çalışmada kullanılan seriler arasındaki eşbütünleşme analizi, Maki (2012) tarafından geliştirilen ve bilinmeyen sayıda kırılmaya izin veren kalıntı temelli eşbütünleşme testi ile yapılmıştır. Testte dört farklı model üzerinden eşbütünleşme ilişkisi araştırılır. Bu modeller<sup>2</sup>:

*Düzeyde kırılma*

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{it} + \beta' y_{2t} + \varepsilon_t \quad (7)$$

2- Burada yer alan modeller Maki (2012)'den değil; düzeltilmiş şekliyle Burgaç Çil ve Dülger (2017)'in çalışmasından alınmıştır.

*Trendli sabitte kırılma*

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{it} + \gamma t + \beta' y_{2t} + \varepsilon_t \quad (8)$$

*Rejim Değişikliği (Sabitte ve eğimde kırılma)*

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{it} + \beta' y_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta' y_{2t} \varphi_{it} + \varepsilon_t \quad (9)$$

*Trendli rejim değişikliği (Sabitte, eğimde ve trendde kırılma)*

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i \varphi_{it} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i' t \varphi_{it} + \beta' y_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta' y_{2t} \varphi_{it} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Test, "eşbütünleşme yoktur" temel hipotezini "i kırılma ile eşbütünleşme vardır" alternatif hipotezine karşı sınamaktadır. Hesaplanan test istatistiği, kritik değerlerden küçük olduğunda temel hipotez reddedilmektedir.

Eşbütünleşik serilerin uzun dönem katsayılarını elde etmek için, Phillips ve Hansen (1990)'in FMOLS (Full Modified Least Squares) yöntemi ve Stock ve Watson (1993) tarafından önerilen DOLS (Dynamic Least Squares) yöntemi ile Park (1992) tarafından geliştirilen yöntemi kullanılmıştır.

Bir OLS regresyonunda yanlılık etkilerini taşıyan tek taraflı uzun dönem kovaryansları kernel tahminci  $\hat{\Delta}_{0x}^+$ , yardımıyla düzelten FMOLS tahmincisi şu şekilde gösterilebilir (Phillips, 1995: 1034):

$$\hat{A}^+ = (Y^+ X - T \hat{\Delta}_{0x}^+) (X')^{-1} \quad (11)$$

İçsellik sorunlarını ortadan kaldırmak için bağımsız değişkenin farkının gecikmeli ve öncül değerlerini modele ekleyen DOLS tahmincisi şu şekilde ifade edilebilir (Stock ve Watson, 1993: 790):

$$\hat{\delta}_{OLS} = [(\sum_t z_t z_t') \otimes I_{k_1}]^{-1} [\sum_t (z_t \otimes I_{k_1}) (\Delta^{d-1+1} y_t')] \quad (12)$$

### 3.3. Bulgular

Öncelikle yapısal kırılmalara izin veren birim kök test ile serilerin durağanlığına ilişkin sonuçlara ve ardından yine yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testi bulgularına yer verilmiştir. Son olarak elde edilen kırılma tarihlerini de dikkate alarak oluşturulan nihai model üzerinden uzun dönem katsayıları tahmin edilerek sonuçlar değerlendirilmiştir.

İki yapısal kırılmaya izin veren Lee ve Strazicich (2003) birim kök testi sonuçları Tablo 2'de yer almaktadır.

**Tablo 2:** Lee ve Strazicich (2003) Çift Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Model	Değişken	Düzye		Birinci Fark	
		Test İstatistiği	Kırılma Tarihleri	Test İstatistiği	Kırılma Tarihleri
Model A (Crash)	BA	-3.510408	2001-2004	-6.832785	1978-2002
	ENF	-2.649973	1979-2002	-6.138458	1997-2002
	ENF2	-2.949948	1979-1987	-5.915263	1996-2002
Model C (Break)	BA	-5.171234	1997-2003	-7.009388	1978-2000
	ENF	-4.333353	1993-2002	-11.16217	1978-1993
	ENF2	-4.490510	1980-1998	-10.28755	1978-1981

**Not:** %1, %5 ve %10 yanılma düzeylerinde kritik değerler sırasıyla, Model A için -4.073000, -3.563000 ve -3.296000; Model C için -6.863000, -6.268000 ve -5.956000

Test sonuçları incelendiğinde BA serisinin Model A'ya göre test istatistiği %1 ve %5 yanılma düzeyinde kritik değerlerden büyük iken, %10 yanılma düzeyinde küçük olmaktadır. Yani serinin birim kök içerdiği sıfır hipotezi yalnızca %10 yanılma düzeyinde reddedilmektedir. Ancak Model C'ye göre, BA serisi tüm yanılma düzeylerinde kritik değerlerden büyüktür. Buna göre seri düzeyde birim kök içermektedir. ENF ve ENF2 serileri için hesaplanan test istatistiği, her iki modelde de tüm yanılma düzeylerinde kritik değerlerden büyüktür. Bu nedenle ENF ve ENF2 serileri düzeyde birim köklüdür. Üç serinin de birinci farkına yapılan test sonuçlarına göre ise, hesaplanan istatistikler tüm yanılma düzeylerinde kritik değerlerden küçüktür. Dolayısıyla her üç seri de birinci farkında durağanlaşmaktadır.

**Tablo 3:** Maki Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	Düzye Kırılma	Trendli Düzye Kırılma	Rejimde Değişme	Trendde ve Rejimde Değişme
Test İstatistiği	-4.824	-5.555	-6.066	-6.052
Kırılma Tarihleri	1998-2005	1988-1998	1986-2005	1989-2005
Kritik Değerler				
%1	-5.717	-6.011	-6.628	-7.153
%5	-5.211	-5.518	-6.093	-6.657
%10	-4.957	-5.247	-5.833	-6.397

Düzye kırılma ile trendde ve rejimde değişme modelinde hesaplanan test istatistikleri tüm kritik değerlerden büyüktür. Bu nedenle seriler arasında eşbütünleşme olmadığını ifade eden temel hipotez kabul edilmektedir. Trendli

düzeyde kırılmalı modelde temel hipotez %5 önem düzeyinde; rejimde değişme modelinde ise %10 önem düzeyinde reddedilmektedir. Dolayısıyla bu iki modele göre seriler arasında eşbütünlük vardır. Trendli düzeyde kırılma modelinde, temel hipotez daha güçlü bir anlamlılık seviyesinde reddedildiği için katsayı tahmininde bu modeldeki kırılma tarihleri dikkate alınacaktır.

Trendli düzeyde kırılma modeline göre tespit edilen kırılma tarihleri 1988 ve 1998'dir. İlk kırılma tarihi olan 1988 tarihinden sonra başlayan finansal serbestleşme süreci, ülkeye spekülasyon sermaye girişine neden olmuştur. Bunun sonucunda faiz oranları da yükselmiş ve giderek daha fazla borçlanmaya başvurulmuştur. Ayrıca sermaye girişleriyle birlikte artan parasal taban Merkez Bankası tarafından sterilize edilmemiş, bunun yerine söz konusu likidite Hazine tarafından borçlanma yoluyla kamunun kullanımına tahsis edilmiştir. Böylece hem enflasyon hem de borç faiz ödemeleri nedeniyle bütçe açıkları artmaya başlamıştır (Kepenek ve Yentürk, 1994: 217-219).

1998'de Asya Krizi'nin etkileri nedeniyle Türkiye'den de sermaye çıkışı yaşanmıştır. Ayrıca seçim gündemi ve bankaların menkul kıymet gelirlerinin vergilendirilmesi hususundaki belirsizlik gibi nedenlerle Hazine'nin ihale faizleri yükselmiştir. Bununla birlikte önceki yıla ait faiz ödemelerinin 1998 yılına sarkıtılması da bütçe açığını önemli ölçüde artırmıştır (TCMB, 1997: 36; TCMB, 1998: 55). Ayrıca bu tarihten sonra yaşanan Marmara Depremi ve ardından gelen ekonomik krizlerle birlikte bütçe açığı, milli gelire oranla çift haneli sayılara ulaşmıştır.

**Tablo 4:** Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

Bağımsız Değişkenler	FMOLS		DOLS	
	Katsayı	Olasılık Değeri	Katsayı	Olasılık Değeri
ENF	0.256039	0.0000	0.358625	0.0000
ENF2	-0.001720	0.0005	-0.002445	0.0006
C	-2.346740	0.1327	-6.251555	0.0040
TREND	-0.160459	0.0176	-0.041526	0.5723
DU1	2.193630	0.0879	0.438768	0.7462
DU2	5.308293	0.0003	5.353159	0.0005
R <sup>2</sup>	%66		%74	
Eşik Değer	%74.4		%73.3	

**Not:** Parantez içindeki değerler, olasılık değerleridir.

Eşbütünlendirme testinde tespit edilen kırılma tarihleri, modele kukla değişken olarak eklenmiştir. Böylece oluşturulan nihai model için iki tahminciden elde edilen sonuçlar, söz konusu dönemde Türkiye’de enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkinin ters-U şeklinde olduğuna işaret etmektedir. Çünkü ENF değişkeninin katsayısı pozitif ve anlamlı iken ENF2 değişkeninin katsayısı negatif ve anlamlı bulunmuştur. Düzeltilmiş  $R^2$  değerleri, bağımsız değişkenlerin bütçe açığını açıklama gücünün yüksek olduğunu göstermektedir. ENF ve ENF2 değişkenlerinin katsayıları Eşitlik (2)’deki formülde yerine yazıldığında, bütçe açığı açısından enflasyona ilişkin eşik değerler elde edilebilecektir. FMOLS ve DOLS tahminlerinde hesaplanan değerler sırasıyla %74.4 ve %73.3’tür.

## SONUÇ

Maliye politikalarının belirlenmesinde, özellikle belirsizlik ve istikrarsızlıkların yoğun yaşandığı dönemlerde bu politikaların daha esnek bir yapıda uyarlanabilmesinde enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkinin iyi analiz edilmesi önem taşır. Zira bütçe; maliye politikasının en önemli aracı olup, enflasyondaki değişkenlikten önemli ölçüde etkilenmektedir. Enflasyondaki yükseliş karşısında Tanzi etkisinin devreye girmesi ile artan bütçe açıklarının -özellikle iç borçlanma ve monetizasyonla- finansmanı, enflasyondaki yükselişe ivme kazandırabilmektedir. Diğer yandan Patinkin etkisi dolayısıyla enflasyonun bütçe dengesi üzerinde ilk anda olumlu bir etkisi olduğu görülse de enflasyon sonrası dönemde, bu etkinin tersine dönerek bütçe açıklarının artması söz konusu olabilmektedir. Çünkü enflasyon döneminde bütçe dengesi açısından avantaj sağlayan düşük reel faizler, ödemelerdeki gecikmeler ile planlanan ve gerçekleşen harcamalar arasındaki farkın açılması gibi etkiler, enflasyon sonrası dönemde ortadan kalkar.

Türkiye’de enflasyonun bütçe açıkları üzerindeki etkisinin yapısal kırılmaları dikkate alan yöntemler yardımıyla araştırıldığı çalışmanın ulaştığı en önemli sonuç, iki değişken arasındaki ilişkinin kuadratik bir formda olduğudur. Bu sonuç, bütçe açıklarını maksimum veya minimum yapan bir eşik enflasyon oranına işaret etmektedir. Ancak söz konusu dönemde Türkiye’de bu eşik değer, maksimum noktayı ifade etmektedir. Bu da enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkinin ters-U şeklinde olduğunu göstermektedir.

Yapısal kırılmaları dikkate alan Maki (2012) eşbütünlüşme testi sonucunda uzun dönemde birlikte hareket ettiği tespit edilen seriler arasındaki ilişki, kırılma yılları da dikkate alınarak oluşturulan bir modelle tahmin edilmiştir. FMOLS ve DOLS yöntemleri kullanılarak yapılan uzun dönem katsayı tahminleri, Türkiye’de 1975-2019 döneminde yükselen enflasyonun bütçe açıklarını ilk etapta artırdığını ve belirli bir enflasyon oranından sonra ise azalttığını göstermektedir. Enflasyona ilişkin bu eşik değer için, kullanılan iki tahminci de birbirine yakın sonuçlar vermektedir. FMOLS sonuçlarına göre bu değer, %74.4 ve DOLS sonuçlarına göre %73.3 olarak hesaplanmıştır. Söz konusu dönemde bu enflasyon oranlarına kadar Tanzi etkisi hâkimken, daha sonra Patinkin etkisi baskın hâle gelmektedir.

Özetle, sonuçlar Türkiye’de söz konusu dönemde yükselen enflasyonun bütçe açığının ilk etapta artırdığını göstermektedir. Ancak enflasyon %70’ler düzeyini aştığında bütçe açıklarını azaltmaktadır.

Bu çalışmada enflasyon ve bütçe açığı arasında Türkiye için tespit edilen kuadratik ilişki, bu iki değişken arasındaki ilişkinin her zaman doğrusal bir formda olmayabileceğini düşündürmektedir. Bu nedenle farklı gelişmişlik düzeylerindeki ülke örnekleri için konunun bu yaklaşımla ele alınması, konuyla ilgili literatürün gelişimine katkı sağlayabilir.

## KAYNAKÇA

- Abdioğlu, Z. ve Terzi, H. (2009). Enflasyon ve Bütçe Açıkları İlişkisi: Tanzi ve Patinkin Etkisi. Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 23(2), 195-211.
- Alavirad, A. (2003). The Effect of Inflation on Government Revenue and Expenditure: The Case of the Islamic Republic of Iran. OPEC Review, 27(4), 331-341.
- Altunöz (2018). Enflasyon ve Bütçe Açıkları Arasındaki İlişki Bağlamında Olivera Tanzi ve Patinkin Etkisinin Türkiye’de Geçerliliği, Vergi Dünyası, 438, 21-33.
- Biçen, Ö. F., Görüş, M. Ş. ve Türköz, K. (2015). Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkilerinin Türkiye’de Geçerliliğinin İncelenmesi. Maliye Dergisi, 168, 170-185.
- Burgaç Çil, A. ve Dülger, F. (2017). İstikrarlılık ve Eşbütünlüşme Testleri ile Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Türkiye Ekonomisi için Sınanması. Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 19 (3) , 998-1020.
- Cardoso, E. (1998). Virtual Deficits and the Patinkin Effect. Staff Papers International Monetary Fund, 45(4), 619-646.
- Catao, L. ve Terrones, M. E. (2003). Fiscal Deficits and Inflation. IMF Working Paper, 3/65, 1-32.
- Hondroyiannis, G. ve Papapetrou, E. (1994). Cointegration, causality and the government budget-inflation relationship in Greece. Applied Economics Letters, 1(11), 204-206.
- Hosseini-pour, S. (2018). Causality Assessment among Budget Deficit, Money Supply and Inflation Rate in Iran. Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies, 6(21), 80-100.
- Keho, Y. (2019). Budget Deficit and Inflation in Selected African Countries: Evidence from Granger Causality Tests in the Time and Frequency Domains. International Journal of Economic Research, 16(1), 105-115.
- Kepepek, Y. ve Yentürk, N. (1994). Türkiye Ekonomisi (12. Basım). İstanbul: Remzi Kitabevi.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. The Review of Economics and Statistics, 85 (4): 1082-1089.
- Maki, D. (2012). Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks. Economic Modelling, 29(5), 2011-2015.
- Olaniji, C. O. (2020). Application of Bootstrap Simulation and Asymmetric Causal Approach to Fiscal Deficit-Inflation Nexus. Global Journal of Emerging Market Economies, 12(2), 123-140.



- Öztürk, Ö. F., Şaşmaz, M. Ü., Bayar, Y. ve Odabaş, H. (2019). Türkiye’de Başlıca Ekonomik Değişkenlerin Vergi Gelirleri Üzerindeki Etkisi: Çoklu Doğrusal Regresyon Analizi. *Sayıştay Dergisi*, 30(115), 37-53.
- Patinkin, D. (1993). Israel’s Stabilization Program of 1985, or Some Simple Truths of Monetary Theory. *Journal of Economic Perspectives*, 7(2), 103-128.
- Phillips, P.C. (1995). Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 63(5), 1023-1078.
- Phillips, P.C. ve Hansen, B.E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Sajid, G. M. ve Riaz, B. (2002). Budget Deficit, Money Supply and Inflation: Testin for Causality. *Pakistan Journal of Applied Economics*, 18, 65-84.
- Saysombath, P. (2014). An Examination of the Causal Relationship between Budget Deficit and Inflation: a Case Study of Lao PDR. *Journal of Social and Development Sciences, AMH International*, 5(2), 43-49.
- Stock, J.H. ve Watson, M.W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 61(4), 783-820.
- Tanzi, V. (1978). Inflation, Real Tax Revenue, and the Case for Inflationary Finance: Theory with an Application to Argentina. *IMF Staff Papers*, 25(3), 417-451.
- TCMB (1997). T.C. Merkez Bankası Yıllık Rapor 1997.
- TCMB (1998). T.C. Merkez Bankası Yıllık Rapor 1998.
- TCMB (2022). <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>, Erişim Tarihi: 04.05.2022.
- Tiwari, A. K., Bolat, S. ve Koçbulut, Ö. (2015). Revisit the Budget Deficits and Inflation: Evidence from Time and Frequency Domain Analyses. *Theoretical Economics Letters*, 5(3), 357-369.
- Tülümce, S. Y., Akçay, F. ve Yavuz, E. (2021). Tanzi ve Patinkin Etkisinin Panel Veri Analizi: Euro Bölgesi Ülkeleri. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 6 (Özel Sayı), 97-118.
- World Bank (2022). <https://data.worldbank.org/>, Erişim Tarihi: 04.05.2022.
- Yalçın, E. (2020). Tanzi ve Patinkin Etkisinin Türkiye’de Geçerliliğinin İncelenmesi. *Aydın Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 7(2), 59-76.

## **THE QUADRATIC RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION AND BUDGET DEFICIT: THE CASE OF TURKEY**

**Yasin KARADENİZ**

### **EXTENDED ABSTRACT**

Many theoretical and empirical studies have been conducted from past to present on the relationship between inflation and budget deficit. In these studies, the effects of budget deficit on inflation and inflation on budget deficit are investigated. These studies generally reveal the negative effects of budget deficits on inflation. However, the effects of inflation on the budget are generally evaluated in the context of Tanzi and Patinkin effects. The Tanzi effect is defined as increasing inflation, which reduces tax revenues in real terms depending on tax flexibility, lag time and inflation rate. Decreased tax revenues cause a deficit in the budget or increase in budget deficits. On the other hand, the Patinkin effect emphasizes that the real value of public expenditures will decrease depending on the inflation rate and lag times. Thus, the budget balance has a positive effect due to decreased expenditures.

This study focuses on the idea that the relationship between budget deficit and inflation may not be linear in a given period. Accordingly, the relationship between the two variables can occur in a quadratic form. Depending on the size of the inflation rate in a given period, Tanzi and Patinkin effects can be seen together. The quadratic relationship between the two variables indicates a threshold inflation value that transitions between the Tanzi and Patinkin effects in a given period. This threshold value indicates a minimum or maximum point. If the threshold value indicates the maximum point; the effect of inflation on the budget deficit is expressed by an Inverted-U-shaped curve. On the other hand, if the threshold value is formed at the minimum point; the effect of inflation on the budget deficit is expressed by the J curve.

Expressing the effect of inflation on the budget deficit with an Inverted-U curve; means that increasing inflation increases the budget deficits up to a certain point and reduces them after that point. A J-curve relationship means that increasing inflation reduces the budget deficit up to a point and increases it after that point.

As Tanzi (2000) emphasized, countries with low tax flexibility and long delays are developing countries. Therefore, increasing inflation in these countries increases the budget deficits. However, Patinkin (1993) claims that public expenditures will be realized at a lower level than planned due to the fact that inflation has reached very high levels. As a result, it is likely that the Tanzi effect will be seen first in developing countries and the Patinkin effect will be seen after a certain inflation rate. On the other hand, increasing inflation in developed countries, where tax flexibility is high and lag time is short, does not cause a real decrease in tax revenues. In fact, very high tax flexibility can significantly increase tax revenues. Thus, with increasing inflation, budget deficits decrease. However, increased tax revenues due to high tax flexibility can create a fiscal drag effect and reduce private consumption. In this case, in these countries where the social state understanding is also developed, some programs that increase public expenditures and reduce taxes can be put into effect together with automatic stabilizers. Thus, the positive effect on the balance of the budget may be reversed.

This study provides evidence that the relationship between the budget deficit and inflation in the 1975-2019 period is in a quadratic form. Maki (2012) cointegration analysis with structural break confirms that there is a long-run relationship between the two variables. The long-run coefficients estimated by FMOLS and DOLS methods, taking into account the structural break dates, indicate that the relationship between the two variables is in a quadratic form. Accordingly, the relationship between inflation and budget deficit is inverted-U-shaped. The threshold values that maximize the budget deficit were calculated as 74.4% and 73.3% in FMOLS and DOLS estimators, respectively.