

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/280776508>

# Olivera–Tanzi ve Patinkin Etkilerinin Türkiye'de Geçerliliğinin İncelenmesi

Article · July 2015

CITATION

1

READS

384

3 authors, including:



**Muhammed Sehid Gorus**

Ankara Yıldırım Beyazıt University

20 PUBLICATIONS 47 CITATIONS

SEE PROFILE

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Are BRICS countries pollution havens? Evidence from the bootstrap ARDL model with a Fourier function [View project](#)

# Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkilerinin Türkiye’de Geçerliliğinin İncelenmesi

Ömer Faruk BİÇEN\*  
Muhammed Şehid GÖRÜŞ\*\*  
Kumru TÜRKÖZ\*\*\*

## Öz

*Bu çalışmanın amacı Türkiye’de Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkilerinin geçerliliğini incelemektir. 1999-2014 dönemine ait üçer aylık verilerin kullanıldığı çalışmada enflasyonla bütçe gelirleri ve enflasyonla bütçe harcamaları arasındaki ilişki ARDL Sınır Testi yaklaşımı ve Hsiao Nedensellik Testi yardımıyla incelenmiştir. Elde edilen bulgular söz konusu dönemde Türkiye’de görülen enflasyonun hem bütçe gelirlerinin hem de bütçe harcamalarının reel değerini azaltmadığını göstermiştir. Yani, hem kısa dönemde hem de uzun dönemde Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkilerinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Aynı zamanda, Hsiao Nedensellik Testi yardımıyla enflasyon ve bütçe gelirleri arasındaki nedensellik ilişkisi de incelenmiştir. Nedensellik Testi sonucuna göre; enflasyondan bütçe gelirlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir.*

**Anahtar Kelimeler:** Tanzi Etkisi, Patinkin Etkisi, ARDL Sınır Testi, Nedensellik Testi

## *Investigating Validity of Olivera-Tanzi and Patinkin Effects in Turkey*

### **Abstract**

*The aim of this study is to investigate the validity of Olivera-Tanzi Effect and Patinkin Effect in Turkey. In this study which is based on quarterly data for the period between 1999 and 2014, the relationship between inflation and budget revenue and between inflation and budget expenditures is analyzed by means of ARDL Bound Test and Hsiao Causality Test. The results indicate that inflation has not reduced real value of budget revenues and budget expenditures in Turkey in the*

\*Arş.Gör., Balıkesir Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ofbicen@balikesir.edu.tr

\*\*Arş.Gör., Yıldırım Beyazıt Üniversitesi, SBF, İktisat Bölümü, muhammedgorus@gmail.com

\*\*\*Arş.Gör., Balıkesir Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, kumru.turkoz@balikesir.edu.tr

*above-mentioned period. Olivera-Tanzi and Patinkin Effects are not valid both in the short and long term. Furthermore causality relationship between inflation and budget revenues is investigated through Hsiao Causality Test. Results of the Causality Test indicate that there is unidirectional relationship from inflation to budget revenues.*

**Keywords:** *Tanzi Effect, Patinkin Effect, ARDL Bound Test, Causality Test*

**JEL Classification Codes:** *C22, E31, H62*

## **Giriş**

Bütçe açığı, bütçe harcamalarının bütçe gelirlerini aşan kısmı şeklinde tanımlanmaktadır. Dar anlamda bütçe terimi merkezi devletin bütçesini ifade ederken geniş anlamda ise tüm kamu kesimini kapsayan bir anlam teşkil etmektedir (Yıldırım vd., 2013: 79). Fiyatlar genel düzeyinde meydana gelen sürekli artışlar şeklinde tanımlanan enflasyon ile bütçe açıkları arasında karşılıklı bir ilişki bulunmaktadır. İki değişken arasındaki ilişki enflasyondan bütçe açıklarına doğru olabildiği gibi bütçe açıklarından enflasyona doğru da olabilmektedir. Yüksek bütçe açıkları Sargent ve Wallace’a göre sürdürülebilir değildir. Çünkü bu açıkların daha sonraki aşamada merkez bankası kaynaklarıyla finanse edilmesi para arzını arttırarak enflasyona yol açmaktadır (Sargent ve Wallece, 1981). Bütçe açıklarının merkez bankası kaynakları yerine borçlanma yoluyla finanse edilmesi de benzer bir sonuç doğurmaktadır. Kamu kesiminin bütçe açıklarını finanse etmek amacıyla borçlanma yoluna gitmesi reel faiz oranlarını yükseltecek ve bu durum açıkların daha da artmasına yol açacaktır (Oladipo ve Akinbobola, 2011: 3). Hatta uzun dönemde bütçe açıklarının borçlanma yoluyla finanse edilmesi parasal genişlemeye göre daha enflasyonisttir. Bu durum makroekonomide “Hoş Olmayan Monetarist Aritmetik” olarak ifade edilmektedir (Sargent ve Wallece, 1981).

Bütçe açıkları enflasyonu her zaman aynı yönde etkilemesine rağmen enflasyondaki artışlar bütçe açıklarını her zaman aynı yönde etkilememektedir. Enflasyondaki artışlar bazı durumlarda vergi gelirlerinin reel değerlerini azaltarak bütçe açıklarının artmasına neden olurken bazı durumlarda ise kamu harcamalarının reel değerini düşürerek bütçe açıklarının azalmasına yol açmaktadır. Bu iki etki literatürde sırasıyla “Olivera-Tanzi Etkisi” ve “Patinkin Etkisi” olarak ifade edilmektedir.

Çalışmada 1999-2014 yılları arasında Türkiye’de Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkilerinin geçerliliği araştırılmaktadır. Birinci bölümde Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkileri teorik olarak açıklanmakta, ikinci bölümde de daha önce enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların bulguları özetlenmektedir. Üçüncü bölümde ise ilk olarak ekonometrik model ve veri seti tanıtılmakta, ardından koentegrasyon analizi yardımıyla modeldeki değişkenlerin arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığı belirlenmeye çalışılmaktadır.

## **1. Çalışmanın Teorik Arka Planı**

Enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar iktisat teorisine önemli katkılarda bulunmuştur. Bu çalışmalarda genel olarak iki etkinin varlığı incelenmektedir. Bu etkilerden ilki enflasyon ve bütçe açığı arasındaki

doğrusal ilişkiyi ele alan “Olivera-Tanzi Etkisi” iken diğeri ise söz konusu değişkenler arasındaki ters yönlü ilişkiyi inceleyen “Patinkin Etkisi” dir.

Enflasyon ile bütçe açıkları arasındaki ilişkinin araştırıldığı çalışmalar içinde Tanzi’nin (1978) Arjantin ekonomisi için yapmış olduğu çalışma ön plana çıkmaktadır. Tanzi, çalışmasında enflasyonun bütçe açıkları üzerindeki etkisinin pozitif olduğu sonucuna ulaşmıştır. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular enflasyonun vergi gelirlerinin reel değerini düşürerek bütçe gelirlerini azalttığını göstermiştir. Bütçe gelirleri ve enflasyon arasında gözlemlenen bu doğrusal ilişki iktisat literatüründe “Olivera-Tanzi Etkisi” veya yalnızca “Tanzi Etkisi” olarak adlandırılmaktadır (Tanzi, 2000: 5). Tanzi Etkisi enflasyon artarken reel vergi gelirlerinin azalacağını bu nedenle de bütçe açığındaki artışın enflasyon oranındaki artıştan daha yüksek olacağını göstermektedir. Enflasyondaki artış vergi tahsilatının gecikme süresine ve verginin fiyat esnekliğine bağlı olarak reel vergi gelirlerini artırmakta veya azaltmaktadır. Vergi sisteminin inelastik olduğu ve vergi toplama süresinin uzun olduğu dönemlerde enflasyon oranlarındaki artış, vergi gelirlerinin reel değerlerini düşürecek ve bütçe gelirlerini azaltacaktır. Bu nedenlere bağlı olarak Tanzi Etkisi gelişmekte olan ülkelerde gelişmiş ülkelere kıyasla daha çok rastlanılan bir durumdur (Tanzi, 1978: 424).

Patinkin (1993) ise enflasyonun bütçe giderlerinin reel değeri üzerindeki etkisini incelemek için İsrail’in yüksek enflasyon döneminde uyguladığı 1985 yılı istikrar politikasının etkilerini araştırmıştır. Daha önce uygulanan programlardaki başarısızlıkların sebep olduğu bütçe açıkları, bu programda hükümetin söz konusu açıkları parasal genişleme yoluyla finanse etmesi sonucunda önemli ölçüde azalmıştır. Bu politikanın başarılı olmasının temel nedeni; artan enflasyon oranlarının harcamaların reel değerini düşürerek bütçe açıklarını azaltmasıdır. Bütçe giderleri ve enflasyon arasındaki bu ters yönlü ilişkiye “Patinkin Etkisi” adı verilmektedir (Cardoso, 1998). Yüksek enflasyon döneminde Patinkin Etkisinin baskın olduğu ekonomilerde reel kamu harcamaları enflasyonun olmadığı duruma oranla daha düşüktür. Ancak enflasyonun azalmaya başladığı dönemlerde reel kamu harcamaları artma eğilimindedir. Patinkin Etkisini açıklayan faktörler aşağıdaki gibi sıralanabilir (Cardoso, 1998: 620):

- Reel faiz oranı, artan enflasyon oranıyla birlikte azalmakta ancak uygulanan istikrar politikalarını takiben genellikle artmaktadır. Reel faiz oranlarındaki bu artış enflasyonun azaldığı durumlarda reel kamu harcamalarının artmasına katkıda bulunmaktadır.

- Yüksek enflasyon dönemlerinde hükümetler maaş ve ücret ödemelerini geciktirmektedir. Enflasyon oranının yıllık %1000’i aştığı durumlarda bu gecikme reel harcamalarda ciddi azalmalara neden olmaktadır. Enflasyon oranı azaldığında ise ödemelerin ertelenmesi reel harcamaları daha fazla azaltmayacaktır.

- Hükümetler vergi toplamadaki aksaklıkları azaltıp, vergi ödemesindeki gecikmeleri enflasyon oranına endekslemelerine rağmen harcamalarını beklenen enflasyon oranına göre planlamaktadır. Fakat beklenen enflasyon oranı gerçekleşen enflasyon oranından genellikle daha düşük olduğu için gerçekleşen reel harcamalar da planlanan harcamalardan daha düşük olacaktır. Ancak enflasyon oranı azaldığında gerçekleşen harcamaların reel değeri planlanan harcamalara yaklaşacaktır.

- Kamu bankalarının enflasyonist gelirleri mali yardımları finanse edebilir. Bankaların bu gelirleri enflasyonun azaldığı dönemlerde azalmaktadır. Buna ek olarak eğer enflasyon bankaların mali zayıflıklarını gizliyorsa ve bu zayıflıkların şiddeti istikrar politikalarının uygulanması sonucu reel faiz oranlarındaki artış sebebiyle artıyorsa hükümetler mali gelirlerini bankaları kurtarmak için kullanmak zorunda kalmaktadır.

Patinkin etkisini açıklayan bu dört faktörden birine, birkaçına veya tümüne bağlı olarak enflasyonun yükseldiği dönemlerde, reel kamu harcamalarındaki azalmanın sonucu olarak bütçe açıkları da azalmaktadır.

Sonuç olarak bütçe açıkları ve enflasyon arasındaki ilişki hem Tanzi hem de Patinkin tarafından incelenmiştir. Ancak Tanzi, enflasyon ve bütçe açığı arasındaki doğrusal ilişkiyi reel bütçe gelirlerindeki azalış kanalıyla, Patinkin ise bu iki değişken arasındaki ters yönlü ilişkiyi reel bütçe giderlerindeki azalış kanalıyla analiz etmiştir.

## 2. Literatür

Literatürde enflasyonun bütçe gelirleri ve bütçe harcamaları üzerindeki etkisini ayrı ayrı araştıran çalışmalar sınırlı olmasına rağmen enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişki yerli ve yabancı literatürde sıkça ele alınan konular arasında yer almaktadır. Söz konusu bu ilişkiyi test eden çalışmalar kronolojik sıraya göre aşağıda belirtilmiştir.

Hondroyannis ve Papapetrou (1997) yaptıkları çalışmada, Yunanistan için 1957-1993 dönemleri arasındaki bütçe açıklarının enflasyon üzerindeki doğrudan ve dolaylı etkilerini incelemiştir. Çalışmada, Johansen ve Juselius tarafından geliştirilen koentegrasyon testi kullanılmıştır. Ayrıca Granger Nedensellik Testi uygulanarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Ampirik sonuçlara göre merkezi hükümetin bütçe açığındaki bir artış enflasyon oranını doğrudan etkilememektedir. Diğer yandan yüksek bütçe açığı yüzünden meydana gelen parasal genişlemenin bir yıl gecikmeli olarak enflasyon oranını etkilediği de gözlemlenmiştir.

Metin (1998) yapmış olduğu çalışmada, Türkiye ekonomisi için enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. 1950-1987 dönemlerine ait yıllık verilerin kullanıldığı çalışmada Johansen Koentegrasyon Testi uygulanmış ve bütçe açıklarının enflasyon üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Egeli (1999) enflasyon ve bütçe açıkları ilişkisini incelediği çalışmasında, orta gelir düzeyine sahip 23 gelişmekte olan ülkenin 1995 yılına ait verilerini ele alarak EKK yöntemi ile bir analiz yapmıştır. Yapılan analiz sonucunda; enflasyonun bütçe açıkları üzerindeki etkisinin negatif, kamu harcamalarının bütçe açıkları üzerindeki etkisinin ise pozitif olduğu gözlemlenmiştir. Egeli çalışmasında ayrıca bütçe açıklarının gelişmekte olan ülkelerde süreklilik kazandığını bunun nedenlerinin ise devlet gelirlerindeki istikrarsızlık, aşırı harcama baskısı, yüksek enflasyon, dış ödemeler dengesinin açık vermesi ve kamu harcamalarındaki aşırı artışlara karşılık kamu gelirlerinin yeterli seviyeye ulaşamaması gibi yapısal faktörlerden kaynaklandığını ileri sürmüştür.

Vieira (2000) gerçekleştirdiği çalışmasında, Avrupa Birliği üyesi 6 ülkenin merkezi hükümet açıklarının enflasyon üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Örnekleme

dahil edilen 6 ülke Belçika, Fransa, Almanya, İtalya, Hollanda ve Birleşik Krallık’dan oluşmaktadır. Veriler yıllık düzeyde kullanılmış olup, özellikle II. Dünya Savaşı sonrası dönem (1950-1996) incelenmek istenmiştir. Uzun dönemli ilişkinin açıklanması için ARDL Sınır Testi yöntemi, nedenselliğin yönünü tespit etmek için ise LA-VAR Nedensellik Testi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre İtalya ve Belçika’da bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişkinin pozitif, Fransa’da ise söz konusu ilişkinin negatif olduğu gözlemlenmiştir. Analizdeki diğer ülkelerde ise katsayıların istatistiki olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Alavirad (2003) çalışmasında, İran İslam Cumhuriyeti’ndeki kamu bütçe açığı, para arzı ve enflasyon verilerini kullanarak ekonometrik bir analiz yapmıştır. 1981 ile 1997 dönemleri arasındaki üçer aylık veriler kullanılarak kamu gelirleri ve giderlerindeki enflasyon etkisi Eşanlı Denklem Tahmin Yöntemlerinden biri olan Üç Aşamalı En Küçük Kareler Yöntemi (3SLS) kullanılarak incelenmiştir. Elde edilen bulgulara göre enflasyon oranının yükselmesi kamu giderlerini kamu gelirlerinden daha fazla artırmakta ve ülke enflasyonist dönemdeyken bu durum kamu açıklarının artmasına sebep olmaktadır. Çalışmadan elde edilen ampirik sonuçlara göre mali açığın finanse edilmesi para arzını artıracak ve enflasyonun yükselmesine neden olacaktır.

Catao ve Terrones (2005) çalışmalarında, 1960-2001 dönemindeki yıllık verileri kullanarak 107 ülke için enflasyon ve bütçe açığı arasındaki ilişkiyi test etmiştir. Çalışmada bütçe açıklarının enflasyon üzerindeki uzun ve kısa dönemli etkileri dinamik panel veri analizi kullanılarak tahmin edilmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre yüksek enflasyona sahip gelişmekte olan ülkeler grubunda bütçe açıkları ve enflasyon arasında güçlü pozitif bir ilişki bulunmuştur. Diğer yandan düşük enflasyona sahip gelişmiş ülkeler kategorisinde ise böyle bir ilişkiye rastlanmamıştır.

Altıntaş, Çetintaş ve Taban (2008) yapmış oldukları çalışmada, Türkiye için bütçe açığı, para arzı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. 1992-2006 dönemlerine ait aylık verilerin ele alındığı çalışmada ARDL Sınır Testi yaklaşımı kullanılmış ve söz konusu değişkenler arasındaki ilişki kısa ve uzun dönemler için ayrı ayrı analiz edilmiştir. Yapılan analiz sonucunda hem uzun hem de kısa dönemde parasal büyümenin enflasyon üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu, ancak yine kısa ve uzun dönemde bütçe açığının enflasyon üzerinde anlamlı bir ilişkiye sahip olmadığı görülmüştür. Ulaşılan sonuçlar Patinkin tarafından desteklenen görüş ile uyumludur ve parasal otoritenin uzun dönemde para arzını kontrol ederek enflasyonu kontrol altına alabileceği görüşünü destekler niteliktedir.

Abdioğlu ve Terzi (2009) çalışmalarında, bütçe açıkları ve enflasyon oranı arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemiştir. Tanzi ve Patinkin Etkilerinin Türkiye’deki geçerliliğinin araştırıldığı çalışmada 1975-2005 dönemine ait yıllık veriler ele alınmıştır. Sınır Testi yaklaşımının kullanıldığı çalışmada uzun dönemde enflasyon ve bütçe açıklarının birlikte hareket ettiği gözlemlenmiştir. Ülkede söz konusu dönemler itibarıyla enflasyon ve bütçe açıkları arasında uzun dönemde negatif bir ilişkinin olduğu, bu sebeple de ele alınan dönemde Patinkin Etkisinin Tanzi Etkisine oranla daha baskın olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Mukhtar ve Zakaria (2010) çalışmalarında, 1960-2007 dönemleri arasındaki üçer aylık makroekonomik veriler ile Pakistan’ın bütçe açığı, enflasyon ve para arzı verileri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada, Johansen Koentegrasyon Testi ve

Granger Nedensellik Testleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Pakistan'da fiyatlar genel düzeyinde meydana gelen artışlar para arzındaki yükselişlerin bir sonucu olarak açıklanmıştır. Tahmin sonucunda enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkinin uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı ve bütçe açıkları ile para arzı arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı gözlemlenmiştir.

Oladipo ve Akinbobola (2011) çalışmalarında, 1970-2005 dönemi için Nijerya'daki enflasyon oranı ve bütçe açığı arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Bu iki değişken arasındaki ilişki Granger Nedensellik Testi uygulanarak analiz edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre enflasyon oranından bütçe açığına doğru herhangi bir nedensellik bulunamamıştır. Fakat bütçe açığından enflasyon oranına doğru %5 anlamlılık düzeyinde tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Çalışmadan elde edilen sonuçlar göstermektedir ki bütçe açıkları, döviz kurundaki dalgalanmalar nedeniyle enflasyonu hem doğrudan hem de dolaylı yoldan etkilemektedir.

Tiwari vd. (2012) çalışmalarında, Hindistan için 1970-1971 ve 2008-2009 dönemleri arasındaki bütçe açığı, kamu harcamaları, para arzı ve enflasyon arasındaki nedenselliğin yönünü araştırmıştır. Çalışmada, Dolada-Lütkepohl (DL) (1996) ve Standart Granger Nedensellik Testleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre DL yöntemi kamu harcamaları ve para arzının bütçe açıklarının Granger nedeni olduğunu destekler sonuçlar verirken Standart Granger Nedensellik Testi ise sadece kamu harcamalarının bütçe açıklarının Granger nedeni olduğu sonucunu vermektedir. Bunun yanında para arzının hükümet harcamalarının Granger nedeni ve bütçe açıklarının da para arzının Granger nedeni olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır.

Bayrak ve Kanca (2013) çalışmalarında, Türkiye'de 1980-2011 dönemleri arasında kamu açıklarının fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmada, ekonometrik yöntem olarak Johansen Koentegrasyon Testi ve Granger Nedensellik Testi kullanılmıştır. Elde edilen ampirik sonuçlara göre kamu açıklarıyla fiyatlar genel düzeyi arasında uzun dönemli bir koentegrasyon ilişkisinin bulunduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, bütçe açıklarından fiyatlar genel düzeyine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.

Abubakar vd. (2014) çalışmalarında, Nijerya'da 1970-2011 dönemleri arasında bütçe açıklarıyla enflasyon arasındaki ilişkiyi ARDL Sınır Testi yöntemiyle araştırmıştır. Ampirik sonuçlara göre uzun dönemde iki değişken arasındaki ilişki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Nedensellik Testi sonuçlarına göre ise bütçe açıklarından enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular sürekli bütçe açıklarının enflasyonun nedeni olmadığını göstermektedir.

Jalil vd. (2014) çalışmalarında, Pakistan'da 1972-2012 döneminde bütçe açıklarıyla enflasyon arasındaki ilişkiyi ARDL Sınır Testi yöntemiyle test etmiştir. Elde edilen ampirik sonuçlara göre bütçe açıklarının enflasyon üzerindeki etkisinin uzun dönemde pozitif olduğu tespit edilmiştir.

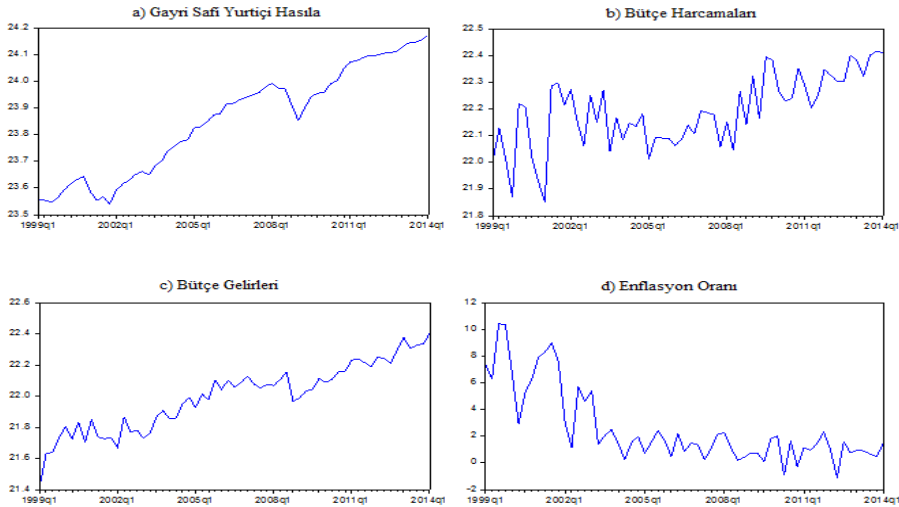
Nguyen (2015) çalışmasında, 9 Asya ülkesi için 1985-2012 dönemleri arasında bütçe açıklarını ve M2 para arzının enflasyon üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmada, PMG ve GMM Arellano-Bond tahmin yöntemleri kullanılarak iki ayrı ekonometrik analiz gerçekleştirmiştir. Elde edilen sonuçlara göre PMG yönteminde

M2 para arzının enflasyon üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer yandan bütçe açığının, kamu harcamalarının ve faiz oranının her iki yöntemde de enflasyonun önemli birer belirleyicisi olduğu tespit edilmiştir.

### 3. Ekonometrik Model ve Veri Seti

Tanzi ve Patinkin Etkilerinin geçerliliğinin araştırıldığı bu çalışmada kullanılan değişkenlere ait 1999Q1-2014Q1 dönemini kapsayan üçer aylık veriler Şekil 1, Şekil 2, Şekil 3 ve Şekil 4’deki gibidir. Şekiller sırasıyla Gayrisafi Yurtiçi Hâsıla (GSYİH), Kamu Harcamaları, Kamu Gelirleri ve Enflasyon Oranını (TÜFE Endeksi) göstermektedir. Enflasyon oranı dışındaki değişkenler logaritmik olarak alınmıştır. 1999-2014 yılları arasında GSYİH, Kamu Harcamaları ve Kamu Gelirleri yükseliş eğilimindedir. Enflasyon Oranı ise bu dönem içinde azalan bir trende sahiptir. Bunun yanında Kamu Harcamaları ve Enflasyon Oranı dalgalı bir seyir izlemektedir.

#### Şekil 1: Değişkenlere İlişkin Zaman Serisi Grafikleri



Bu çalışmayı bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalardan ayıran en temel özellik söz konusu ilişkinin reel bütçe gelirleri ve reel bütçe giderlerindeki değişimler göz önüne alınarak iki ayrı ekonometrik modelde analiz edilmesidir.

Çalışmanın ampirik kısmında Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkilerinin geçerliliğinin incelenebilmesi için aşağıda yer alan ekonometrik modeller oluşturulmuştur. Ekonomik modellerin oluşturulmasında Alavirad’ın (2003) çalışmasındaki modeller 1999Q1-2014Q1 dönemi için yeniden düzenlenmiştir:

$$\text{LOGRGE}_t = \alpha_1 + \alpha_2 \text{LOGRGDP}_t + \alpha_3 \text{INF}_t + \mu_t \quad (1)$$

$$\text{LOGRGR}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{LOGRGDP}_t + \beta_3 \text{INF}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Modellerde kullanılan bağımlı değişkenlerden LOGRGE ve LOGRGR değişkenleri sırasıyla reel kamu harcamalarının logaritmik değerini ve reel kamu gelirlerinin logaritmik değerini göstermektedir. Bağımsız değişkenlerden



LOGRGDP, reel gayrisafi yurtiçi hasılanın logaritmik değerini gösterirken INF enflasyon oranını göstermektedir.  $\mu$  ve  $\varepsilon$  ise hata terimidir. Model 1, Patinkin Etkisini incelemek için oluşturulmuştur. Beklenti, INF değişkeninin işaretinin negatif olması yönündedir. Model 2’de ise Olivera-Tanzi Etkisi incelenmektedir. Burada da beklenti INF değişkeninin işaretinin negatif olması yönündedir.

Modelde kullanılacak değişkenlerden reel kamu harcamaları, reel kamu gelirleri ve reel gayrisafi yurtiçi hasılaya ilişkin veriler Türk lirası cinsinden olup, 1999Q1-2014Q1 dönemini kapsayan üçer aylık verilerden oluşmaktadır. Kamu gelirleri ve kamu harcamaları serileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) veri tabanından aylık olarak elde edilmiştir. Daha sonra ise nominal olan bu seriler TÜİK (2014) veri tabanından elde edilen aylık TÜFE (1994=100) endeksi kullanılarak reel hale getirilmiş ve hareketli ortalamalar yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Gayrisafi Yurtiçi Hasıla serisi yine TÜİK veri tabanından reel ve mevsimsellikten arındırılmış olarak üçer aylık elde edilmiştir. INF serisi ise TÜİK veri tabanından elde edilen aylık TÜFE (1994=100) endeksinden hareketle ilgili dönem için üçer aylık enflasyon oranı şeklinde hesaplanmıştır. Ekonometrik analizlerde EViews 8.1 paket programı kullanılmıştır.

Ekonometrik analizin kapsamını Model 1 ve Model 2’de yer alan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin (koentegrasyon ilişkisinin) belirlenmesi oluşturmaktadır. Koentegrasyon ilişkisini analiz etmeden önce ise serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla öncelikle serilerin durağan olup olmadıkları belirlendikten sonra koentegrasyon analizinin yapıp yapılamayacağına karar verilecektir.

### 3.1. Birim Kök Testi

Ekonometrik analizlerde durağan serilerin kullanılması gerekmektedir. Ancak özellikle ekonomik verilerin önemli bir bölümünün durağan olmaması, seriler arasında anlamlı uzun dönemli ilişkilerin incelenmesini güçleştirmektedir. Çünkü durağan dışı serilerle çalışmak Granger ve Newbold’a (1974) göre “düzmece regresyon” sorununu ortaya çıkarmaktadır. “Düzmece regresyon” durumunda  $R^2$  yüksek olup, t-istatistikleri de anlamlıdır. Fakat elde edilen tahminler iktisadi çıkarımlar açısından anlamsız olmaktadır (Gujarati, 2006; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010). Günümüzde ekonometrik teknikler koentegrasyon analizi yardımıyla durağan olmayan seriler arasında da uzun dönemli ilişkinin incelenmesini serilerin bütünleşme derecelerine bağlı olarak belirli ölçülerde sağlamaktadır. Serilerin bütünleşme derecelerine ilişkin bilgiler ise birim kök testleri aracılığıyla elde edilmektedir. Çalışmamızda modeli oluşturan serilerin durağanlığının belirlenmesinde literatürde yaygın olarak başvuru alan ADF Birim Kök Testi ile PP Birim Kök Testi kullanılmıştır.

**Tablo 1: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	ADF		PP	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
LOGRGE	-2,4869 [1] (0,1237)	-4,3818 [1]* (0,0048)	-3,7852 [3]* (0,0051)	-5,9048 [3]* (0,000)
LOGRGR	-1,168 [1] (0,6826)	-5,7218 [0]* (0,0001)	-2,0652 [2] (0,2592)	-5,8577 [4]* (0,000)
LOGRGDP	-0,226 [0] (0,9288)	-2,0232 [0] (0,5769)	-0,2976 [1] (0,9186)	-2,3461 [2] (0,4033)
INF	-2,8349 [0]*** (0,0594)	-3,8482 [0]** (0,0206)	-2,7211 [17]*** (0,0764)	-3,739 [6]** (0,0272)
$\Delta$ LOGRGE	-11,6847 [0]* (0,000)	-11,5976 [0]* (0,000)	-23,4391 [18]* (0,0001)	-25,4413 [18]* (0,0001)
$\Delta$ LOGRGR	-12,8281 [0]* (0,000)	-12,6964 [0]* (0,000)	-17,4035 [15]* (0,000)	-17,1023 [15]* (0,000)
$\Delta$ LOGRGDP	-5,943 [0]* (0,000)	-5,8914 [0]* (0,000)	-5,943 [0]* (0,000)	-5,8914 [0]* (0,000)
$\Delta$ INF	-7,5999 [2]* (0,000)	-5,6548 [6]* (0,0001)	-14,2998 [26]* (0,000)	-18,3379 [24]* (0,000)

**Not:** 1-Köşeli parantez içindeki değerler ADF Testinde SIC Kriterine göre seçilen gecikme uzunluğunu, PP Testinde ise Bartlett Kernel gecikme uzunluğunu göstermektedir.  $\Delta$  serilerin birinci farkını ifade etmektedir.

2-Parantez içindeki değerler MacKinnon (1996) kritik değerlerine bağlı olasılık değerlerini göstermektedir. \* %1 düzeyinde anlamlı, \*\* %5 düzeyinde anlamlı, \*\*\* %10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 1, ADF ve PP Birim Kök Testi sonuçlarını göstermektedir. Elde edilen sonuçlara göre; LOGRGE serisi ADF Testindeki yalnızca sabitin kullanıldığı model dışında düzeyde I(0) durağandır. LOGRGR serisinin hem ADF hem de PP Testinde sabitli ve trendli modeller kullanıldığında düzeyde I(0) durağan olduğu görülmektedir. Bağımsız değişkenlerden LOGRGDP serisi her iki testte birinci farkında I(1) durağan iken INF serisi de yine her iki testte düzeyde I(0) durağandır.

### 3.2. Koentegrasyon Analizi

Literatürde serilerin arasındaki uzun dönemli birlikteliği ortaya koyan farklı yöntemler olmasına rağmen her birinin birbirine karşı üstün ve zayıf olduğu noktalar söz konusudur. Uygulamada diğer yaklaşımların (Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), Johansen-Juselius (1990)) uygulanabilmeleri için serilerin birinci farklarında durağan olmaları gerekmektedir (Karagöl vd., 2007). Peseran, Smith ve Shin (2001) tarafından geliştirilen ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımında ise bütünleşme derecelerine bakılmaksızın seriler arasında koentegrasyon ilişkisinin olup olmadığı araştırılabilmektedir.

Çalışmamızda seriler farklı derecelerde durağan olduklarından diğer koentegrasyon yöntemlerinin yerine ARDL yöntemi tercih edilmiştir. Bu kapsamda koentegrasyon ilişkisinin tespiti için kullanılacak denklem Model 3’deki gibi oluşturulmuştur:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_2 \Delta X_{t-i} + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Modelde yer alan seriler arasındaki koentegrasyon ilişkisinin varlığının tespit edilmesinde tahmin edilecek denklemdaki uygun gecikme sayısının (m) belirlenmesi gerekmektedir. Schwarz Bilgi Kriterini (SIC) en küçük yapan m değeri uygun gecikme sayısı olarak belirlenir. Model 3’de oluşturulan denklem çalışmamızdaki Model 1 ve Model 2’ye uyarlanmıştır. Modellerde yer alan seriler için gecikme uzunluğu maksimum 5 olarak alınmıştır. Model 1 için uygun gecikme uzunluğunun 4; Model 2 için ise uygun gecikme uzunluğunun 1 olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 2: Sınır Testi Sonuçları**

	k	F İstatistiği	% 5 Anlamlılık Düzeyindeki Kritik Alt ve Üst Sınırlar		Sonuç
			Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)	
<b>Model 1</b>	2	0,4602	3,10	3,87	Koentegrasyon Yoktur
<b>Model 2</b>	2	9,2176			Koentegrasyon Vardır

**Not:** k, modellerdeki bağımsız değişken sayısını göstermektedir. Kritik alt ve üst sınır değerleri Peseran, Smith ve Shin (2001: 300) Tablo CI(ii)’den alınmıştır.

Uygun gecikme uzunluğuna göre modeller tahmin edildikten sonra Model 3’de yer alan katsayılar için  $H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$  ve  $H_1: \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$  hipotezlerinin test edilmesi gerekmektedir. Yapılan Wald Testi sonucuna göre elde edilen F istatistik değeri kullanılarak seriler arasında koentegrasyon olup olmadığına karar verilmektedir. Hesaplanan F istatistik değerinin Peseran, Smith ve Shin’de (2001) verilen kritik alt sınır ve üst sınır değerleriyle karşılaştırılması gerekmektedir. Eğer hesaplanan F istatistiği alt sınır değerinden küçükse seriler arasında koentegrasyon ilişkisinin olmadığı, üst sınır değerinden büyükse seriler arasında koentegrasyon ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. F istatistiği alt sınır ve üst sınır değerleri arasında ise seriler arasında koentegrasyon olup olmadığına karar verilememektedir. Çalışmamızda Model 1 ve Model 2’nin tahmini sonucunda hesaplanan F istatistik değerleri Model 1 için alt sınır değerinin altında kalmış, Model 2 için ise üst sınır değerini aşmıştır. Buna göre yalnızca Model 2’de koentegrasyon ilişkisinin bulunduğu sonucuna varılmıştır. Model 2 için seriler arasında uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek üzere ARDL modeli kurulabilir.

### 3.2.1. Uzun Dönem İlişki

Model 2’de yer alan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ortaya koyan ARDL modelinin çalışmamıza uyarlanmış şekli aşağıda gösterilmektedir:

$$LOGRGR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} LOGRGR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} LOGRGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} INF_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

**Tablo 3: ARDL (2,0,0) Modeli İçin Uzun Dönem Tahmin Sonuçları**

<b>Bağımlı Değişken: LOGRGR</b>		
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayılar</b>	<b>t-istatistiği</b>
LOGRGDP	1,0262	19,6786 *
INF	0,0033	0,8922
C	-2,3169	-1,911 ***
<b>Tanımlayıcı İstatistikler</b>		
R <sup>2</sup>	0,9432	
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,9390	
F-İstatistiği	224,3388 (0,000)	
Serisel Korelasyon (LM)	0,3023 (0,8596)	
Değişen Varyans (White)	10,2135 (0,1767)	
Normallik (JB)	0,9798 (0,6126)	

**Not:** \* % 1, \*\* % 5 ve \*\*\* %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 3, ARDL (2,0,0) modelinin tahmin sonuçlarına göre hesaplanan uzun dönem katsayılarını göstermektedir. Tablodaki sonuçlara göre LOGRGDP katsayısı ve sabit terim istatistiksel olarak anlamlıdır. Reel kamu gelirlerinin GSYİH esnekliği 1,0262 olarak hesaplanmıştır. Yani reel gelir seviyesindeki %1’lik bir artış reel kamu gelirlerini yaklaşık olarak %1,02 oranında artırmaktadır. INF değişkeninin işareti ise beklenildiği gibi çıkmamıştır ve istatistiksel olarak da anlamlı değildir. Yani, uzun dönemde Olivera-Tanzi Etkisi geçerli değildir.

### 3.2.2. Kısa Dönem İlişki

Yukarıdaki uzun dönem ilişkiden elde edilen hata terimleri serisi kullanılarak oluşturulan ARDL yaklaşımına dayalı “hata düzeltme modeli”nin çalışmamıza uyarlanmış şekli aşağıda gösterilmektedir. Denklemdaki HDT değişkeni uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisini göstermektedir. Hata terimleri serisi hata düzeltme modelinde bir dönem gecikmeli olarak kullanılmıştır.

$$\Delta \text{LOGRGR}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{HDT}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta \text{LOGRGR}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta \text{LOGRGDP}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta \text{INF}_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

**Tablo 4: ARDL (2,0,0) Modeline Dayalı Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları**

<b>Bağımlı Değişken: ΔLOGRGR</b>		
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayılar</b>	<b>t-istatistiği</b>
ΔLOGRGDP	1,2255	2,3632 *
ΔINF	0,0074	1,2854
C	-0,0009	-0,1226
HDT	-1,143 *	

Tanımlayıcı İstatistikler	
R <sup>2</sup>	0,5492
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,5058
F-İstatistiği	12,6707 (0,000)
Serisel Korelasyon (LM)	0,6752 (0,7134)
Değişken Varyans (White)	6,0006 (0,8152)
Normallik (JB)	0,4513 (0,7979)

**Not:** \* % 1, \*\* % 5 ve \*\*\* %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 4, ARDL modeline dayalı hata düzeltme modeli sonuçlarını göstermektedir.  $\Delta \text{LOGRGDP}$  değişkeninin katsayısı yine istatistiksel olarak anlamlıdır. Reel kamu gelirlerinin GSYİH esnekliği 1,2255 olarak hesaplanmıştır. Yani reel gelir seviyesindeki %1'lik bir artış reel kamu gelirlerini yaklaşık olarak %1,22 oranında artırmaktadır. Beklentilerin tersine  $\Delta \text{INF}$  teriminin katsayısı uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de istatistiksel olarak anlamsızdır. Buna göre Olivera-Tanzi Etkisi uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de geçersizdir. Sabit terim de istatistiki olarak anlamsızdır.

Denklemden yer alan hata düzeltme terimi (HDT) kısa dönemdeki dengesizliklerin ne kadarının uzun dönemde dengeye geleceğini göstermektedir. Teorik olarak hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı olması beklenmektedir. Hata düzeltme terimi -1'e eşitse son dönemdeki dengesizliklerin tamamı ortadan kaldırılmaktadır. Eğer -1 ile 0 arasında ise son dönem dengesizliklerin sadece bir kısmının ortadan kaldırıldığı sonucuna ulaşılır (Düzgün, 2010). Ancak Tablo 4'de gösterildiği gibi hata düzeltme terimi negatif ve anlamlı çıkmasına rağmen -1'den küçüktür. Narayan ve Smyth'e (2006: 339) göre bu durumda uzun dönem dengeden sapmalar doğrudan dengeye yakınsama yerine uzun dönemde dalgalanarak dengeye yakınsayacaktır.

### 3.3. Hsiao Nedensellik Testi

Değişkenler arasındaki koentegrasyon değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiğini göstermesine rağmen Oladipo ve Akinbobola'ya (2011: 5) göre; regresyon analizine bağlı ilişkiler değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ve nedenselliğin yönü hakkında bilgi vermemektedir. Bu konudaki eksiklik nedensellik testleri aracılığıyla giderilebilmektedir.

Bu çalışmada, değişkenler arası nedensellik ilişkisinin belirlenmesi için Hsiao (1979) Nedensellik Analizi kullanılacaktır. Hsiao'nun (1979) Son Tahmin Hatası (FPE) Kriterine dayalı nedensellik testi, Granger Nedensellik Testinde kullanılan denklemleri esas almakla birlikte gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Akaike'nin Son Tahmin Hatası (FPE) Kriterini kullanmaktadır (Bağdigen ve Beşer, 2009: 12; Yang, 2000: 312).

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + u_t \quad (6)$$

$$FPE(m) = \frac{T + m + 1}{T - m - 1} \cdot \frac{ESS(m)}{T} \quad (7)$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{t-j} + v_t \quad (8)$$

$$FPE(m,n) = \frac{T + m + n + 1}{T - m - n - 1} \cdot \frac{ESS(m,n)}{T} \quad (9)$$

Yukarıdaki denklemlerde T, örnek büyüklüğünü; m ve n, gecikme sayılarını; ESS, hata kareleri toplamını göstermektedir. Model için uygun gecikme sayıları belirlendikten sonra FPE(m) ve FPE(m,n) aşağıdaki gibi karşılaştırılarak nedensellik ilişkisinin olup olmadığı sınanmaktadır. Buna göre;

FPE(m) < FPE(m,n) ise  $X_t$ ,  $Y_t$ ’nin nedeni değildir.

FPE(m) > FPE(m,n) ise  $X_t$ ,  $Y_t$ ’nin nedenidir.

Çalışmada, Model 2’de yer alan LOGRGR ve INF değişkenleri arasındaki Hsiao (1979) Nedensellik Testi sonuçları aşağıdaki Tabloda özetlenmiştir.

**Tablo 5: Hsiao’nun (1979) FPE Kriterine Dayalı Nedensellik Testi Sonuçları**

Nedenselliğin Yönü	FPE (m)	FPE(m, n)	Sonuç
INF → LOGRGR	0,003842(6)	0,003485(6,1)	INF’den LOGRGR’ye doğru nedensellik ilişkisi vardır.
LOGRGR → INF	1,25692(12)	1,31289(12,1)	LOGRGR’den INF’ye doğru nedensellik ilişkisi yoktur.

**Not:** Parantez içindeki sayılar uygun gecikme sayısını göstermektedir.

Tablo 5’deki sonuçlar incelendiğinde, INF’den LOGRGR’ye doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir. Görüldüğü gibi FPE(m) > FPE(m,n)’dir. Fakat LOGRGR’den INF’ye doğru herhangi bir nedensellik ilişki bulunamamıştır.

### Sonuç ve Değerlendirme

Enflasyon ve bütçe açığı ilişkisi çok sayıda teorik ve ampirik çalışmanın konusu olmuştur. Bu çalışmaların bir kısmı bütçe açıklarının enflasyon üzerindeki etkisini incelerken diğerleri ise enflasyonun bütçe açıkları üzerindeki etkisini incelemiştir. Bütçe açıkları hemen her zaman enflasyonu aynı yönde etkilemesine rağmen enflasyonun bütçe açıkları üzerindeki etkisi farklı olabilmektedir.

Enflasyondaki artışlar, vergi tahsilatındaki gecikmelere bağlı olarak vergi gelirlerinin reel değerlerini azaltmakta ve bu durum bütçe açıklarının artmasına yol açmaktadır. Bazı durumlarda ise enflasyondaki artış kamu harcamalarının reel değerini düşürerek bütçe açıklarının azalmasına yol açmaktadır. Literatürde enflasyondaki artışın bütçe açıklarını arttırdığı durum “Olivera-Tanzi Etkisi”, enflasyonun bütçe açıklarını azalttığı durum ise “Patinkin Etkisi” olarak ifade edilmektedir.

Çalışmada Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkisini incelemek amacıyla iki modelden yararlanılmıştır. Bu modellerden ilki enflasyon ve bütçe giderleri arasındaki negatif ilişkiyi, ikincisi ise enflasyonla bütçe gelirleri arasındaki negatif ilişkiyi incelemiştir. Modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını belirlemek amacıyla ARDL Koentegrasyon Testi yapılmış ve sadece Model 2’de yer alan değişkenler arasında koentegrasyonun bulunduğu görülmüştür. Ancak uzun ve kısa dönem katsayılar incelendiğinde enflasyon değişkeninin katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olduğu belirlenmiştir. Buna göre Türkiye’de 1999Q1-2014Q1

döneminde Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkilerinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Hsiao'da (1979) Nedensellik Testi yardımıyla enflasyon ve bütçe gelirleri arasındaki nedensellik ilişkileri incelenmiştir. Test sonuçlarına göre ise enflasyondan bütçe gelirlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Literatürde kimi çalışmalar Olivera-Tanzi Etkisini, kimi çalışmalar ise Patinkin Etkisini destekler sonuçlara ulaşmaktadır. Türkiye'de 1999-2014 dönemi için Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkilerinin incelendiği bu çalışmada literatürde yer alan çalışmalardan farklı bir sonuca ulaşılarak her iki etkinin de geçersiz olduğu tespit edilmiştir. Bu durumun ortaya çıkmasındaki temel sebep ise özellikle 2001 Krizinin ardından Türkiye'nin ekonomik anlamda almış olduğu radikal kararların etkisi olduğu düşünülebilir. Daha önceki dönemlerle karşılaştırıldığında 2000'li yıllar Türkiye için parasal ve mali disiplinin, bütçe açıklarıyla birlikte belirli ölçüde fiyat istikrarının sağlandığı yıllar olmuştur. Türkiye'de yüksek faiz ödemeleri son bularak kamu harcamalarında belirli miktarlarda tasarruf sağlanmıştır. Aynı zamanda, ekonomik büyüme oranındaki artışlar vergi gelirlerine de yansımış ve vergi gelirleri istikrarlı biçimde artmıştır. Bu durum bir yandan bütçe açıklarının azalmasına yol açarken parasal sıkılaştırma sonucunda azalan toplam talebe de bağlı olarak enflasyonda tek haneli rakamlara ulaşılmasına yol açmıştır. Dolayısıyla Türkiye'de 2002 yılıyla birlikte izlenen parasal ve mali disipline yönelik politikalar 1999-2014 döneminde Olivera-Tanzi ve Patinkin Etkilerinin geçersiz olmasına yol açmıştır.

### Kaynakça

- Abdioğlu, T. ve Terzi, H. (2009), “Enflasyon ve Bütçe Açıkları İlişkisi: Tanzi ve Patinkin Etkisi”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(2), 195-211.
- Abubakar, M., Aliero, H.M. ve Umaru, A.D. (2014), “An Empirical Analysis on the Relationship between Fiscal Deficit and Inflation in Nigeria”, *Economics and Applied Informatics*, 20(2), 67-74.
- 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.
- Altıntaş, H., Çetintaş, H. ve Taban, S. (2008), “Türkiye’de Bütçe Açığı, Parasal Büyüme ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: 1992-2006”, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(2), 185-208.
- Bağdigen, M. ve Beşer, B. (2009), “Ekonomik Büyüme ile Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Wagner Tezi Kapsamında Bir Analizi: Türkiye Örneği”, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(9), 1-17.
- Bayrak, M. ve Kanca, O.C. (2013), “Türkiye’de Kamu Kesimi Açıklarının Nedenleri ve Fiyatlar Genel Düzeyi Üzerindeki Etkileri”, *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, (48), 91-111.
- Cardoso, E. (1998), “Virtual Deficits and the Patinkin Effect”, *Staff Papers-International Monetary Fund*, 45(4), 619-646.
- Catao, L.A. ve Terrones, M.E. (2005), “Fiscal Deficits and Inflation”, *Journal of Monetary Economics*, 52(3), 529-554.
- Dolado, J.J. ve Lütkepohl, H. (1996), “Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR Systems”, *Econometric Reviews*, 15(4), 369-386.

- Düzgün, R. (2010), “Türkiye Ekonomisinde Para ve Maliye Politikalarının Etkinliği”, *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 3(11), 230-237.
- Egeli, H. (1999), “Gelişmekte Olan Ülkelerde Bütçe Açıkları”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 4(2), 293-303.
- Engle, R.F. ve Granger, C.W. (1987), “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276
- Granger, C.W. ve Newbold, P. (1974), “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gujarati, N.D. (2006), *Temel Ekonometri* (Çev. Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen), 4. Baskı, Literatür Yayınları, İstanbul.
- Hondroyannis, G. ve Papapetrou, E. (1997), “Are Budget Deficits Inflationary? A Cointegration Approach”, *Applied Economics Letters*, 4(8), 493-496.
- Hsiao, C. (1979), “Autoregressive Modeling of Canadian Monet and Income Data”, *Journal of the American Statistical Association*, 74(367), 553-560.
- Jalil, A., Tariq, R. ve Bibi, N. (2014), “Fiscal Deficit and Inflation: New Evidences from Pakistan Using A Bounds Testing Approach”, *Economic Modelling*, 37, 120-126.
- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Karagöl, E., Erbaykal, E. ve Ertuğrul, H.M. (2007), “Türkiye’de Ekonomik Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 8(1), 72-80.
- MacKinnon, J.G. (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Metin, K. (1998), “The Relationship between Inflation and the Budget Deficit in Turkey”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(4), 412-422.
- Mukhtar, T. ve Zakaria, M. (2010), “Budget Deficit, Money Supply and Inflation: The Case of Pakistan”, *Privredna Kretanja I Ekonomska Politika*, 20(122), 53-67.
- Narayan, P.K. (2005), “The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests”, *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Narayan, P.K. ve Smyth, R. (2006), “What Determines Migration Flows from Low-Income to High-Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-US Migration 1972-2001”, *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342.
- Nguyen, V.B. (2015), “Effects of Fiscal Deficit and Money M2 Supply On Inflation: Evidence from Selected Economies of Asia”, *Journal of Economics, Finance & Administrative Science*, 20(38), 49-53.
- Oladipo, S.O. ve Akinbobola, T.O. (2011), “Budget Deficit and Inflation in Nigeria: A Causal Relationship”, *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 2(1), 1-8.
- Patinkin, D. (1993), “Israel's Stabilization Program of 1985, or Some Simple Truths of Monetary Theory”, *The Journal of Economic Perspectives*, 7(2) 103-128.



- Peseran, M.H., Smith, R.J. ve Shin, Y. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Sargent, T.J. ve Wallace, N. (1981), "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1-17.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleşkenler, M. (2010), *Ekonometik Zaman Serileri Analizi: EViews Uygulamalı*, Nobel Yayın Dağıtım, İstanbul.
- Tanzi, V. (1978), "Inflation, Real Tax Revenue, and the Case for Inflationary Finance: Theory with an Application to Argentina", *Staff Papers-International Monetary Fund*, 25(3), 417-451.
- Tanzi, V. (2000), "Taxation In Latin America in the Last Decade", *Center for Research on Economic Development and Policy Reform*, Working Paper, 76, 1-38.
- TCMB (2014), Merkez Bütçesi Gelir Gerçekleşmeleri ve Merkezi Yönetim Bütçe Harcamaları, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, <http://evds.tcmb.gov.tr/> (Erişim Tarihi: 21.11.2014)
- Tiwari, A., Tiwari, A. ve Pandey, B. (2012), "Fiscal Deficit and Inflation: What Causes What? The Case of India", *Journal of International Business and Economy*, 13(1), 57-81.
- TÜİK (2014), Temel İstatistikler, [www.tuik.gov.tr](http://www.tuik.gov.tr) (Erişim Tarihi: 21.11.2014)
- Vieira, C. (2000), "Are Fiscal Deficits Inflationary? Evidence for the EU", *Economic Research Paper*, 7, 1-16.
- Yang, H.Y. (2000), "A Note on the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan", *Energy Economics*, 22(3), 309-317.
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, M. (2013), *Makroekonomi*, 11. Baskı, Seçkin Yayıncılık, Ankara.