



AN ANALYSIS OF PUBLIC SECTOR BUDGET DEFICITS AND INFLATION RELATIONSHIP IN TURKEY WITH ARDL BOUND TEST METHOD

Musa ATGÜR¹

Abstract

Fiscal policy has an important role in economy in terms of achieving and maintaining macroeconomic stability along with monetary policy. Therefore, the effective use of these policy components is of due significance. The present study aims to examine the relationship between public sector budget deficits and inflation in Turkey in the long run. In this context, Autoregressive Distributed Lag Model Bound Test was applied using quarterly data for the period 2006-2019. Autoregressive Distributed Lag Model Bound Test results indicate that public sector budget deficits have an impact on inflation in Turkey in the long run. This result is consistent with theoretical expectations and shows that fiscal policy tools are effective, and that these policy tools should be used effectively in terms of achieving and maintaining price stability in Turkey.

Article History:

Date submitted:
22 Sept 2019

Date accepted:
19 March 2021

Jel Codes:

C22, E31, E62, H60,
H62

Keywords:

Turkey, Public Sector
Budget Deficits,
Inflation

Suggested Citation: Atgür, M. (2021). An Analysis of Public Sector Budget Deficits and Inflation Relationship in Turkey with ARDL Bound Test Method. *Sivas Cumhuriyet University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 22(1), 231-252.

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Balıkesir Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, musa.atgur@balikesir.edu.tr, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-0429-4619>



TÜRKİYE'DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

Musa ATGÜR¹

Öz

Maliye politikası, para politikası ile birlikte makroekonomik istikrarın sağlanması ve sürdürülmesi açısından ekonomide önemli bir role sahip bulunmaktadır. Dolayısıyla, bu politika bileşenlerinin etkin bir biçimde kullanılabilmesi önem arz etmektedir. Bu çalışma, Türkiye'de kamu kesimi bütçe açıkları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi uzun dönem için incelemeyi amaçlamaktadır. Bu kapsamda, 2006-2019 dönemi için üçer aylık veriler kullanılarak Gecikmesi Dağıtılmış Ardışık Model Sınır Testi yöntemi uygulanmıştır. Gecikmesi Dağıtılmış Ardışık Model Sınır Testi sonuçları, Türkiye'de kamu kesimi bütçe açıklarının enflasyon üzerinde uzun dönemde etkili olduğuna işaret etmektedir. Bu sonuç, teorik beklentiler ile uyumlu olup, Türkiye'de fiyat istikrarının sağlanmasında ve sürdürülmesinde maliye politikası araçlarının etkili olduğunu ve bu politika araçlarının etkin bir biçimde kullanılması gerektiğini göstermektedir.

Makale Geçmişi:

İletilen Tarih:

27 Eylül 2019

Kabul Tarihi:

19 Mart 2021

Jel Kodları:

C22, E31, E62, H60,

H62

Anahtar Kelimeler:

Türkiye, Kamu Kesimi

Bütçe Açıkları,

Enflasyon

Önerilen Alıntı: Atgür, M. (2021). Türkiye'de Kamu Kesimi Bütçe Açıkları ve Enflasyon İlişkisinin ARDL Sınır Testi Yöntemi ile İncelenmesi. *Sivas Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(1), 231-252.

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Balıkesir Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, musa.atgur@balikesir.edu.tr, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-0429-4619>

1. GİRİŞ

Maliye politikası, başta büyüme ve enflasyon olmak üzere makroekonomik göstergeleri etkileyerek, makroekonomik istikrarın sağlanmasında ve sürdürülebilmesinde önemli bir role sahiptir. Az gelişmiş ülke ekonomilerinin karakteristik özelliklerinden biri haline gelen kamu kesimi bütçe açıklarının yüksek düzeylerde gerçekleşmesi, fiyat istikrarının sağlanmasının önünde önemli bir engeldir. Bu bağlamda, kamu açıklarının en düşük düzeyde gerçekleşmesi diğer bir ifade ile kamusal disiplinin sağlanması yönünde atılan adımlar fiyat istikrarı için önemli bir unsur haline gelmektedir. Bu nedenle, kamu kesimi bütçe açıkları ile enflasyon ilişkisinin incelenmesi gerekmektedir.

Az gelişmiş ülkelerin, temel makroekonomik sorunlarından biri haline gelen yüksek düzeyde gerçekleşen kamu açıkları ile enflasyon arasındaki ilişki tartışılmaktadır. Bu çerçevede, kamusal disiplinin sağlanması enflasyonun kontrol altına alınabilmesi açısından önem arz etmektedir. Bu bakımdan, istikrar programı uygulamalarında fiyat istikrarının sağlanabilmesinde para politikaları ile beraber maliye politikaları da önemli bir bileşen haline gelmektedir.

Bu çalışmada incelenen Türkiye’de, özellikle doksanlı yıllarda kamu kesimi bütçe açıklarının yüksek düzeylerde gerçekleşmiş olması ve bu açıkların finanse edilme biçimi ile birlikte iç borç stokunun artışı, 5 Nisan 1994 tarihinde önemli bir ekonomik krizin yaşanmasına neden olmuştur. Bu ekonomik kriz ile birlikte Türkiye’de, kamusal disiplin sağlanmadan diğer bir ifade ile kamu sektörü bütçe açığını azaltmadan makroekonomik istikrarın da sağlanamayacağı görülmüş ve bu çerçevede "5 Nisan Kararları" olarak tarihe geçen önemli kararlar alınmıştır.

Kamu sektörü açıkları ile enflasyon arasındaki ilişki, kısa vadeli ve uzun vadeli bakış açısıyla incelendiğinde hangi sonuçlar ortaya çıkmaktadır? Bu sonuçların ortaya çıkarılması, ekonomi politikası uygulayıcıları tarafından uygulanan kamu harcaması ve vergiler olmak üzere maliye politikası araçlarının etkin biçimde kullanımı sonrasında elde edilen muhtemel sonuçların tahmin edilebilmesi açısından önemli hale gelmektedir.

Bu çalışmada, hem teorik açıdan hem belirlenen ekonometrik model ve yöntem açısından yazına katkı sağlanmaya çalışılmaktadır. Türkiye’de, kamu kesimi bütçe açıkları ile enflasyon arasındaki ilişkinin incelendiği bu çalışmada ilk olarak, Türkiye’de bütçe açıkları ve enflasyonun genel görünümü ele alınmıştır. İkinci kısımda kamu kesimi bütçe açıkları ile enflasyon ilişkisinin teorik çerçevesi incelenmiştir. Üçüncü kısımda ise, söz konusu ilişkiyi ele alan yazındaki çalışmalar incelenmiştir. Dördüncü kısımda, Türkiye’de kamu kesimi bütçe açıkları ve enflasyon ilişkisi üzerine üçer aylık veriler kullanılarak 2006-2019 dönemi için ekonometrik uygulama yapılmış ve son olarak çalışma boyunca elde edilen sonuçlar tartışılmıştır.

2. TÜRKİYE’DE BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON

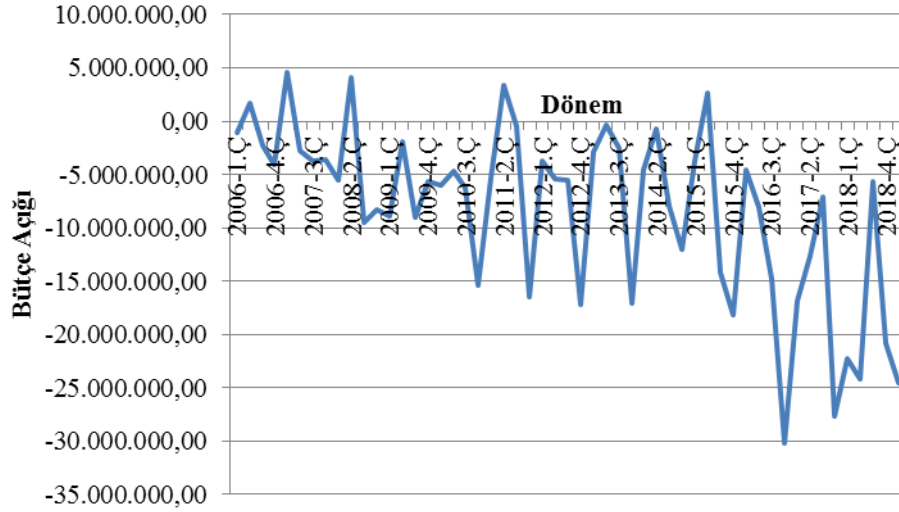
Kamu kesimi bütçe açığı, belirli bir dönemde belirli bir ülke ekonomisinde kamu harcamalarının kamu gelirlerinden fazla olması durumunu ifade etmektedir. Türkiye’de kamu kesimi bütçe açıkları seksenli ve doksanlı yıllarla birlikte önemli bir sorun olarak ortaya çıkmıştır. Yüksek düzeyde gerçekleşen bütçe açıkları iç borçlanma yoluyla finanse edilmeye çalışılmış, iç borç stokundaki artış önemli makroekonomik sorunların ortaya çıkmasına neden olmuştur.

Türkiye’de, 2001 finans krizi sonrasında uygulanmaya başlanan “Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı” ile birlikte kamu harcamalarının azaltılmasına ve kamu gelirlerinin arttırılmasına yönelik önemli tedbirler uygulanmıştır. Son yaşanan, 2008 küresel finans krizine kadar olan

TÜRKİYE'DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

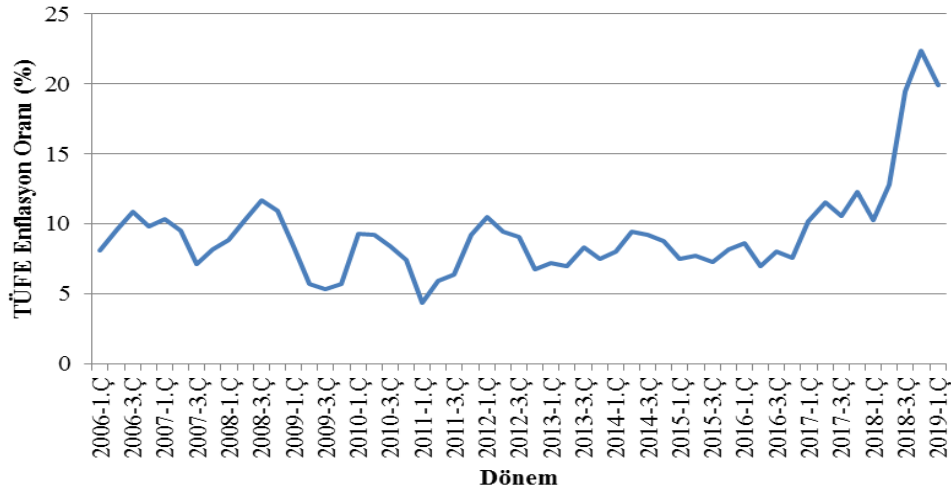
dönemde mali disiplinin sağlanması amacıyla düşük vergi reformları, kamu harcamalarının sınırlandırılması ve özelleştirme uygulamaları gibi önemli tedbirler uygulamaya konulmuştur. 2008 yılında gerçekleşen küresel finans krizi Türkiye'nin kamu dengesini olumsuz yönde etkilemiştir (Yılancı vd., 2020: 123).

Türkiye'de, 2006-2019 dönemindeki bütçe açıkları ve Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) enflasyon oranı verileri Şekil 1'de ve Şekil 2'de gösterilmektedir.



Şekil 1: Bütçe Açıkları (2006:I.Ç-2019:I.Ç)

Şekil 1'e göre, Türkiye'de 2006-2019 döneminde bütçe açıkları zaman zaman dalgalanma eğilimi göstermesine rağmen, 2015 yılı sonundan itibaren hızlı bir artış eğilimi göstermektedir. Özellikle, 2016 yılı sonunda en düşük düzeye inmiştir.

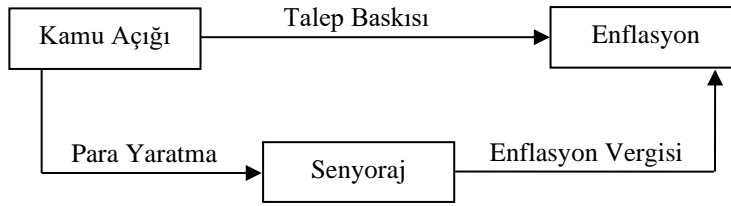


Şekil 2: TÜFE Enflasyon Oranı (ENF) (Yıllık Yüzde Değişim) (2006:I.Ç-2019:I.Ç)

Şekil 2'de gösterilen yıllık TÜFE enflasyon oranı, 2006 yılından 2016 yılı sonuna kadar yatay bir seyir izlemiş, 2017 yılından itibaren yükseliş trendine girmiştir. TÜFE enflasyon oranı, 2011 yılı başında en düşük seviyeye düşmüş, 2018 yılı başından itibaren hızlı bir artış trendi içine giren enflasyon oranı 2018 yılı sonunda en yüksek seviyeye ulaşmıştır.

3. TEORİK ÇERÇEVE

Kamu kesimi bütçe açıkları ve bu açıkların finanse edilme şekli, enflasyonu farklı kanallar üzerinden etkileyebilmektedir. Kamu açığından kaynaklanan toplam talep artışı, enflasyon üzerinde etkili olduğu gibi, kamu açıkları para yaratılması yoluyla senyorağı arttırmakta ve ilave enflasyon vergisine neden olarak enflasyon üzerinde etkili olabilmektedir. Kamu açığı ile enflasyon arasındaki bu bağlantı Şekil 3'te gösterilmektedir.



Şekil 3: Kamu Açığı ve Enflasyon İlişkisi

Kaynak: (Khundrakpam ve Pattanaik, 2010:708)

Şekil 3'e göre, kamu açığındaki artış, toplam talebi arttırmakta ve enflasyonu doğrudan etkilemektedir. Bunun yanı sıra kamu açığı, para yaratma yoluyla karşılandığında bu da senyorağa neden olmakta ve ilave enflasyon vergisi olarak enflasyonu etkilemektedir. Enflasyon vergisi, kamu kesimi bütçe açıklarının senyoraj yöntemi ile finanse edilmesi durumunda bu finansman yönteminin enflasyona neden olması ile birlikte kişilerin ellerindeki paranın satın alım gücünün, vergi ödenmesi durumuna benzer bir biçimde düşmesi sürecini ifade etmektedir.

Öte yandan, kamu kesimi bütçe açığının finanse edilmesinde hükümetler farklı kaynaklar tercih edebilmektedir. Bu kaynaklar, iç ve dış kaynaklar olmak üzere iki kısma ayrılmaktadır. Mali açığın, iç kaynaklar yoluyla finanse edilmesinde iki farklı yol takip edilebilmektedir. Bunlardan birincisi, yeni para basımı (hükümetin merkez bankasından borçlanması), ikincisi, banka ve banka dışı kurumlara borçlanmasıdır. Mali açığın dış kaynak yöntemi ile finanse edilmesi ise, hükümetin uluslararası finansal piyasalardan borçlanması yoludur (Agha ve Khan, 2006:346). Mali açığın böyle farklı kaynaklar yoluyla finanse edilmesi aynı zamanda maliye ve para politikası uygulamalarından elde edilen sonuçları etkilemektedir.

Kamu açıkları ve enflasyon ilişkisi üzerine farklı yaklaşımlar ileri sürülmüştür. Bu yaklaşımlardan biri de Parasalcı Teoridir. Parasalcı Teori, para miktarının ekonomik faaliyetler ve fiyatlar genel düzeyi üzerinde etkili olduğunu savunmaktadır. Parasalcı Teori, enflasyonu parasal bir olgu olarak görmekte ve enflasyonu "Paranın Miktar Teorisi"ne dayandırmaktadır. Buna göre parasal büyüme hızındaki artış, enflasyon üzerinde etkili olmaktadır. Parasalcı Teori, kısa vadede enflasyonu birçok nedene dayandırmasına karşılık, uzun vadede enflasyonun her zaman parasal bir olgu olduğunu savunmaktadır. Enflasyonda kısmi artışa neden olan bazı faktörler ile birlikte para

TÜRKİYE’DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

arzı da artmadıkça sadece belli ürünlerin fiyatlarında kısmi artışlar meydana gelmektedir (Kaur, 2018:26). Dolayısıyla, diğer faktörler ile birlikte para arzının da artması fiyatlar genel düzeyinde artışa neden olmaktadır.

Kamu açıkları ve enflasyon ilişkisi üzerine diğer bir yaklaşım Fiyat Düzeyi Mali Teorisi (FDMT)’dir. Buna göre, maliye ve para politikalarını, hükümetin kamu sektörünün finansmanı için uzun vadeli bir ödeme gücü olarak da ifade edilen Dönemler Arası Bütçe Kısıtlaması (DBK) aracılığıyla birbirine bağlamaktadır. Burada kamu sektörü, hem devletten hem de merkez bankasından oluşmaktadır. Piyasada kamu maliyesinin sürdürülebilirliği konusunda olumsuz bir algı var ise, diğer bir ifade ile hükümetin faiz dışı fazlasının iskonto edilmiş değeri, yükümlülüklerinin nominal değerini karşılamıyorsa bu algı, DBK dengesini yeniden kurmak için gereken ölçüde fiyat düzeyinde bir artışa neden olacaktır. Daha yüksek fiyat seviyesi, özel portföylerin gerçek değerini düşürmektedir. Nominal devlet borçları ne kadar yüksek olursa, fiyat düzeyinde gereken ayarlama da o kadar yüksek olacaktır. Bu nedenle, FDMT, kamu borcunun nicel teorisi olarak da bilinmektedir (Lozano, 2008:4-5). Fiyatlar genel düzeyindeki artış, kamu borcundaki artışın artan bir fonksiyonu olmakta ve aralarında pozitif yönde bir ilişki bulunmaktadır.

Öte yandan Parasalcı Teorinin, enflasyonun nedeni olarak tamamen parasal olguyu görmesi bazı eleştirileri de beraberinde getirmektedir. Bu eleştirilerden biri de, enflasyonun tamamen parasal bir olgu olması durumunda ilk etapta aşırı parasal büyümenin neden olduğu ekonomiler, para arzı artış oranını azaltarak enflasyonu oldukça hızlı bir biçimde düşürebildiğini ifade edilmektedir. Bu kapsamda Sargent ve Wallace (1981), para politikasının Açık Piyasa İşlemleri (APİ) olarak yorumlanması durumunda para politikasının, tüm Parasalcı varsayımları yerine getirmiş olsa bile, enflasyonu kontrol altına alamadığını savunmaktadır. Parasal tabanın, fiyat düzeyi ile güçlü bir korelasyona sahip olduğu varsayımlarının geçerli olması ve para otoritesinin senyorağı arttırma gücünün yerine getirilmesi durumunda para otoritesinin enflasyonu kontrol altına alamadığını göstermektedir (Agha ve Khan, 2006:345-346).

İktisat politikası uygulamalarının iki farklı ayağını oluşturan maliye ve para politikası arasındaki ilişkinin boyutları, Keynesyen ve Parasalcı yaklaşıma göre farklılıklar göstermektedir. Buna göre Keynesyen yaklaşım, ekonomik büyümeyi enflasyonun bir nedeni ve kamu harcamalarını ekonomik büyümenin kaynağı olarak görmektedir. Keynesyenler, maliye politikasının ekonomiyi dengeleyici rolünü özellikle vurgulamışlardır. Resesyon dönemlerinde yüksek düzeyde kamu harcamalarının, daha hızlı bir ekonomik iyileşmenin sağlanmasına yardımcı olabileceğini ifade etmektedirler. Buna karşılık Parasalcı Teori ise, maliye politikasının enflasyona ve ekonomide dışlamaya neden olduğunu savunmakta, bu nedenle maliye politikasının Keynesyen yaklaşımın aksine ekonomiyi dengelemeye yardımcı olmadığını ifade etmektedir. Parasalcı Teori, enflasyonun her zaman parasal bir olgu olduğuna inanmakta, para yaratmanın ekonomiyi geliştirdiğini iddia etmektedir. Parasalcılar, enflasyonu kontrol altına almak için para arzını kontrol altına almanın önemine işaret etmektedir. Keynesyen Teori, bütçe açıklarının toplam talebi arttırdığını enflasyonist olarak görmektedir. Parasalcı Teori ise, bütçe açıklarının ekonomide para arzında artışa neden olduğunu ve enflasyonist olduğunu savunmaktadır (Manuel vd., 2019: 10).

Öte yandan yukarıda incelenen teorik tartışmaların ve kamu açıklarının enflasyon üzerinde etkili olduğunu savunan teorilerin yanı sıra bir de enflasyonun kamu açıkları üzerinde etkili olduğunu savunan yaklaşımlar da ileri sürülmektedir. Bu yaklaşımlardan biri de, enflasyonun bütçe açıkları üzerindeki olumsuz etkisinin varlığını ifade eden "Patinkin Etkisi"dir. Patinkin Etkisi, Cardoso (1998) tarafından önerilmiş olup, İsrail'in 1985 yılındaki istikrar programını inceleyen

Patinkin (1993), enflasyonun kamu harcamalarının reel değeri üzerindeki olumsuz etkisini vurgulamıştır. Cardoso (1998) da, bu etkinin Brezilya ekonomisinde baskın olduğunu ortaya koymuş ve bütçe açığının reel değerini azaltan faktörleri tartışmıştır. Bu bağlamda enflasyon, reel bütçe açığını farklı kanallar üzerinden etkilemektedir. Bu kanallardan biri de vergi tahsilâtındaki gecikmeler ile birlikte reel bütçe gelirlerini kötüleştiren Olivera-Tanzi etkisi olup bu etki, kamu maliyesini istikrarsız hale getirmektedir. Olivera-Tanzi etkisi, yüksek enflasyon oranına sahip ekonomilerde yaygın olarak görülmektedir (Pekarski, 2011:2). Söz konusu etki ile birlikte, kamu harcamalarındaki hızlı artış ve bütçe gelirlerinin reel olarak düşmesi, maliye politikası araçlarının etkin bir biçimde kullanılmadığını göstermekte ve kamu kesimindeki bütçe açığını arttırarak kamusal denge hedefinden giderek uzaklaşıldığını göstermektedir.

4. YAZIN İNCELEMESİ

Bu kısımda, bütçe açıkları ile enflasyon ilişkisi üzerine önceden yapılmış çalışmalar incelenecektir. Bütçe açıkları ile enflasyon ilişkisini inceleyen, gelişmiş ve gelişmekte olan birçok ülke üzerine yapılan çalışmalarda farklı sonuçlar elde edilse de, genel olarak bütçe açıkları ile enflasyon arasında ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu çalışmalardan, Akçay vd. (2001), Türkiye’de 1970-2000 döneminde mali durumun sürdürülebilirliği bağlamında, enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemiştir. Hata Düzeltme Modeli (ECM) yönteminin uygulandığı çalışmada ekonometrik modelleme için; kamu borcu/Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) oranı, kamu borcu piyasa dengesi/GSMH oranı, iskonto edilmiş kamu borcu/GSMH oranı, Toptan Eşya Fiyat Endeksi (TEFE) enflasyon oranı, konsolide edilmiş mali açık ve kamu sektörü borç gereksinimi değişkenleri kullanılmıştır. ECM sonuçlarına göre, uzun dönemde enflasyon oranı, bütçe açığı ve reel çıktı büyümesi arasında ilişkinin var olduğu tespit edilmektedir.

Prasad ve Khundrakpam (2003), Hindistan’da 1951-2000 döneminde, kamu açıklarının uzun dönemde enflasyon trendi üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmanın ekonometrik modelinin belirlenmesinde, mali açık/Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) oranı, mali açık/M1 oranı, Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE)’nin yıllık değişimi ve TEFE değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada ekonometrik yöntem olarak Gecikmesi Dağıtılmış Ardışık (ARDL) model kullanılmış olup elde edilen bulgulara göre, Hindistan’da mali açığın uzun dönemde enflasyon üzerinde etkili olduğu tespit edilmektedir.

Catão ve Terrones (2005), gelişmiş ve gelişmekte olan 107 ülkede 1960-2001 döneminde, mali açığın enflasyon üzerindeki etkilerini uzun ve kısa dönemde olmak üzere incelemiştir. Çalışmada ARDL modeli yöntemi kullanılmış olup elde edilen sonuçlar, gelişmekte olan ülkelerde mali açık ile enflasyon arasında güçlü bir ilişkinin var olduğunu göstermektedir.

Agha ve Khan (2006), Pakistan’da 1973-2003 döneminde enflasyon ile mali göstergeler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Johansen eşbütünleşme ve ECM yöntemlerini kullanarak incelemiştir. Ekonometrik modelleme için, TÜFE, TEFE ve GSYİH deflatör değişkenleri belirlenmiş olup, çalışmada elde edilen bulgular, mali açığın borçlanma yolu ile karşılanmasının fiyat hareketlerini etkilediğini göstermektedir. Ayrıca, fiyat hareketlerini açıklamada mali sektör belirleyici olmaktadır.

Lozano (2008), Kolombiya’da, bütçe açığı, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemiştir. Ekonometrik model için dar tanımlı para arzı (M0, M1), geniş tanımlı para arzı (M3) değişkenleri ile birlikte TÜFE ve bütçe açığı değişkenleri belirlenmiş olup,

TÜRKİYE'DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

ekonometrik yöntem olarak ECM yöntemi uygulanmıştır. Bulgular, Kolombiya için Sargent ve Wallace hipotezini desteklemektedir.

Abdioğlu ve Terzi (2009), Türkiye'de Tanzi-Patinkin etkileri bağlamında bütçe açıkları ile enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi 1975-2005 dönemi için incelemiştir. ARDL sınır test yönteminin uygulandığı çalışmada ARDL modelinin belirlenmesinde, bütçe açığı/GSMH, enflasyon oranı ve GSYİH deflatörü değişkenleri kullanılmıştır. ARDL modeli sonuçları, Türkiye'de uzun dönemde enflasyon oranı ile bütçe açıkları arasında negatif yönlü ilişkinin var olduğunu göstermektedir.

Khundrakpam ve Pattanaik (2010), Hindistan'da 1953-2009 döneminde mali açık ile enflasyon ilişkisini incelemiştir. Çalışmada ekonometrik yöntem olarak kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) yöntemi uygulanmış olup, ekonometrik modelleme için, TEFİ endeks, rezerv para ve GSYİH deflatörü değişkenleri belirlenmiştir. Bulgular, Hindistan'da 1953-2009 döneminde mali açık seviyesindeki artışların, toptan eşya fiyat endeksinde artışa neden olduğunu ortaya koymaktadır. Buna göre maliye politikası, çıktı düzeyini etkilemenin yanı sıra enflasyonist baskıları etkileyen bir araç olmaktadır.

Tiwari ve Tiwari (2011), Hindistan'da 1970-2009 döneminde, mali açık ve enflasyon ilişkisini, mali açık, enflasyon oranı, para arzı ve kamu harcaması değişkenlerinin bulunduğu model üzerinden incelemiştir. Bulgular, Hindistan'da enflasyon ile mali açık arasında ilişkinin bulunmadığını göstermektedir.

Anayochukwu (2012), Nijerya'da 1970-2009 döneminde enflasyon ile mali açık arasındaki nedensel ilişkileri incelemiştir. Granger nedensellik ve ARDL sınır test yöntemlerinin uygulandığı çalışmada, ekonometrik model için, mali açık/GSYİH ve yıllık enflasyon oranı değişkenleri belirlenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, Nijerya'da mali açığın enflasyona neden olduğu tespit edilmektedir.

Bayrak ve Kanca (2013), Türkiye'de, kamu kesimi bütçe açıklarının fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisini 1980-2011 dönemi için incelemiştir. Johansen eşbütünleşme test ve Granger nedensellik test yöntemlerinin uygulandığı çalışmada, ekonometrik modelin kurulmasında, enflasyon oranı, bütçe açıkları, kukla değişkenleri belirlenmiştir. Çalışma sonuçlarına göre, bütçe açıkları ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu tespit edilmektedir. Ayrıca, bütçe açıklarından enflasyona doğru nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

Blake (2014), Jamaika'da 1993-2013 döneminde, maliye politikası ile enflasyon ilişkisini incelemiştir. Ekonometrik modelleme için, TÜFE endeks, mali açık/M1, mali açık/GSYİH, dar tanımlı para arzı (M1), geniş tanımlı para arzı (M2), reel faiz oranı, reel GSYİH, ithalat fiyat endeksi ve kukla değişkenleri belirlenmiştir. Sonuçlar, hem kısa hem uzun dönemde olmak üzere mali açık ile enflasyon arasında pozitif yönde bir ilişkinin varlığını göstermektedir.

Madni (2014), Pakistan'da 1979-2013 döneminde, vergilendirme ve mali açık ile enflasyon ilişkisini incelemiştir. Çalışmada ARDL model yöntemi kullanılmış olup, model için mali araç değişkenleri, makroekonomik aktivite ve kontrol değişkenleri belirlenmiştir. Sonuçlar, Pakistan'da 1979-2013 döneminde mali açığın enflasyon oranını arttırdığına işaret etmektedir.

Odim vd. (2014), Nijerya'da 1970-2010 döneminde, enflasyon ve mali açık arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Çalışmada eşbütünleşme, Granger nedensellik ve otokorelasyon test yöntemleri kullanılmıştır. Ekonometrik model için, reel özel yatırım, mali açık, reel faiz oranı, reel döviz kuru, enflasyon oranı ve trend değişkenleri kullanılmıştır. Eşbütünleşme

test ve Granger nedensellik test sonuçlarına göre, Nijerya'da mali açık enflasyonu etkilemiş ayrıca, önemli olan mali açık seviyesi olmayıp bunun finanse edilme biçiminin önemli olduğu tespit edilmektedir.

Nguyen (2015), Bangladeş, Kamboçya, Endonezya, Malezya, Pakistan, Filipinler, Sri Lanka, Tayland ve Vietnam olmak üzere dokuz Asya ülkesinde mali açığın ve geniş tanımlı para arzının enflasyon üzerindeki etkilerini Panel Veri Analizi Havuzlanmış Ortalama Grup (PMG) ve Panel Genelleştirilmiş Momentler (PGMM) yöntemleri ile incelemiştir. Çalışmanın ekonometrik modeli için; mali açık/GSYİH, M2 para arzı/GSYİH, kişi başına reel GSYİH, kamu harcaması/GSYİH, faiz oranları, döviz kuru, ihracat/GSYİH ve ithalat/GSYİH değişkenleri belirlenmiştir. Panel veri analizi sonuçları, çalışmada incelenen Asya ülkelerinde mali açığın, kamu harcamalarının ve faiz oranlarının, enflasyonun önemli bir belirleyicisi olduğu tespit edilmektedir.

Aslam ve Lebbe (2016), Sri Lanka'da, mali açık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1959-2013 dönemi için incelemiştir. CUSUM Test ve Breusch-Godfrey otokorelasyon test yöntemlerinin uygulandığı çalışmanın ekonometrik modelinde, TÜFE, mali açık, döviz kuru, kamu harcamaları ve ithalat değişkenleri kullanılmıştır. Çalışma sonuçlarına göre, mali açığın enflasyonu hızlandırdığı tespit edilmektedir.

Fakher (2016), Çin, Japonya, Kore, Hindistan, Tayvan ve Singapur olmak üzere altı Asya ülkesinde 1993-2013 dönemi için, bütçe açıklarının, geniş tanımlı para arzının, reel GSYİH'nin, ithalat fiyat endeksinin, faiz oranının ve döviz kurunun, enflasyon (GSYİH fiyat deflatörü) üzerindeki etkilerini incelemiştir. Çalışmada, PMG ve GMM yöntemleri kullanılmıştır. Çalışmanın ekonometrik modelinin kurulmasında, bütçe açığı, GSYİH ve döviz kuru değişkenleri dışsal değişkenler olarak belirlenmiş, enflasyon ise içsel değişken olarak belirlenmiştir. PMG ve GMM yöntemi sonuçlarına göre, bütçe açığı, reel GSYİH ve döviz kurunun, enflasyonun önemli bir belirleyicisi olduğu tespit edilmektedir.

İpek ve Akar (2016), Türkiye'de bütçe açıklarının enflasyonist etkilerini 2004-2015 dönemi için incelemiştir. ARDL sınır test ve Toda-Yamamoto nedensellik test yöntemlerinin uygulandığı çalışmanın ekonometrik modeli için, bütçe açığı ve enflasyon oranı değişkenleri kullanılmıştır. ARDL sınır ve Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre, Türkiye'de bütçe açığı artışı hem uzun hem kısa dönemde enflasyonu arttırmaktadır, ayrıca bütçe açığı ile enflasyon arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmektedir.

Olasunkanmi ve Yetunde (2016), Nijerya'da, maliye politikası ile enflasyon oynaklığı ilişkisini 1981-2013 dönemi için incelemiştir. Çalışmada ekonometrik yöntem olarak, hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik test yöntemleri uygulanmıştır, ekonometrik modelin belirlenmesi için mali açık ve enflasyon oranı değişkenleri kullanılmıştır. Çalışma sonuçlarına göre, aşırı devlet harcamalarının enflasyon oranındaki oynaklığın nedeni olduğu tespit edilmektedir.

Bulawayo vd. (2018), Zambiya'da 1991-2016 döneminde, bütçe açıklarının enflasyon üzerine etkilerini incelemiştir. ARDL modeli yönteminin uygulandığı çalışmanın ekonometrik modelinin belirlenmesinde enflasyon oranı, bütçe açığı/GSYİH oranı, resmi döviz kuru ve sabit fiyatlarla GSYİH değişkenleri tercih edilmiştir. Elde edilen bulgular, Zambiya'da 1991-2016 döneminde bütçe açıklarının enflasyon üzerinde kısa dönemde etkili olduğunu göstermekte, buna karşılık uzun dönemde etkili olmadığını göstermektedir.

Kaur (2018), Hindistan'da 1970-2015 döneminde mali açık, para arzı, döviz kuru ve enflasyon arasındaki denge ilişkisini Granger nedensellik test yöntemini kullanarak incelemiştir.

TÜRKİYE’DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

Çalışmanın ekonometrik modelinin belirlenmesinde, TÜFE enflasyon oranı, brüt mali açık, geniş tanımlı para arzı (M3) ve döviz kuru volatilitesi değişkenleri kullanılmıştır. Granger nedensellik test yöntemi sonuçları, Hindistan’da, mali açık, para arzı, döviz kuru volatilitesi ve enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğuna işaret etmektedir. Ayrıca, mali açıktan enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmektedir.

5. VERİ SETİ, MODEL VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu kısımda öncelikle, çalışmanın veri seti ve regresyon modeli hakkında sonrasında, çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem ile ilgili bilgiler verilecektir.

5.1. Veri Seti ve Model

Çalışmanın ekonometrik uygulamasında kullanılan veri setindeki değişkenlere ait seriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) internet sitesinden Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)’nden temin edilmiştir. Çalışmanın ekonometrik uygulaması için belirlenen değişkenler ve bu değişkenlere ait zaman serileri hakkındaki bilgiler Tablo 1’de gösterilmektedir.

Tablo 1: Ekonometrik Uygulama İçin Belirlenen Değişkenler ve Veri Seti Bilgileri

Değişken	Açıklama	Dönem	Kaynak
ENF	TÜFE Enflasyon oranı (Yıllık yüzde değişme)	2006:1.Ç-2019:1.Ç	TCMB
BA	Bütçe Açığı		
LREDK	Reel efektif döviz kuru (Logaritmik dönüşümü yapılmış)		
BYO	Ekonomik büyüme oranı		
M3_BY	Geniş tanımlı para arzındaki büyüme		

Tablo 1’e göre, çalışmanın verileri üçer aylık ve 2006-2019 dönemini kapsamakta olup, ENF değişkeni, yıllık TÜFE enflasyon oranını, BA değişkeni, bütçe açığını, LREDK değişkeni, logaritmik dönüşümü yapılmış reel efektif döviz kurunu, BYO değişkeni ekonomik büyüme oranını, M3_BY değişkeni, geniş tanımlı parasal büyümeyi ifade etmektedir.

Çalışmanın ekonometrik modeline ait değişkenlerin belirlenmesinde, Tiwari ve Tiwari (2011) ile Kaur (2018)’un Hindistan için belirlediği modelleme esas alınmış olup Türkiye için uyarlanmıştır. Çalışmanın regresyon modeli denklem (1)’de gösterilmektedir. Denklem (1)’e göre, ENF değişkeni bağımlı değişken olup, BA bağımsız değişkeni ile birlikte, LREDK, BYO ve M3_BY bağımsız değişkenler olarak belirlenmiştir. BA dışındaki LREDK, BYO ve M3_BY olmak üzere farklı bağımsız değişkenlerin regresyon modeline dahil edilmesinin nedeni olarak modelin açıklayıcılık gücünün artırılması hedeflenmektedir.

$$ENF = \alpha_0 + \alpha_1 BA + \alpha_2 LREDK + \alpha_3 BYO + \alpha_4 M3_BY + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklem (1)'de gösterilen α_0 , sabit katsayı olup, diğer katsayılar α_1 , α_2 , α_3 ve α_4 kısmi eğim katsayıları olarak ifade edilmektedir.

5.2. Ekonometrik Yöntem

Çalışmada ekonometrik yöntem olarak her bir serinin durağanlığını, diğer bir ifade ile her bir serinin kendi ortalaması etrafında dağılıp dağılmadığını tespit etmek için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök test yöntemi kullanılmaktadır.

Birim kök testi sonrasında, serilerin uzun dönemde birbiriyle ilişkisini tespit etmek için Pesaran ve Shin (1999)'in önerdiği ARDL sınır test yöntemi kullanılacaktır. ARDL sınır testi, serilerin birim kök testleri sonucunda değişkenlere ait serilerin her biri aynı mertebeden durağan sonuçlanmak yerine, farklı mertebelerden durağan sonuçlandığında kullanılan bir yöntemdir. Çalışmada, serilerin eşbütünlük olup olmadığı ARDL sınır test yöntemi kullanılarak tespit edilmektedir.

ARDL modeli yönteminde ilk olarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı belirlenmektedir. ARDL (p, q_1, q_2, \dots, q_k) modeli yaklaşımı eşbütünlük testi prosedürü denklem (2) ve denklem (3)'e göre yapılmaktadır (Nkoro ve Uko, 2016: 80-81).

$$\Delta X_t = \delta_{1i} + \sum_{i=1}^k \lambda_1 \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_2 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 X_{t-1} + \delta_3 Y_{t-1} + v_{1t} \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \delta_{2i} + \sum_{i=1}^k \lambda_1 \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_2 \Delta X_{t-1} + \delta_2 Y_{t-1} + \delta_3 X_{t-1} + v_{2t} \quad (3)$$

ARDL modelinde Denklem (2)'de ve denklem (3)'te gösterilen δ_2 ve δ_3 katsayıları tahminlerinin anlamlılığı test edilmektedir. Bu kapsamda, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığını ifade eden temel hipotez ($H_0: \delta_2 = \delta_3 = 0$) ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin var olduğunu ifade eden alternatif hipotez ($H_1: \delta_2 \neq \delta_3 \neq 0$) sınanmaktadır. Bu çerçevede elde edilen F istatistik değeri kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır.

6. EKONOMETRİK SONUÇLAR

Çalışmada, Türkiye uygulaması için kullanılan zaman serileri öncelikle birim kök testine tabi tutulmuştur. Serilerin birim kök analizi için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Test yöntemi kullanılmıştır. ADF Birim Kök Test yönteminin uygulanmasında maksimum gecikme uzunluğu değeri 5 olarak esas alınmış, uygun gecikme uzunluğu değeri Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Elde edilen ADF Birim Kök Test sonuçları Tablo 2'de gösterilmektedir.

TÜRKİYE'DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

Tablo 2: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Sabitli		Sabitli+Trendli	
	Düzyey	Birinci Fark	Düzyey	Birinci Fark
ENF	1.026(4)	-6.310(3)*	0.729(4)	-7.235(3)*
BA	-0.257(3)	-14.607(2)*	-1.646(3)	-14.536(2)*
LREDK	-1.151(0)	-8.905(0)*	-2.738(0)	-9.137(0)*
BYO	-2.388(0)	-6.836(0)*	-2.341(0)	-6.767(0)*
M3_BY	-9.783(0)*	-	-9.688(0)*	-

Not: *, %1 Anlamlılık düzeyine göre temel hipotezin (H_0) reddildiğini gösterir. Parantez içindeki değerler uygun gecikme uzunluğunu gösterir.

Tablo 2'deki sonuçlara göre, M3_BY dışındaki tüm değişkenlere ait seriler yüzde bir anlamlılık düzeyine göre, düzey değerleri ile durağan sonuçlanmamakta, birinci farkları alınarak yeniden birim kök testi yapıldığında bu defa %1 anlamlılık düzeyine göre durağan sonuçlanmaktadır. M3_BY değişkeni ise, düzey değerlerine göre durağan sonuçlanmakta, bu sonuç ile birlikte, M3_BY değişkeni diğer serilerden farklılık göstermektedir.

Birim kök test sonucunda, serilerin biri ya da birkaçının diğer serilerden farklı olarak düzey değerlerine göre durağan olması durumunda, böyle seriler ile fark değerine göre durağan sonuçlanan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkileri tespit etmek için yaygın olarak kullanılan, Pesaran ve Shin (1999)'in önerdiği ARDL eşbütünleşme testi uygulanmaktadır. Bu kapsamda öncelikle ARDL (1,0,1,1,1) modeli için tanısal test yapılmış, elde edilen sonuçlar Tablo 3'te gösterilmektedir.

Tablo 3: ARDL (1,0,1,1,1) Modeli Tanısal Test Sonuçları

Tanısal Test	İstatistik
R-kare	0.849
Düzeltilmiş R-kare	0.821
F-İstatistik	30.189 (0.000)
Breusch-Godfrey LM	1.221 (0.306)
Ramsey Reset Test (F-İstatistik)	2.458 (0.124)
Jarque-Bera Normallik	0.400 (0.819)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Tablo 3'teki sonuçlara göre, kurulan ARDL (1,0,1,1,1) modelinde Breusch-Godfrey LM otokorelasyon test istatistiğinin istatistiksel olarak anlamlı olmaması, modelde otokorelasyonun olmadığını ifade etmektedir. Ayrıca, Ramsey Reset Test istatistiğinin anlamlı olmaması model kurma hatasının var olmadığını, Jarque-Bera normallik test istatistiğinin anlamlı olmaması, söz konusu ARDL modelinin hata terimlerinin normal dağıldığını göstermektedir.

ARDL modeli tanısal test sonrasında ARDL sınır testi tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 4'te gösterilmektedir.

Tablo 4: ARDL Sınır Testi Sonuçları

Bağımsız değişken sayısı	F-İstatistik	%1 Anlamlılık düzeyi	
		Alt Sınır (I0)	Üst Sınır (I1)
4	5.57	3.74	4.95

Not: Kritik değerler Pesaran vd. (2001)'den alınmıştır.

Tablo 4'teki sonuçlara göre, F istatistik değerinin yüzde bir anlamlılık düzeyine göre, üst sınır değeri olan 4.95 değerinin üzerinde bulunduğu tespit edilmektedir. Bu sonuca göre, değişkenlere ait serilerin eşbütünlük olmadığını iddia eden temel hipotez reddedilmektedir. Çalışma için kurulan, ARDL modeli içindeki değişkenlere ait serilerin eşbütünlük olduğu tespit edilmektedir. Buna göre, ARDL modeli içinde yer alan ENF, BA, LREDK, BYO ve M3_BY değişkenleri arasında uzun dönemde ilişki bulunmuştur. F istatistik değerinin yüzde bir anlamlılık düzeyine göre anlamlı sonuçlanmış olması, modelin değişkenleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığını ifade eder iken, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin tespit edilebilmesi amacıyla modelin katsayılarının tahmin edilmesi gerekmektedir. ARDL (1,0,1,1,1) Modeli Tahmin sonuçları Tablo 5'te gösterilmektedir.

Tablo 5: ARDL (1,0,1,1,1) Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
ENF(-1)	0.648	0.101	6.422**	0.000
BA	6.010	2.950	2.039*	0.048
LREDK	9.887	5.827	1.697	0.097
LREDK(-1)	-21.271	6.677	-3.186**	0.003
BYO	-0.085	0.068	-1.247	0.219

TÜRKİYE'DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

BYO(-1)	0.131	0.065	2.022*	0.049
M3_BY	0.400	0.149	2.680**	0.010
M3_BY(-1)	0.185	0.088	2.112*	0.041
C	54.294	11.224	4.837**	0.000

Not: (**), %5(%1) Anlamlılık düzeyine göre temel hipotezin (H_0) reddedildiğini gösterir.

Tablo 5'te verilen ARDL (1,0,1,1,1) Modeli Tahmin sonuçlarına göre, değişkenlere ait tahmin edilen katsayıların test istatistik değerlerinin tamamına yakını anlamlı olarak sonuçlanmaktadır. Tablo 5'e göre, ENF(-1), BA, LREDK(-1), BYO(-1), M3_BY ve M3_BY(-1) değişkenlerine ait tahmin edilen katsayıların test istatistik değerleri anlamlı sonuçlanmaktadır.

Öte yandan, değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkileri tespit edebilmek amacıyla ARDL modelinden hareket ile ECM tahmin edilmiştir. ARDL modeline ait ECM tahmin sonuçları Tablo 6'da gösterilmektedir.

Tablo 6: ECM Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
D(LREDK)	9.887	4.053	2.440*	0.019
D(BYO)	-0.085	0.055	-1.536	0.132
D(M3_BY)	0.400	0.092	4.327**	0.000
ECM	-0.352	0.058	-6.109**	0.000

Not: (**), %5(%1) Anlamlılık düzeyine göre temel hipotezin (H_0) reddedildiğini gösterir.

Tablo 6'da verilen ECM tahmin sonuçlarına göre, BYO değişkenine ait tahmin edilen katsayının test istatistik değeri anlamsız sonuçlanmakta, LREDK ve M3_BY değişkenlerinin tahmin edilen katsayılarına ait test istatistik değerleri anlamlı ve tahmin edilen katsayıların işareti pozitif olarak sonuçlanmaktadır. Bu sonuçlara göre, LREDK ve M3_BY değişkenleri ENF değişkenini pozitif yönde etkilemektedir. Test istatistik değerleri anlamlı sonuçlanan katsayılar yorumlandığında, LREDK değişkenindeki %1'lik artış, ENF değişkenini 9.887 birim arttırmaktadır, M3_BY değişkenindeki bir birimlik artış ENF değişkenini 0.4 birim arttırmaktadır. Tahmin edilen ECM katsayısı negatif yönde ve test istatistik değeri yüzde bir anlamlılık düzeyine göre anlamlı sonuçlanmaktadır. Bu sonuca göre, kurulan modelde kısa dönemde denge durumundan sapmalar olsa bile bu sapmaların uzun dönemde yeniden denge durumuna yakınsayacağını göstermektedir. Tahmin edilen ECM katsayısının -0.352 olarak tahmin edilmesi,

kısa dönemli bir şok sonrasında, uzun dönem denge durumunda meydana gelebilecek olan sapmaların bir dönem sonra yüzde 35 oranında giderilebildiğini göstermektedir.

ARDL (1,0,1,1,1) modeli uzun dönem katsayı tahmin sonuçları Tablo 7'de verilmiştir. Tablo 7'deki sonuçlara göre, LREDK değişkenine ait tahmin edilen katsayıya ait test istatistik değeri yüzde bir anlamlılık düzeyine göre anlamlı sonuçlanmaktadır. Ayrıca, M3_BY değişkenine ait tahmin edilen katsayıya ait test istatistik değeri yüzde beş anlamlılık düzeyine göre anlamlı sonuçlanmaktadır. Diğer değişkenlere ait tahmin edilen katsayıların test istatistik değerleri ise anlamlı sonuçlanmamaktadır.

Tablo 7: Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

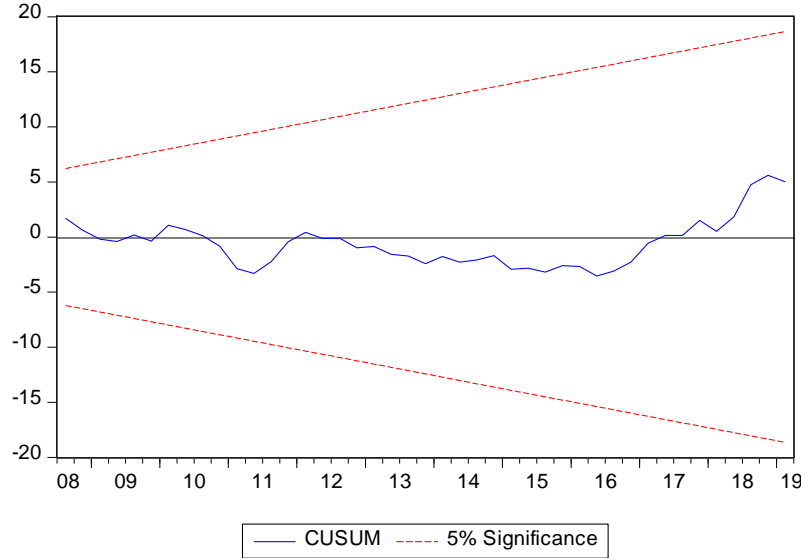
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
BA	0.000	0.000	1.778	0.083
LREDK	-32.333	7.580	-4.266**	0.000
BYO	0.131	0.150	0.878	0.385
M3_BY	1.661	0.657	2.528*	0.015
C	154.210	34.645	4.451**	0.000

Not: (**), %5(%1) Anlamlılık düzeyine göre temel hipotezin (H_0) reddedildiğini gösterir.

Tablo 7'deki sonuçlara göre, LREDK değişkeni ENF değişkenini negatif yönde etkiler iken, M3_BY değişkeni ENF değişkenini pozitif yönde etkilemektedir. Tahmin edilen uzun dönem katsayı sonuçları yorumlandığında, LREDK değişkenindeki %1'lik artış, ENF değişkenini -32.333 birim azaltmaktadır. Ayrıca, M3_BY değişkenindeki bir birimlik artış ENF değişkenini 1.661 birim arttırmaktadır.

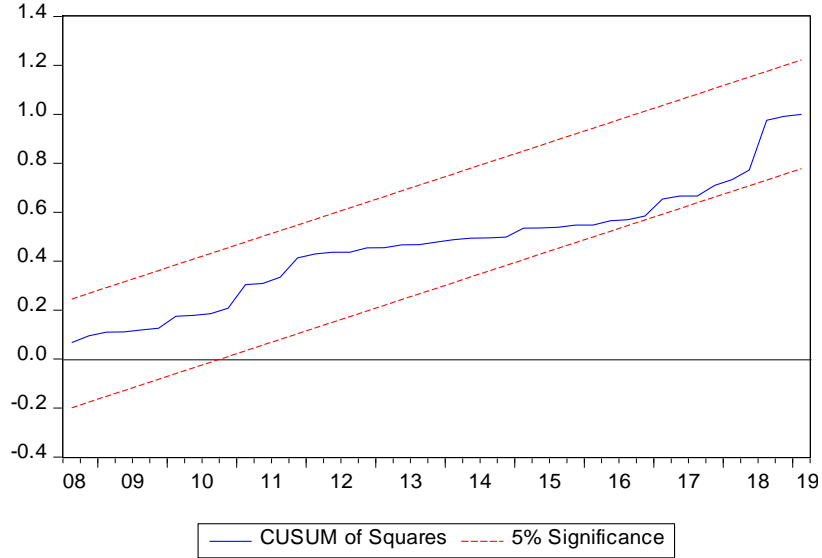
Çalışmanın ekonometrik uygulamasında son olarak, tahmin edilen ARDL modelinin istikrarlı bir model olup olmadığını tespit edebilmek için modelin hata terimlerini kullanarak değişkenlerdeki yapısal kırılmaların varlığını araştıran CUSUM ve CUSUM Kare test istatistikleri uygulanmıştır. CUSUM ve CUSUM Kare test sonuçları Şekil 4 ve Şekil 5'te gösterilmektedir.

TÜRKİYE'DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ



Şekil 4: CUSUM Test Sonuçları

Şekil 4'te ve Şekil 5'te gösterilen CUSUM ve CUSUM Kare test istatistikleri, yüzde 5 anlamlılık düzeyine göre verilen kritik değerlere ait sınırların içinde kalmakta, bu durum ARDL modelindeki katsayıların istikrarlı bir durumda olduğunu ifade etmektedir.



Şekil 5: CUSUM Kare Test Sonuçları

CUSUM ve CUSUM Kare test sonuçları, ARDL modelinde yapısal kırılmanın olmadığını, tahmin edilen uzun dönemli katsayılar üzerinden istikrarlı bir sonuca ulaşıldığını göstermektedir.

Ekonometrik sonuçlar genel bir çerçevede değerlendirildiğinde, ARDL modeli için yapılan tanısal testlere göre, kurulan modele dair otokorelasyonun bulunmadığı, model kurma hatasının olmadığı ve hata terimlerinin normal dağıldığı tespit edilmektedir. ARDL sınır testi sonuçlarına göre, F istatistik değeri üst sınır değerinin üzerinde bir değer olduğundan modelin değişkenlerine

ait serilerin uzun dönemde ilişkili oldukları sonucuna ulaşılmaktadır. Tahmin edilen ECM katsayısının negatif ve anlamlı sonuçlanması, modelin denge düzeyinde kısa dönemde oluşan sapmaların uzun dönemde yeniden denge değerine yakınsadığını ortaya koymaktadır. CUSUM ve CUSUM Kare test sonuçları da ARDL modeline ait katsayıların istikrarlı bir yapıda olduğunu ortaya koymakta, söz konusu modelde yapısal kırılmaların bulunmadığını göstermektedir.

TÜRKİYE’DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

7. SONUÇ

Makroekonomik istikrar programlarının önemli bir ayağını oluşturan ve kamusal disiplini sağlamaya odaklı maliye politikaları, önümüzdeki yıllarda da önemini koruyacaktır. Maliye politikasının önemli bir aracını oluşturan kamu harcamalarının etkin bir biçimde kullanılması, ülke ekonomileri açısından önemli olmaya devam edecektir.

Kamu kesimi bütçe açığı ve enflasyon ilişkisi tartışmalarında, kamu açıkları, enflasyon üzerinde talep baskısı ve para yaratma yönlerinden etkili olmaktadır. Bu çerçevede, kamu kesimi bütçe açığı bir yandan toplam talep üzerinde baskı oluşturmakta ve enflasyon üzerinde etkili olmaktadır. Diğer yandan bu açık, para yaratma yöntemi ile finanse edildiğinde ise, senyoraj ile birlikte enflasyon vergisini ortaya çıkararak enflasyon üzerinde etkili olmaktadır. Bu bakımdan kamu kesimi bütçe açıklarının finanse edilme biçimi enflasyon açısından önem arz etmektedir.

Enflasyon sorunu, özellikle gelişmekte olan ülke ekonomilerinde olmak üzere önemli bir makroekonomik sorun olarak ortaya çıkmaktadır. Bu çerçevede, enflasyon sorununun kaynağı üzerine farklı yaklaşımlar ileri sürülmektedir. Bu yaklaşımlardan Parasalcı Teori, enflasyonu parasal bir olgu olarak görmekte ve enflasyon olgusunu “Paranın Miktar Teorisi” temelinde açıklamaktadır. Bu bağlamda, para arzındaki artışlar mal ve hizmet fiyatlarında artışa neden olmaktadır. Kamu açığı ve enflasyon ilişkisi tartışmalarında diğer bir yaklaşım ise FDMT’dir. FDMT yaklaşımı, maliye politikaları ile para politikalarını beraber ele almakta, kamu maliyesinin sürdürülebilirliği karşısında olumsuz bir algının bulunması durumunda DBK dengesine yeniden ulaşabilmek için fiyatlar genel düzeyi de artmaktadır. Kamu borcundaki artış fiyatlar genel düzeyi üzerinde etkili olmaktadır.

Bu çalışmada ülke örneği olarak ele alınan Türkiye’de, doksanlı yıllarda farklı birçok nedenden dolayı kamusal disiplinden uzaklaşmış, kamu kesimi bütçe açıkları hızla artmış, söz konusu açıkların iç borçlanma yoluyla ve kısa vadeli olarak finanse edilme çabası, makroekonomik istikrar açısından olumsuz bir tablonun oluşmasına zemin hazırlamıştır.

Çalışmanın sonuçları, yazındaki diğer çalışmalarda elde edilen sonuçlar ile karşılaştırıldığında benzerlikler tespit edilmektedir. Bu kapsamda bu çalışmadaki sonuçlar ile, Türkiye’de kamu kesimi bütçe açıkları ile enflasyon ilişkisi üzerine yapılan, Akçay vd. (2001), Abdioğlu ve Terzi (2009), Bayrak ve Kanca (2013), İpek ve Akar (2016)’ın çalışmalarında elde ettikleri sonuçlar ile benzerlikler göstermektedir.

Türkiye ekonomisinde, kamu kesimi bütçe açıkları ile enflasyon arasındaki ilişkinin incelendiği bu çalışmada elde edilen sonuçlar, özellikle uzun dönemde Türkiye’de kamu kesimi bütçe açıklarının enflasyon üzerinde etkili olduğunu ortaya koymaktadır. Bu ilişkinin varlığının tespit edilmesi, politika karar vericilerin ve uygulayıcıların önümüzdeki döneme dair politika uygulamalarında ve sonuçların başarı düzeyinin tespitinde önem arz etmektedir. Bu çerçevede, mali disiplinin sağlanmasına yönelik uygulanacak olan maliye politikası araçlarının kullanımı öncesinde, kamuoyunun mali disiplin hedefine desteğinin sağlanması, politikaların başarı düzeyini de arttıracaktır.

KAYNAKÇA

- Abdioğlu, Z. & Terzi H. (2009). Enflasyon ve Bütçe Açıkları İlişkisi: Tanzi ve Patinkin Etkisi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 2(23), 195-211.
- Agha, A. I. & Khan, M. S. (2006). An Empirical Analysis of Fiscal Imbalances and Inflation in Pakistan. *SBP Research Bulletin*, 2(2), 343-362.
- Akçay, O. C., Alper, C. E. & Özmucur, S. (2001). Budget Deficit, Inflation and Debt Sustainability: Evidence from Turkey (1970-2000). *Bogazici University Research Papers, SBE*, 1-12.
- Anayochukwu, O. B. (2012). Fiscal Deficits and Inflation in Nigeria: The Causality Approach. *International Journal Of Scientific & Technology Research*, 8(1), 6-12.
- Aslam, A. L. M. & Lebbe, S. M. A. (2016). Impact of Fiscal Deficit on Inflation in Sri Lanka: An Econometric Time Series Analysis. *International Letters f Social And Humanistic Sciences*, 70, 8-13. <https://doi.org/10.18052/www.scipress.com/ILSHS.70.8>.
- Bayrak, M. & Kanca, O. C. (2013). Türkiye’de Kamu Kesimi Açıklarının Nedenleri ve Fiyatlar Genel Düzeyi Üzerindeki Etkileri. *İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 48, 91-111.
- Blake, T. (2014). Exploring The Link Between Fiscal Policy and Inflation in Jamaica. *Working Paper Bank of Jamaica*.
- Bulawayo, M., Chibwe, F. & Seshamani, V. (2018). The Impact of Budget Deficits on Inflation in Zambia. *Journal Of Economics and Development Studies*, 2(6), 13-23.
- Cardoso, E. (1998). Virtual Deficits and The Patinkin Effect. *Staff Papers International Monetary Fund*, 4(45), 619-646.
- Catão, L. A. V. & Terrones, M. E. (2005). Fiscal Deficits and Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 52(2005), 529–554.
- Fakher, H. (2016). The Empirical Relationship Between Fiscal Deficits and Inflation (Case Study: Selected Asian Economies). *Iran. Econ. Rev.*, 4(20), 551-579.
- İpek, E. & Akar, S. (2017). Bütçe Açığı ve Enflasyon Arasındaki İlişki: Türkiye İçin Ampirik Bir Analiz. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 2(38), 167-189.
- Kaur, G. (2018). The Relationship Between Fiscal Deficit and Inflation in India: A Cointegration Analysis. *Journal of Business Thought*, 8, 24-41.
- Khundrakpam, J. K.. & Pattanaik, S. (2010). Fiscal Stimulus and Potential Inflationary Risks: An Empirical Assessment of Fiscal Deficit and Inflation Relationship in India. *Journal of Economic Integration*, 25(4), 703-724.
- Lozano, L. I. (2008). Budget Deficit, Money Growth and Inflation: Evidence from The Colombian Case. *Borradores De Economia* 537, Banco De La Republica De Colombia.
- Madni, G. R. (2014). Taxation, Fiscal Deficit and Inflation in Pakistan. *The Romanian Economic Journal*, 53, 41-60.
- Manuel, V., Eita, J. H., Naimhwaka, E. & Nakusera, F. (2019). The Impact of Fiscal Deficit on Inflation in Namibia. *BON Working Paper*, 3-2019.

TÜRKİYE’DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

- Nguyen, V. B. (2015). Effects of Fiscal Deficit and Money M2 Supply on Inflation: Evidence from Selected Economies of Asia. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20(2015), 49–53.
- Nkoro, E. N. & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: Application and Interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 69-91.
- Odim, O. U., Ngozi, O. C. & Lawrence, E. (2014). Inflation Dynamics and Fiscal Deficit in Nigeria: Examination of Causal Relationship. *IOSR Journal of Economics and Finance*, 2(5), 79-86.
- Olasunkanmi, O. I. & Yetunde, S. H. (2016). Does Fiscal Deficit Granger Cause Impulsiveness in Inflation Rate in Nigeria?. *Acta Universitatis Danubius*, 4(12), 208-216.
- Patinkin, D. (1993). Israel’s Stabilization Program of 1985, or Some Simple Truths of Monetary Theory. *Journal of Economic Perspectives*, 7(2), 103-128.
- Pekarski, S. (2011). Budget Deficits and Inflation Feedback. *Structural Change and Economic Dynamics*, 22(2011), 1-11.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, (Ed.) Strom, S. Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bound Testing Approaches to The Analysis of Long Run Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Prasad, A. & Khundrakpam, J. K. (2003). Government Deficit and Inflation in India. *University Library Of Munich MPRA 51106*, 21(2-3), 1-14.
- Sargent, T. J. & Wallace, N. (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *FRBM Quarterly Review*, 3(5).
- Tiwari, A. K. & Tiwari, A. P. (2011). Fiscal Deficit and Inflation: An Empirical Analysis for India. *The Romanian Economic Journal*, 14(42), 131-158.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS), <https://Evds2.Tcmb.Gov.Tr/Index.Php?/Evds/Seriemarket>.
- Yılcı, V., Şaşmaz, M. Ü. & Öztürk, Ö. F. (2020). Türkiye’de Kamu Harcamaları ile Vergi Gelirleri Arasındaki İlişki: Frekans Alanda Asimetrik Testinden Kanıtlar. *Sayıştay Dergisi*, 116, 121-139.

EXTENDED ABSTRACT

It is of due importance to discuss relationship between high public deficits and inflation which has become one of the main macroeconomic problems of developing countries. In this context, it is vital to ensure public discipline in terms of achieving price stability. From this perspective, fiscal policies are also becoming an important component along with monetary policies to ensure price stability in stabilization of program applications.

The present study examined Turkey, where public sector budget deficit increased rapidly especially in the nineties, and the increase in domestic debt stock as a result of the way these deficits were financed caused an important economic crisis on April 5, 1994. As a result of this economic crisis, it was seen that macroeconomic stability could not be achieved without providing public discipline, in other words, without reducing the public sector budget deficit, and within this framework, important decisions were taken as the "April 5 decisions" in Turkey.

The emerging results of the relationship between public sector deficits and inflation from the analyses by both short term and long-term perspectives are important to predict possible results obtained after the effective use of fiscal policy tools including public expenditure and taxes imposed by economic policy practitioners.

The aim of the present study is to contribute to the related literature in terms of both theoretical and determined econometric model and method. Firstly, budget deficits and overall appearance of inflation in Turkey were discussed in this study, which examines the relationship between public sector budget deficits and inflation in Turkey. In the second part, theoretical framework of relationship between public sector budget deficits and inflation will be examined. In the third part, studies examining the given relationship in related literature will be reviewed. In the fourth part, econometric application will be conducted using quarterly data on relationship between public sector budget deficits and inflation for the period 2006-2019. Finally, obtained the results will be discussed.

The data of the study are quarterly and cover the period 2006-2019, the variables determined for the econometric model; namely, ENF variable is annual CPI inflation rate, BA variable budget deficit, LREDK variable stands for logarithmically transformed real effective exchange rate, BYO variable economic growth rate, M3_BY variable broadly defined monetary growth.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test method is used as the econometric method to determine stationary of each series, in other words, whether each series is distributed around its mean in the study. After the unit root test, ARDL Bound test method is used to determine the long term relationship of the series suggested by Pesaran and Shin (1999). ARDL Bound test is a method used when stationary results are obtained according to different degrees as a result of unit root tests of the series, instead of having a stationary result for each of the variables according to the same degree. In this study, one of the series with unit root test results is stationary according to the level value, apart from this, all other series result in stationary according to the first differences. In the study, it is determined whether the series are cointegrated or not by using ARDL Bound test method.

TÜRKİYE’DE KAMU KESİMİ BÜTÇE AÇIKLARI VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

According to Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test results, the series for all variables except M3_BY do not result in a stationary result with the level values according to one percent significance level, When the first differences of the series are taken and unit root test is performed again, it becomes stationary. The M3_BY variable results in stationary according to the level values with this result, the variable M3_BY differs from the other series.

According to diagnostic tests for ARDL model, it is determined that there is no autocorrelation regarding the model established, there is no model specification error, and the error terms are normally distributed. According to the ARDL Bound Test results, it is concluded that they are related in long-run since F statistic value is a value above upper limit value, the series of the model's variables. The determination of estimated Error Correction Model coefficient as negative and significant reveals that the deviations in equilibrium of the model in short term converge to equilibrium value in the long term. CUSUM and CUSUM Square test results also demonstrate that the coefficients of the ARDL Model have a stable structure and that there are no structural breaks in the model in question.

Public deficits have an impact on inflation in terms of demand pressure and money creation in public sector budget deficit and inflation relationship discussions. In this framework, public sector budget deficit also puts pressure on aggregate demand and has an impact on inflation. On the other hand, it has an impact on inflation when financed through money generation method by revealing the inflation tax with seigniorage. From this perspective, the way public sector budget deficits are financed is important in terms of inflation.

Public discipline has been abandoned for many different reasons, public sector budget deficits have increased rapidly, it paved the way for a negative picture in terms of macroeconomic stability due to the efforts to finance these deficits through domestic borrowing and the short-term examples of this phenomenon were seen in Turkey in nineties. The results of the study examining the relationship between public sector budget deficits and inflation in Turkish economy show public sector budget deficits have an impact on inflation, especially in the long run in Turkey. For policy decision makers and practitioners, determining the existence of this relationship, it is important in policy implementation and determining success level of results pertaining to upcoming periods. In this framework, prior to the use of fiscal policy instruments to be implemented to ensure fiscal discipline, ensuring the public's support for fiscal discipline objective will also increase success level of the policies.

The results of the present study show similarities with the obtained results of the other studies in the related literature i.e. Akçay et al. (2001), Abdioğlu and Terzi (2009), Bayrak and Kanca (2013), İpek and Akar (2016) all exploring the public sector budget deficit in Turkey and its relations with inflation.