

Yayın Geliş Tarihi: 19.09.2022
Yayına Kabul Tarihi: 22.11.2022
Online Yayın Tarihi: 26.12.2022
<http://dx.doi.org/10.16953/deusosbil.1177104>

Dokuz Eylül Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi
Cilt: 24, Sayı: 4, Yıl: 2022, Sayfa: 1572-1601
E-ISSN: 1308-0911

Araştırma Makalesi

GREGORY HANSEN KOENTTEGRASYON YÖNTEMİYLE VERGİ-HARCAMA HİPOTEZİ ÜZERİNE AMPİRİK BİR ARAŞTIRMA: TÜRKİYE ÖRNEĞİ (2006-2022)

*Mesut FENKLI**

*Doğan UYSAL***

Öz

Bu çalışmada M. Friedman'ın vergi-harcama hipotezi Türkiye (2006-2022) örneği üzerinden araştırılmıştır. Araştırmanın uygulaması iki aşamada gerçekleştirilmiştir. İlk olarak araştırmanın değişkenleri geleneksel birim kök testlerine (Augmented Dickey-Fuller ve Phillips-Perron testlerine) tabi tutulmuş ve ardından Engel-Granger koentegrasyon analizi yapılmıştır. İkinci aşamada değişkenler yapısal kırılmalı birim kök testlerine (Zivot-Andrews ve Lee-Strazicich testlerine) tabi tutulmuş ve yapısal kırılmayı dikkate alan Gregory-Hansen koentegrasyon analizi yapılmıştır. Sonuç olarak her iki yöntem benzer sonuçlar vermiş ve vergi-harcama hipotezinin Türkiye (2006-2022) için geçerli olduğunu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Zaman Serisi, Birim Kök Testleri, Koentegrasyon, Yapısal Kırılma, Vergi-Harcama, Türkiye

AN EMPIRICAL RESEARCH ON TAX-EXPENDITURE HYPOTHESIS WITH GREGORY HANSEN COINTEGRATION METHOD: EXAMPLE OF TURKEY (2006-2022)

Abstract

In this study, M. Friedman's tax-expenditure hypothesis was investigated through the example of Turkey (2006-2022). The implementation of the research was carried out in two stages. First, the variables of the research were subjected to traditional unit root tests (Augmented Dickey-Fuller test and Phillips-Perron test) and then the Engel-Granger

Bu makale için önerilen kaynak gösterimi (APA 6. Sürüm):

Fenkli, M. & Uysal, D. (2022). Gregory Hansen koentegrasyon yöntemiyle vergi-harcama hipotezi üzerine ampirik bir araştırma: Türkiye örneği (2006-2022). *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 24 (4), 1572-1601.

* Doktora Öğrencisi, Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Ana Bilim Dalı, ORCID: 0000-0001-5787-7979, fenklimesut@gmail.com.

** Prof. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, ORCID: 0000-0001-9406-0757, dogan.uysal@cbu.edu.tr.

Bu çalışma için etik kurul onayına ihtiyaç duyulmamıştır.

cointegration analysis was performed. In the second stage, the variables were subjected to unit root tests with structural break (Zivot-Andrews test and Lee-Strazicich test) and Gregory-Hansen cointegration analysis, which took into account the structural break, was performed. As a result, both methods gave similar results and it was concluded that the tax-expenditure hypothesis is valid for Turkey (2006-2022).

Key Words: *Time Series, Unit Root Tests, Cointegration, Structural Break, Tax-expenditure, Turkey*

GİRİŞ

Kamu ekonomisinin temelini kamu gelirleri ve kamu harcamaları oluşturmaktadır. Kamu gelirleri içerisinde ise vergiler en büyük paya sahiptir. Kamu gelirleri kamusal mal ve hizmetlerin finansında kullanılır. Kamu gelirleri ile kamu harcamalarının eşit olduğu duruma denk bütçe, kamu harcamalarının kamu gelirlerinden fazla olduğu duruma bütçe açığı ve kamu gelirlerinin kamu harcamalarından fazla olduğu duruma ise bütçe fazlası denilmektedir. Kamu gelirleri kamu harcamalarına yetersiz geldiği durumda devlet, dışarıdan veya içeriden borçlanabilir. Bu konu maliye bilimcilerini ikiye ayırmıştır. Keynezyen ekolü benimseyen maliyecilere göre devletin borçlanması hatta konjonktür gereği bütçenin açık vermesi normal karşılanırken, klasik ekol yanlısı maliyeciler devletin borçlanmasına karşı çıkmakta ve bütçe denliğini savunmaktadır.

İkinci Dünya Savaşı sonrasında hâkim olan Keynezyen ekol, 1974 Petrol Krizi ve stagflasyon sonrasında sürdürülemez bütçe açıkları nedeniyle Refah Devleti kavramının ve Keynezyen politikaların sorgulanmasına neden olmuştur. Tam bu dönemlerde 1974 yılında F. Hayek'in ve 1976 yılında M. Friedman'ın Nobel İktisat ödüllerini alması bu düşünürlerin fikirlerini ön plana çıkarmış ve Neoliberal politikalar yeni ana akım iktisat politikası olarak benimsenmeye başlamıştır. Türkiye'de 24 Ocak 1980 kararlarıyla yeni ana akım iktisat politikalarını benimseyen ilk ülkelerden biri olmuştur.

Bu ana iktisat akımı Refah devletinin sınırlanması, ithal ikamecilik ve planlamadan vazgeçilmesi gibi radikal dönüşümler içerirken, üretim yapan devlet yerine hakemlik yapan (bireyler arasındaki uyumsuzlukları çözmekle görevli ve düzenleme yapma yetkisine sahip) minimal devlet yapısını, bireysel girişim ve bireysel zenginliği esas alan serbest piyasa ekonomisini savunmaktadır. Böylece, devletin piyasadaki ekonomik rolünü bireysel girişimlere devretmesi amaçlanmıştır. Bu düşünceyle birlikte kamu harcamalarının azalması ve dolayısıyla vergi gelirlerinin azalması yani bireylerin vergi yükünün hafiflemesi düşünülmüştür.

Özellikle, 1980'li yıllara gelindiğinde bütçe açıklarına yönelik vergi gelirleri ve kamu harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisinin ampirik olarak test edilmeye başlaması bu konuyu iktisat bilimi açısından da önemli kılmaya başlamıştır (Payne, 2003, s. 302). İktisat biliminin bu konu üzerine ampirik

yöntemlerle araştırmalara başladığı bu süreç, 1990'lı yılların başlarına doğru küresel kuruluşların ekonomi politikalarıyla da desteklenmeye başlamıştır. Şöyle ki; Williamson (2005) tarafından 1989 yılında Birinci Washington Konsensüsü adı verilen oluşumla ilk etapta Dünya Bankası, Uluslararası Para Fonu (IMF) ve Amerika Birleşik Devletleri (ABD) Hazine Bakanlığı bir araya gelmiş ardından Dünya Ticaret Örgütü (WTO), Avrupa Birliği Merkez Bankası (ECB)'nin katılımıyla yeni ana akım iktisat politikaları açıklamıştır. Birinci Washington Konsensüsü tarafından yayımlanan on maddelik bildirisinin üç maddesi kamu mali disiplini sağlamaya yönelik olup: 1) Mali Disiplinin Sağlanması, 2) Kamu Harcamalarının Yeniden Düzenlenmesi 3) Vergi Reformunun Gerçekleştirilmesi üzerinedir.

Birinci Washington Konsensüsünü 1990'lı yılların ortalarına doğru 1 Kasım 1993 yılında yürürlüğe giren AB Maastricht Kriterleri ve sonrasında İkinci Washington Konsensüsü takip etmiştir. Maastricht Kriterleri'nde de kamu mali disiplininin sağlanmasına yönelik yer alan benzer tedbir ve kararlar ise; 1) “Üye ülkelerin kamu açıklarının GSYİH'lerine oranı %3'ü geçmemelidir” 2) “Üye devletlerin kamu borçlarının GSYİH'lerine oranı %60'ı geçmemelidir” (Dilekli ve Yeşilkaya, 2002) şeklindedir.

Dünyada kamu ekonomisinde yaşanan bu gelişmelere paralel değişimler Türkiye tarafından da hayata geçirilmiştir. Bunlar; 5 Nisan 1994 kararları, 2001 ekonomik kriz sonrası Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı ve 2003 yılında yayımlanıp tam anlamıyla 2006 yılında yürürlüğe giren 5018 Sayılı Kamu Mali Yönetimi Kontrol Kanunu (KMYK)'dan (Resmî Gazete, 2003) oluşmaktadır.

Bu çalışmada öncelikle kamu gelirleri ve kamu harcamalarını açıklamaya yönelik hipotezler açıklanacak ve 5018 Sayılı KMYK'nın tam anlamıyla yürürlüğe girdiği 2006 yılından itibaren 2022 yılına kadar olan süreçte Türkiye'nin vergi gelirleri ve kamu harcamaları ele alınacaktır. Konuyla ilgili geçmişte yapılmış çalışmalara ait literatür bilgileri verildikten sonra uygulama kısmına geçilecektir. Öncelikle, araştırmanın uygulamasına yönelik teorik alt yapı açıklanacak ve ardından iki aşamalı uygulama gerçekleştirilecektir.

Uygulamanın ilk aşamasında, araştırmada sınıması yapılacak olan hipotezin değişkenlerine ait zaman serilerine geleneksel birim kök testleri ve geleneksel koentegrasyon yöntemi uygulanacaktır. Sonrasında aynı değişkenler yapısal kırılmalı birim kök testlerine ve yapısal kırılmayı dikkate alan koentegrasyon analizine tabi tutulacaktır. Böylece, araştırmada sınıanan hipotez her iki yöntemle ayrı ayrı test edilmiş olacak ve uygulanan her iki yöntemle ait sonuçların birbiriyle karşılaştırılması olanağı elde edilmiş olacaktır. Uygulanan yöntem veya yöntemlerin sonuçlarına göre araştırma konusu hipotezin Türkiye (2006-2022 dönemi) için geçerlilik durumu yorumlanacaktır.

KAMU GELİRİ VE KAMU HARCAMALARINA YÖNELİK HİPOTEZLER

Literatürde kamu harcamaları ve vergi gelirleri arasındaki nedensellik üzerine birbirinden farklı ve ayırt edici yaklaşımlar bulunmaktadır. Bu yaklaşımlar kısaca şu şekildedir:

Sıçrama Hipotezi: Peacock ve Wiseman (1961)'nin İngiltere için yapmış oldukları çalışma sonucunda oluşturdukları hipoteze göre, hükümetlerin ilk önce harcama planı oluşturup sonrasında harcamaların finansmanı için gerekli gelir ve vergi düzenlemeleri yaptıklarını öne sürülmektedir. Bundan dolayı hükümetler harcama yapmaya istekli, bireylerse vergi ödemesi konusunda gönülsüzdür. Bu hipoteze göre vergiler geçmiş yıllarda yapılan harcamalara tepki vermektedir. İngiltere için 1890-1955 yapmış oldukları analize göre kamu harcamaları ve kamu gelirleri arasında organik bir bağ bulunduğunu savunmuşlardır. Bu hipoteze göre özellikle savaş, doğal afet ve ekonomik depresyon gibi durumların yaşandığı dönemde vergi yükünün artırılmasının sonraki dönemler için de kalıcı olduğu tespit edilmiştir. Bundan dolayı, kamu harcamaları ve vergi hasılatları sıçramalı olarak artma eğilimine sahiptir.

Ricardo-Barro Hipotezi: Ricardocu denklik hipotezine göre kamu harcamalarını karşılamak üzere devletin bugün yapması gereken borçlanmanın ötelenmesi gelecekteki vergi yükümlülüğünü arttıracaktır. Bu durumun farkında olan bireyler, devletin ötelemiş olduğu bugünkü vergi ödemelerini gelecekte yapacakları vergi ödemeleri için birikim olarak tutar. Barro (1979)'ya göre Ricardocu denklik hipotezinde mali yanılısama etkisi yoktur. Bu yüzden mali yanılısama etkisini dikkate alarak hipotezi geliştirir. Mali yanılısama etkisiyle birlikte Ricardo-Barro hipotezine göre ötelenen vergi gelirleri kamu harcamalarını daha da arttıracığı için gelecekteki vergi oranlarının artmasına neden olacağı öne sürülmektedir.

Mali Eşanlılık Hipotezi: Bu hipoteze göre kamu harcamalarını gerçekleştiren idareciler, kamu harcamaları ve vergi gelirleri arasında denge ilişkisini sağlamaya çalışmaktadır. Bu ilişki sürekli olup vergi gelirleri ve kamu harcamaları arasında karşılıklı çift yönlü nedensellik ilişkisine sahiptir (Musgrave, 1996; Meltzer ve Richard, 1981; Miller ve Russek, 1990; Terzi ve Oltulular, 2006, s. 4).

Kurumsal Ayrılık Hipotezi: Kurumsal ayrılık hipotezine göre vergi gelirleri ve harcamalar birbirinden bağımsız olarak gerçekleşir. Özellikle ABD için geçerli olmak üzere bütçe sürecine katılan yasama ve yürütme organlarının bu süreçteki eşgüdümsüzlüğüne dikkat çekmektedir. Vergi gelirleri ve harcamalar arasında yapılacak ampirik çalışmalarda bu iki değişken arasında anlamlı bir ilişkinin kurulamaması bu hipotezi destekleyici niteliktedir (Wildavsky,1988; Hoover ve Sheffrin, 1992; Akçağlayan ve Kayıran, 2010, s. 134).

Vergi-Harcama Hipotezi

Vergi-harcama hipotezi olarak bilinen bu hipotez Friedman (1978) tarafından öne sürülmüştür. Bu hipoteze göre vergi gelirlerinden kamu harcamaları yönüne doğru nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Friedman'a göre vergi gelirlerinde yaşanan artış kamu harcamalarının artmasına neden olacaktır. Bundan dolayı kamu harcamalarında yaşanan artışın kamu açıklarını arttıracığını öne sürmektedir. Tablo 1'de Friedman harcama matrisi yer almaktadır. Bu matrise göre harcamanın kaynağı (vergi geliri kabul edilsin), yapılan harcama (kamu harcamaları kabul edilsin), harcamayı yapanlar (politikacı veya bürokrat kabul edilsin) ve kendisine harcama yapılanların (vergi yükümlüsü bireyler kabul edilsin) olduğu varsayılmaktadır.

Tablo 1: Friedman Harcama Matrisi

		KİMİN PARASINI HARCİYOR ?	
		<i>Harcama</i>	
KİMİN İÇİN HARCİYOR ?	<i>Kaynak</i>		
	<i>Kendi Parasını</i>	“Kendi parasını kendisi için harcıyor” (A)	“Kendi parasını başkası için harcıyor” (B)
	<i>Başkasının Parasını</i>	“Başkasının parasını kendisi için harcıyor” (C)	“Başkasının parasını başkası için harcıyor” (D)

Kaynak:(Aktan, 2006, s. 10).

A Kutucuğu: Matrisin bu kutucuğunda birey kendi parasını kendisi için harcamaktadır. İnsan doğası gereği bireyler en az harcamayla en iyiye sahip olmak ister. Burada bireyin amacı maliyet minimizasyonu kısıtı altında faydasını maksimize etmek olacaktır.

B Kutucuğu: Bu kutucukta birey ailesine, arkadaşına veya hayırseverlik amaçlı harcama yapmadığı takdirde yani kendisine doğrudan bir fayda veya çıkar sağlamayacak durum söz konusu olduğunda harcamalarında titiz ve özenli hareket etmeyebilir.

C Kutucuğu: Burada birey bir başkasının parasını kendisi için harcıyor ve bu harcama tutarında bir kısıt bulunmuyorsa harcama miktarını doğal olarak artırma niyetinde olacaktır.

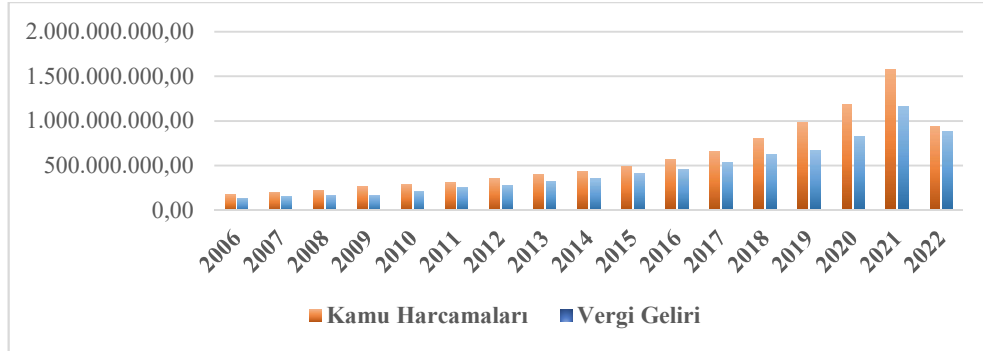
D Kutucuğu: Bu bölümde birey bir başkasının parasını başka birey için harcamaktadır. Matrisin bu alanı kamu ekonomisi için oldukça önemlidir. Burada harcamayı yapan birey politikacı, bürokrat veya kamu idarecisi olarak, bireylerin ödemiş olduğu vergilerden oluşan geliri yine bireyler için harcama yetkisine sahiptir. Bundan dolayı matrisin bu alanında etkinsizlik ve israf en yüksek düzeyde gerçekleşir (Aktan, 2006, ss. 9-11).

Harcama matrisinde görüldüğü üzere Friedman'a göre D kutucuğu kamu ekonomisini en iyi temsil eden alandır. Ve bu alanda gerçekleşen etkinsizlik ve israf kamu açıklarına neden olmaktadır. Bu hipoteze göre vergi gelirlerinin azaltılması hükümetleri kamu harcamaları yapma konusunda baskı altına alacaktır. Yani, vergi gelirlerinin azaltılması hükümete dilediklerince harcama yapmaları konusunda engel oluşturacaktır. Bu yüzden Friedman kamu açıklarının vergi gelirlerinin azaltılmasıyla kontrol altına tutulacağını savunmaktadır.

TÜRKİYE İÇİN GENEL BİR DEĞERLENDİRME (2006-2022) DÖNEMİ

Türkiye'de kamu harcamalarının kontrol altına alınabilmesi için 5018 Sayılı KMYK kanunu 2003 yılında çıkartılmış olup 2006 yılında tam anlamıyla uygulanmaya başlamıştır. Kanunla kamu harcamalarında şeffaflık, hesap verilebilirlik ve mali disiplin sağlama gibi ilkelere yer verilmiştir (Resmî Gazete, 2003). Bu bağlamda kanunun tam anlamıyla uygulanmaya başladığı yıl esas alındığında Şekil 1'de görüleceği üzere kamu harcamalarına ve vergi gelirlerine ait yıllık oranlar yer almaktadır.

Şekil 1: Vergi Geliri-Kamu Harcamaları Yıllık (2006-2022) Bin TL



Kaynak: TCMB (2022)'den elde edilen ham veriler kullanılarak tarafımızca oluşturulmuştur.

Şekle göre kanunun uygulanmaya başladığı yıldan 2010 yılına kadar kamu harcamalarının vergi gelirleriyle finansmanının nerdeyse başa baş gittiği de görülmektedir. İlerleyen süreçte ise hem vergi gelirlerin de hem de kamu harcamalarında birlikte artış ivmesi yaşanmıştır. Her iki değişkende yaşanan bu

artış ivmesi 2021 yılına kadar devam ederek zirve yapmış ve 2022 yılında birlikte azalmıştır.

Araştırma konusu olan bu dönemde ise vergi gelirlerinde artışa neden olan doğrudan ve dolaylı vergi oranlarındaki bazı değişimler[†] şu şekilde gerçekleşmiştir;

A) Gelir Vergisi Tarifesi: Doğrudan vergilerden biri olan 193 Sayılı gelir GVK md.103'te 2007 yılında 7.500 Yeni Türk Lirasına (YTL) kadar olan vergi dilimi %15, 19.000 YTL için %20, 43.000 YTL için %27 ve 43.000 YTL üzeri için %35 iken bu oranlar 2018 takvim yılı itibariyle 14.800 Türk Lirası (TL) için %15, 34.000 TL için %20, 80.000 TL için %27, 80.000 ve üzeri için %35 olurken 2020 takvim yılı için 22.000 TL için %15, 49.000 TL için %20, 120.000 TL için %27, 600.000 TL için %35 ve 600.000 TL üzeri için %40 olacak şekilde kademeli olarak yükseltilmiştir (Resmî Gazete, 2020).

B) Kurumlar Vergisi Oranı: Bir diğer doğrudan vergi türü olan kurumlar vergisi oranı 5520 Sayılı KVK'nın md. 32'ye göre 2006 yılında %20 iken (Resmî Gazete, 2006), 2018 yılına gelindiğinde bu oran %22'ye, 2021'de %25'e yükseltilirken 2022 yılında %23'e indirilmiştir (Resmî Gazete, 2021).

C) Veraset İntikal Vergi Oranı: Doğrudan vergilerin bir diğeri olan veraset intikal vergisinde ise 2016 yılında yapılan ve 2018 yılından itibaren geçerli olmak üzere tarife tutarında yeniden değerlendirme oranı %14,47 oranında arttırılmıştır (Resmî Gazete, 2016).

D) Özel Tüketim Vergisi: Dolaylı vergilerden biri olan özel tüketim vergilerindeki değişim 2007 yılında 1600cc otomobil için vergi oranı %37, 1600cc-2000cc arası otomobiller için %60, 2000cc ve üzeri için %80 iken, 2018 yılında bu oranlar 1600cc olup 70.000 TL'yi geçmeyen otomobiller için %45, 1600cc olup 120.000 TL'yi geçmeyen otomobiller için %50 ve diğerleri için %60'a yükseltilmiştir. Tütün ürünlerinde vergi oranı 2006 yılında %58, 2018 yılında %40, 2020 yılında %80'e yükselmiştir. Gazlı içecekler için bu oran 2006 yılında %25, 2018 yılında %25 iken 2020 yılında %35'e yükselmiştir. Fakat, 05.05.2018-31.12.2019 tarihleri aralığında ÖTV'nin farklı cetvellerinde yer alan birçok üründe kısa süreliğine %1'lere varan vergi oranı tarifesi uygulanmıştır. (Gelir İdaresi Başkanlığı, 2022).

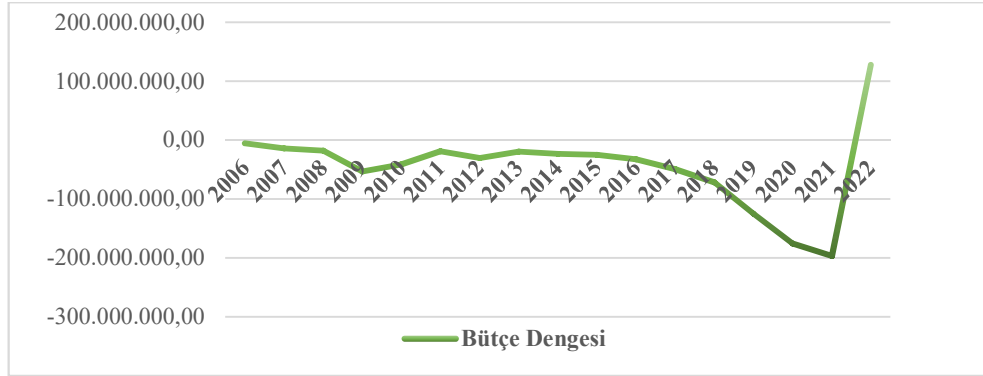
E) Katma Değer Vergisi: Dolaylı vergiler içinde en büyük paya sahip olan KDV'de ise, konut ve iş yeri teslimlerinde uygulana KDV oranı 05.05.2018 tarihinde %18'den %8'e indirilirmiş 31.12.2019 tarihinde tekrar %18'e yükseltilmiştir (Resmî Gazete, 2018). Beyaz eşya ve mobilya teslimatında

[†] Araştırma konusu olan döneme ilişkin mevzuat sirkülerinin tümüne ayrıntılı olarak ulaşmak için bkz. <https://www.gib.gov.tr/> veya <https://www.turmobil.org.tr/Sirkuler> Erişim Tarihi (16.05.2022).

uygulanan %18'lik KDV oranı 30.04.2018 yılında %8'e indirilmiş 30.06.2019 tarihinde tekrar eski oranına yükseltilmiştir. (Resmî Gazete, 2019).

Araştırma konusu dönemle ilgili kamu gelirleri ve kamu harcamalarından oluşan bütçe dengesi ise aşağıda Şekil 2' de gösterilmektedir.

Şekil 2: Bütçe Dengesi Yıllık (2006-2022) Bin TL



Kaynak: TCMB (2022)'den elde edilen ham veriler kullanılarak tarafımızca oluşturulmuştur.

Şekil 2'ye göre 2006 ve 2007 yıllarındaki bütçe açığı 2008 yılına gelindiğinde artmaya başlamış 2011 yılına kadar bütçe açığındaki artış devam etmiştir. Bu tarihler dikkate alındığında 2008 yılında ABD'de başlayan mortgage krizinin AB ülkelerine ve tüm dünyaya sıçraması küresel anlamda ekonomilerde daralma yaşanmasına sebep olmuştur. Bu durumdan Türkiye de etkilenmiş görülmektedir. 2011 yılındaki toparlanmadan sonra 2018 yılına kadar bütçe açığı normal seyrine devam etmesine karşın 2018 yılı itibariyle bütçe açığı artmaya başlamış ve 2021 yılı sonlarına doğru dönem içindeki en yüksek açık seviyesine gelmiştir. Bu tarihler dikkate alındığında 24 Haziran 2018 Cumhurbaşkanlığı Seçimi, 31 Mart 2019 Yerel Seçimler ve 17 Nisan 2019 İstanbul Büyükşehir Belediyesi Seçiminin tekrarlanması gibi yoğun seçim programlarının kamu harcamalarını arttırdığı düşünülmektedir. Ayrıca, Türkiye'nin Başkanlık sistemine geçmesi ve idarenin yeniden yapılandırılması gibi sistem değişikliklerinin[‡] kamu harcamalarının arttırıcı nedenlerinden sayılabilir. İlerleyen dönemde Mart 2020 yılında Covid-19 pandemisinin Türkiye'de görülmesi ve karantina süreçleri kamu harcamalarının daha da artmasına neden görülmektedir. T. C. Strateji ve Bütçe Başkanlığı'nın 2022 yılı Merkezi Yönetim Bütçe Gerçekleşmeleri ve Beklentiler Raporu'na göre; 2021'in son çeyreğine doğru bütçe açığının kapandığı ve 2022 yılının ocak, şubat ve mayıs aylarında şaşırtıcı bir şekilde bütçe fazlası verdiği görülmektedir.

[‡] Ayrıntılar için bkz. Cumhurbaşkanlığı Kararnamesi Sayı: 1 (Resmî Gazete, 2018a).

LİTERATÜR TARAMASI

Kamu ekonomisinin başat sorunlarından biri olan kamu geliri ve/veya vergi gelirleri ve kamu giderleri ve/veya kamu harcamaları üzerine literatürde farklı ülkeler üzerinden farklı yöntemler kullanılarak yapılmış oldukça fazla çalışma yer almaktadır. Örnek olarak ele alınan ülke ve/veya ülkelere göre ve kullanılan yöntemler bakımından farklı bulgular elde edilmiştir. Aşağıda kısaca bu konu hakkında yapılmış çalışmalara ve elde edilen sonuçlara yer verilmiştir.

Alfonso ve Rault (2009) çalışmalarında 1960-2006 tarih aralığında AB üyesi 25 ülke için Panel Veri Analizi Bootstrap ile Düzeltilmiş Nedensellik testi uygulamış İtalya, Fransa, İspanya, Yunanistan ve Portekiz için kamu harcamalarından kamu gelirlerine, Almanya, İngiltere, Finlandiya ve Belçika için kamu gelirlerinden kamu harcamalarına doğru nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir.

Hong (2009) çalışmasında 1970-2007 tarih aralığında Malezya için Johansen Koentegrasyon analizi ve Hata Düzeltme Modeli uygulamış kamu harcamalarından kamu gelirlerine doğru ilişkiyi ortaya koymuştur.

Akçağlayan ve Kayıran (2010) çalışmalarında 1987:1-2005: 4 tarih aralığında Türkiye için Hata Düzeltme Modeli ve Toda-Yamamoto Nedensellik testi uygulamış kamu gelirleri ve kamu harcamaları arasında koentegrasyon ilişkisi tespit etmelerine karşın bu iki değişken arasında nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna varmışlardır.

Saunoris ve Payne (2010) çalışmalarında 1955-2009 tarih aralığında İngiltere için Hata Düzeltme Modeli kullanmış ve kamu harcamalarından kamu gelirlerine doğru ilişki tespit etmiştir.

Apergis vd. (2012) çalışmalarında 1957-2009 tarih aralığında Yunanistan için Eşik Otoregresif Model kullanarak kamu gelirlerinden kamu harcamalarına doğru ilişkiyi göstermişlerdir.

Dökmen (2012) çalışmasında 1994-2007 tarih aralığında 34 OECD ülkesi için Panel Veri Analizi yapmış, vergi gelirlerinden kamu harcamalarına tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu ve kamu harcamaları ile vergi gelirleri arasında pozitif yönlü ilişki tespit etmiştir.

Kaya ve Şen (2013) çalışmalarında 1975-2011 tarih aralığında Türkiye için Vektör Otoregresif Model ve Granger Nedensellik testi kullanmış kamu harcamalarından kamu gelirlerine doğru ilişki sonucuna ulaşmışlardır.

Akbulut ve Yereli (2016) çalışmalarında 2006-2015 tarih aralığında Türkiye için Granger Nedensellik testi uygulayarak olup kamu gelirleri ve kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ayrıca bütçede yer alan gelir ve giderlere ait alt kalemlere ilişkin sonuçlar ortaya koymayı hedeflemiştir.

Aysu ve Bakırtaş (2018) çalışmalarında 2006-2017 tarih aralığında Türkiye için Asimetrik Nedensellik testi uygulayarak kamu harcamaları ve vergi gelirleri arasında asimetrik ilişki olduğunu tespit etmiştir. Kamu harcamalarındaki artışın vergi gelirlerindeki artışa neden olmasına karşın kamu harcamalarındaki azalışın vergi gelirlerindeki azalışa neden olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

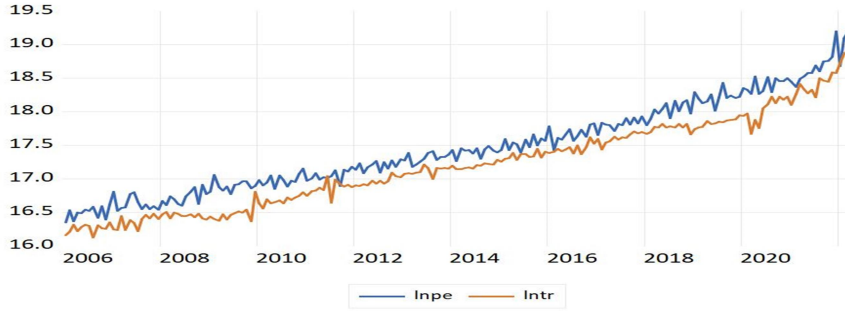
Yılancı vd. (2020); yapmış oldukları çalışmada Türkiye'nin Ocak 2016 – Kasım 2019 dönemine ait kamu harcamaları ile vergiler arasındaki ilişki frekans alanda asimetrik nedensellik testi kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmada uzun dönemde vergi gelirlerinden kamu harcamalarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilirken; vergi gelirlerinin pozitif şoklarından kamu harcamalarının pozitif şoklarına doğru kısa, orta ve uzun vadede tek yönlü asimetrik bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Gürdal vd. (2021) çalışmalarında 1980-2016 tarih aralığında G-7 ülkeleri için Panel Veri Analizi Nedensellik yöntemini kullanarak kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü, kamu harcamaları ve vergi gelirleri arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmiştir.

Literatür yazını genel olarak incelendiğinde ilgili konuda çoğu çalışmada kamu harcamalarından kamu gelirlerine doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

VERİ SETİ

Çalışmada, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından hazırlanan ve elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilen ikincil kaynak veriler kullanılarak zaman serileri oluşturulmuştur. Veri setleri 01/01/2006 ve 01/04/2022 tarihleri aralığındaki 196 gözleme dayanan aylık ham verilerden oluşmakta olup Türk Lirası cinsinden ifade edilmektedir. (TCMB, 2022). Araştırmanın değişkenleri pe ; kamu harcamaları (public expenditures), tr ; vergi gelirleri (tax revenue) ve d ; kukla (dummy) değişkenlerinden oluşmaktadır. Zaman serisi analizinde günlük, haftalık, aylık ve çeyreklik verilerle yapılan çalışmalarda mevsimsellik etkisi dikkate alınmalıdır. Çalışmada kullanılacak olan veri seti aylık verilerden oluştuğu için seriler X-11 filtre yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.

Şekil 2: Değişkenlere Ait Zaman Serileri

Kaynak: TCMB (2022)'den elde edilen ham veriler işleme tabi tutularak tarafımızca oluşturulmuştur.

Sonrasında Şekil 3'te görüleceği üzere değişkenlerin doğrusal forma kavuşması için logaritma alma işlemi yapılmıştır. Mevsimsel etkilerden arındırma ve logaritmik dönüşüm sonrası değişkenler lnpe; kamu harcamaları ve lntr; vergi gelirleri olmak üzere uygulamaya hazır hale getirilmiştir. Modelin diğer değişkeni olan d; kukla ise yapısal kırılmaların tespit edildiği tarih itibariyle yapısal kırılmalı koentegrasyon analizinin yapıldığı süreçte modele dahil edilmiştir.

Tablo 2: Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Variables	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
lnpe	196	17.46899	.6731054	16.34598	19.20544
lntr	196	17.20814	.6666085	16.12341	18.92231

Tablo 2'de ise ham verilerin işleme tabi tutulmasının ardından analize hazır haldeki nihai durumlarına ait özet istatistiklere yer verilmiştir.

TEORİK ÇERÇEVE VE METODOLOJİ

Araştırmada kullanılan değişkenler için önce geleneksel birim kök testleri (Augmented Dickey Fuller ve Phillips Perron) ve geleneksel koentegrasyon analizi (Engle Granger) uygulanacak, sonrasında değişkenler yapısal kırılmalı birim kök testleri (Zivot Andrews ve Lee Strazicich) ve yapısal kırılmalı koentegrasyon analizine (Gregory Hansen) tabi tutulacaktır. Daha sonra tahmin edilen modelin geçerlilik koşulu için sınır testi (ARDL) yapılacak ve sonrasında CUSUM6 sınamasına tabi tutulacaktır. Tahmin edilen modelin gerekli sınamaları geçmesi durumunda model kabul edilecektir. Böylece, hem analizi yapılan değişkenler arasındaki ilişki hem de değişkenlerin iki farklı yöntem kullanılarak yapılan sınamalar (geleneksel ve yapısal kırılmaya izin veren testler) karşısındaki durumları karşılaştırmalı olarak analiz edilmiş olacaktır.

Zaman Serisi Birim Kök Testleri

Araştırmada kullanılan değişkenlere ait zaman serilerinin durağanlıkları geleneksel birim kök testleri olan Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips Perron (PP) birim kök testlerinin yanı sıra yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (ZA) ve Lee-Strazicich (LS) birim kök testleri yardımıyla test edilmiştir.

Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1981) tarafından DF testinin genişletilmiş olarak geliştirilen geleneksel birim kök testlerinden biri olan ADF birim kök testi serilerin durağanlığını üç şekilde (üç farklı model kullanarak) test etmektedir. Aşağıda denklem (1) değişkene ait zaman serisinin bir sabite ve trende sahip olmadığı durumdaki durağanlığı test etmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Denklem (2) serinin bir sabite sahip olup trende sahip olmadığı durumdaki modeli temsil etmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Denklem (3) ise değişkene ait zaman serisinin sabitin yanı sıra bir trende sahip olması durumunda durağanlığını test etmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \text{trend} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

ADF testinin sıfır hipotezi serinin birim köke sahip olduğunu alternatif hipotezi ise serinin durağan olduğu şeklindedir. Denklemlerde Y; değişkene ait zaman serisini, β ve λ denklem parametrelerini, Δ ; fark operatörünü, u ; hata terimini ve trend; seriye ait doğrusal zaman trendini ifade eder (Dickey ve Fuller, 1979).

Phillips Perron Birim Kök Testi

Bir diğer geleneksel birim kök testi olan Phillips-Perron birim kök testi ADF birim kök testine alternatif bir testtir. ADF testinin eksiklerini gidermek üzere Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilmiştir. PP testinin hipotezleri ADF testi ile aynıdır. Yine, ADF testinde olduğu gibi üç model yer almaktadır.

Denklem (4) serinin bir sabite ve trende sahip olmadığı durumda kullanılan sınama denklemini gösterir.

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Denklem (5) zaman serisinde sabitin yer alıp trendin olmadığı durumdaki modeli temsil etmektedir.

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Denklem (6) ise serinin bir sabite ve trende sahip olduğu durumda kullanılan denklemi ifade eder.

$$Y_t = \mu + \beta \left(t - \frac{1}{2}\lambda\right) + \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

PP testi, ADF testinde olduğu gibi hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddeder.

Zivot ve Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Geleneksel birim kök testleri zaman serilerinde yapısal kırılmaları dikkate almadığından serilerde durağanlık sınavının farklı sonuçlara neden olabileceği anlaşılmıştır. Bunun üzerine Zivot ve Andrews (1992) zaman serilerinde tek yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testini geliştirmiştir. Bu test üç farklı model yardımıyla tahmin edilir. Bunlardan ilki denklem (7)'te serinin sabitinde meydana gelen yapısal değişimi test eder.

$$\Delta Y_t = c + \alpha Y_{t-1} + \beta_t + \gamma DU_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Denklem (8) ise bu teste ait ikinci modeli gösterir ve serinin trendinde meydana gelen yapısal değişimi tahmin eder.

$$\Delta Y_t = c + \alpha Y_{t-1} + \beta_t + \theta DT_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Bu testin üçüncü modeli olan denklem (9) ise serinin sabitinde ve trendinde meydana gelen yapısal değişimi tahmin eder.

$$\Delta Y_t = c + \alpha Y_{t-1} + \beta_t + \gamma DU_t + \theta DT_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Yukarıda formüllerde görüleceği üzere DU; sabit terimde, DT; trendde meydana gelen yapısal değişimleri test etmek üzere denklemlere eklenmiş gölge (kukla) değişkenlerdir. ZA testine göre kırılmanın tespit edildiği tarihten sonraki mutlak değerli α 'nın hesaplanan istatistik değerinin ZA kritik değerinden büyük olması durumunda yapısal kırılma olmaksızın birim kökün olduğuna dair kurulan temel hipotez reddedilir. ZA kritik değerinin mutlak değerli hesaplanan test istatistiğinden büyük olması durumunda serinin trendinde meydana gelen yapısal kırılmalı trend durağan şeklinde kurulan alternatif hipotez reddedilir (Yılancı, 2009, s. 328).

Lee ve Strazicich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Zaman serilerinde yapısal kırılmayı dikkate alan bir diğer test Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği testtir. Bu testin en önemli özelliği seride iki kırılmayı tespit edebilmesidir.

$$\Delta Y_t = \delta \Delta Z_t + \phi S_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Denklem (10) yardımıyla serideki çift kırılma, Lagrange Çarpınları (LM) birim kök testini ifade eden regresyon doğrusundan elde edilir. Ve bu testin temel

hipotezi $\phi=0$ şeklinde kurulur, LM yardımıyla hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda, yapısal kırılmalı birim kök vardır şeklindeki temel hipotez reddedilir. Aksi durumda alternatif hipotez olan yapısal kırılmalı trend durağan şeklinde oluşturulan hipotez reddedilir (Yılancı, 2009, s. 330).

Engle Granger Koentegrasyon

Koentegrasyon, zaman serisi analizlerinde durağan olmayan değişkenlerin uzun dönemde doğrusal bilişimlerinin birbiriyle koentegrasyonuna ve değişkenlere ait seriler arasında uzun dönemli ilişkinin tahmin edilmesine yardımcı olur (Engle ve Granger, 1987). İki veya daha fazla değişken arasında koentegrasyonun tespit edilmesi durumunda, değişkenlerin uzun dönemde aynı stokastik trend doğrultusunda birlikte hareket etmesi beklenir (Onay, 2006, s. 5). Özellikle iki değişkenli zaman serisi analizlerinde Engle Granger koentegrasyon analizi en çok kullanılan yöntemlerden biridir.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + u_{1t} \quad (11)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + u_{2t} \quad (12)$$

Denklem (11) ve (12) Y ve X değişkenlerinden oluşan iki değişkenli zaman serisinin tahmin edilmesini sağlayan Engle Granger koentegrasyon modelini temsil etmektedir.

Engle Granger koentegrasyon analizinde birinci seviyede durağan olduğuna karar verilen değişkenler arasında sahte regresyonun varlığını araştırmak büyük önem taşır. Bu durumun tespiti için tahmin edilen modelin hata teriminin seviyede durağan olma koşulunu sağlaması gerekir. Tahmin edilen modelin hata terimi seviyede durağan ise sahte regresyon sorunu olmayacaktır.

Hata Düzeltme Modeli (ECM)

Değişkenler arasında sahte regresyon sorunu olmadan koentegrasyon ilişkisinin varlığı durumunda, tahmin edilen regresyon modelinin hata teriminden hata düzeltme modeli elde edilir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Denklem (13) Y ve X değişkenlerinden oluşan bir modelden tahmin edilen hata düzeltme modelini temsil etmektedir. Hata düzeltme modeli X değişkeninin, Y değişkeni üzerindeki kısa ve/veya uzun dönemli etkisini veya denge durumundan herhangi bir sapma olduğunda tekrar Y değişkeninin hangi sürede dengeye döneceğini gösterir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \beta_1 (Y_{t-1} - \beta_2 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (14)$$

Denklem (14)'te parantez içinde yer alan ifade hata düzeltme terimine aittir. Parantez içindeki ifadenin sıfıra eşit olması her modelin değişkenleri olan X ve Y'nin dengede olduğunu gösterir. β_0 parametresi X değişkeninde yaşanan bir

artışın Y değişkeni üzerindeki kısa dönemli etkisini, β_1 parametresi ise bir sapma durumu yaşanırse tekrar eski dengeye dönüş hızının tahmini değeridir. Bundan dolayı hata terimi $-1 < \beta_1 < 0$ aralığında bir değer alır (Best, 2008, ss. 10-11).

Gregory Hansen Yapısal Kırılmalı Koentegrasyon

Kunitomo (1996)'ya göre geleneksel koentegrasyon testleri olan Engle-Granger, Johansen-Juseluis ve Sınır testi (ARDL) yapısal kırılmaları dikkate almadığından sahte koentegrasyon sorununa neden olmaktadır.

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1\varphi_t + \mu_2X_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (15)$$

Sahte koentegrasyon sorununa karşı Gregory ve Hansen (1996a) yukarıda gösterilen denklem (15)'teki eşitliği önermiştir. Denklemde φ_t ; kukla değişken olup 1 ve 0 değerlerini alır. μ_0 ile ifade edilen parametre yapısal kırılmadan önceki sabiti, μ_1 parametresi kırılma anındaki değişim, μ_2 parametresi kaymadan önceki koentegrasyon eğim kat sayısını ve μ_3 parametresi ise kırılma anındaki koentegrasyon eğim katsayısındaki değişimi ifade eder. Denklem (15) sadece sabiti olan ve sabitte gerçekleşen yapısal kırılmanın sabitte neden olduğu kaymanın seviyesini gösteren modeli ifade eder.

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1\varphi_t + \mu_2t + \mu_3X_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (16)$$

Denklem (16) sabitli ve trendli modelde yapısal kırılmanın sabiti etkilediği fakat, bu etkinin trendle birlikte yaşanan kayma seviyesini gösteren modeldir.

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1\varphi_t + \mu_2X_t + \mu_3X_t\varphi_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (17)$$

Denklem (17) yapısal kırılmanın hem sabit hem de eğim katsayısını etkilediği rejim kaymasını ifade eden modeldir.

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1\varphi_t + \mu_2t + \mu_3t\varphi_t + \mu_4X_t + \mu_5X_t\varphi_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (18)$$

Denklem (18) yapısal kırılmanın sabit, eğim ve trendi birlikte etkilediği rejim kaymasını ifade eden modelin fonksiyonudur.

$$ADF^* = \inf \tau \in T ADF(\tau) \quad (19)$$

$$Z\alpha^* = \inf \tau \in T Z\alpha(\tau) \quad (20)$$

$$Zt^* = \inf \tau \in T Zt(\tau) \quad (21)$$

G-H analizindeki koentegrasyon ilişkisine, tahmin edilen modelden elde edilen hata teriminin yukarıda (19), (20) ve (21) numaralı eşitliklerde gösterilen ADF, $Z\alpha$ ve Zt test istatistik değerleri yardımıyla karar verilir (Gregory ve Hansen, 1996b).

Cusum6 Testi

Hata düzeltme modeli tahmin edildikten sonra modelin istikrarlılığını test etmek üzere CUSUM ve CUSUM6 testleri kullanılır. CUSUM6 testi, CUSUM

testine alternatif olmakla birlikte daha güçlü sonuçlar veren bir testtir (Brown vd., 1975).

$$\text{CUSUM}_r^2 = \frac{\sum_{t=k+1}^r w_t^2}{\sum_{t=k+1}^n w_t^2}, \quad r = k + 1, \dots, n \quad (22)$$

Öncelikle, cüsum6 testi için denklem (22)'deki deęer hesaplanır. Hesaplanan deęer doęrultusunda cüsum6 testine ait grafik elde edilir.

$$E(\text{CUSUM}_r^2) \cong \frac{r - k}{k - n} \quad (23)$$

Elde edilen grafięin beklenen test istatistięinin deęeri denklem (23)'te gösterildięi şekilde hesaplanır. Beklenen deęer, $r = k$ ise "0" ve $r = n$ olduęu durumda "1" şeklinde deęer alır.

$$E(\text{CUSUM}_r^2) \mp c_0 \quad (24)$$

Denklem (24)'te gösterildięi üzere cüsum6 için güven sınırları belirlenir. c_0 deęeri için Brown (1975) tablosu kullanılır. Testin çift veya tek yönlü olmasına göre m ve α 'nın anlamlılık seviyesine göre belirlenir.

$$m = \frac{1}{2} - (n - k) - 1 \quad (25)$$

Bu deęer, $n - k$ deęeri tek sayı ise m deęeri denklem (25)'te gösterildięi gibi hesaplanır.

$$m = \frac{1}{2} - (n - k) - \frac{3}{2} \quad \text{ve} \quad m = \frac{1}{2} - (n - k) - \frac{1}{2} \quad (26)$$

Dięer taraftan, $n - k$ deęerinin çift olması durumunda denklem (26)'da gösterildięi üzere enterpolasyon yapılarak hesaplanır. Tek yönlü testler için c_0 deęeri m ve α deęeri ile çift yönlü testler için c_0 deęeri m ve $\alpha/2$ deęeri ile elde edilir. Tabloda belirlenen bu deęerler yardımıyla cüsum6'ye ait alt sınır ve üst sınır güven aralıkları oluşturulur. Cüsum6 test istatistięi bu güven aralıklarının arasında yer alıyorsa yapısal kırılma olmadıęı, bu güven sınırlarının dıřına çıkıyor ise yapısal kırılmanın varlıęı yönünde karar verilir.

ANALİZ VE AMPİRİK BULGULAR

Arařtırmanın analiz bölümünde ilk adımda geleneksel birim kök testleri (ADF ve PP) uygulanacak sonrasında Engle-Granger Koentegrasyon analizi ve buna baęlı olarak hata düzeltme modeli ve hata düzeltme terimi tahmin edilecektir. İkinci adımda yapısal kırılmalı birim kök testleri (ZA ve LS) uygulandıktan sonra yapısal kırılmalı Gregory-Hansen Koentegrasyon testi gerçekleştirilecektir. Bu analizin ardından Gregory-Hansen Koentegrasyon öncesi yani kukla deęişkensiz sınır testi (ARDL) ve sonrasında Gregory-Hansen Koentegrasyon sonrası elde edilen kukla deęişkenin modele dahil edildięi sınır testi (ARDL) modelleri tahmin edilerek her iki model Cüsum6 testi ile karşılaştırılacaktır. Böylece, Gregory-

Hansen Koentegrasyon modelinin geçerli olup olmadığı test edilmiş olacaktır. Araştırmanın analizinde (ADF testi, PP testi, Engle-Granger Koentegrasyon analizi, Hata Düzeltme Modeli ve LS testi için) Eviews 12 ve (ZA testi, Gregory-Hansen Koentegrasyon analizi, ARDL Sınır Testleri ve Cusum6 testi için) STATA 14 paket programları kullanılmıştır.

Geleneksel Birim Kök Testleri

Teori kısmında daha önceden belirtildiği üzere ADF ve PP testleri için üçer model bulunmaktadır. Literatürde uygulama bakımında sık tercih edildiği üzere ADF ve PP testleri sabitin ve hem sabitin hem trendin yer aldığı modeller için uygulanacaktır.

Tablo 3: Değişkenlere Ait Geleneksel Birim Kök Testleri

Variables	ADF Test		PP Test	
	Intercept	Trend & Intercep	Intercept	Trend & Intercep
lnpe	-3.464827	-4.007084	-3.463924	-4.005809*
	-2.876595	-3.433651	-2.876200	-3.433036**
	(3.539090)	(2.740338)	(0.051056)	(-8.542993)
Δlnpe	-3.464280*	-4.007084*	-3.464101*	-4.006059*
	-2.876356**	-3.433651**	-2.876277**	-3.433156**
	(-18.85933)	(-10.69963)	(-35.40517)	(-49.03813)
lntr	-3.464280	-4.006311	-3.463924	-4.005809*
	-2.876356	-3.433278	-2.876200	-3.433036**
	(2.379818)	(0.357043)	(1.680211)	(-4.806609)
Δlntr	-3.464280*	-4.006311*	-3.464101*	-4.006059*
	-2.876356**	-3.433278**	-2.876277**	-3.433156**
	(-15.66353)	(-16.02138)	(-28.87697)	(-31.42086)

*%1, **%5,***%10 Anlamlılık Seviyesinde Durağan, ()Parantez İçi Test İstatistiği Değeri.

Tablo 3'te değişkenlere ait geleneksel birim kök testlerinin sonuçları yer almaktadır. Test sonuçlarına göre her iki değişken sabitli, sabitli ve trendli modeller için (PP testinin sabitli ve trendli modeli hariç) seviyede birim köke sahiptir. Değişkenlerin birinci farkındaki birim kök testi sonuçlarına göre değişkenlerin sabitli ve hem sabit hem de trendli model olma durumlarında durağan hale geldiği görülmektedir. Yani değişkenler birinci farkında hem sabit hem de sabitli trendli oldukları durumunda I(1) olmaktadır (Dickey ve Fuller, 1981). Bu durumda değişkenlerin birinci farkında uygulanan ADF ve PP test sonuçlarına göre bu testlerin temel hipotezleri reddedilmiş ve serilerin durağan olduğuna karar verilmiştir.

Engle-Granger Koentegrasyon Analizi ve (ECM)

Aynı seviyede yani I(1) düzeyde durağan olan değişkenler için uzun dönem koentegrasyon analizi yapılabilmektedir. Bu durumda iki değişkenden oluşan model Engle-Granger koentegrasyon yöntemiyle tahin edilmiştir.

Tablo 4: Engle-Granger Koentegrasyon Analizi

Dependent Variable	tau-Statistic	Prob.	z-Statistic	Prob.
lnpe	-4.865407	0.0004*	-54.02635	0.0000*
lntr	-4.766114	0.0006*	-52.25242	0.0000*

*%1, **%5, ***%10 Anlamlılık Seviyesinde Koentegre.

Tablo 4'te Engle-Granger koentegrasyon analiz çıktısındaki $p < \alpha=0.01$ anlamlılık seviyesinde tau ve z istatistik değerlerine göre değişkenlere ait serilerin koentegre olduğuna karar verilmiştir. Bundan sonraki aşama koentegre değişkenler için hata düzeltme modelinin oluşturulmasıdır.

Tablo 5: Hata Düzeltme Modeli

Dependent Variable: lnpe				
Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.541891	1.096921	5.963867	0.0000*
lntr	0.609125	0.068193	8.932427	0.0000*
@TREND	0.004566	0.000801	5.697770	0.0000*
R-squared	0.967600		Akaike info criterion	-1.357941
Log likelihood	136.0782		Schwarz criterion	-1.307765
F-statistic	2881.928		Hannan-Quinn criter	-1.337627
Prob(F-statistic)	0.000000		Durbin-Watson stat	1.527387

*%1, **%5, ***%10 Anlamlılık Seviyesi.

Tablo 5'te koentegre değişkenler için hata düzeltme modeline ait istatistiki değerler yer almaktadır. Hata düzeltme modelinde yer alan değişkenlerin hepsinin t istatistik değeri ($n > 30$ için $t > |1,96|$) koşulunu sağladığından (Newblod, 2016) temel hipotez reddedilmiş ve katsayıların anlamlı olduğu görülmektedir. Hata düzeltme modelinin geçerlilik koşullarından biri tahmin edilen modelin hata teriminin durağanlık koşulunu sağlamasıdır.

Tablo 6: Hata Terimi Birim Kök Analizi

Variable	Augmented Dickey-Fuller Test		
	Critical Values	t-Statistic	Prob.
Residual	%1	-2.576999	
	%5	-1.942482	
	%10	-1.615606	
	ADF test statistic	-3.880642	0.0001*

*%1, **%5, ***%10 Anlamlılık Seviyesinde Durağan.

Tablo 6'da hata düzeltme modelinden elde edilen hata terimi için ADF birim kök testi yapılmıştır. Tablodaki istatistiki değerlere göre hata teriminin %1 anlamlılık seviyesinde temel hipotez reddedilmiş ve hata teriminin durağan olduğuna karar verilmiştir. Bu da hata düzeltme modelinde sahte koentegrasyon sorununun

olmadığını göstermektedir. Hata düzeltme modeliyle ilgili bir diğer koşul hata terimi katsayısının elde edilmesidir.

Tablo 7: Hata Terimi Katsayısı

Dependent Variable: lnpe				
Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011292	0.008068	1.399663	0.1632
D(Intr)	0.175044	0.084217	2.078505	0.0390**
HATATERİM(-1)	-0.691369	0.068173	-10.14139	0.0000*
R-squared	0.348881		Akaike info criterion	-1.536538
Log likelihood	152.8125		Schwarz criterion	-1.486184
F-statistic	51.43854		Hannan-Quinn criter	-1.516151
Prob(F-statistic)	0.000000		Durbin-Watson stat	2.175764

*%1, **%5, ***%10 Anlamlılık Seviyesi.

Tablo 7’de görüleceği üzere hata terimi katsayısı elde edilmiş ve hata terimi katsayısına ait istatistiki değerler yer almaktadır. Hata terimi katsayısının istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca, elde edilen hata terimi katsayısının değeri -0.691369’dur. Bu katsayı hata terimi katsayısıyla ilgi koşul olan $-1 < \beta < 0$ aralıkta yer almakta ve bu koşulu sağlamaktadır. Bu katsayı değerine göre denge durumunda yaşanan bir sapma durumunda yeni denge durumuna geçiş hızı $(1 / 0.691369 = 1.446405)$ dönemde (ay) sağlanmaktadır.

Yapısal Kırılmalı Birim Kök Analizi

Analizin ikinci adımı olan bu kısımda yapısal kırılmalı birim kök testleri ve koentegrasyon testi gerçekleştirilmiştir.

Tablo 8: Değişkenlere Ait Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Variables	Zivot-Andrews Test			
	Critical Values	Intercept	Trend	Intercept & Trend
lnpe	test-statistic	-0.861	-3.109	-3.090
	%1	-5.34	-4.93	-5.57
	%5	-4.80	-4.42	-5.08
	%10	-4.58	-4.11	-4.82
Date		2019m08	2017m12	2018m02
lntr	test-statistic	-0.675	-3.786	-4.474
	%1	-5.34	-4.93	-5.57
	%5	-4.80	-4.42	-5.08
	%10	-4.58	-4.11	-4.82
Date		2019m11	2019m11	2019m11

*%1, **%5, ***%10 Anlamlılık Seviyesinde Durağan.

Tablo 8’de değişkenlere tek kırılmaya izin veren ZA yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmıştır. Değişkenler için sabitli, trendli ve hem sabit hem trendli modeller ayrı ayrı incelenmiştir. Elde edilen test sonuçlarına göre her iki değişken

için incelenen üç durumda kritik değerlerin hepsinde seriler yapısal kırılmalı birim köke sahiptir. Yani bu teste ait olan temel hipotez reddedilmiştir. Serilerde yapısal kırılmaların gerçekleştiği tarihler tabloda gösterilmiştir. Ayrıca, değişkenler için tahmin edilen modellere ait yapısal kırılmaları gösteren modellerin grafikleri çalışmanın sonunda EK-I’de verilmiştir. Bir diğer yapısal kırılmalı birim kök testi olan LS testi hem tek kırılmayı hem de iki kırılmanın olduğu durum ve tarihleri tespit edebilmektedir.

Tablo 9: Değişkenlere Ait Lee-Strazcicuh Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Variables	Lee-Strazcicuh Test		
	Critical Values	One Break	Two Break
lnpe	tau-Statistic	-4.728111	-6.076059
	%1	-4.701308*	-6.682760
	%5	-4.139765**	-5.904600**
	%10	-3.851376***	-5.519620***
Date	2018m12	2016m02	2020m06
lntr	tau-Statistic	-5.057776	-6.556994
	%1	-4.628007*	-6.385040*
	%5	-4.064194**	-5.646100**
	%10	-3.779897***	-5.289840***
Date	2020m02	2009m10	2020m03

*%1, **%5, ***%10 Anlamlık Seviyesinde Durağan.

Tablo 9’da değişkenler için tek ve iki yapısal kırılma için iki ayrı model çıktısı yer almaktadır. Tablodaki istatistiki değerlere göre değişkenler için oluşturulan her iki modelde her kritik değer seviyesinde LS testinin temel hipotezi reddedilmiş yani, seriler yapısal kırılmalar altında durağan durumdadır. Yine tabloda değişkenlere ait modeller için tek ve iki kırılmanın gerçekleştiği tarihler yer almaktadır. Kamu harcamaları için tek kırılma 2018 yılının 12. ayında görülürken, çift kırılmalar 2016 yılının 2. ayı ve 2020 yılının 6. ayında yaşanmıştır. Vergi gelirleri için tek kırılma 2020 yılının 2. ayında, çift kırılma ise 2009 yılının 10. ayında ve 2020 yılının 3. ayında yaşanmıştır.

Gregory-Hansen Koentegrasyon Analizi

Çalışmanın teorik kısmında daha önce belirttiği üzere Gregory-Hansen Koentegrasyon analizi için dört farklı model oluşturulacaktır. Oluşturulan bu dört model ADF, Z α ve Z t istatistikleri yardımıyla üç anlamlılık seviyesinde test edilecektir. Modellerin test istatistikleri değerine göre bu analizin temel hipotezi (koentegrasyon yoktur) reddedilecek ve alternatif hipotez (koentegrasyon vardır) kabul edilecektir. Analizde yapısal kırılmalar varsa her model için ayrı ayrı içsel olarak belirlenecektir.

Tablo 9: Gregory Hansen Yapısal Kırılmalı Koentegrasyon Analizi

Gregory-Hansen Cointegration							
Models	Tests	Statistic	Break Point	Date	Critical Values		
					1%	5%	10%
Model 1 (Level)	ADF	-7.67*	148	2018m4	-5.13	-4.61	-4.34
	Z α	-13.73*	150	2018m6	-5.13	-4.61	-4.34
	Zt	-192.03*	150	2018m8	-50.07	-40.48	-36.19
Model 2 (Trend)	ADF	-7.48*	150	2018m6	-5.45	-4.99	-4.72
	Z α	-13.61*	152	2018m8	-5.45	-4.99	-4.72
	Zt	-193.44*	152	2018m8	-57.28	-47.96	-43.22
Model 3 (Regime)	ADF	-6.15*	150	2018m6	-5.47	-4.95	-4.68
	Z α	-13.90*	152	2018m8	-5.47	-4.95	-4.68
	Zt	-194.86*	152	2018m8	-57.17	-47.04	-41.85
Model 4 (Regime & Trend)	ADF	-16.52*	116	2015m8	-6.02	-5.50	-5.24
	Z α	-16.56*	116	2015m8	-6.02	-5.50	-5.24
	Zt	-230.07*	116	2015m8	-69.37	-58.58	-53.31

*%1, **%5, ***%10 Anlamlık Seviyesinde Koentegre.

Tablo 9’da görüldüğü üzere her dört model için test istatistikleri dikkate alındığında %1 anlamlılık seviyesinde her model için koentegrasyon vardır. Serilerdeki kırılma tarihlerine bakıldığında kırılmaların 2015 yılının 8. ayı, 2018 yılının 4., 6. ve 8. aylarında yaşandığı görülmektedir. Yapılan bu analiz sonucuna göre değişkenler arasında yapısal kırılmalı koentegrasyon ilişkisi olduğuna karar verilmiştir. Yapısal kırılmalı koentegrasyon tarihleri dikkate alındığında özellikle üç model için 2018 yılı dikkat çekmektedir. Bilindiği üzere dolaylı vergilerin işlem anında tahsilatının yapılması doğrudan vergilere göre ayırt edici özelliklerinden biridir. Bu tarihlerde bazı dolaylı vergilerin oranlarında gerçekleştirilen kısa süreli indirimlerin (vergi gelirlerinde ve kamu harcamalarındaki azalmanın eşanlı yaşanması) kırılmalara neden olduğu düşünülmektedir. Doğrudan vergilerin oranlarında yapılan artışların ise tekrar vergi gelirlerini arttırdığı ve dolayısıyla kamu harcamalarının artmasına sebep olması kırılmayla birlikte her iki vektörün koentegre hareket ettiğini göstermektedir.

Model Uygunluk Testleri

Gregory-Hansen koentegrasyon analizi sonuçlarına göre yapısal kırılma ve koentegrasyon ilişkisinin tespit edilmesi durumunda bu analizin uygunluğunun test edilmesi gerekmektedir. Model uygunluğunun test etmek için sınır testi ARDL ve Cusum6 testleri kullanılmaktadır. Yapısal kırılmalı koentegrasyon modelinin bu

testleri geçmesi durumunda G-H koentegrasyon analizinin başarılı olduğunu söylemek mümkündür.

Sınır Testi (ARDL) ve Cusum6 Testi

Bu analizde iki ayrı regresyon modeli tahmin edilecek ve sonrasında birbirleriyle karşılaştırılacaktır. Tahmin edilen regresyon 1 modelinde sadece lnpe ve lntr değişkeni yer alacaktır. Sonrasında Gregory-Hansen koentegrasyon analizinden elde edilen kırılma tarihlerine göre kukla (dummy) bağımsız değişkeni oluşturulacak ilaveten teorik kısımda gösterildiği üzere kukla değişkenle birlikte bağımsız değişkenlerin ilişkisini gösteren yeni bir bağımsız değişken daha modele ilave edilerek regresyon 2 modeli tahmin edilecektir.

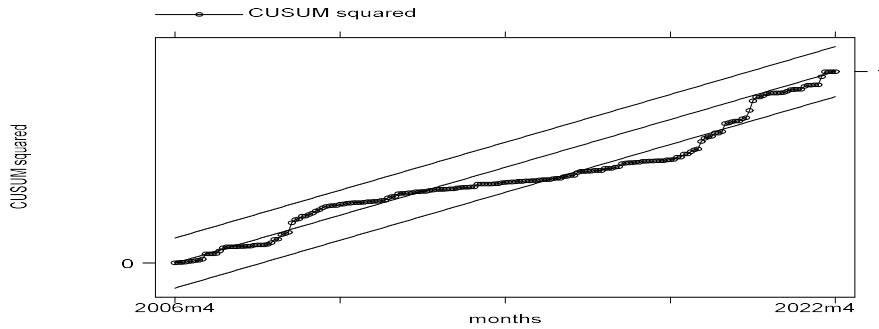
Tablo 10: Kukla Değişkensiz Sınır Testi (ARDL)

Dependent Variable: D.lnpe		ARDL (1 1) Regression 1					
Models	Variables&Lags	Coef.	Std. Err.	t	p > t	%95 Conf. Interval	
Adjusment	lnpe						
	L1.	-.6531035	.0643215	-10.15	0.000*	-.7799753	-.5262317
Long Run	lntr	1.008349	.0187217	53.86	0.000*	.9714209	1.045277
	lntr						
Short Run	D1.	-.3888361	.0903571	-4.30	0.000*	-.5670621	-.2106102
	C	.0873302	.2112675	0.41	0.680	-.3293869	.5040473

*%1, **%5, ***%10 Anlamlık Seviyesi.

Tablo 10'da Regresyon 1 gecikme uzunluğu (Lag 1,1) olacak şekilde tahmin edilmiş ve bu modele ait katsayıların istatistikî değerleri yer almaktadır. Modelde hata düzeltme terimi (-.6531035) $-1 < \beta < 0$ aralığında yer alarak gerekli koşulu sağlamaktadır. Uzun dönem ve kısa dönem katsayılar istatistikî olarak anlamlıdır. Sabit terim anlamsız çıkmıştır.

Şekil 3: Regresyon 1'e Ait Cusum6 Grafiği



Regresyon 1 modelinin uygunluğunun testi için cusum6 testi gerçekleştirilmiştir. Şekil 3'te görüleceği üzere regresyon doğrusu cusum6 sınır

çizgilerinin dışına çıkarak yapısal kırılmanın olduğunu göstermektedir. Yani sadece lnpe ve lntr değişkenlerinin yer aldığı tahmin edilen regresyon modelinde regresyon doğrusu sınır çizgilerinden dışarıya çıkmıştır.

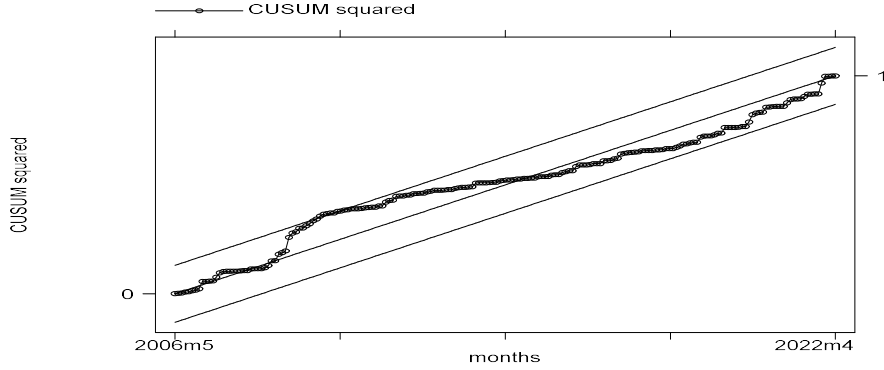
G-H koentegrasyon analizinden elde edilen kukla değişken ve kukla değişkenin ilişkili olduğu bağımsız değişken diğer değişkenlerle birlikte regresyon 2 modelinde tekrar tahmin edilmiştir.

Tablo 11: Kukla Değişkenli Sınır Testi (ARDL)

Dependent Variable: D.lnpe		ARDL (1 1 0 0) Regression 2					
Models	Variables&Lags	Coef.	Std. Err.	t	p > t	%95 Conf. Interval	
Adjustment	lnpe						
	L1.	-.720728	.0653641	-11.03	0.000*	-.8496648	-.5917911
	lntr	.8704537	.8704537	21.56	0.000*	.7908006	.9501068
Long Run	dummy	-3.344176	1.017624	-3.29	0.001*	-5.351536	1.336816
	dummy*lntr	.1968795	.0586213	3.36	0.001*	.0812434	.3125156
Short Run	lntr						
	D1.	-.4181418	.0886442	-4.72	0.000*	-.5930008	-.2432828
	C	1.753576	.5142429	3.41	0.001*	.7391834	2.76797

*%1, **%5,***%10 Anlamlık Seviyesi.

Tablo 11'de Regresyon 2 modeline ait gecikme uzunluğunun (Lag 1,1,0,0) olduğu tahmin çıktısı yer almaktadır. Görüleceği üzere uzun dönem ve kısa dönem değişkenlerine ait katsayıların hepsinin t istatistik değeri ($n > 30$ için $t > |1,96|$) koşulunu sağladığından (Newblod, 2016) temel hipotez reddedilmiş ve tahmin edilen uzun dönem ve kısa dönem modellerine ait katsayıların anlamlı olduğu görülmektedir. Özellikle burada dikkat edilmesi gereken kukla bağımsız değişkeni ve kukla değişkenle bağımsız değişkenin ilişkisinden elde edilen yeni bağımsız değişkenin katsayılarının anlamlı olmasıdır. Yani, G-H koentegrasyon analizinden elde edilen kukla değişken modelde hatasız bir şekilde çalışmaktadır. Hata düzeltme terimi (-.720728) $-1 < \beta < 0$ aralığında yer alarak gerekli koşulu sağlamaktadır. Bu sonuca göre yapısal kırılma altında koentegre değişkenler arasındaki dengesizlik durumu ($1 / 0.720728 = 1.387485$) dönem (ay) sonra tekrar birbirine yakınsayarak dengeye gelmektedir.

Şekil 4: Regresyon 2'ye Ait Cusum6 Grafiği

Şekil 4'te Regresyon 2 modelinin uygunluğu için cusum6 testi yapılmıştır. Buna göre tahmin edilen regresyon doğrusu cusum6 sınır çizgileri içerisinde yer almaktadır. Yani, G-H koentegrasyon analizinden yapısal kırılmaların yaşandığı tarihten elde edilen kukla değişken ve kukla değişkenle oluşturulan diğer bağımsız değişkenin modele ilave edilmesiyle yapısal kırılmanın ortadan kalktığı görülmektedir. Böylece, değişkenlere ait serilerin G-H yöntemiyle yapısal kırılma altında koentegrasyon ilişkisi içinde olduğu kabul edilmektedir.

SONUÇ

İkinci Dünya Savaşı sonrasında pek çok devlet Keynezyen iktisat politikaları doğrultusunda Refah Devleti uygulamasına yönelmiştir. Başlangıçta, Refah Devleti uygulamaları işe yarasada da 1970'li yıllara gelindiğinde Petrol Krizi ve ardından yaşanan Stagflasyon olgusu Refah Devleti uygulamasındaki aksaklıkların ortaya çıkmasına neden olmuştur. Bu aksaklıkların en başında devletin yani kamu kesiminin aşırı derecede büyümesi ve kamu açıklarının sürdürülemez boyutlara ulaşması gelmektedir. Tam bu dönemde Nobel Ödüllü iktisatçılar M. Friedman ve F. Hayek Minimal Devlet kavramıyla yaşanmakta olan krize çözüm önerisi getirmiştir. Kamu açıklarının neden olduğu bu krizi M. Friedman Vergi-Harcama hipoteziyle açıklamıştır. Friedman'a göre kamu açıklarının ve artan kamu harcamalarının nedenini vergi gelirlerindeki artışlar oluşturmaktadır. Yaşanan bu soruna karşı ise vergi gelirlerinin azaltılmasını önermiştir. Bunun da kısaca vergi gelirlerindeki azalışların hükümetler üzerinde baskıya neden olacağı dolayısıyla hükümetlerin harcama yaparken daha temkinli hareket edeceği şeklinde açıklamıştır. Bunun sonucunda kamu harcamalarının disipline edilerek kamu açıklarının kontrol altında tutulacağını savunmaktadır.

Bu çalışmada M. Friedman'a ait olan Vergi-Harcama hipotezinin 2006-2022 yılları aralığında Türkiye için geçerliliği araştırılmıştır. Çalışmanın uygulamasında iki farklı analiz yapılmıştır. İlk analiz geleneksel birim kök testleri ve geleneksel koentegrasyon yöntemi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Analiz

sonucuna göre kamu harcamaları ve vergi gelirine ait olan vektörlerin uzun dönemde koentegre olduğu sonucuna varılmıştır. Yani, vergi gelirlerindeki artış kamu harcamalarındaki artışa neden olmaktadır. Yine bu analiz için tahmin edilen hata düzeltme modeline göre uzun dönemde koentegre olan iki vektör arasında yaşanan dengesizlik durumu 1.445405 aylık sürede tekrar birbirine yakınsayarak denge durumuna dönmektedir. Uygulamanın ikinci analizinde yapısal kırılmaya izin veren birim kök testleri ve yine yapısal kırılmaya izin veren koentegrasyon yöntemi kullanılmıştır. Bu analiz sonucuna göre değişkenlerin yapısal kırılma altında aynı seviyede durağan olduğu ve uzun dönemde yapısal kırılma altında koentegre hareket ettiği gözlemlenmiştir. Yani, uzun dönemde değişkenlerde yaşanan yapısal kırılmalar dikkate alındığı zaman vergi gelirlerindeki artışın kamu harcamalarını arttırdığı tespit edilmiştir. Yapısal kırılmalı model için tahmin edilen hata düzeltme modeline göre yapısal kırılma altında koentegre değişkenler arasında yaşanan sapma durumunda değişkenler 1.387485 ay sonra tekrar denge durumuna geçmektedir. Böylece her iki analiz sonucuna göre değişkenler uzun dönemde koentegre olup vergi gelirlerindeki artışların kamu harcamalarını arttırdığı tespit edilmiştir.

Araştırma sonuçları dikkate alındığında, Saunoris ve Payne (2010), Kaya ve Şen (2013) ve Aysu ve Bakırtaş (2018)'in çalışmalarından elde ettikleri sonucu (kamu harcamalarının vergi gelirlerini arttırdığı) desteklemezken, Hong(2009), Apergis vd. (2012) ve Dökmen (2012)'nin çalışmalarıyla elde ettikleri sonuçları (vergi gelirlerinin kamu harcamalarını arttırdığı) desteklediği görülmektedir.

Sonuç olarak Türkiye'de 2006-2022 yılları aralığında vergi gelirleri ve kamu harcamaları arasında uzun dönemli ilişki olduğu vergi gelirlerinin kamu harcamalarını arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç, araştırmanın yapıldığı dönem dikkate alındığında M. Friedman'ın Vergi-Harcama hipotezini desteklemektedir. Dolayısıyla, çalışmada ulaşılan sonuç itibarıyla Türkiye'de kamu açıklarını kontrol altına almak ve kamu harcamalarını disipline etmek isteyen hükümetler açısından vergi gelirlerini azaltıcı yönde politikalara ağırlık verilmesinin daha etkin bir tercih olacağı ifade edilebilir.

KAYNAKÇA

Akbulut, H. & Yereli, A. B. (2016). Kamu gelirleri ve kamu harcamaları nedensellik ilişkisi: 2006-2015 dönemi için türkiye örneği, *Sosyoekonomi*, 24 (27), 103-120.

Akçağlayan, A. & Kayıran, M. (2010). Türkiye'de kamu harcamaları ve gelirleri: nedensellik ilişkisi üzerine bir araştırma, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5 (2), 129-146.

Aktan, C. C. (2006). *En az devlet en iyi devlet (devletin başarısızlığının anatomisi)*, Konya: Çizgi Kitapevi.

Alfonso, A. & Rault, C. (2009). Spend and tax: a panel data investigation for the EU, *Economics Bulletin*, 29 (4), 2542-2548.

Apergis, N., Payne, J. E. & Saunoris, J. W. (2012). Tax-spend nexus in greece: are there asymmetries?, *Journal of Economic Studies*, 39 (3), 327–336.

Aysu, A. & Bakırtaş, D. (2018). Kamu harcamaları ve vergi gelirleri arasındaki asimetric nedensellik ilişkisi: türkiye örneği, *Erciyes Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (51), 1-19.

Barro, R. J. (1979), On the determination of public debt, *journal of political economy*, 87 (5), Part 1, 940-971.

Best, R. (2008). *An introduction to error correction models*, Oxford Spring School for Quantative Methods in Social Research.

Brown, R. L., Durbin, J. & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, *Journal of the Royal Statistical Society*, 37 (2), 149-192.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49, 1057-1072.

Dilekli, S. & Yeşilkaya, K. (2002). Maastricht kriterleri, avrupa birliği ile ilişkiler genel müdürlüğü, <http://ekutup.dpt.gov.tr/ab/maastricht/dileklis/kriter.pdf> Erişim Tarihi (15.05.2022).

Dökmen, G. (2012). Yolsuzlukların vergi gelirleri üzerindeki etkisi: dinamik panel veri analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 13 (1), 41-51.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, Vol: 25, No: 2, 251-276.

Friedman, M. (1978). The limitations of tax limitation, *Policy Review* 5, 7-14.

Gelir İdaresi Başkanlığı, (2022). <https://www.gib.gov.tr/> Erişim Tarihi (16.05.2022).

Gregory, A.W. & Hansen, B. E. (1996a). Tests for cointegration in models with regime and trend shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58 (3), 555-60.

Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996b). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, 70 (1), 99-126.

Gürdal, T., Aydın, M. & İnan, V. (2021). The relationship between tax revenue, government expenditure and economic growth in g7 countries: new evidence from time and frequency domain approaches, *Economic Change and Restructuring*, 54 (2), 305-337.

Hong, T. J. (2009). Tax-and-spend or spend-and-tax? empirical evidence from Malaysia, *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 5 (1), 107-115.

Hoover, K. D. ve S. M. Sheffrin (1992), Causation, spending, and taxes: sand in the sandbox or tax collector for the welfare state?, *American Economic Review*, 82 (1), 225-48.

Kaya, A. & Şen, H. (2013). How to achieve and sustain fiscal discipline in turkey: rising taxes, reducing government spending or a combination of both?, *Romanian Journal of Fiscal Policy*, Vol: 4, Issue: 1 (6), 1-26.

Kunitomo, N. (1996). tests of unit roots and cointegration hypotheses in econometric models, *Japanese Economic Review*, 47 (1), pp. 79-109.

Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks, *The Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082-1089.

Musgrave, Richard (1996), Principles of budget determination in public finance: selected readings,. *New York: Random House*.

Meltzer, Allan ve Richard Scott (1981), A rational theory of the size of government, *Journal of Political Economy*, 89(5), 914-927.

Miller, S. M. ve Russek, F. S., (1990) Co-integration and error-correction models, temporal causality between government taxes and spendings”, *Southern Economic Journal*, 57, s.33-51.

Newblod, P. (2016). *İşletme ve İktisat İçin İstatistik* (Çev. Ümit Şenesen), İstanbul: Literatür Yayıncılık.

Onay, C. (2006). A Cointegration Analysis Approach to European Union Integration: The Case of Acceding and Candidate Countries, *European Integration online Papers*, 10, 1-16.

Payne, J. E. (2003). A survey of the international empirical evidence on tax-spend debate, *Public Finance Review*, 32(3), 302-324.

Peacock, A. T. & Wiseman, J. (1961). *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, UK. Princeton: Princeton University Press.

Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75 (2), 335-346.

Resmî Gazete, (2003). 25326 Sayılı.

Resmî Gazete, (2020). 31349 Sayılı.

Resmî Gazete, (2006). 26205 Sayılı.

Resmî Gazete, (2021). 31462 Sayılı.

Resmî Gazete, (2016). 30285 Sayılı.

Resmî Gazete, (2018a). 30412 Sayılı.

Resmî Gazete, (2018b). 30474 Sayılı.

Resmî Gazete, Cumhurbaşkanı Kararı 843 Sayılı (2019). 30721 Sayılı.

Saunoris, J. W. & Payne, J. E. (2010). Tax more or spend less? asymmetries in the uk revenue-expenditure nexus, *Journal of Policy Modeling*, 32, 478-487.

Terzi, H. & Oltulular, S. (2006). Harcama-Vergi Geliri Hipotezi: Türkiye Örneği *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Sayı: 2, Cilt: 20, 1-8.

TCMB, E. (2022). <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket> Erişim Tarihi (20.05.2022).

TÜRMOB, (2022). <https://www.turmob.org.tr/Sirkuler> Erişim Tarihi (16.05.2022).

Yılcı, V. (2009). Yapısal kırılmalar altında Türkiye için işsizlik histerisinin sınanması, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10 (2), 324-335.

Yılcı, V., Şaşmaz V. Ü. & Öztürk, Ö. F. (2020). Türkiye’de kamu harcamaları ile vergi gelirleri arasındaki ilişki: frekans alanda asimetrik testinden kanıtlar, *Sayıştay Dergisi*, 31(116), 121-139.

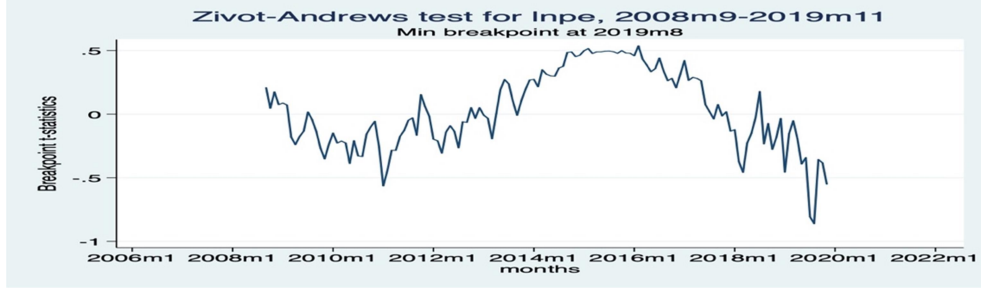
Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992). further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 251-270.

Wildavsky, Aaron (1988), The new politics of the budgetary process. glenview: scott, *Foresman & Co*

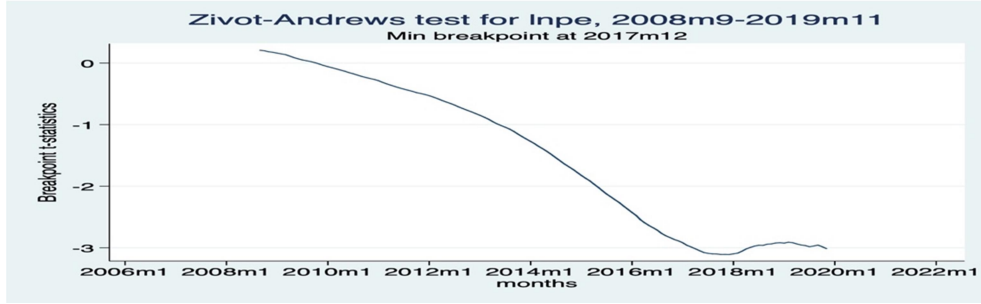
Williamson, J. (2005). The strange history of washington consensus, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol: 27, No: 2, 195-206.

EK-I

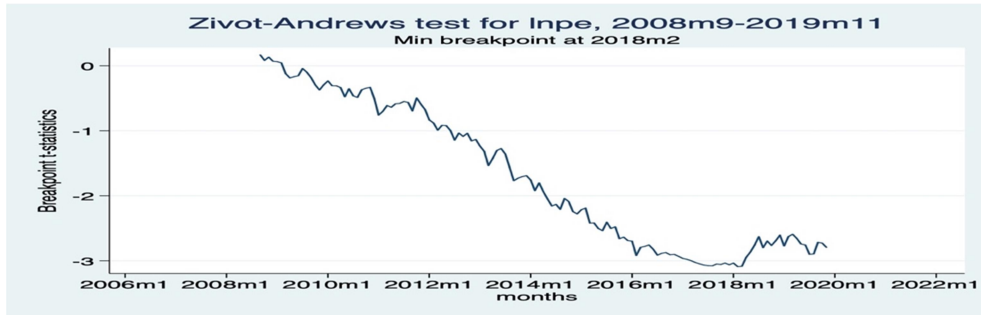
Şekil 5: Inpe Değişkeni İçin Zivot-Andrews Birim Kök Testi (Intercept)



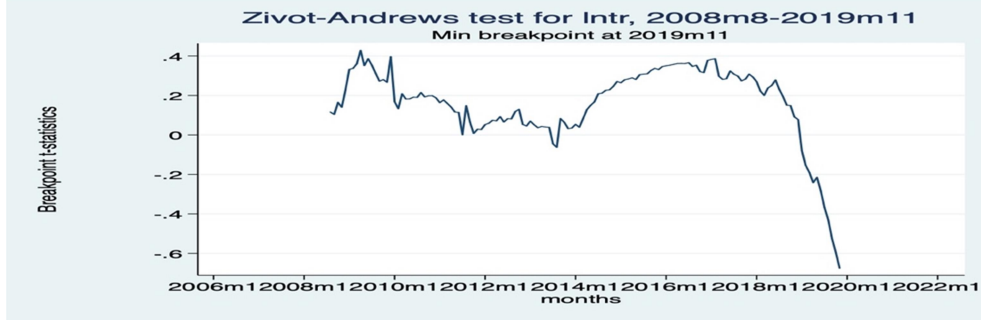
Şekil 6: Inpe Değişkeni İçin Zivot-Andrews Birim Kök Testi (Trend)



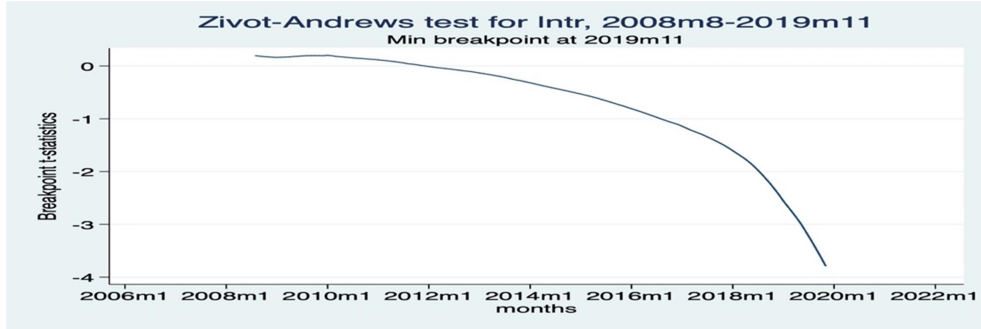
Şekil 7: Inpe Değişkeni İçin Zivot-Andrews Birim Kök Testi (Intercept & Trend)



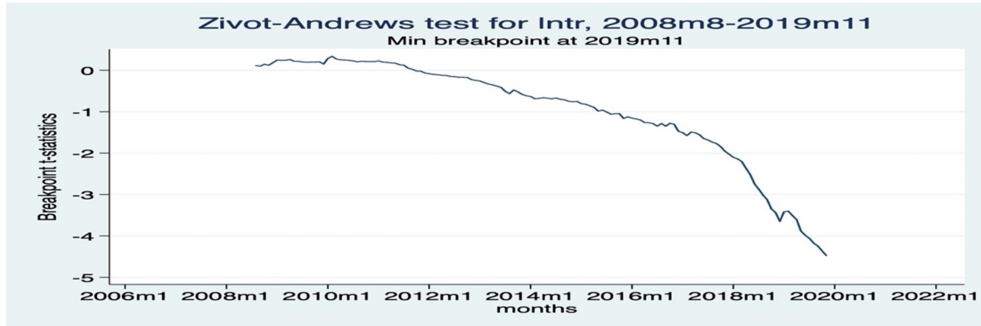
Şekil 8: Intr Değişkeni İçin Zivot-Andrews Birim Kök Testi (Intercept)



Şekil 9: Intr Değişkeni İçin Zivot-Andrews Birim Kök Testi (Trend)



Şekil 10: Intr Değişkeni İçin Zivot-Andrews Birim Kök Testi (Intercept & Trend)



Çalışmada yazarlar eşit oranda katkı vermiştir ve çıkar çatışması bulunmamaktadır.