

Türkiye’de Bütçe Gelir ve Harcamalarının Ampirik Analizi

Sevda AKAR*

Özet

Bu çalışma Türkiye’de bütçe gelir ve harcamaları arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamıştır. Kullanılan yıllık veriler 1950 ile 2012 tarihleri arasındaki periyodu kapsamaktadır. İlk olarak Payne vd. (2008) ve Paleologou (2013)’nin önerdiği adımlar izlenerek, standart ve kırılmalı birim kök testleriyle değişkenlerin durağanlığı test edilmiştir. Daha sonra Gregory ve Hansen (1996)’in kırılmalı eş bütünleşme testi ve Enders ve Siklos (2001)’in TAR ve MTAR modelleriyle analize devam edilmiştir. Çalışmanın ampirik bulguları Türkiye’de incelenen dönem için bütçe açığının zayıf sürdürülebilir olduğunu göstermektedir. Ayrıca bütçe gelir ve harcamaları arasında uzun dönemli ilişkinin var olduğu ve uzun dönem dengesine yaklaşma sürecinin simetrik olduğu belirlenmiştir. Ampirik sonuçlar değişkenler arasında kısa dönemde iki yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: *Bütçe Açığı, Sürdürülebilirlik, Eşbütünleşme, TAR, MTAR*

JEL Sınıflandırması: *C32, E62, H60*

Abstract - The Empirical Analysis of Budget Revenues and Expenditures in Turkey

This study aims to investigate the relationship between budget revenues and expenditures in Turkey. The annually data used in the study covers the period from 1950 to 2012. First, the stationarity of the variables is tested with standart unit root tests and unit root tests allowing structural breaks by following Payne et al. (2008) and Paleologou (2013). After that, the analysis continues with Gregory and Hansen (1996)’s cointegration test and Enders and Siklos (2001)’s TAR and MTAR models. The empirical results of the study show that budget deficit is weakly sustainable in investigated period. Furthermore, it is determined that budget revenues and expenditures are significantly related in the long run and convergence process to wards long run equilibrium is symmetric. Empirical results also points bi-directional causality between the variables in the short run.

Key Words: *Budget Deficit, Sustainability, Cointegration, TAR, MTAR*

JEL Classification: *C32, E62, H60*

* Dr., Balıkesir Üniversitesi, Bandırma İİBF, Maliye Bölümü

1. Giriş

Bütçe gelir ve harcamaları arasındaki ilişki ve bu ilişkiye bağlı olarak ortaya çıkabilen bütçe açığı sorunu, belirli sayısal sınırlar içinde kalmadığı sürece ülkeler için çok önemli sonuçlar doğurabilmektedir. Maastricht kriterlerine göre bütçe açıklarının Gayri Safi Yurtiçi Hasılanın (GSYH) %3'ünü geçmemesi öngörülmektedir. Bütçe açığının yüksek oranlara ulaşması açıkların kapatılması için ek vergi ya da borçlanmayı en önemli alternatifler olarak ülkelerin karşısına çıkarmaktadır. Her iki alternatifin de kendine özgü maliyetleri olmasına rağmen özellikle borçlanmanın artması diğer makroekonomik göstere ve dengeleri de olumsuz etkileyebilmektedir. Bu nedenle gelir ve harcamalar arasındaki nedensel ilişkinin belirlenerek mali politikaların oluşturulması, bütçe açıklarının tamamen ortadan kaldırılmasına bile sürdürülebilir hale getirilmesi açısından önem kazanmaktadır.¹

Gelir ve harcamalar arasındaki nedensel ilişki literatürde 4 farklı hipotezle açıklanmaya çalışılmaktadır. Bunlardan ilki Friedman (1978)'in önerdiği ve vergi gelirlerindeki değişimin kamu harcamalarında değişime yol açtığı vergi-harcama hipotezidir (tax and spend hypothesis). İkincisi bu hipotezin tam tersini savunan harcama-vergi (spend and tax hypothesis) hipotezidir. Bu hipoteze göre önce harcamalar yapılır daha sonra ise vergi toplanır (Peacock ve Wiseman, 1979; Roberts, 1978). Üçüncü hipotez mali eşzamanlılık hipotezi (fiscal synchronization hypothesis) olarak adlandırılır. Gelir ve harcama kararlarının eşanlı olarak verildiğini dolayısıyla bu iki değişken arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu savunmaktadır (Meltzerand Richard, 1981). Son hipotez ise Baghestani and McNown (1994) ve Wildavsky (1988)'nin ortaya koyduğu kurumsal ayırma hipotezidir (institutional separation hypothesis). Bu hipoteze göre gelirler ile harcamalar arasında bir nedensellik ilişkisi yoktur, iki değişken birbirinden bağımsızdır (Payne vd. (2008); Paleologou, 2013).

Bütçe gelir ve harcamalarının çeşitli ekonomik, hukuksal ve sosyal etkiler nedeniyle değişik dönemlerde önemli değişimler göstermesi beklenen bir durumdur. Ampirik metodolojide yapısal kırılma olarak isimlendirilen bu durum değişkenlerin zaman serisi özelliklerini ve değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkilerini etkileyebilmektedir. Nitekim 1980'li yılların ilk yarısında gerçekleşmeye başlayan liberalizasyon süreci, 1990'lı yılların sonunda ortaya çıkan Asya ve Rusya krizleri, 2001 yılı finansal krizi ve 2003 yılında kabul edilen 5018 sayılı Kamu Mali Yönetimi ve Kontrol Kanunu Türkiye'de bütçe gelir ve harcama değişkenleri için önemli etkilere sahip olması beklenen faktörlerdir.

¹ Çalışma içinde sürdürülebilirlik ifadesi bütçe açıklarının sürdürülebilirliği anlamında kullanılmıştır.

Bu çalışma Türkiye’de bütçe gelir ve harcamaları arasındaki ilişkiyi Payne vd. (2008) ve Paleologou (2013)’nin önerdiği ampirik yöntemle incelemektedir. Veri olarak 1950–2012 arası yıllık bütçe gelir ve harcamaları kullanılmıştır. Türkiye’de sürdürülebilirlik ekseninde gelir ve harcama arasındaki ilişki çok sayıda çalışmada irdelenmiştir. Ancak bu çalışmalar daha çok bütçe açıklarının sürdürülebilir olup olmadığı ya da ne derecede sürdürülebilir olduğu üzerine odaklanmıştır. Ancak Payne vd. (2008)’nin çalışmaları daha önceki çalışmalarda kullanılmamış olan Enders ve Siklos (2001)’un önerdikleri eşikli otoregresif (threshold autoregressive, TAR) ve ivme eşikli otoregresif (momentum threshold autoregressive, MTAR) modellerini kullanarak sürdürülebilirliği kırılmalı eşbütünleşme analiziyle incelemiştir. Bu sayede daha önceki çalışmalardan farklı olarak uzun dönem dengesine yaklaşımda simetrik etkinin varlığı belirlenmiştir. Ancak bu çalışmanın veri seti 2004 yılına kadar sürmektedir. Öte yandan 2003 yılında yapılan değişiklik ile 2006 yılından itibaren uygulanmaya başlanan 5018 sayılı Kamu Mali Yönetim ve Denetimi Kanunu analitik bütçe sınıflandırma sistemini getirmiş, bütçede gelir ve harcama kalemlerinin hesaplama yöntemi değişmiştir. Bu çalışmada veri seti 1950’den başlayıp 2012’ye kadar genişletilerek Payne vd. (2008)’nin çalışmaları ekseninde analizler yapılarak yeni bulgular elde edilmiştir. Ayrıca literatürde nispeten daha yeni olan kırılmalı birim kök testleri verilere uygulanmıştır. İkinci olarak da ilgili Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) yardımıyla kısa ve uzun dönem nedensellik analizi yapılarak yukarıda bahsedilen hipotezler test edilmiştir.

Çalışmanın ikinci bölümünde teorik altyapı ve ilgili literatür irdelenmiştir. Üçüncü bölümde ampirik analizde kullanılan veri tanıtılmış ve temel özellikleri gösterilmiştir. Dördüncü bölümde izlenen ampirik yöntem açıklanmış ve elde edilen bulgular sunularak tartışılmıştır. Beşinci bölümde bulgular yorumlanarak çalışma sonlandırılmıştır.

2. Teorik Çerçeve ve Literatür

Çalışmanın teorik altyapısı literatürde yaygın olarak kullanılan Hakkio ve Rush (1991) tarafından önerilen dinamik bütçe kısıtına göre tasarlanmıştır. İlk olarak bütçe kısıt eşitliği denklem(1) deki gibi yazılabilir.

$$GE_t - R_t = B_t - (1 + i_t)B_{t-1} \quad (1)$$

Denklem (1)’de GE_t kamu mal ve hizmet satın alma harcamalarıyla transfer ödemelerini, R_t bütçe gelirlerini, B_t kamu borç stoğunu, i_t faiz oranını göstermektedir. Modeldeki tüm değişkenler reelleştirilmiştir. Bütçe kısıtı dönemler

arasında da sağlanması gerektiğinden denklem (1) yapılacak matematiksel işlemler ile denklem(2)'ye dönüştürülebilir.²

$$B_0 = \sum_{t=1}^{\infty} r_t (R_t - GE_t) + \lim_{n \rightarrow \infty} r_n B_n \quad (2)$$

Denklem(2)'de iskonto faktörü, $r_t, r_t = \prod_{s=1}^t \sigma_s$ ve $\sigma_s = 1/(1 + i_s)$ olarak tanımlanmıştır. Burada vurgulanan, kamu borcunun bugünkü değerinin gelecekteki fazlalıkların bugünkü değeri ile beklenen kamu borçlarının bugünkü değerinin toplamına eşit olduğudur. $\lim_{n \rightarrow \infty} r_n B_n$ limitinin değeri sıfıra giderse, bugünkü borç gelecekteki fazlalıklarla finanse edilebilir hale gelecektir. Dolayısıyla bütçe açığının sürdürülebilirliği limitin değerinin sıfır olup olmamasına bağlıdır. Reel faiz oranının durağan olduğu varsayımı altında denklem (2) dönüştürülerek bütçe gelir ve harcamaları arasındaki uzun dönemli ilişki denklem (3) şeklinde yazılabilir.

$$R_t = \alpha + \beta E_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklem (3)'de $E_t (E_t = GE_t + iB_{t-1})$ faiz ödemelerini de kapsayan harcamaları göstermektedir. Gelir ve harcamalar arasındaki uzun dönem ilişkisini yansıtan denklem (3)'de β katsayısının değeri bütçe açığının sürdürülebilirliği ile ilgili yorumlama yapma olanağı sunmaktadır. Quintos (1995), Martin (2000), Cunado vd. (2004), Payne vd. (2008) ve Paleologou (2013) çalışmalarında güçlü sürdürülebilirlik ve zayıf sürdürülebilirlik olmak üzere iki tip sürdürülebilirlikten bahsetmişlerdir. Buna göre R_t ve E_t eşbütünleşik ve denklem (3)'deki β katsayısı 1'e eşitse güçlü sürdürülebilirlik, değişkenler eşbütünleşik, katsayı 0 ile 1 arasındaysa ($0 < \beta < 1$) zayıf sürdürülebilirlik söz konusudur.

Literatürde bütçe gelir ve harcamaları ile buna bağlı olarak bütçe açıklarını konu alan ve özellikle bütçe açığının sürdürülebilirliği üzerine vurgu yapan önemli araştırmalar mevcuttur. Öncü araştırmalardan ilki Hamilton ve Flavin (1986)'in geliştirdikleri metodolojiyle ABD'de bütçe açığının sürdürülebilir olduğunu ortaya koydukları çalışmadır. Bu konuda literatürün hızla gelişmesini sağlayan en önemli katkı ise Hakkio ve Rush (1991) yapmışlardır. Bütçe açığının sürdürülebilirliğinin eşbütünleşme testleriyle analiz edilmesi ve eşbütünleşme testlerinin ekonometrik olarak da popüler yöntemler haline gelmesi bu çalışmayı önemli bir referans haline getirmiştir. Quintos (1995), Hakkio ve Rush (1991)'in çalışmalarını baz alıp sürdürülebilirliğin

2 Bu konuda ayrıntılı bilgi için Hakkio ve Rush (1991) incelenebilir.

mertebesiyle ilgili kavramlar önermiş ve sürdürülebilirliğin zayıf ya da güçlü olmasının koşullarını ortaya koymuştur. Sürdürülebilirliğin test edilerek derecesinin belirlenmesini sağlayan bu önemli araştırmaları takiben, Tanner ve Liu (1994), Crowder (1997) ABD’de sürdürülebilirlikle ilgili yaptıkları çalışmalarda 1982 yılında bir kırılma olduğunu ve bu kırılmadan önce sürdürülebilir bir bütçe politikasının varlığını ortaya koyarken, kırılmadan sonra sürdürülebilirliğe ait kanıtlar bulamamışlardır. Bu sonuçlar önemli yapısal kırılmaların sürdürülebilirliği etkileyebileceği düşüncesini tetiklemiş ve buna bağlı olarak literatürde yapısal kırılmalar dikkate alınmaya başlanmıştır.

Rubio, Roldan ve Esteve (2008) ABD verilerinde öncelikle Bai-Perron (1998) testi ile kırılmaları belirlemiş, daha sonra bu kırılmalara bağlı olarak tüm örnekleme alt dönemlere ayırmış ve sürdürülebilirlik testlerini bu alt dönemler için de yapmıştır. Çalışma sonunda bazı alt dönemlerde zayıf sürdürülebilirlik, bazılarında güçlü sürdürülebilirlik tespit etmiştir. Ayrıca çalışmada sürdürülebilirliğin olmadığı bir dönem de belirlenmiştir. Öte yandan ABD verileriyle Martin (2000) ve Arestis vd. (2004) de sürdürülebilirliği destekleyen sonuçlara ulaşmıştır.

ABD verileri dışında farklı ülke verileriyle de sürdürülebilirlik analizleri gerçekleştirilmiş ve değişik yelpazede sonuçlara ulaşılmıştır. Makrydakakis vd. (1999) Yunanistan’da, Jha ve Sharma (2004) Hindistan’da, Neaime (2004) Lübnan’da, Gallive Padovano (2005) İtalya’da, Marinheiro (2005) Portekiz’de, Rubio vd. (2006) İspanya’da, Arsovd (2007) Arjantin’de bütçe açıklarının sürdürülemez olduğu yönünde kanıtlar elde etmişlerdir. Diğer yandan De Haan ve Siermann (1993) Hollanda’da, Wu (1998) Tayland’da, Koo (2002) Kore’de, Kirchgaessner ve Prohl (2006) İsviçre’de, Kashalala (2006) Güney Afrika’da, sürdürülebilirliğin varlığına işaret eden bulgulara ulaşmışlardır.

Son dönemde ilgili literatüre önemli katkıda bulunan çalışmalardan birini de Payne vd. (2008) gerçekleştirmiştir. Payne vd. (2008), araştırmasında gelir ve harcama verilerinden hareketle yapısal kırılmalı sürdürülebilirlik analizi gerçekleştirmiştir. Buna ek olarak ise Enders ve Siklos (2001)’ün önerdikleri TAR ve MTAR modelleri yardımıyla uzun dönem dengesine dönüşte asimetrik etkilerin varlığını Türkiye verilerini kullanarak test etmişlerdir. Yine çalışmada simetrik hata düzeltme modelleri yardımıyla kısa ve uzun dönemli nedensellikler incelenmiştir.

Türkiye’de ise bütçe gelir ve harcamalarının analizi genellikle sürdürülebilirliğin test edilmesi üzerine yoğunlaşmıştır. Farklı çalışmalarda farklı yöntemler ve örneklemeler kullanılarak farklı sonuçlara ulaşılmıştır. İlk olarak Özatay (1997) 1977:1–1995:2 periyodunda maliye politikasının sürdürülemez olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Daha

sonra, Özmen ve Koğar (1998) yapısal kırılmayı da dikkate aldığı çalışmalarında bütçe açıklarının zayıf sürdürülebilir olduğunu belirlemişlerdir. Takiben Akçay vd.(2001) borç/GSYH serisinin durağan olmaması nedeniyle bütçe açıklarının sürdürülemez olduğunu ileri sürmüşlerdir. Özdemir (2004) ve Şen vd. (2010) de sürdürülebilirliğin olmadığını ortaya koymuşlardır. Günaydın (2003) ise Johansen ve Engel-Granger bütünlük testleriyle yaptığı analizde zayıf sürdürülebilirlik sonucuna ulaşmıştır. Zayıf sürdürülebilirlik bulgusu yapılan çalışmalarda en sık karşılaşılan sonuç olarak karşımıza çıkmaktadır. Kuştepeli ve Önel (2005), Kalyoncu (2005), Gürbüz vd (2007), Göktaş (2008), Aslan (2009), Yıldırım ve Özcan (2011) farklı örneklemeleri ve farklı yöntemleri kullanarak zayıf sürdürülebilirlik yargısına ulaşan çalışmalardır. Öte yandan Peker ve Göçer (2012) ise sürdürülebilirliğin, 1987:01–1994:03 döneminde oldukça düşük formda, 1994:04–2001:01 ve 1987:01–2010:12 döneminde zayıf formda, 2001:02–2010:12 döneminde ise güçlü formda olduğu yönünde kanıtlara ulaşmışlardır. Gelir ve harcama arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen Terzi ve Oltulular (2006) ve Çavuşoğlu (2008) Türkiye ekonomisinde harcama-vergi hipotezinin geçerli olduğunu savunmuşlardır. Dökmen (2012) ise 34 OECD ülkesini dahil ettiği çalışmasında panel veri analizi kullanmış ve ilgili panel için vergi-harcama hipotezinin geçerliliğini bulgu olarak raporlamıştır.

3. Veri

Çalışmada 1950–2012 tarihleri arası Türkiye Cumhuriyeti Merkezi Yönetim yıllık toplam bütçe gelir ve harcama verileri kullanılmıştır. Veriler Maliye Bakanlığı Bütçe ve Mali Kontrol Genel Müdürlüğü'nden elde edilmiştir (www.bumko.gov.tr). Elde edilen gelir ve harcama değerlerinin GSYH'ya oranlanmasıyla hesaplanan GELİR/GSYH, (R) ve HARCAMA/GSYH,(E) değişkenleri ampirik analize dahil edilmiştir. Bu değişkenlere ait özet istatistik bilgiler ve grafikler sırasıyla Tablo 1 ve Grafik 1' de gösterilmiştir.

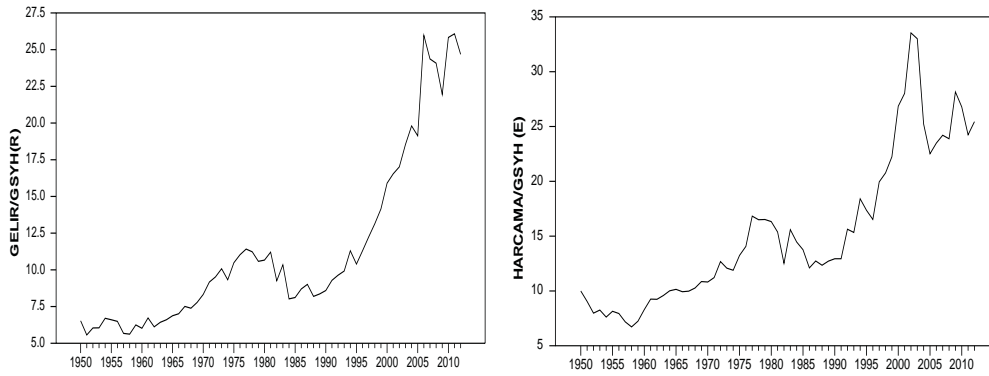
Tablo1. Değişkenlere Ait Özet İstatistikler

	R_t	E_t
Ortalama	11,315	15,380
Medyan	9,321	12,936
Minimum	5,563	6,721
Maksimum	26,079	33,543
Standart Sapma	5,842	6,827
Çarpıklık	1,357	0,898
Basıklık	3,724	2,895
Jarque-Bera	20,721*	8,512*
Gözlem	63	63

* %1 düzeyinde anlamlı

Tablo1 incelendiğinde ortalama, medyan, minimum ve maksimum değerleri harcamalar için gelirlere³ göre daha yüksek düzeydedir. Bu durum incelenen periyotta bütçenin genellikle açık verdiğinin bir göstergesi olarak düşünülebilir. Diğer yandan çarpıklık ve basıklık değerlerine göre bütçe gelirleri ve harcamaları serilerinin sağa çarpık ya da pozitif çarpık olduğu görülmektedir. Gelir serisi normal dağılıma göre daha dik (leptokurtic) iken harcama serisi normale yakın olmakla beraber biraz daha basıktır (platykurtic). Basıklık ve çarpıklık ölçülerinden edinilen değişkenlere ait dağılımın normal olmadığı izlenimi dağılımın normal olduğu sıfır hipotezini test eden Jarque –Bera testi yardımıyla kanıtlanmaktadır. Bu test sonucuna göre sıfır hipotezi her iki değişken için de %1 anlamlılıkla reddedilmiş ve değişkenlerin dağılımının normal olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Grafik 1. Türkiye’de Bütçe Gelir ve Harcamalarının GSYH’ya Oranı



Ampirik analiz gerçekleştirilip istatistiksel kanıtlara ulaşılmadan önce önsel olarak Grafik 1 incelendiğinde gelir ve harcama değişkenlerinin benzer patikaları izlediği görülmektedir. Bu durum gelir ve harcama değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki olabileceği beklentisini ortaya koymaktadır.

4. Yöntem ve Ampirik Bulgular

Beklentilerin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını belirlemek ve iki değişken arasındaki zaman serisi dinamiklerini ampirik olarak incelemek için Payne vd. (2008) ve Paleologou (2013)’nin önerdiği 4 adımlı yöntem takip edilmiştir. Buna göre ilk adımda geleneksel birim kök testleri yapılarak serilerin durağan olup olmadığı araştırılmıştır. Bu amaçla Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen Augmented Dickey Fuller (ADF) testi, Phillips ve Perron (1988)’un önerdiği PP testi, Kwiatkowski vd.(1992)’nin literatüre kazandırdığı KPSS testleri uygulanmıştır. Test sonuçları Tablo2’de sunulmuştur.

3 Metnin bundan sonraki bölümünde harcama ve gelir ifadeleri GSYH’ya oranlanmış biçimlerini göstermektedir.

Tablo 2. Birim Kök Testleri

	Değişkenler			
	R_t	ΔR_t	E_t	ΔE_t
ADF	1,319	-10,277*	-0,740	-7,004*
PP	0,757	-10,277*	-0,741	-6,980*
KPSS	0,770*	0,361	0,846*	0,073

* %1 düzeyinde anlamlı Not: Gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri(AIC)'ne göre seçilmiştir.

ADF ve PP test sonuçları gerek gelir gerekse harcama değişkeni için düzeyde "birim kök vardır" sıfır hipotezini reddedememektedir. Bu sonuç serilerin düzeyde durağan olmadığını işaret etmektedir. Aynı testler serilerin birinci farklarına uygulandığında ise sıfır hipotezinin reddedildiği, serilerin birinci farklarının durağan olduğu görülmektedir. Dolayısıyla ADF ve PP testlerine göre gelir ve harcama serileri birinci mertebeden entegre yani $I(1)$ serilerdir. Benzer sonuçlar farklı bir yapıyla, farklı bir sıfır hipotezini test eden KPSS testi için de geçerlidir. KPSS testi ADF ve PP testinden farklı olarak "seri durağandır" sıfır hipotezini test etmektedir. Dolayısıyla sıfır hipotezinin reddedilmesi serinin birim kökü olduğunu, reddedilememesi de durağan olduğunu göstermektedir. Tablo 2'deki KPSS test sonuçları da diğer test sonuçlarını desteklemekte serilerin her ikisinin de $I(1)$ olduğunu ortaya koymaktadır. Uygulamada yaygın kullanım alanı bulan bu geleneksel testler serilerde kırılma ihtimalini dikkate almayan testlerdir. Bu nedenle geleneksel birim kök testlerine ek olarak Zivot ve Andrews (1992), Perron (1997) ve Lee ve Strazicich (2004)'ün yapısal kırılmaya izin veren ve kırılma noktasının serinin iç dinamikleri tarafından belirlendiği tek kırılmalı ve yine Lee ve Strazicich (2003)'ün çift kırılmalı birim kök testleri gerçekleştirilmiştir. Kırılmayı dikkate alan birim kök testlerine ait sonuçlar Tablo3'de özetlenmiştir.

Tablo 3. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

	Değişkenler			
	R_t	ΔR_t	E_t	ΔE_t
Zivot-Andrews(Test İst.)	-3,755	-11,338*	-4,572	-7,302*
Tek Kırılma Tarihi	1984	1997	2000	1997
Perron (Test İst.)	-3,698	-11,273*	-4,273	-8,319*
Tek Kırılma Tarihi	1983	1997	1999	2002
Lee ve Strazicich(Test İst.)	-2,886	-6,607*	-4,073	-6,362*
Tek Kırılma Tarihi	1997	1995	1998	1993
Lee ve Strazicich(Test İst.)	-3,623	-9,784*	-4,773	-7,317*
Çift Kırılma Tarihleri	1981	1978	1998	1993
	1998	2004	2005	2000

* %1 düzeyinde anlamlı Not: Gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri(AIC)'ne göre seçilmiştir.

Tablo3'de özetlenen kırılmalı birim kök testi sonuçları geleneksel birim kök testi sonuçlarını destekler niteliktedir. Uygulanan alternatif bütün kırılmalı birim kök testleri incelen iki serinin de düzeyde durağan olmadığını, birincil farklarının ise durağan olduğunu göstermektedir.

İzlediğimiz ampirik yöntemin ilk adımında serilerin I(1) olduğu belirlendikten sonra ikinci adımda seriler arasında uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığını test etmek için eşbütünlüşme testi yapılmıştır. Burada da eşbütünlüşme vektörünün zamanla değişimine izin veren eşbütünlüşme testi tercih edilmiştir. Çünkü bu test hata terimine dayalı, kırılmaya izin veren ancak kırılmanın dışsal olarak önceden belirlenmediği, verinin kendi içinde kırılma noktasını tayin ettiği bir eşbütünlüşme testidir. Dolayısıyla kırılmasız alternatif eşbütünlüşme testlerinin, kırılmayı dikkate almamalarından dolayı hatalı olarak eşbütünlüşmenin varlığını reddetmeleri gibi sorunları ortadan kaldırmaktadır (Gregory ve Hansen,1996; Payne vd.2008; Paleologou, 2013). Eşbütünlüşme testi için ilk olarak denklem (4)'de gösterilen ve kesme teriminde kırılmaya izin veren aşağıdaki model kullanılmıştır.

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \beta E_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Denklem (4)'de D_t kukla değişkendir. θ verinin kendi iç dinamiği tarafından belirlenen kırılma tarihini göstermek üzere D_t kukla değişkeni denklem (5)'deki tanıma uygun değerler alır.

$$D_t = \begin{cases} 1, & t \geq \theta \\ 0, & t < \theta \end{cases} \quad (5)$$

Eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 4 'de özetlenmiştir. Buna göre test istatistiği iki değişkenin eşbütünleşik olmadığı sıfır hipotezini %1 anlamlılıkla reddetmektedir. Bu da değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri yönündeki beklentimizi kanıtlamaktadır. Bu sonuca ulaşırken gerçekleştirdiğimiz eşbütünleşme testi 2003 yılında bir yapısal kırılmanın varlığını dikkate almıştır. Sonuçlardan da izlenebileceği gibi kırılmayı temsil eden kukla değişkene ait katsayı istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 4. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

Bağımlı değişken	R_t
α_0	3,117*(5,318)
α_1	8,478*(11,341)
β	0,446* (11,047)
ADF	-6,022*
Kırılma Noktası	2003

* %1 düzeyinde anlamlı (...): t-istatistiğini göstermektedir.

Not: ADF istatistiği Gregory-Hansen (1996)'deki kritik değerler göre değerlendirilmiştir.

Tablo 4'de sunulan sonuçlardan bütçe açığının sürdürülebilirliği ilgili yorumlar yapılabilir. Tahmin sonuçlarında β katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ve 0,446 olarak elde edilmiştir. Bu da zayıf formda bir bütçe açığı sürdürülebilirliğini işaret etmektedir. Bu sonuç farklı periyotlardaki veri setiyle ve kırılmaz olarak Türkiye'de bütçe açığını araştıran Aslan (2009) ve Yıldırım ve Özcan (2011)'in bulgularıyla uyumludur. Yine Göktaş (2008) da çeyrek yıllık verileri ve farklı bir eşbütünleşme yöntemi kullanarak benzer sonuçlara ulaşmıştır. Kuştepe ve Önel (2004) ve Özmen ve Koğar (1998)'in sonuçları da zayıf sürdürülebilirliği desteklemektedir. Yöntemini takip ettiğimiz Payne vd. (2008) de inceledikleri dönem için zayıf durağanlık sonucuna ulaşmışlardır.

Yöntemin üçüncü adımında uzun dönem dengesine yaklaşma sürecinde bir asimetri olup olmadığı araştırılmıştır. Bu amaçla Enders ve Siklos (2001)'ün önerdikleri TAR ve ivme MTAR modelleri tahmin edilmiştir. TAR ve MTAR modelleri için öncelikle denklem (4)'den elde edilen kalıntılar denklem (6)'deki gibi ifade edilmiştir.

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = I_t \rho_1 \hat{\epsilon}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \hat{\epsilon}_{t-i} + v_t \quad (6)$$

Denklem (6)'de v_t , 0 ortalamalı, sabit varyanslı, bağımsız özdeş dağılımlı hata terimidir. Denklem (6)'deki modelin TAR ya da MTAR olarak nitelendirilmesini sağlayan I_t değişkenidir. γ veri tarafından içsel belirlenen eşik değer olmak üzere, I_t denklem (7)'deki gibi tanımlanırsa model TAR, denklem (8)'deki gibi tanımlanırsa da

MTAR haline dönüşmektedir.

$$I_t = \begin{cases} 1, & \hat{\epsilon}_{t-1} \geq \gamma \\ 0, & \hat{\epsilon}_{t-1} < \gamma \end{cases} \quad (7)$$

$$I_t = \begin{cases} 1, & \Delta \hat{\epsilon}_{t-1} \geq \gamma \\ 0, & \Delta \hat{\epsilon}_{t-1} < \gamma \end{cases} \quad (8)$$

$\hat{\epsilon}_{t-1}$ bir önceki döneme ait bütçe dengesizliğini (açık ya da fazla), $\Delta \hat{\epsilon}_{t-1}$ ise bir önceki dönemde bütçe dengesizliğinde gerçekleşen değişimi temsil etmektedir. γ eşik değeri Chan (1993)'in uyguladığı yöntemle içsel olarak belirlenmektedir. Bu yöntemde TAR modeli için $\hat{\epsilon}_t$ ve MTAR modeli için $\Delta \hat{\epsilon}_t$ değerleri artan bir şekilde sıralanarak en düşük ve en yüksek %15 'lik kesim dışarıda bırakılır. Kalan %70 lik değere göre en küçük kalıntı karelerine ulaşmayı sağlayan değer eşik değer tutarlı bir tahmincisidir. TAR modeliyle bütçe dengesizliğinin eşik değerden pozitif ve negatif sapmalara nasıl tepki verdiği, MTAR modeliyle ise bütçe dengesizliğinde gerçekleşen değişime bağlı tepkileri gözlemek mümkündür (Payne vd., 2008).

TAR ve MTAR modellerinin tahminleri iki açıdan önemli bilgi sağlamaktadır. Bunlardan ilki model sonuçlarından değişkenler arasında eşikli bir eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığı tespit edilebilmektedir. İkincisi ise uzun dönem dengesine yaklaşma sürecinde bir asimetrinin varlığı test edilebilmektedir. Modellerin çözümü sonucunda elde edilen parametreler için $\rho_1 = \rho_2 = 0$ sıfır hipotezi F- testiyle test edilir. Bu sıfır hipotezi değişkenler arasında eşikli eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını tanımlamaktadır. Dolayısıyla sıfır hipotezinin reddedilmesi eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. $\rho_1 = \rho_2$ sıfır hipotezinin testi ise asimetrik etkiyi araştırmaktadır. Sıfır hipotezi simetrik etkiyi ifade etmektedir. Ancak bu hipotezin reddedilmesi ile uzun dönem dengeye yaklaşımda bir asimetrik etkinin olduğu kanıtlanabilir. Çalışmada kullandığımız örneklem için TAR ve MTAR modelleri ile eşbütünleşme ve asimetri testlerine ait bulgular Tablo 5'de raporlanmıştır. Model tahmininde gecikme uzunluğu belirlenirken AIC bilgi kriterinden faydalanılmış ve hata terimlerinin otokorelasyondan arındırılmasına dikkat edilmiştir.⁴ Ayrıca kırılmanın etkisini daha iyi görebilmek için Engle-Granger (1987)'in geleneksel eşbütünleşme testi sonuçları da Tablo 5'de sunulmuştur. Engle-Granger testi denklem (3) den elde edilen hata teriminin denklem (9) a göre tahmin edilmesinden sonra $\rho_1 = 0, \rho_2 = 0$

4 Model tahmin edilirken alternatif gecikme sayıları kullanılmış, her bir gecikme için bilgi kriterleri hesaplanmış ve Ljung-Box Q istatistikleri değerlendirilerek hata teriminin otokorelasyondan arındırılmasına dikkat edilmiştir. Öte yandan bütün alternatifler için tahminler değişse de ilgilendiğimiz eşbütünleşme ve simetri testleri için aynı bulgular elde edilmiştir. Çalışmanın hakemine bu konudaki uyarısı için çok teşekkür ederim.

hipotezinin test edilmesiyle gerçekleştirilir. Test için tau test istatistiği kullanılmıştır.⁵

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \rho_1 \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \hat{\epsilon}_{t-i} + v_t \quad (9)$$

Engle-Granger testi sonuçları değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olmadığı yönündeki sıfır hipotezini reddedememektedir. Öte yandan TAR ve MTAR modellerinde $\rho_1 = \rho_2 = 0$ hipotezi reddedilmiş, $\rho_1 = \rho_2$ hipotezi ise reddedilememiştir. Dolayısıyla TAR ve MTAR tahmin sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusudur. Uzun dönem dengeye yaklaşımda ise bir asimetri tespit edilememiştir. Buna göre uzun dönem dengesine yaklaşmak için gelir ya da harcamalardaki belirli miktardaki artış ya da azalış diğer değişkende gerçekleşen benzer miktardaki artış ya da azalışla telafi edilmektedir. TAR ve MTAR modellerinde eşik değerler zıt işaretli tahmin edilmiştir. TAR modelindeki eşik değeri, bir önceki döneme ait bütçe dengesizliğini, MTAR modelinde ise bir önceki dönemde bütçe dengesizliğinde gerçekleşen değişimi kontrol ettiğinden böyle bir durum ihtimal dahilindedir. Paleologou (2013)'nin çalışmasında da Almanya ve Yunanistan verileri için eşik değerler bu iki model için aynı işaretli, İsveç için ise zıt işaretli tahmin edilmiştir.

Tablo 5. TAR ve MTAR Tahmin Sonuçları

	Engle-Granger	TAR	MTAR
ρ_1	-0,186{-2,271}	-0,358(0,228)	-0,850(0,211)
ρ_2	-	-0,802 (0,208)	-0,303(0,232)
Eşik Değer	-	-1,047	0,936
$\rho_1 = \rho_2 = 0$	-	7,532*	8,203*
$\rho_1 = \rho_2$	-	1,167	0,140
AIC	3,991	3,540	3,559
$Q_{LB}(4)$	2,965[0,564]	0,879[0,927]	0,875[0,928]
Gecikme	0	3	3

* %5 düzeyinde anlamlı (...): Standart hatalar{...}: Tau istatistiği{...}: Marjinal anlamlılık düzeyleri

Not: $\rho_1 = \rho_2 = 0$ için Enders ve Siklos (2001)'deki kritik değerlere göre, $\rho_1 = \rho_2$ için standart F değerlerine göre değerlendirme yapılmıştır.

Ampirik yöntemimizin son aşamasında bir önceki aşamadaki simetrik ayarlama bulgusundan hareketle simetrik VECM denklem (10) yardımıyla oluşturulmuştur.

⁵ Ayrıntılı bilgi için Engle ve Granger (1987) incelenebilir.

$$\begin{pmatrix} \Delta R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta E_{t-i} + \delta \hat{\epsilon}_{t-1} + u_{1t} \\ \Delta E_t = \tilde{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^n \tilde{\alpha}_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \tilde{\beta}_i \Delta E_{t-i} + \tilde{\delta} \hat{\epsilon}_{t-1} + u_{2t} \end{pmatrix} \quad (10)$$

Denklem (10)'da $\hat{\epsilon}_{t-1}$, denklem(4)'den elde edilen kalıntıların bir gecikmesini ifade etmektedir. $\hat{\epsilon}_{t-1} > 0$ olması (t-1) döneminde bütçe fazlasına, $\hat{\epsilon}_{t-1} < 0$ olması ise bütçe açığına işaret etmektedir. Bu nedenle $\delta < 0$ ve $\tilde{\delta} > 0$ olması beklenmektedir. Çünkü ΔR_t uzun dönem dengesine yaklaşabilmek için $\hat{\epsilon}_{t-1}$ 'e negatif tepki vermeli, buna karşılık ΔE_t 'nin ise pozitif bir tepkide bulunması gerekmektedir. VECM'nin tahmin sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. Simetrik Vektör Hata Düzeltme Modeli

	ΔR_t	ΔE_t
$\chi^2(\forall \tilde{\alpha}_i = 0)$	-	15,950*
$\chi^2(\forall \beta_i = 0)$	20,970*	-
δ	-0,145*(-2,339)	-
$\tilde{\delta}$	-	0,877*(5,471)
R^2	0,51	0,52
$LM(1)$	7,21[0,12]	
$LM(4)$	5,59[0,23]	

* %1 düzeyinde anlamlı (...): t-istatistiğini göstermektedir. [...]: Marjinal anlamlılık düzeyini göstermektedir

LM seri korelasyon testi seri korelasyon problemi olmadığını ortaya koymuştur. Gecikme uzunluğu AIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Tablo 6'ya göre δ ve $\tilde{\delta}$ parametreleri beklentilerimize uygun işaretle tahmin edilmiştir ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç gelir ve harcamaların uzun dönemde bütçe dengesinden etkilendiğini ve dengeye doğru ayarlama yaptığını göstermektedir. Kısa dönem dinamiklerini belirlemek için $\forall \tilde{\alpha}_i = 0$ ve $\forall \beta_i = 0$ sıfır hipotezleri test edilerek reddedilmiştir. Dolayısıyla kısa dönemde gelir ve harcama değişkenleri arasında iki yönlü bir nedensellik söz konusudur. Bu sonuçlar mali eşgüdüm hipotezini destekler niteliktedir.

5. Sonuç

Mali politikaların belirlenmesi ve uygulanması sürecinde bütçe gelir ve harcama ilişkileri ile buna bağlı olarak oluşan bütçe açıkları dikkate alınması gereken en önemli değişkenlerden biridir. Özellikle bütçe açıklarının sürdürülebilir olmasını sağlamak iyi bir makro ekonomik performans için gerekli bir koşuldur. Aksi takdirde borç sarmalı içine giren bir ekonomiyle karşılaşmak yüksek olasılıklı bir senaryodur. Türkiye’de özellikle son dönemlerde bütçe disiplinine önem verilmiş, 2006–2012 periyodunda 2009 yılı dışında bütçe açığı problemiyle karşılaşılmamıştır. Bu da ekonomik performans üzerinde olumlu etkiler göstermiştir.

Bu çalışmada Türkiye’de gelir ve harcama arasındaki ilişki 1950–2012 periyodunda Payne vd. (2008) ve Paleologou (2013)’nin önerdiği adımlar izlenerek, Gregory ve Hansen (1996)’in kırımlı eş bütünleşme testi ve Enders ve Siklos (2001)’in TAR ve MTAR modelleriyle analiz edilmiş, sürdürülebilirliğin varlığı ve niteliği test edilmiştir. Ayrıca değişkenler arasında kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkisi araştırılarak, uzun dönem dengesine dönüş sürecinde asimetrik etkilerin var olup olmadığı belirlenmeye çalışılmıştır.

Ampirik sonuçlara göre gelir ve harcama arasında kırılmayla birlikte uzun dönemli bir ilişkinin olduğu, bu iki değişkenin benzer patikaları izlediği ve aralarında bir uzun dönem dengesinin var olduğu belirlenmiştir. Kırılma tarihi olarak ortaya çıkan 2003 yılı, 2002 yılı sonunda gerçekleştirilen genel seçimler sonrası istikrar algısı ve yine 2003 yılında kabul edilen 5018 sayılı Kamu Mali Yönetimi ve Kontrol Kanunu nedeniyle anlamlı bir tarihtir. Çalışmada uzun dönem dengesinden ayrılma olduğunda tekrar dengeye dönüş sürecinde asimetrik etkilerin olmadığı, dengeye yaklaşmanın simetrik olduğu belirlenmiştir. Bu da gelir ya da harcamalardaki değişimlerin diğer değişkende gerçekleşen benzer miktardaki değişimle dengelendiğini göstermektedir. Kısa dönemde ise gelir ve harcama değişkenleri arasına iki yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğuna dair kanıtlara ulaşılmıştır. Elde edilen bulgu bu değişkenler arasındaki ilişkide mali eşzamanlılık hipotezini doğrulamaktadır. Yani harcama ve gelir kararları eş zamanlı olarak alınmakta, biri diğerinin öncülü olmamaktadır. Sıkı bütçe kısıtlarıyla çalışan ekonomilerde bu hipotezin doğrulanması beklenen bir sonuçtur.

Bu çalışma sonuçları değişik periyotları kullanan birçok çalışmada olduğu gibi, Türkiye’de bütçe açıklarının zayıf sürdürülebilir olduğunu ortaya koymuştur. Bu durum kamu otoritelerinin ileride açıkların finanse edilemeyecek noktaya gelmemesi için dikkatli olması gerektiğine işaret etmektedir. Öte yandan 2006 sonrasında bütçe açıklarıyla ilgili performans olumludur. Bütçe açıklarında 2006 sonrası yakalanan bu istikrarın sürdürülmesi makro ekonomik performansa pozitif etkide bulunacaktır.

Kaynakça

1. Akçay, O. C, Alper, C. E. ve Özmucur, S.. (2001). Budget Deficit, Inflation and Debt Sustainability. Boğaziçi University Working Papers, No:12.
2. Araoz, F. M., CerroA. M., Meloni O., ve VeGenta, T.S.. (2007). Testing The Sustainability of Argentina Fiscal Policy 1865-2002.XXII Journadas Anuales de Economia del Banco del Uruguay.
3. Arestis, P., Cippolini, A. Ve Fattouh B.. (2004). Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit. *Economic Inquiry*, 42(2): 214-222.
4. Aslan, A.. (2009). Bütçe Açığı Sürdürülebilirliğinin Dinamik Analizi: Türkiye Örneği.*Maliye Dergisi*, Sayı: 157 s. 227-234
5. Azgün, S. ve Taşdemir, M.. (2006). Bütçe Açıklarının Sürdürülebilirliği: Zamanlararası Borçlanma Kısıtının Testi (1980–2004). *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 20 (2): 35–47.
6. Baghestani, H., ve McNown, R.. (1994). Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?.*Southern Economic Journal*,60, 311–322.
7. Bai, J. ve Perron, P.. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66, ss. 47–78.
8. Chan, K. (1993) Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Sstimator of a Threshold Autoregressive Model, *Annals of Statistics*, 21, 520–33.
9. Crowder, W.J.. (1997). The US Federal Intertemporal Budget Constraint: Restoring Equilibrium Through Increased Revenues or Decreased Spending?. *Macroeconomics* 9702002, EconWPA, February.
10. Cunado, J.,Gil-Alana, L.A., ve Gracia, F.P..(2004). Is the US Fiscal Deficit Sustainable? A Fractionally Integrated Approach. *Journal of Economicsand Business*, 56, 501–526.
11. Çavuşoğlu, T.. (2008). Türkiye’de Kamu Gelirleri ve Harcamaları Arasındaki İlişki Üzerine Ekonometrik Bir Analiz. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Sayı 20, ss. 143–160

12. De Haan J.,ve Siermann, C.. (1993). The Intertemporal Government Budget Constraint: An Application for The Netherlands. *Public Finance*, 48(2), 24–249.
13. Dickey, D. ve Fuller, W. A.. (1979). Distribution of The Estimates For Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
14. Dökmen, G..(2012).Kamu Harcamaları ve Kamu Gelirleri Arasındaki İlişki: Panel Nedensellik Analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*,Cilt:27, Sayı:2, , ss.115-143
15. Enders, W.,ve Siklos, P..(2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166–176.
16. Engle, R.F., Granger, C.W.J., (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55, 251–276.
17. Friedman, M.. (1978). The Limitations of Tax Limitation. *Policy Review* 5, 7–14.
18. Galli, E., ve Padovano, F.. (2005). Sustainability and Determinants of Italian Public Deficits Before and After Maastricht.CESifp Working Paper, No:1391, January.
19. Göktaş Ö.. (2008). Türkiye Ekonomisinde Bütçe Açığının Sürdürülebilirliğinin Analizi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, Sayı:8, 45-64.
20. Gregory, A.W., Hansen, B.E..(1996). Residual-Based Tests of Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics* 70, 99–126.
21. Günaydın, E.. (2003).Analysing The Sustainability of Fiscal Deficits in Turkey. *Hazine Dergisi*, Sayı 16, 1-14.
22. Gürbüz, Y.,, Jobert, T., ve Tuncer, R.. (2007). Public Debt in Turkey: Evaluation and Perspectives. *Applied Economic Letters*, 39, 343–359
23. Hakkio, C.S., ve Rush, M..(1991). Is the Budget Deficit “Too Large”?.*Economic Inquiry* 29, 429–445.
24. Hamilton, J.D., ve Flavin, M.A.. (1986). On The Limitations of Government

- Borrowing: A Framework for Empirical Testing. *The American Economic Review*, Vol 76, No 4, September., 808-819.
25. Jha, R. ve Sharma, A.. (2004). Structural Breaks and Unit Roots: A Further Test of the Sustainability of the Indian Fiscal Deficit. *Public Finance Review*, 2(2): 196-219.
 26. Kalyoncu, H.. (2005). Fiscal Policy Sustainability: Test of Intertemporal Borrowing Constraints. *Applied Economic Letters*, 12, 957-962
 27. Kashala-Tsihiswaka, G.,. (2006). Is Fiscal Policy Sustainable in South Africa? An Application of The Econometric Approach. University of Pretoria Department of Economcs Working Paper Series, Working Paper:2006–14.
 28. Kirchgaessner, G., ve Prohl, S.. (2006). Sustainability of Swiss Fiscal Policy. CESifo Working Paper, No:1689.
 29. Koo, C. M.. (2002). Fiscal Sustainability in The Wake of The Economic Crisis in Korea. *Journal of Asian Economics*, Volume:13, 659-669.
 30. Kustepeli, Y.,ve Onel, G.. (2004). Fiscal Deficit Sustainability with a Structural Break: An Application to Turkey. *Review of Social, Economic and Business Studies*, 5(6), 189–208.
 31. Kwiatkowski, D.,Phillips, P.C.B., Schmidt, P., ve Shin, Y..(1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics* 54, 159–178.
 32. Lee, J.,ve Strazicich, M.C..(2003). Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics* 63, 1082–1089.
 33. Lee, J., ve Strazicich, M.C..(2004). Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. Working Paper. Department of Economics, Appalachian State University.
 34. Makrydakis, S.,Tzavalis, E., ve Balfoussias, A.. (1999). Policy Regime Changes and The Long-Run Sustainability of Fiscal Policy: An Applicaton to Greece. *Economic Modelling*, 16,71-86.
 35. Marinheiro, C.F.. (2005). Sustainability of Portuguese Fiscal Policy in Historical Perspective. CESifo Working Paper, No: 1399.

36. Martin, G.M..(2000). US Deficit Sustainability: a New Approach Based on Multiple Endogenous Breaks. *Journal of Applied Econometrics* 15, 83–105.
37. Meltzer, A.H., Richard, S.F..(1981). A Rational Theory of the Size of Government. *Journal of Political Economy* 89, 914–927.
38. Neaime,S., (2004). Sustainability of Budget Deficits and Public Debt in Lebanon: A Stationary and Co-Integration Analysis. *Review of Middle East Economicsand Finance*, Vol:2, No:1, 43–61.
39. Özatay, F., (1997). Sustainability of Fiscal Deficits, Monetary Policy, and Inflation Stabilization: The Case of Turkey. *Journal of Policy Modelling*, 19 (6), 661-681.
40. Özdemir, K. A.. (2004). Public Debt in Turkey.TCMB, Research Department, WP, 11.
41. Özmen, E.,ve Koğar, Ç. İ..(1998). Sustainability of Budget Deficits in Turkey with a Structural Shift. *METU Studies in Development*, Vol. 25(1), 107–127.
42. Paleologou, S-M..(2013). Asymmetries in the Revenue–Expenditure Nexus: A Tale of Three Countries. *Economic Modelling* 30, 52–60
43. Payne, J.E., Mohammadi, H., ve Cak, M.. (2008). Turkish Budget Deficit Sustainability and the Revenue-Expenditure Nexus, *Applied Economics*, 40:7, 823–830
44. Peacock, A.T., Wiseman, J..(1979). Approaches to the Analysis of Government Expenditure Growth. *Public Finance Quarterly* 7, 3–23.
45. Peker, O., ve Göçer,İ.. (2012). Bütçe Açıklarının Ampirik Analizi, Celal Bayar Üniversitesi İİBF, Yönetim ve Ekonomi Dergisi, Cilt 19 sayı 1 ss. 163–178
46. Perron, P..(1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics* 80, 355–385.
47. Phillips, P.C.B. ve Perron, P..(1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, Vol. 75, 335–346.
48. Quintos, C.E..(1995). Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13(4), 409–417.
49. Roberts, P.C..(1978). Idealism in Public Choice Theory. *Journal of Monetary*

Economics 4, 603–615.

50. Rubio, O. B., Roldan, C.D., ve Esteve, V.. (2006). Is The Budget Deficit Sustainable When Fiscal Policyis Nonlinear? The case of Spain. *Journal of Macroeconomics*, 28: 596–608.
51. Şen, H., Sağbaş, İ. ve Keskin, A.. (2010). Türkiye’de Mali Sürdürülebilirliğin Analizi: 1975–2007. *Maliye Dergisi*, 158.
52. Tanner E.,ve Liu, P.. (1994). Is The Budget Deficit “Too Large?”: Some Further Evidence. *Economic Inquiry*, Volume:32, Issue 3, 511-518.
53. Terzi, H. ve Oltulular, S..(2006). Harcama-Vergi Geliri Hipotezi: Türkiye Örneği. *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, Cilt:20, Sayı:2
54. Wildavsky, A..(1988). *The New Politics of the Budgetary Process*. Scott, Foresman, Glenview, IL.
55. Wu, J-L.. (1998). Are Budget Deficits “Too Large”?:The Evidence fromTaiwan. *Journal of Asian Economics*,9: 3. ss. 519–528.
56. Yıldırım, K ve Özcan,S.E..(2011). Bütçe Açıklarının Sürdürülebilirliği 1970–2005 Türkiye Örneği. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Sayı 30,ss 39–50
57. Zivot, E. Ve Andrews, D.W.K..(1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* Vol. 10, 251–270.