

## Bütçe Açıklarının Ampirik Analizi<sup>1</sup>

**Doç. Dr. Osman PEKER**

*Adnan Menderes Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, NAZİLLİ*

**İsmet GÖÇER**

*Adnan Menderes Üniversitesi, SBE, İktisat Doktora Programı, NAZİLLİ*

### ÖZET

*Bu çalışmada, Türkiye’de bütçe açıklarının sürdürülebilirliği, sınır testi yaklaşımıyla, 1987-2010 dönemi aylık verileri kullanılarak test edilmiştir. Üç alt dönem ve tam dönemin araştırıldığı çalışmada şu ampirik bulgulara ulaşılmıştır: bütçe açıklarının; 1987:01-1994:03, 1994:04-2001:01 ve 1987:01-2010:12 dönemlerinde zayıf formda, 2001:02-2010:12 döneminde ise güçlü formda sürdürülebilir olduğu tespit edilmiştir. Hata düzeltme modeline göre yapılan nedensellik analizinde ise, bütün dönemlerde, bütçe gelirleri, bütçe harcamalarının nedeni çıkmıştır.*

**Anahtar Kelimeler:** Bütçe Açığı, Sürdürülebilirlik, Eş-bütünleşme, Türkiye  
**JEL Sınıflaması:** H61, H62, H63.

### *Empirical Analysis of Budget Deficits*

### ABSTRACT

*In this study, the sustainability of budget deficit in Turkey tested with a bounds testing approach by using monthly data 1987-2010 period. Following empirical findings were reached in the study investigating three sub-term and full-term. Determined that budget deficits are sustainable in weak form the periods of 1987:01-1994:03, 1994:04-2001:01 and 1987:01-2010:12, but it is sustainable in strong form the period of 2001:02-2010:12. As a result of causality analysis made according to error correction model, budget revenues are the cause of budget expenditures.*

**Key Words:** Budget Deficit, Sustainability, Co-integration, Turkey  
**JEL Classification:** H61, H62, H63.

### I.GİRİŞ

Keynesyen görüşün etkisiyle müdahaleci devlet anlayışının bir ekonomi politikası olarak uygulanması, devlet harcamalarının artışı zorunlu kılarak; bütçe açıklarına yol açmıştır. Nerdeyse bütün ülkelerin makroekonomik dengelerinin bozulmasına yol açan bu yaklaşım, sonraki dönemleri de etkileyecek şekilde bütçe açıklarının riskli finansman yöntemiyle karşılanması geleneğini doğurmuştur. Açıkların kapatılması amacıyla alınan borcun, vadesi geldiğinde yeni borçla ödenmesi biçiminde devam eden riskli finansman yaklaşımında ülkeler, borç kısır döngüsü içinde yurt dışına önemli miktarlarda kaynak transfer etmiştir. Bu süreç, 1980’li yıllarda dünya genelinde borç krizlerine neden olmuştur.

<sup>1</sup> Bu çalışma, 26-29 Mayıs 2011’de Pamukkale Üniversitesi tarafından düzenlenen 11. İstatistik ve Ekonometri Sempozyumu’nda sunulan bildirinin gözden geçirilmiş ve düzeltilmiş metnidir.

Son dönemlerde farklı ülkelerde yaşanan ekonomik krizlerde, kontrolsüz bütçe açıklarının payının büyük olduğu söylenebilir. Örneğin, Yunanistan ve İrlanda'da gözlemlenen sorunların temelinde bütçe açıkları önemli bir faktör olarak kabul edilmektedir. 2009 sonu itibariyle bütçe açıklarının GSYİH'ye oranı; İrlanda'da %14.3, Yunanistan'da %13.5, İngiltere'de %11.3, İspanya'da %11.2, ABD'de %11 ve Türkiye'de ise %6.1 olarak gerçekleşmiştir. Bütçe açığının GSYİH'nin %3'ünü geçemeyeceği şartını koyan Maastricht Anlaşması'na göre, söz konusu oranların Türkiye dışındaki bütün ülkelerde aşıldığı anlaşılmaktadır.<sup>2</sup>

Türkiye Ekonomisi'nde uzun yıllar devam eden yüksek bütçe açıkları, yurtiçi mali piyasalar üzerinde baskı oluşturmuştur. Bu durum, reel faiz oranlarının yüksek düzeyde kalmasına yol açarak; kamu kesiminin borçlanma ihtiyacını her dönem biraz daha arttırmıştır. Borç-faiz kısır döngüsüne yol açan bu süreç, 1990'lı yıllarda sürdürülemez bir mali yapıyı doğurmuştur. Nitekim 1992-1999 döneminde, iç borçlanma reel faiz oranları yaklaşık %30'larda seyrederken; yıllık ortalama GSMH büyüme oranı %4'ün altında gerçekleşmiştir.<sup>3</sup> Türkiye ekonomisinde makroekonomik dengenin yeniden oluşturulması ve sürdürülebilir bütçe açığının sağlanması amacıyla, Nisan 2001'den bu yana uygulanmakta olan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı ve 31 Mayıs 2005 tarihinde 5018 sayılı Kamu Mali Yönetimi ve Kontrol Kanunu uygulanmaya başlanmıştır. Söz konusu kanuna göre, kamu bütçesi yapımında gelecek üç yılı kapsayacak şekilde çok yıllık bütçeleme yöntemine geçilmiştir.

Literatürde, bütçe açığının sürdürülebilirliği<sup>4</sup>, dönemlerarası bütçe kısıtı ve muhasebe (sürdürülebilirlik göstergeleri) yaklaşımıyla ele alınmaktadır (Sriwardana, 1998). İlk yaklaşımda, bütçe açığının sürdürülebilirliği gelecekteki faiz dışı fazlanın bugüne indirgenmiş değeri, kamu cari borç stokuna eşit veya büyük olması durumunda gerçekleşir (Trehan ve Walsh, 1988; Hakkio ve Rush, 1991; Haug, 1991; Quintos, 1995). İkinci yaklaşımda ise, bütçe açığının sürdürülebilirliği, kamunun sahip olduğu varlık ve yükümlülüklerin şimdiki ve gelecekteki değerinin bugünkü toplamının, birbirine eşit ya da varlıkların yükümlülüklerden fazla olmasına bağlanmıştır (Buiter, 1985; Anand ve Van Wijnbergen, 1989; Blejer ve Cheasty, 1991:1644).

Son yıllarda bütçe açıklarının sürdürülebilirliğinin makroekonomik dengeler açısından sahip olduğu önem dolayısıyla, bu konudaki ampirik çalışmalarda önemli artışların olduğu gözlenmektedir. Özellikle Amerika Birleşik Devletleri'nin (ABD) bütçe açıklarının büyük boyutlara ulaşması, araştırmacıların

<sup>2</sup> Ülkelere ilişkin oranlar, Global Database ve EVDS'den alınmıştır.

<sup>3</sup> Bu konuda bakınız; Türkiye'nin Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı (TCMB, 2011)

<sup>4</sup> Bütçe açığının sürdürülebilirliği kavramı, hükümetlerin, şimdiki ve gelecekteki harcama yükümlülüklerini yerine getirebilecek şekilde finansman kaynaklarını yönetme yeteneği olarak tanımlanmıştır. Bu açıdan sürdürülebilir bir bütçe sistemi, kamu kaynaklarının nesillerarası dağılımının adaletli olmasını, faiz oranlarının yatırımları teşvik edecek düzeyde tutulmasını, belirsizlik ortamının giderilmesini ve böylece ülke ekonomisinin şoklara karşı daha dayanıklı olmasını sağlar (Intergenerational Report, 2002: 3-13).

ilgisini bu konuya yönlendirmiştir. Kremers (1989), Wilcox (1989), Roberds (1991), Hakkio ve Rush (1991) ve Mankiw (2010), ABD ekonomisinde, Fountas ve Wu (1996) ve Makrydakıs vd.(1999) Yunanistan ekonomisinde, Jha ve Sharma (2004) Hindistan ekonomisinde, Rubio vd. (2006) İspanya ekonomisinde bütçe açıklarının sürdürülemez olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Buna karşılık, Hamilton ve Flavin (1986), Trehan ve Walsh (1988), Trehan ve Walsh (1991), Quintos (1995), Arestis vd. (2004) ABD, Koo (2002) Kore, Arghyrou ve Luintel (2003) Yunanistan, İrlanda, İtalya ve Hollanda, Payne vd. (2008) Türkiye ekonomisinde bütçe açıklarının sürdürülebilir olduğuna dair bulgular elde etmiştir. Bunun dışında, Payne (1996), G-7 ülkeleri için yaptığı çalışmada, örneğin, Fransa, ve İtalya'da bütçe açıklarının, bütçe gelirleriyle bütçe giderleri arasında eş-bütünleşmenin yokluğu nedeniyle, sürdürülemez olduğu; Kanada ve İngiltere'de ise düşük düzeyde sürdürülebilir olduğu bulgusuna ulaşmaktadır. Panagiotis vd. (2009), Yunanistan ekonomisinde ikiz açıklar teorisini, zaman serisi yöntemiyle analiz ederek; iki açığın da zayıf formda sürdürülebilir olduğu yönünde bulgulara rastlamıştır.

Türkiye'de bütçe açıklarının sürdürülebilirliğine ilişkin yapılan sınırlı sayıdaki çalışma, belli bir çerçeve sunmaktadır. Daha çok eş-bütünleşme yönteminin kullanıldığı bu çalışmalarda, genellikle bir tahmin dönemi esas alınmıştır. Özmen ve Koğar (1998), 1969-1998; Azgün ve Taşdemir (2006) 1980-2004 dönemi için yaptığı çalışmada, bütçe açığının sürdürülebilir olduğu sonucuna varmıştır. Akçay vd. (2001), 1970-2000; Özdemir (2004), 1988-2000; ve Şen vd. (2010), 1975-2007 dönemini temel aldığı çalışmasında, mali sürdürülebilirliğin olmadığı bulgusunu elde etmiştir.

Bu çalışma, Türkiye'de bütçe açıklarının sürdürülebilir olup olmadığını, sınır testi yaklaşımıyla, 1987:01-2010:12 dönemi aylık verilerini esas alarak; alt dönemler itibariyle test etmeyi amaçlamaktadır. Alt dönemler, ekonomik krizlere göre belirlenmiştir. Türkiye'de her ekonomik krizden sonra, mali ve parasal politikalar yeniden oluşturulduğu için, genellikle alt dönemlerde uygulanan politikalar farklı olabilmektedir. Bu açıdan, her alt dönem itibariyle bütçe politikalarının sürdürülebilir olup olmadığını test etmeyi amaçlayan bu çalışma, farklı politikaların bütçe üzerindeki etkilerinin karşılaştırılmasını sağlaması bakımından önceki çalışmalardan önemli ölçüde farklılaşmaktadır. Ayrıca bu çalışmada, yöntem olarak sınır testi yaklaşımının kullanılacak olması da diğer bir farklılık olarak değerlendirilmektedir. Çalışmada 1987:01-1994:03; 1994:04-2001:01; 2001:02-2010:12 alt dönemleri ve 1987:01-2010:12 tam dönem olmak üzere dört model tahmin edilmiştir. Çalışmanın bundan sonrası, üç temel bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde; model, yöntem ve veriler tanımlanmış; üçüncü bölümde; ampirik analiz sonuçlarına yer verilmiş; son bölüm ise, genel bir değerlendirme yapılmıştır.

## II. MODEL VE YÖNTEM

Türkiye’de bütçe açıklarının sürdürülebilir olup olmadığını test etmek amacıyla, Hakkio ve Rush (1991) ve Quintos’un (1995) çalışması takip edilmiştir. Hakkio ve Rush, ABD ekonomisi için, faiz ödemelerini de içeren hükümet harcamaları ile hükümet gelirleri arasındaki ilişkiyi, Dönemlerarası Bütçe Kısıtı yaklaşımıyla, 1950:Q2–1988:Q4 dönemi verilerini kullanarak incelemiştir. Bütçe gelir ve giderlerinin GSYİH’ye oranlarının alındığı çalışmada, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olması şartıyla, bütçe giderleri değişkenine ait katsayının 1’e eşit olup olmadığı test edilmiştir. Eğer parametre 1’e eşit ise, bütçe açıklarının sürdürülebilir olduğu; 1’den küçük ise bütçe politikalarının uzun dönemde sürdürülemez olduğu kabul edilmektedir. Quintos, bu koşulları tekrar ele alarak genişletmiştir. Buna göre, bütçe giderlerine ait katsayı, 1’e eşitse, bütçe açıklarının güçlü anlamda, (0,1) aralığında ise, zayıf anlamda sürdürülebilir olduğu ileri sürülmüştür. Bu bilgiler ışığında Hakkio ve Rush’ın bütçe açıklarının sürdürülebilirliğine ilişkin elde ettiği regresyon denkleminin çalışmamıza uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$RBG_t = \beta_0 + \beta_1 RBH_t + u_t \quad (1)$$

burada, *RBG*, merkezi yönetim reel bütçe gelirlerini, *RBH* ise merkezi yönetim reel bütçe harcamalarını göstermektedir.

Bütçe açıklarının sürdürülebilir olup olmadığını test etmek amacıyla Pesaran vd., (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bu yaklaşımın, Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme yöntemleriyle karşılaştırıldığında, daha kullanışlı olduğu kabul edilmektedir. Söz konusu yöntemlerde, analize dâhil edilen serilerin düzeyde birim kökünün olması ve farkı alındığında aynı dereceden bütünleşmeleri gerekmektedir. Dolayısıyla serilerden biri ya da bir kısmı düzeyde durağan ise eş-bütünleşme ilişkisi araştırılmaz. Oysa sınır testi yaklaşımında böyle bir kısıtlama yoktur. Serilerin durağanlık düzeyleri farklı olsa da, eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı test edilebilmektedir. Sınır testi yaklaşımının diğer bir avantajı ise düşük sayıda gözlem içeren verilerle de modelin güvenilir biçimde tahmin edilebilmesidir (Narayan ve Narayan, 2004).

## II. UYGULAMA

### A. VERİLER

Bu çalışmada Türkiye Ekonomisi’nde bütçe açıklarının sürdürülebilirliğini araştırmak amacıyla, 1987-2010 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. Toplam iki değişkenin kullanıldığı çalışmada, *RBG*; merkezi yönetim reel bütçe gelirlerini, *RBH* ise, faiz ödemelerini de kapsayan merkezi yönetim reel bütçe harcamalarını temsil etmektedir. Söz konusu değişkenlere ait seriler TEFE endeksiyle reel biçime dönüştürülerek; logaritması alınmış ve sonra hareketli ortalamalar yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.

Her iki değişkene ait veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden temin edilmiştir.

### B. ÖN TESTLER

Bu bölümde, öncelikle değişkenlerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesi amacıyla birim kök testi yapılmıştır. Gujarati'ye (1999: 713) göre, bir zaman serisinin durağan olabilmesi için ortalaması ile varyansının zaman içinde değişmemesi ve iki dönem arasındaki kovaryansının, bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olması gerekir.

Bu çalışmada değişkenlerin durağanlık düzeyleri, Dickey-Fuller (1979) testi kullanılarak analiz edilmiştir. İçsel bağıntısız modelin elde edilebilmesi için değişkenlerin gecikmeli değerlerinin eklenmesiyle, uygulanan Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) testinin sonuçları Tablo 1'de sunulmuştur. Buna göre, %1 anlamlılıkta *RBG* ve *RGH* serilerinin düzey değerinde birim kökünün olduğu tespit edilmiştir. Söz konusu serilerin, birinci dereceden farkı alındığında durağan hale gelmiştir. Yani her iki değişken  $I(1)$  bulunmuştur.

**Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sonuçları**

Değişken	ADF Test (1987:01- 1994:03)	ADF Test (1994:04- 2001:01)	ADF Test (2001:02- 2010:12)	ADF Test (1987:01- 2010:12)
<i>G</i>	-0.71[6]	-0.17[5]	-1.12[5]	-1.70[12]
<i>H</i>	-0.67[8]	-1.10[9]	-0.74[11]	-1.42[11]
$\Delta G$	-6.67[5]*	-6.67[4]*	-8.81[4]*	-6.32[11]*
$\Delta H$	-6.28[7]*	-3.35[8]**	-4.82[10]*	-6.33[10]*

**Not:**  $\Delta$  sembolü, değişkenlerin birinci farkının alındığını belirtir. [ ] içindeki değerler; ADF testi için Akaïke bilgi ölçütüne (Akaïke Information Criterion: AIC) göre belirlenmiş optimal gecikme uzunluğunu gösterir. Test biçimi olarak, sabit terimli regresyon denklemi kullanılmıştır. (\*), %1; (\*\*), %5 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir. %1; %5 ve %10 anlamlılık düzeyine ait kritik değerler sırasıyla; -3.45; -2.87 ve -2.57'dir.

Değişkenler arası nedenselliğin yönünü belirlemek amacıyla Granger (1969) nedensellik testi uygulanmıştır. Örneğin,  $x$  ve  $y$  değişkenlerinin kullanıldığı bir modelde, eğer  $x$  değişkenine ait bilgilerin modele eklenmesi,  $y$  değişkeninin öngörüsüne katkı sağlıyorsa,  $x$  değişkeni,  $y$  değişkeninin nedeni olarak ifade edilmekte ve nedenselliğin yönü  $x$  değişkeninden  $y$  değişkenine doğru olarak belirlenmektedir. Nedenselliğin yönü Wald testi yardımıyla  $H_0$  ve  $H_1$  hipotezi sınanarak elde edilmektedir. Yapılan Granger Nedensellik Testi sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur.

**Tablo 2: Granger Nedensellik Testi Sonuçları**

Dönem	Nedenselliğin Yönü	<i>F</i> Değeri	Olasılık Değeri
1987:01-2010:12	<i>RBG</i> $\rightarrow$ <i>RBH</i>	3.47	0.01
	<i>RBH</i> $\rightarrow$ <i>RBG</i>	1.48	0.21

**Not:** Analizde serilerin durağan biçimleri kullanılmıştır. Üç gecikme ve %1 anlamlılık derecesi esas alınmıştır. Gecikme uzunluğu AIC'ye göre belirlenmiştir.

Tablo 2'ye göre,  $RBG$ ,  $RBH$ 'in Granger nedeni değildir şeklindeki boş ( $H_0$ ) hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Dolayısıyla, reel bütçe gelirleri, reel bütçe giderlerinin nedeni olmaktadır.  $RBG$ 'den,  $RBH$ 'ye doğru nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edildiği için, test edilecek regresyon denklemi, Denklem (1)'in yeniden yazılmasıyla şu biçimi alacaktır:

$$RBH_t = \beta_0 + \beta_1 RBG_t + u_t \quad (2)$$

### C. EŞ-BÜTÜNLEŞME TESTİ

Birçok makroekonomik değişkenin düzey değerleri durağan değildir. Eğer seriler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi varsa, yani seriler uzun dönemde birlikte hareket ediyorsa, düzey değerleriyle yapılacak analizde, bir sahte regresyon problemiyle karşılaşılacaktır (Pesaran vd. 2001: 290; Gujarati, 1999). Ancak, uzun dönemde birlikte hareket eden değişkenlerin dinamik davranışları denge ilişkisinden bazı sapmalar gösterir (Enders, 1996: 151). Bu, eş-bütünleşmiş değişkenlerin temel bir özelliği olup, kısa dönem dinamiği üzerinde belirleyici bir rol oynar. Bu süreçle ortaya çıkan dinamik model, hata düzeltme modeli olarak adlandırılır (Enders, 1995: 365).

Sınır testi yaklaşımıyla eş-bütünleşme testinin uygulanabilmesi için önce kısıtlanmamış bir hata düzeltme modeli (Unrestricted Error Correction Model: UECM) kurulmuştur. Modelin bu çalışmaya uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$\Delta RBH_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta RBH_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta RBG_{t-i} + \alpha_3 RBH_{t-1} + \alpha_4 RBG_{t-1} + u_t \quad (3)$$

burada,  $m$ ; optimum gecikme uzunluğunu,  $\Delta$  fark operatörünü,  $u_t$  hata terimini, diğer harf kısaltmalarıyla verilenler ise, değişken tanımındaki anlamları ifade etmektedir. Bu çalışmada, optimum gecikme uzunluğu AIC yardımıyla belirlenmiştir. Kamas ve Joyce'ye (1993) göre, testin sağlıklı sonuçlar verebilmesi için, optimum gecikme uzunluğundaki modelin hata terimleri arasında ardışık bağımlılığın olmaması gerekir. AIC'nin en küçük olduğu gecikme uzunluğunda ardışık bağımlılık sorunu çıktığında, bir büyük AIC değerinin olduğu gecikme uzunluğu, optimum gecikme uzunluğu olarak alınır. Gecikme uzunluğuna ilişkin yapılan testin sonuçları Tablo 3'de sunulmuştur. Buna göre, gecikme uzunluğu sırasıyla; bir ve ikinci alt dönemde iki, üçüncü alt dönemde yedi ve tam dönemde ise sekiz olduğu tespit edilmiştir.

Gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra, değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin test edilmesi sürecine geçilmiştir. Sınır testi yaklaşımında değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi sıfır ( $H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ ) hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılmaktadır. Sıfır hipotezinin kabulü veya reddi  $F$  testi ile belirlenmektedir. Hesaplanan  $F$  istatistik değeri, Pesaran vd.'deki (2001) tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Hesaplanan  $F$  istatistik değeri, tablo alt kritik değerinden küçükse, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olmadığına karar

verilir. Eğer, hesaplanan  $F$  istatistik değeri, tablo alt ve üst kritik değeri arasında kalıyorsa, kesin bir hüküm verilememekte, yani kararsız kalınmaktadır. Bu durumda alternatif eş-bütünleşme yöntemleri denenmelidir. Hesaplanan  $F$  istatistik değeri, tablo üst kritik değerini aşıyorsa, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğu kararlaştırılmaktadır.

**Tablo 3: Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğu Sonuçları**

m	1987:01-1994:03		1994:04-2001:01		2001:02-2010:12		1987:01-2010:12	
	AIC	LM	AIC	LM	AIC	LM	AIC	LM
1	-0.706	0.158	0.048	0.217	-0.745	0.357	-0.299	0.212
2	<b>-0.799*</b>	0.133	<b>0.039*</b>	0.773	-0.737	0.937	-0.303	0.207
3	-0.775	0.363	0.104	0.202	-0.770	0.056	-0.309	0.067
4	-0.744	0.423	0.100	0.196	-0.815	0.095	-0.291	0.003
5	-0.699	0.410	0.075	0.361	-0.805	0.102	-0.332	0.008
6	-0.641	0.358	0.132	0.149	-0.816	0.027	-0.317	0.000
7	-0.648	0.022	0.173	0.040	<b>-0.810*</b>	0.200	-0.305	0.000
8	-0.664	0.140	0.157	0.471	-0.803	0.000	<b>-0.331*</b>	0.093
9	-0.685	0.102	0.101	0.867	-0.799	0.000	-0.328	0.289
10	-0.638	0.463	0.128	0.930	-0.786	0.062	-0.321	0.071
11	-0.747	0.563	0.193	0.586	-0.745	0.178	-0.315	0.688
12	-0.747	0.914	0.207	0.937	-0.709	0.234	-0.288	0.575
13	-0.755	0.805	0.222	0.373	-0.678	0.765	-0.278	0.150

Buna göre,  $H_0$  hipotezini sınamak için, hesaplanan  $F$  istatistik değerleri, Pesaran vd.'den (2001) alınan kritik değerlerle Tablo 4'de karşılaştırılmıştır.

Buna göre, bütün dönemler itibarıyla hesaplanan  $F$  istatistik değerinin üst kritik değerden yüksek olduğu görülmektedir. Bu durumda  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu şekilde, eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edildiği için, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin araştırılması amacıyla, sınır testine dayalı, gecikmesi dağıtılmış otoregresif (Autoregressive Distributed Lag: ARDL) modellerin tahmin edilmesi sürecine geçilebileceğine karar verilmiştir.

**Tablo 4: Sınır Testi Sonuçları**

Dönem	Eş Bütünleşme	Karar
<b>1987:01-1994:03</b>	$F_{hes}=18.39^*$	Eş Bütünleşme Var
<b>1994:04-2001:01</b>	$F_{hes}=13.08^*$	Eş Bütünleşme Var
<b>2001:02-2010:12</b>	$F_{hes}=4.79^{***}$	Eş Bütünleşme Var
<b>1987:01-2010:12</b>	$F_{hes}=4.80^{***}$	Eş Bütünleşme Var

**Not:** Kritik değerler, bir bağımsız değişkene göre, Pesaran vd.'de ki (2001: 300) Tablo CI (iii)'den alınmıştır. (\*), (\*\*\*) sırasıyla %1 ve %10 düzeyinde anlamlılığı gösterir. Alt ve üst sınır değerleri %1 anlamlılıkta, 6.84 ve 7.84; %10 anlamlılıkta ise, 4.04 ve 4.74'tür.

### 1-Uzun Dönem Analizi

Uzun dönem ilişkisinin incelenmesi amacıyla kurulan ARDL modeli şu şekilde tanımlanmıştır:

$$RBH_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} RBH_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} RBG_{t-i} + u_t \quad (4)$$

burada  $m$  ve  $n$  gecikme uzunlukları olup, AIC kullanılarak belirlenmektedir. Bu işlem, Kamas ve Joyce'un (1993) nedensellik analizlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesi için önerdiği yöntemle yapılmıştır. Buna göre, önce, bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu yapılmış ve en küçük AIC değerini veren, içsel bağımsız modelin gecikme uzunluğu bulunmuştur. Daha sonra bağımlı değişkenin belirlenen gecikme uzunluğu sabit tutulup; bağımsız değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Benzer işlemler bütün dönemler için tekrarlanarak optimum gecikme sayısını gösteren Tablo 5 elde edilmiştir.

**Tablo 5: Uzun Dönem Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğu Test Sonuçları**

1987:01-1994:03						1994:04-2001:01					
m	AIC	LM	n	AIC	LM	m	AIC	LM	n	AIC	LM
-	-	-	<b>0*</b>	-0.81	0.37	-	-	-	0	-	-
1	-0.31	0.00	1	-0.80	0.54	1	0.58	0.15	1	-0.05	0.55
2	-0.42	0.00	2	-0.80	0.70	2	0.46	0.13	2	-0.03	0.56
3	-0.49	0.01	3	-0.79	0.80	3	0.45	0.36	<b>3*</b>	-0.05	0.88
4	-0.48	0.04	4	-0.77	0.89	4	0.44	0.42	4	-0.03	0.84
5	-0.49	0.01	5	-0.77	0.44	5	0.47	0.41	5	-0.00	0.85
6	-0.53	0.02	6	-0.75	0.49	6	0.22	0.35	6	-0.02	0.92
7	-0.51	0.00	7	-0.75	0.33	7	0.21	0.02	7	-0.04	0.94
8	-0.47	0.00	8	-0.74	0.39	8	0.23	0.14	8	-0.07	0.97
9	-0.59	0.35	9	-0.72	0.48	9	0.19	0.10	9	-0.07	0.97
10	-0.58	0.13	10	-0.72	0.87	<b>10*</b>	0.13	0.46	10	-0.10	0.86
11	-0.56	0.06	11	-0.70	0.40	11	0.17	0.56	11	-0.13	0.89
12	-0.70	0.53	12	-0.71	0.75	12	0.21	0.91	12	-0.17	0.91
<b>13</b>	-0.71	0.88	13	-0.74	0.88	13	0.25	0.80	13	-0.16	0.95
14	-0.67	0.50	14	-	-	14	-	-	14	-	-
2001:02-2010:12						1987:01-2010:12					
m	AIC	LM	n	AIC	LM	m	AIC	LM	n	AIC	LM
-	-	-	0	-1.22	0.70	-	-	-	<b>0*</b>	-0.38	0.60
1	-0.69	0.42	<b>1*</b>	-1.26	0.68	1	0.09	0.00	1	-0.38	0.99
2	-0.72	0.45	2	-1.24	0.63	2	-0.05	0.00	2	-0.37	0.83
3	-0.73	0.71	3	-1.22	0.77	3	-0.14	0.00	3	-0.37	0.90
4	-0.77	0.00	4	-1.22	0.61	4	-0.18	0.00	4	-0.37	0.94
5	-0.83	0.22	5	-1.20	0.47	5	-0.08	0.00	5	-0.36	0.75
6	-0.83	0.08	6	-1.22	0.84	6	-0.27	0.00	6	-0.35	0.71
7	-0.83	0.00	7	-1.20	0.53	7	-0.27	0.00	7	-0.35	0.74
8	-0.82	0.06	8	-1.19	0.45	8	-0.26	0.00	8	-0.37	0.78
9	-0.86	0.00	9	-1.21	0.75	9	-0.28	0.01	9	-0.36	0.79
10	-0.86	0.00	10	-1.20	0.41	10	-0.28	0.10	10	-0.36	0.84
11	-1.08	0.13	11	-1.20	0.96	11	-0.28	0.00	11	-0.35	0.74
12	-1.19	0.79	12	-1.18	0.98	<b>12*</b>	-0.33	0.76	12	-0.35	0.72
<b>13*</b>	-1.20	0.81	13	-1.17	0.97	13	-0.32	0.55	13	-0.35	0.60
14	-1.19	0.68	-	-	-	14	-	-	14	-	-



Buna göre, tahmin edilecek uzun dönem ARDL modellerinin sırasıyla, birinci alt dönemde (13,0), ikinci alt dönemde (10,3), üçüncü alt dönemde (13,1) ve tam dönemde (12,0) olduğuna karar verilmiştir. Uzun dönem ARDL modelleri tahmin sonuçlarına dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları<sup>5</sup> ve model doğrulama test sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur. Model doğrulama test sonuçları ile Ek 1'de verilen Cusum ve CusumQ grafikleri, yapılan tahminlerin başarılı olduğunu göstermektedir.

Tablo 6'dan da izlenebileceği gibi, dönemler itibariyle uzun dönem katsayıları sırasıyla, 1.56, 1.19, 0.79 ve 0.95 bulunmuştur. İlk iki alt dönem itibariyle bütçe gelirleri, bütçe giderlerinin altında kalırken; üçüncü alt dönemde tersi bir durumun gerçekleştiği tespit edilmiştir. Model çerçevesinde düşünüldüğünde, bütçe açıklarının, bir ve ikinci alt dönemde zayıf formda, üçüncü alt dönemde güçlü formda sürdürülebilir olduğu anlaşılmaktadır. Burada, bütçe politikalarının güçlü anlamda sürdürülebilirlik düzeyi, büyük ölçüde uygulanan mali politikalara bağlı olarak gerçekleştiği düşünülmektedir. İlk iki alt dönemde krize götüren dinamikler ve arkasından üçüncü alt dönemde Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı'yla birlikte uygulanan sıkı mali disiplin, bütçe politikalarının sürdürülebilirliği için belirleyici olmuştur. O yüzden, özellikle üçüncü alt döneme ilişkin uzun dönem katsayısı beklentimizle uyumlu olup; mali politikaların başarılı olduğu yönünde önemli bir bulgu olarak değerlendirilmektedir.

**Tablo 6: Uzun Dönem Analizi Tahmin Sonuçları ve Uzun Dönem Katsayıları**

Dönemler	Uzun Dönem Katsayıları	Model Doğrulama Testleri						
		R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	DW	F <sub>ist</sub>	$\chi^2_{BGAB}$	$\chi^2_{WDV}$	$\chi^2_{RRMKH}$
1987:01-1994:03	1.56[3.94]	0.84	0.81	2.05	23.51	0.45	0.58	0.77
1994:04-2001:01	1.19[12.17]	0.78	0.73	1.95	14.96	0.74	0.06	0.50
2001:02-2010:12	0.79[2.18]	0.55	0.47	1.96	7.34	0.89	0.79	0.54
1987:01-2010:12	0.95[15.70]	0.90	0.90	2.01	192.95	0.80	0.01	0.04

**Not:** Burada,  $\chi^2_{BGAB}$ ,  $\chi^2_{WDV}$  ve  $\chi^2_{RRMKH}$  sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişken varyans ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistiklerinin p-olasılık değerlerini göstermektedir.

<sup>5</sup> Uzun dönem katsayıları; bağımsız değişkenlerin katsayısının ya da katsayıları (örneğin bir gecikme varsa hem kendi değerinin hem de gecikmeli değerinin) toplamının, bağımlı değişkenin katsayıları toplamının 1'den farkına bölünmesiyle hesaplanır (Johnston ve Dinardo, 1997: 245).

## 2- Hata Düzeltme Modeli

Sınır testi yaklaşımına dayalı hata düzeltme modelinin bu çalışmaya uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$\Delta RBH_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta RBH_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta RBG_{t-i} + u_t \quad (5)$$

burada,  $EC_{t-1}$  terimi, hata düzeltme terimi olup; uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmesini temsil etmektedir. Bu değişkenin katsayısı, kısa dönemdeki sapmaların ne kadarının bir dönem sonra düzeleceğini belirtir. Bu katsayının işaretinin negatif olması, kısa dönemde, seriler arasında meydana gelen sapmaların, uzun dönem denge değerine yaklaşacağını; pozitif olması ise serilerin uzun dönem denge değerinden uzaklaşacağını gösterir. Bu modelde değişkenlerin gecikme uzunlukları belirlenirken, uzun dönem ARDL modelinin belirlenmesinde uygulanan işlemler tekrar edilmiştir. Kısa dönem sınır testi için gecikme uzunluklarını gösteren sonuçlar Tablo 7'de sunulmuştur. Buna göre tahmin edilecek hata düzeltme ARDL modellerinin sırasıyla, birinci alt dönemde (9,0), ikinci alt dönemde (9,3), üçüncü alt dönemde (12,1) ve tam dönemde ise (11,0) olduğuna karar verilmiştir.

**Tablo 7: Kısa Dönem Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğunun Tespiti**

1987:01-1994:03						1994:04-2001:01					
m	AIC	LM	n	AIC	LM	m	AIC	LM	n	AIC	LM
-	-	-	<b>0*</b>	<b>-0.79</b>	<b>0.37</b>	-	-	-	0	0.04	0.69
1	-0.55	0.00	1	-0.76	0.39	1	0.53	0.00	1	0.07	0.83
2	-0.65	0.00	2	-0.74	0.02	2	0.50	0.01	2	-0.04	0.26
3	-0.63	0.00	3	-0.73	0.07	3	0.47	0.00	<b>3*</b>	<b>-0.05</b>	<b>0.63</b>
4	-0.64	0.01	4	-0.71	0.13	4	0.49	0.00	4	-0.03	0.62
5	-0.66	0.13	5	-0.69	0.15	5	0.21	0.18	5	-0.00	0.73
6	-0.63	0.08	6	-0.66	0.28	6	0.20	0.14	6	0.02	0.74
7	-0.61	0.00	7	-0.64	0.41	7	0.22	0.19	7	0.04	0.87
8	-0.71	0.29	8	-0.63	0.43	8	0.18	0.84	8	0.04	0.89
<b>9*</b>	<b>-0.72</b>	<b>0.77</b>	9	-0.61	0.62	<b>9*</b>	<b>0.15</b>	<b>0.82</b>	9	0.06	0.83
10	-0.72	0.95	10	-0.58	0.64	10	0.18	0.78	10	0.10	0.86
11	-0.72	0.98	11	-0.56	0.53	11	0.22	0.85	11	0.13	0.89
12	-0.69	0.98	12	-0.53	0.40	12	0.26	0.41	12	0.17	0.91
13	-0.67	0.89	13	-0.50	0.38	13	0.30	0.10	13	0.16	0.95
2001:02-2010:12						1987:01-2010:12					
m	AIC	LM	n	AIC	LM	m	AIC	LM	n	AIC	LM
-	-	-	0	-1.23	0.90	-	-	-	<b>0*</b>	<b>-0.37</b>	<b>0.60</b>
1	-1.01	0.14	<b>1*</b>	<b>-1.24</b>	<b>0.98</b>	1	-0.21	0.00	1	-0.36	0.99
2	-0.99	0.19	2	-1.23	0.99	2	-0.23	0.00	2	-0.36	0.83
3	-1.00	0.00	3	-1.22	0.71	3	-0.23	0.00	3	-0.36	0.90
4	-1.11	0.35	4	-1.20	0.43	4	-0.22	0.00	4	-0.35	0.94
5	-1.11	0.44	5	-1.22	0.72	5	-0.29	0.01	5	-0.35	0.75
6	-1.13	0.18	6	-1.20	0.78	6	-0.29	0.00	6	-0.34	0.71
7	-1.11	0.13	7	-1.20	0.53	7	-0.28	0.00	7	-0.35	0.74
8	-1.13	0.38	8	-1.19	0.45	8	-0.30	0.00	8	-0.37	0.78
9	-1.12	0.16	9	-1.21	0.75	9	-0.32	0.33	9	-0.36	0.79
10	-1.10	0.10	10	-1.20	0.41	10	-0.33	0.26	10	-0.36	0.84
11	-1.21	0.45	11	-1.20	0.50	<b>11*</b>	<b>-0.35</b>	<b>0.66</b>	11	-0.35	0.74
<b>12</b>	<b>-1.24</b>	<b>0.74</b>	12	-1.18	0.34	12	-0.34	0.75	12	-0.35	0.72
13	-1.24	0.77	13	-1.17	0.08	13	-0.34	0.66	13	-0.35	0.60

Söz konusu ARDL modellerine ilişkin hata düzeltme terimi katsayıları ile model doğrulama test sonuçları Tablo 8’de sunulmuştur. Model doğrulama test sonuçları ile Ek 1’de verilen Cusum ve CusumQ grafikleri, yapılan tahminlerin başarılı olduğunu göstermektedir. Tablo 8’den de izlenebileceği gibi, bütün dönemler itibariyle hata düzeltme terimi katsayıları istatistikî olarak anlamlı ve negatif işaretli bulunmuştur. Dolayısıyla kısa dönemde ortaya çıkan sapmalar uzun dönem denge düzeyine yakınsamaktadır.

**Tablo 8: Hata Düzeltme Terimi Katsayıları**

Dönemler	Hata Düzeltme Terimi Katsayıları	Model Doğrulama Testleri						
		R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	DW	F <sub>ist</sub>	$\chi^2_{BGAB}$	$\chi^2_{WDV}$	$\chi^2_{RRMKH}$
1987:01-1994:03	-0.92[-2.83]	0.50	0.41	1.87	5.68	0.49	0.80	0.81
1994:04-2001:01	-0.88[-2.67]	0.69	0.61	1.95	9.07	0.47	0.95	0.19
2001:02-2010:12	-0.87[-2.46]	0.59	0.52	1.99	8.55	0.99	0.59	0.58
1987:01-2010:12	-0.76[-3.73]	0.45	0.42	1.98	16.53	0.85	0.17	0.01

Not: Burada,  $\chi^2_{BGAB}$ ,  $\chi^2_{WDV}$ , ve  $\chi^2_{RRMKH}$  sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans ve Ramsey regresyonda model kurma hatası p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Granger (1988), eş-bütünleşmiş değişkenler arasında en az tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunması gerektiğini ve bunun hata düzeltme modeliyle incelenebileceğini ifade etmektedir. Buna göre, değişkenler arasında nedenselliğin söz konusu olabilmesi için, hata düzeltme terimi katsayısının anlamlı olması gerekir. Bütün dönemler itibariyle hata düzeltme terimi katsayıları %1 önemlilikte istatistikî olarak anlamlıdır. Dolayısıyla nedenselliğin yönü bütçe gelirlerinden bütçe harcamalarına doğru olup; önceden yapılan Granger nedensellik testi sonucuyla uyumludur.

#### IV. SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye’de bütçe açıklarının sürdürülebilirliği, sınır testi yardımıyla, 1987-2010 dönemi aylık verileriyle test edilmiştir. Elde edilen ampirik bulgulara göre; 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 tespit edilmiştir. Dolayısıyla 2001 krizinden sonra yapılan ekonomik reformlar ve mali disiplinin etkisi üçüncü alt dönemde net bir biçimde görülmektedir. Örneğin, %10’luk bütçe gelir artışına karşılık, %7.9’luk bir bütçe gider artışı gerçekleşmiştir. Hata düzeltme modeline göre yapılan nedensellik testinde, bütün dönemler itibariyle, bütçe gelirlerinin bütçe harcamalarının nedeni olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Bu sonuçlara göre, alt dönemler karşılaştırıldığında, üçüncü alt dönemin makroekonomik istikrarın sürdürülmesi ve krize götüren faktörlerin büyük ölçüde

zayıflatılması bakımından önemli ipuçları sunduğu söylenebilir. Türkiye’de bu trendin devam ettirilmesi durumunda bütçe açıkları kolay bir şekilde yönetilebilir durumda olacaktır. Gelişmiş ülkelerle karşılaştırıldığında, Türkiye’nin bütçe açıklarının GSYİH’ye oranı oldukça küçük kalmaktadır. Bu gelişme, Türkiye ekonomisinin krizlere karşı daha dayanıklı olmasını sağlayarak; dünyadaki son ekonomik krizi gelişmiş ülkelere göre, daha az hasarla geçirmesini sağlamıştır.

Nitekim son dönemlerde farklı ülkelerde yaşanan ekonomik krizlerde, kontrolsüz bütçe açıklarının payının büyük olduğu bilinmektedir. 2009 sonu itibariyle bütçe açıklarının GSYİH’ye oranı; İrlanda’da %14.3, Yunanistan’da %13.5, İngiltere’de %11.3, İspanya’da %11.2, ABD’de %11, Türkiye’de ise, %6.1 olarak gerçekleşmiştir. Bütçe açığının GSYİH’nin %3’ünü geçemeyeceği şartını koyan Maastricht Anlaşması’na göre, sözkonusu oranların Türkiye dışındaki bütün ülkelerde aşıldığı anlaşılmaktadır. Bütçe açıklarının kolayca yönetilebilir olmasında hiç kuşkusuz 2001 yılından beri uygulanan mali politikaların çok büyük bir katkısı olduğu unutulmamalıdır. Türkiye’de bu trendin sürdürülmesi durumunda, hem ekonomik büyümenin sürdürülebilirliğinin sağlanması hem de, krizlere karşı daha dirençli bir yapının kurulması kalıcı hale gelecektir.

### KAYNAKÇA

- AKÇAY, O. C., C. E. ALPER ve S. ÖZMUCUR, (2001), “Budget Deficit, Inflation and Debt Sustainability: Evidence From Turkey (1970-2000)”, *Boğaziçi University Department of Economics*, WP, 12, İstanbul.
- ANAND, R. ve Van S. WIJNBERGEN, (1989), “Inflation and Financing of Government Expenditure: An Introductory Analysis with An Application to Turkey”, *World Bank Economic Review*, 3(1): 17-38.
- ARESTIS, P., A. CIPOLLINI ve B. FATTOUH, (2004), “Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit”, *Economic Inquiry*, 42(2): 214-222.
- ARGHYROU, M.G. and K.B. LUINTEL, (2003), “Government Solvency: Revisiting Some EMU Countries”, *Royal Economic Society Annual Conference*, 8: 23-51.
- AZGÜN, S. ve M. TAŞDEMİR, (2006), “Bütçe Açıklarının Sürdürülebilirliği: Zamanlararası Borçlanma Kısıtının Testi (1980-2004)”, *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 20 (2): 35-47.
- BLEJER, M.I. ve A. CHEASTY, (1991), “The Measurement of Fiscal Deficits: Analytical and Methodological Issues”, *Journal of Economic Literature*, 34: 1644.
- BUITER, Willem H., (1985), "A Fiscal Theory of Hyperdeflations? Some Surprising Monetarist Arithmetic", *NBER Technical Working Papers*, 52.
- DICKEY, D. ve W. A. FULLER, (1979), “Distribution of The Estimates For Autoregressive Time Series With a UnitRoot”, *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- ENDERS, W., (1995), *Applied Econometric Time Series*, 1st edition, Wiley, New York.
- ENDERS, W., (1996), *Rats Handbook for Econometric Time Series*, John Willey and Song Inc.
- ENGLE, R. ve C.W.J.GRANGER, (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- FOUNTAS, Stilianos ve Jyh-Lin WU, (1996), Are The Greek Budget Defgicits too Large?”, *Applied Economics Letters*, 3: 487-490.
- GRANGER, C.W.J., (1969), “Investigating Causal Relation By Econometric And Cross-Sectional Method”, *Econometrica*, 37: 424-438.

- GRANGER, C. W. J. ve P. NEWBOLD, (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2 (2): 111-120.
- GRANGER, C.W.J., (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, 39:199-211.
- GUJARATI, D. N., (1999), *Basic Econometrics*, McGrawHill, Literatür Yayıncılık, 3 rd Edition, İstanbul.
- HAKKIO, Craig S.,and Mark RUSH, (1991), "Is the Budget Deficit Too Large?", *Economic Inquiry*, 29: 429-445.
- HAMILTON, J. ve M. FLAVIN, (1986), "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing", *American Economic Review*, 76: 808- 819.
- HAUG, A. A., (1991), "Cointegration and Government Borrowing Constraints: Evidence for the United States", *Journal of Business & Economic Statistics*, 9:97-101.
- INTERGENERATIONAL REPORT, (2002), Treasurer of Common Wealth of Australia, Budget Paper, No:5, <http://www.treasury.gov.au/igr/>, (18.12.2010).
- JHA, R. ve A. SHARMA, (2004), "Structural Breaks and Unit Roots: A Further Test of the Sustainability of the Indian Fiscal Deficit", *Public Finance Review*, 2(2): 196-219.
- JOHANSEN, S., (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, (12): 231-254.
- JOHANSEN, S. ve K. JUSELIOUS, (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 52: 169-210.
- JOHNSTON, J. ve J. DINARDO, (1997), *Econometric Methods*, Fourth Edition, McGraw-Hill Companies, United States.
- KAMAS, L ve J. P. JOYCE, (1993), "Money, Income and Prices Under Fixed Exchange Rates: Evidence from Causality Tests and VARs", *Journal of Macroeconomics*, 15(4): 747-768.
- KOO, C. M., (2002), "Fiscal Sustainability in the Wake of the Economic Crisis in Korea", *Journal of Asian Economics*, 3(5): 659-669.
- KREMERS, J., (1989), "U.S. Federal Indebtedness and the Conduct of Fiscal Policy", *Journal of Monetary Economics*, 23: 219-238.
- MAKRYDAKIS, S., E. T. ve A. BALFOUSSIAS, (1999), "Policy Regime Changes and the Long-Run Sustainability of Fiscal Policy: An Application to Greece", *Economic Modelling*, 6: 71-86.
- MANKIW, G., (2010), "What's Sustainable About This Budget?", New York Times, <http://www.nytimes.com/2010/02/14/business/economy/14view.html> (20/04/2011).
- NARAYAN, P. K. ve S. NARAYAN, (2004), "Estimating Income and Price Elasticities of Imports For Fiji in a Cointegration Framework", *Economic Modelling*, 22: 423-438.
- ÖZDEMİR, K. A., (2004), "Public Debt in Turkey", *TCMB, Research Department*, WP, 11.
- ÖZMEN, E. ve Ç. İ. KOĞAR, (1998), "Sustainability of Budget Deficits in Turkey with Structural Shift", *METU Studies in Development*, 25(1): 107-127.
- PAYNE, R., (1996), "Announcement Effects and Seasonality in Intra-day Foreign Exchange Rate Volatility", *London School of Economics*, DP, 238.
- PAYNE, J. E., M. HASSAN ve M. CAK, (2008), "Turkish Budget Deficit Sustainability and The Revenue-Expenditure Nexus", *Applied Economics*, (7): 823-830.
- PESARAN, M., Y. SHIN, ve R. J. SMITH, (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- PANAGIOTIS, P., T. EMMANOUIL, A. L. ATHANASIOS ve K. CONSTANTINOS, (2009), "On the Dynamics of the Greek Twin Deficits: Empirical evidence Over the Period 1960-2007", *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 2(2):9-32.
- QUINTOS, C. E., (1995), "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13: 409-417.
- ROBERDS, W., (1991), "Implications of Expected Present Value Budget Balance: Application to Postwar U.S. Data", In *Rational Expectations Econometrics*, Edited by Lars Hanson and Thomas Sargent. Boulder: Westview Press.

RUBIO, O. B., C. D. ROLDÁN ve V. ESTEVE, (2006), "Is The Budget Deficit Sustainable When Fiscal Policy is Nonlinear? The case of Spain", *Journal of Macroeconomics*, 28: 596-608.

SRIWARDANA, K. M. M., (1998), "An Analysis of Fiscal Sustainability in Sri Lanka", *Central Bank of Sri Lanka Staff Studies*, 27: 80-111.

ŞEN, H., İ. SAĞBAŞ ve Abdullah KESKİN, (2010), "Türkiye’de Mali Sürdürülebilirliğin Analizi: 1975-2007", *Maliye Dergisi*, 158.

TCMB., (2011), "Türkiye'nin Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı", [http://www.tcmb.gov.tr/yeni/duyuru/eko\\_program/program.pdf](http://www.tcmb.gov.tr/yeni/duyuru/eko_program/program.pdf), (14.08.2011).

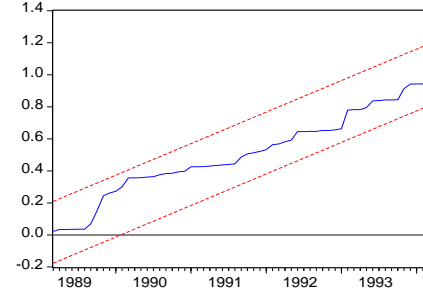
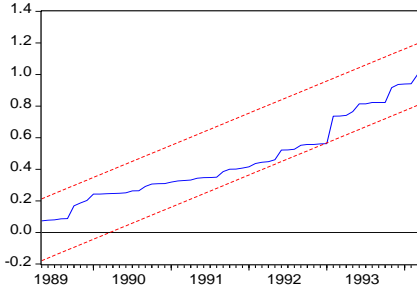
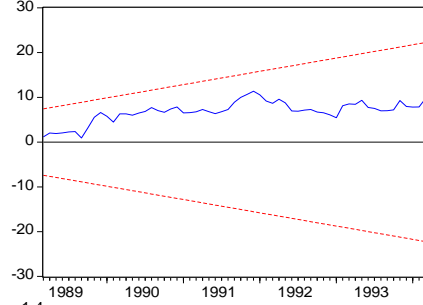
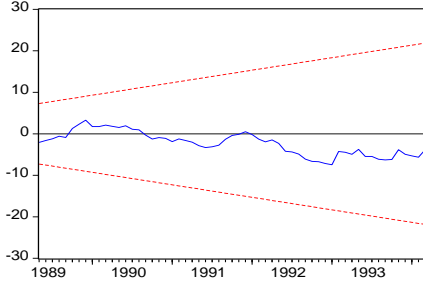
TREHAN, B. Ve C. E. WALSH, (1988), "Common Trends, the Government Budget Constraint and Revenue Smoothing", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 425-444.

TREHAN, B. ve C. E. WALSH, (1991). "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23(2): 206-23.

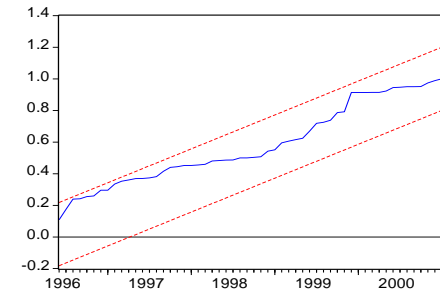
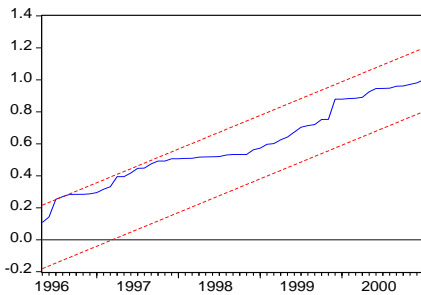
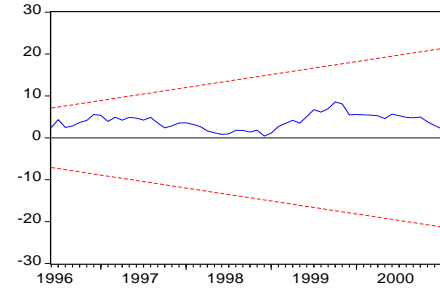
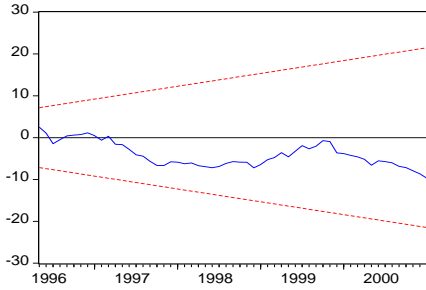
WILCOX, D. W., (1989), "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 21: 291-306.

### EK 1: Cusum ve Cusum Q Grafikleri

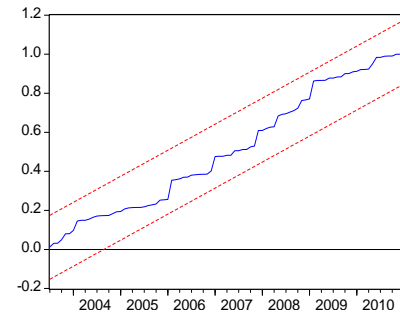
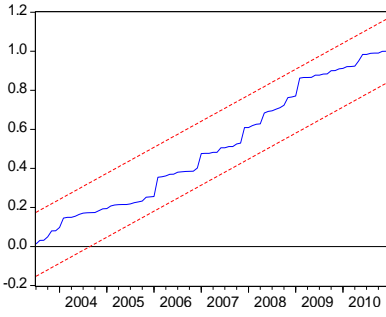
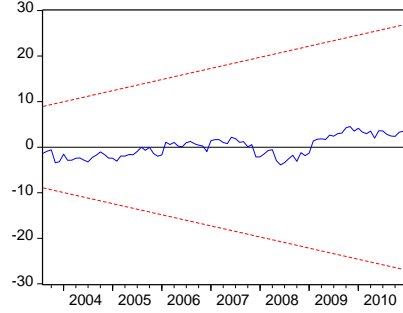
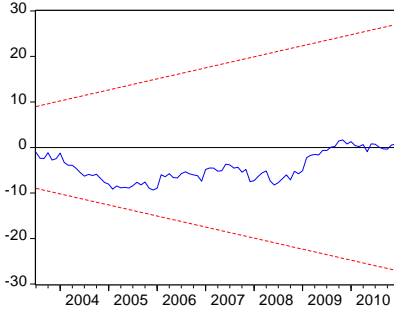
Uzun Dönem	Kısa Dönem
<b>1987:01-1994:03</b>	



<b>1994:04-2001:01 Dönemi</b>	
-------------------------------	--



**2001:02-2010:12**



**1987:01-2010:12**

