

TÜRKİYE'DE KONSOLİDE BÜTÇE AÇIKLARIYLA-İÇ BORÇLANMA FAİZ ORANLARI ARASINDAKİ İLİŞKİ: EKONOMETRİK BİR ANALİZ¹

Osman PEKER* ve Yasin ACAR**

Özet

Bu çalışmada Türkiye'de iç borçlanma faiz oranlarıyla konsolide bütçe açıkları arasındaki ilişki, eş-bütünleşme yöntemi yardımıyla, 1992:01-2005:12 dönemi aylık verileri kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmanın ampirik bulgularına göre, uzun dönemde iç borçlanma faiz oranlarıyla konsolide bütçe açıkları arasında doğrusal bir ilişki ortaya çıkmıştır. Kısa dönemde ise, faiz oranlarıyla bütçe açığı arasındaki ilişki anlamlı çıkmamıştır. Modelin hata düzeltme teriminin -0.611 çıkması, kısa dönem sapmalarının her dönem %61 oranında uzun dönem denge düzeyine yaklaşacağı anlamına gelmektedir.

Anahtar Kelimeler: Türkiye, Bütçe Açığı, Faiz Oranı

The Relationship Between Consolidated Budget Deficits and Interest Rates By Securities In Turkey: Econometric An Analysis

Abstract

In this paper, the relationship between the interest rates by securities and consolidated budget deficits in Turkey is analyzed by co-integration method for the period from 1992:01-2005:12. The empirical evidence of the study suggests that there is a linear relation between the interest rates by securities and consolidated budget deficits in the long-run. But the relation is not significant between interest rates by securities and current account deficit in the short-run. The error- correction term of the model's being -0.611 shows that, short-run deviations are in accord with convergence toward long-run equilibrium 61% at every period.

Keywords: Turkey, Budget Deficits, Interest Rate

¹ Bu çalışma, 11-12 Eylül 2008 tarihinde İzmir'de düzenlenen 1.Ulusal Yönetim ve Ekonomi Bilimleri Konferansı'nda sunulan bildirinin düzeltilmiş ve gözden geçirilmiş metnidir.

* Yrd.Doç.Dr. Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF İktisat Bölümü, Aydın.

** Araş.Görv. Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF., Maliye Bölümü, Aydın.

GİRİŞ

Devletin belli bir dönemde bütçe giderleri ile bütçe gelirleri arasındaki farkın giderler lehine oluşan kısmı olarak ifade edilen bütçe açıkları, gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan ülkelerde farklı boyutlarda olmak üzere ekonomik ve mali bir sorun olarak görülmektedir.

Bütçe açıkları, gelişmiş ülkelerden çok, gelişmekte olan ülkeler açısından düşünüldüğü zaman niteliği daha farklı ve sonuçları daha ağır olarak kendini hissettirmektedir. Gelişmiş ülkelerde dış borçlanmanın aşırı boyutlarda olmaması, dış borç geri ödemelerinin bütçeye yük oluşturmasını engellemektedir. Bunun yanı sıra, gelişmekte olan ülkelere farklı olarak gelişmiş ülkelerde, dış ticaret dengesinin genelde pozitif olması, döviz rezervlerinin yeterli büyüklüğe ulaşması, sermaye birikiminin yüksekliği, enflasyon oranlarının düşüklüğü gibi faktörler nedeniyle bütçe açıkları, makro ekonomik dengeler üzerinde pek fazla olumsuz sonuçlara yol açmamaktadır.

Gelişmekte olan ülkelere ise yüksek enflasyon, dış ödemeler dengesinin açık vermesi, kişi başına milli gelir seviyesinin düşük olması, kamu harcamalarındaki aşırı artışlara karşılık kamu gelirlerinin yeterince arttırılamaması gibi yapısal faktörler nedeniyle bütçe açıkları giderek artmakta ve makro ekonomik dengeleri olumsuz yönde etkilemektedir. Öte yandan, özel tasarrufların düşüklüğü, bütçe açıklarının borçlanmayla finansman maliyetini yükseltmektedir.

Enflasyonist bir ortamda bütçe açıklarının artmaya devam etmesi nominal faiz oranları üzerinde bir baskı oluşmasına yol açarak; borçlanma maliyetini yükseltmektedir. Borç faiz sarmalı olarak da kabul edilen bu süreçte, birincil açık veri iken²; özellikle reel faiz oranlarının nominal milli gelir büyüme hızından büyük olması halinde borç/milli gelir oranı artmaktadır. Genellikle, gelişmekte olan ülkelerin çoğunda bütçe ve kamu açıklarının kamu borç stoklarını artırması sonucu, politik tercihlerin ve izlenen politikaların da etkisiyle, vergi gelirleri artış hızı kamu harcamaları artış hızına göre nispeten düşük kalmaktadır. Bu süreç, birincil açıkların artışına yol açarak faiz oranlarının yükselmesine dolayısıyla borç faizi giderlerini büyütmektedir. Dışlama (crowding-out) etkisi olarak da tanımlanabilecek olan bu süreçte özel harcamalar özellikle de yatırım harcamaları azalır. Dışlamanın büyüklüğünü LM eğrisinin konumu belirler. LM eğrisi ne kadar dikse dışlama etkisi o kadar artar ve dikey duruma geldiğinde dışlama oranı en üst düzeye çıkar. Dolayısıyla, kamu harcamaları artışına bağlı olarak faiz oranı ne kadar yükselirse dışlamanın boyutu da o kadar büyük olur.³

² Birincil açık, bütçe açıklarından faiz ödemeleri için ayrılan miktarın çıkarılması ile bulunmakta; başka bir deyişle, borç faizlerini içermeyen kaynak ve harcama dengesini ifade etmektedir.

³ Bu konuda daha geniş bilgi için bkz: Dornbush ve Fisher, (1990).

Dışlama etkisine ilişkin olarak Keynesyenlerle Neoklasikler arasında önemli görüş farklılığı vardır. Keynesyen görüşte hükümet harcamalarındaki bir artışın ekonomik faaliyeti uyuracağını bunun ise özel yatırımlar için bir teşvik olacağı savunulur. Neoklasik görüşte ise rekabetçi piyasalar ve tam istamdama varsayımı altında, tasarruf ve yatırım dengesi faiz mekanizmasıyla sağlanır. Bu durumda hükümet harcamalarında ortaya çıkacak bir artışın iki yönlü etkisi ortaya çıkar. Önce faiz oranları artar daha sonra özel yatırımlar azalır. Dolayısıyla hükümet harcamalarının artışında Keynesyen görüş dışlama etkisinden çok piyasa için bir teşvikin olabileceğini dile getirirken; Neoklasik görüş bunun karşısında bir görüşü savunur (Spencer ve Yohe, 1970; Aschauer, 1989; Ganelli, 2003).

Bu çalışmada ülkemizin önemli bir sorunu olarak kabul edilen konsolide bütçe açıklarının iç borçlanma faiz oranlarıyla olan ilişkisi, eş-bütünleşme yöntemi yardımıyla inceleme konusu yapılmıştır. Toplam iki değişkenin kullanıldığı çalışma, 1992:01-2005:12 dönemini kapsamaktadır. Çalışmanın bundan sonraki kısmı dört bölüme ayrılmıştır. Birinci bölümde, literatür incelemesi yapılmış; ikinci bölümde, ekonometrik yöntem ve data tanımlanmış; üçüncü bölümde ampirik sonuçlar tartışılmış; son bölümde ise, sonuç ve değerlendirme kısmına yer verilmiştir.

I. LİTERATÜR

Bütçe açıklarıyla faiz oranları arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmaların bir kısmında pozitif yönlü bir ilişki bulunmuşken; bir kısmında ise her hangi bir ilişkiye rastlanmamıştır. Örneğin, Barnes (2008), Amerika Birleşik Devletleri ve dokuz Avrupa ülkesi için, bütçe açıkları ile uzun dönem faiz oranları arasındaki ilişkinin varlığını eş-bütünleşme yöntemiyle incelemiştir. 1970–2001 dönemi üç aylık veri seti ile yaptığı çalışmada, bütün ülkelerde bütçe açığı ile faiz oranları arasında eş-bütünleşme ilişkisi olduğuna dair bulgulara ulaşmıştır. Kiani (2009) ise, ARCH ve GARCH analiz yöntemlerini kullandığı çalışmada, özellikle ABD bütçe açıklarının arttığı 1980’li yılları araştırmış ve bütçe açıkları ile faiz oranları arasında pozitif bir ilişki olduğu bulgusunu elde etmiştir.

Cebula (1998), 1973:02-1995:04 dönemini kapsayan çalışmada, ABD bütçe açıklarının uzun dönem faiz oranlarını yükseltici etkisinin bulunduğu dair kanıtlara ulaşmıştır. Cebula (2000), reel faiz oranlarını kullandığı diğer bir çalışmada da benzer sonuca ulaşmıştır. Bu sonuç, Barth, Iden ve Russek (1985), Belton ve Cebula (1995), Hoelscher (1986)’nın yaptığı çalışmalarla paralellik göstermektedir.

Dewald (1983) ile Makin (1983) ise bütçe açıklarının faiz oranları üzerinde marjinal veya çok küçük bir etkiye sahip olduğu sonucuna varmışlardır. Gissy (1996), bütçe açıklarının faiz oranlarını artırmasının yanı sıra faiz oranlarının da bütçe açıklarını artırdığını, başka bir deyişle, faiz oranları ile bütçe açıkları arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi olduğunu ileri sürmüşlerdir.

Bütçe açıklarının faiz oranlarını etkilemediğine ilişkin olarak da literatür oluşmuştur. Hoelscher (1983), Motley (1983), Kormendi (1983), Al-Mutairi (1995)

ve Evans'ın (1985) yaptıkları çalışmalarda bütçe açıklarının faiz oranlarını etkilemediği sonucu ortaya çıkmıştır. Japonya için yapılan bir çalışmada Engle-Granger nedensellik testleri kullanılmış, bütçe açıkları ile uzun dönem faiz oranları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır (Cheng, 1998).

Türkiye'de bütçe açıkları ile faiz oranları arasındaki ilişkiyi araştıran çalışma Aksu, Emsen ve Başar'a (2001) aittir. 1985-2000 dönemi aylık verileriyle yapılan bu çalışmada reel ve nominal faizler ile bütçe açıkları arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek için Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Bütçe açıkları reel ve nominal faizlere neden olmamakta ancak reel ve nominal faizler bütçe açıklarına neden olmaktadır. Reel faizlerin bütçe açığına etkisi nominal faizlerin etkisinden daha fazla bulunmuştur. Bunun yanısıra, reel ve nominal faizlerle bütçe açıkları arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki bulunmuştur.

II. EKONOMETRİK YÖNTEM VE DATA

Türkiye'de bütçe açığı ile faiz oranları arasındaki ilişkiyi araştırmak amacıyla yöntem olarak Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme yöntemi kullanılmıştır. Sınır testi yaklaşımı olarak da bilinen bu yöntem, Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme yöntemleriyle karşılaştırıldığında, daha kullanışlı olduğu kabul edilmektedir. Çünkü söz konusu yöntemlerde analize dahil edilen tüm serilerin, farkı alındıktan sonra, $I(1)$ değişkenleri olması zorunluluğu bir koşul olarak ileri sürülmektedir.

Uygulayıcılar bakımından bir güçlük olarak görülen bu sorun sınır testi yaklaşımı ile ortadan kaldırılmaktadır. Bu yaklaşıma göre, serilerin $I(0)$ veya $I(1)$ olmasına bakılmaksızın eş-bütünleşme analizi yapılabilmektedir. Sınır testi yaklaşımının diğer bir avantajı ise düşük sayıda gözlemi içeren verilerle de sağlıklı sonuçlar verebilmesidir (Narayan ve Narayan, 2004).

Bu çerçevede, kısıtlanmamış bir hata düzeltme modeline (unrestricted error correction model: UECM) dayanan bu testin çalışmamıza uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$\Delta \ln f_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \ln f_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln ba_{t-i} + \alpha_3 \ln f_{t-1} + \alpha_4 \ln ba_{t-1} + u_t \quad (1)$$

burada, ba_t , konsolide bütçe açığı; f_t iç borçlanma faiz oranlarını, u_t , hata terimini, Δ ise fark operatörünü temsil etmektedir. Bu yaklaşımda, eş-bütünleşme ilişkisi ($H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0$) hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılmaktadır. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmeleri için hesaplanan F istatistik değeri, Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmasında verilen alt ve üst kritik değerlerle karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran (2001) alt kritik değerden küçükse seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi yoktur. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerler arasında düşerse kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eş-bütünleşme testlerine başvurulması gerekmektedir. Son olarak hesaplanan F

istatistiği üst kritik değerden büyükse seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilmektedir.

Bu çalışmada, konsolide bütçe açığı ve iç borçlanma faiz oranları olmak üzere toplam iki değişken kullanılmıştır. Konsolide bütçe açığı değişkeni bütçe giderlerinin bütçe gelirlerine bölünmesi yoluyla elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin zaman serileri 1992:01-2005:12 dönemini kapsamakta olup; Devlet Planlama Teşkilatı Temel Ekonomik Göstergelerden elde edilmiştir.⁴

III. AMPİRİK SONUÇLAR

A. BİRİM KÖK TESTİ

Granger ve Newbold'un (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılacağını göstermesinden bu yana, serilerin durağanlığının araştırılması önemli bir konu haline gelmiştir. Bu çalışmada, zaman serilerinin durağanlığının araştırılmasında Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen birim kök testi kullanılmıştır. Hata teriminin otokorelasyonlu olduğu varsayımı altında genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) birim kök testi şu regresyon denklemi yardımıyla yapılmaktadır:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_3 \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

burada, ΔY_t , durağanlığı test edilen değişkenin birinci farkını, t , genel eğilim değişkenini, ΔY_{t-i} , gecikmeli fark terimlerini temsil etmektedir. Gecikmeli fark terimleri denkleme hata teriminde ardışık bağımlılık probleminin rastlanmaması için dahil edilmektedir. ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi için tahmin edilen modelde ardışık bağımlılık probleminin olmaması gerekmektedir. Denklemden "m" olarak ifade edilen gecikme uzunluğu genelde Akaike bilgi kriteri (Akaike information criterion; AIC) veya Schwarz bilgi kriteri (Schwarz criterion; SC) kullanılarak belirlenmektedir. Bu çalışmada ADF testindeki gecikme uzunluğu AIC kullanılarak belirlenmiştir.

Tablo 1'de çalışmada kullanılan serilerin durağanlık özelliklerinin ortaya konulması amacıyla yapılan ADF birim kök testinin sonuçları yer almaktadır. Bu testin sonuçları bütçe açığı değişkeninin düzeyde durağan olduğunu, faiz değişkeninin ise düzeyde durağan olmadığını, birinci farkı alındığında durağan hale geldiğini göstermektedir. Yani eş-bütünleşme dereceleri sırasıyla I(0) ve I(1)'dir.

⁴ Bu çalışmada, bütün test ve tahminler için Econometric Views (Eviews, version 5.1) bilgisayar paket programından yararlanılmıştır

Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF t istatistiği (Düzye)		ADF t istatistiği (Birinci fark)	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
<i>lnf</i>	-0,27 (1)	-2.08 (1)	-9.13 (1)***	-9.28 (1)***
<i>lnba</i>	-7.72 (1)***	-7.71(1)***	-15.59 (1)***	-15.55 (1)***

Not: Parantez içindeki sayılar AIC kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmıştır. *** işareti %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Kritik değerleri, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için, sırasıyla, trendsiz modelde -3.46, -2.87 ve -2.57, trendli modelde -4.01, -3.43 ve -3.14'tür.

B. EŞ-BÜTÜNLEŞME TESTİ

Sınır testi uygulanması sırasında öncelikle Denklem (1)'de m olarak ifade edilen gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Bu işlem ise aynen birim kök testinde olduğu gibi AIC veya SIC kullanılarak yapılmaktadır. Ayrıca testin sağlıklı sonuçlar vermesi için hata terimleri arasında ardışık bağımlılık olmamalıdır.

Gecikme uzunluğuna ilişkin yapılan testin sonuçları Tablo 2'de sunulmaktadır. Bunun için maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmış ve her gecikme için AIC değerleri hesaplanmıştır. Tablo 2'den de izlenebileceği gibi, en küçük AIC değeri 1 gecikmeli modelde gerçekleşmiştir. Bu gecikme sayısında otokorelasyon testi yapılmış ve otokorelasyonun olmadığı görülmüştür. Bu nedenle sınır testi 1 gecikmeli model ile yapılmıştır.

Tablo 2:Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Tespiti

m	AIC
1	-1.145
2	-1.115
3	-1.120
4	-1.107
5	-1.115
6	-1.092
7	-1.087
8	-1.057
9	-1.031
10	-1.000
11	-0.975
12	-0.981

Not: m, (1) numaralı denklemdeki gecikme sayısıdır.

Denklem (1)'in gecikme uzunluğu belirlendikten sonra ($H_0:\alpha_3=\alpha_4=0$) hipotezini sınamak için bir gecikmeli model için hesaplanan F istatistik değeri ile Pesaran vd. (2001)'den alınan kritik değerler Tablo 3'de karşılaştırılmıştır. Bu kritik değerler bir bağımsız değişken ve %1 anlamlılık düzeyi için verilmiştir. Tabloda hesaplanan F istatistiğinin alt kritik değerden küçük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, Denklem (1)'de yer alan değişkenler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi ortaya çıkmamıştır.

Tablo 3. Sınır Testinde Hesaplanan F İstatistiğinin Kritik Değerlerle Karşılaştırılması

k	F istatistiği	Alt sınır	Üst sınır
1	0.457	6.84	7.84

Not: k, bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir. Kritik değerler Pesaran vd. (2001:300)'deki Tablo CI(iii)'den alınmıştır.

Bu duruma göre, Denklem (1) yeniden tanımlanarak eş-bütünleşme ilişkisi tekrar söz konusu yöntemle araştırılmıştır. Buna göre Denklem (2) şu şekilde yazılmıştır:

$$\Delta \ln ba_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \ln ba_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln f_{t-i} + \alpha_3 \ln ba_{t-1} + \alpha_4 \ln f_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Denklem (2)'nin gecikme uzunluğu Denklem (1)'de ki süreç tekrar edilerek hesaplanmıştır. Tablo 4'den izlenebileceği gibi, en küçük AIC değeri bir gecikmeli modelde gerçekleşmiştir. Bu nedenle sınır testi yaklaşımı bir gecikmeli model temel alınarak yapılmıştır. Tablo 5'de bir bağımsız değişken ve %1 anlamlılık düzeyi için verilen kritik değerlerle F istatistik değeri sunulmuştur. Söz konusu tabloda hesaplanan F istatistiğinin üst kritik değerden yüksek olduğu görülmektedir. Bu, çalışmamızda yer alan değişkenler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisinin olduğuna dair bir kanıt teşkil etmektedir.

Tablo 4:Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Tespiti

m	AIC
1	0.165
2	0.174
3	0.186
4	0.208
5	0.204
6	0.232
7	0.256
8	0.263
9	0.280
10	0.302
11	0.243
12	0.188

Not: m, (1) numaralı denklemdeki gecikme sayısıdır.

Tablo 5. Sınır testinde Hesaplanan F istatistiğinin Kritik Değerlerle Karşılaştırılması

k	F istatistiği	Alt sınır	Üst sınır
1	22.62	6.84	7.84

Not: k, bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir. Kritik değerler Pesaran vd. (2001:300)'deki Tablo CI(iii)'den alınmıştır.

C. UZUN DÖNEM İLİŞKİSİ

Değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun dönem ilişkisini belirlemek amacıyla, gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (autoregressive distributed lag; ARDL) kullanılmıştır. Buna göre, çalışmamıza uyarlanmış ARDL modeli şu şekilde tanımlanmıştır.

$$\ln ba_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \ln ba_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \ln f_{t-i} + u_t \quad (4)$$

ARDL modelinde gecikme uzunlukları yine AIC kullanılarak belirlenmiştir. Bu işlem Kamas ve Joyce'un (1993) nedensellik analizlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesi için önerdiği bir yöntemle yapılmıştır. Bu yöntem çerçevesinde ilk önce belirlenen en büyük gecikme uzunluğu üzerinden bağımlı

değişken olan bütçe açığı değişkeninin sadece kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu gerçekleştirilmiş ve en küçük AIC değerine sahip olan gecikme sayısı seçilmiştir. Daha sonra bağımlı değişkenin seçilen gecikme sayısı sabit tutulup birinci bağımsız değişken olan faiz oranı değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun 12 olarak alındığı bu işlem sonucunda Denklem (3)'ün bütçe açığı değişkeninin 1, faiz oranı değişkeninin 1 gecikmeli değeri ile tahmin edilmesi gerektiği sonucuna varılmıştır. Yani tahmin edilecek model ARDL (1,1) modelidir.

Tablo 6'da ARDL (1,1) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları yer almaktadır.⁵ Tablodaki sonuçlar bütçe açığı ve faiz oranı arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, faiz oranlarındaki bir artışın bütçe açıklarının artmasına neden olduğunu göstermektedir.

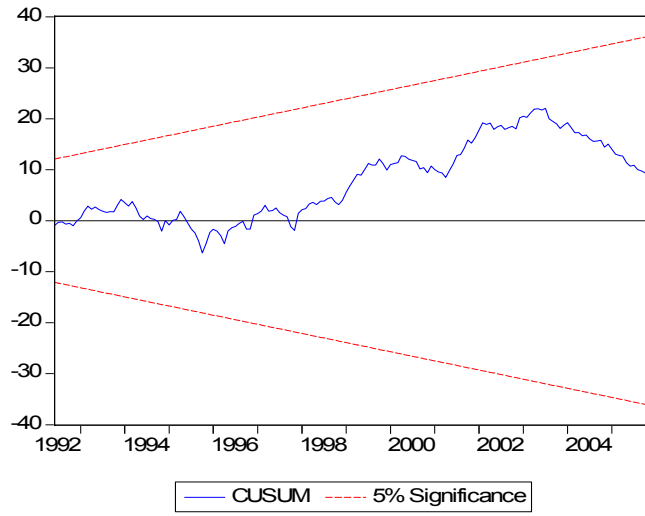
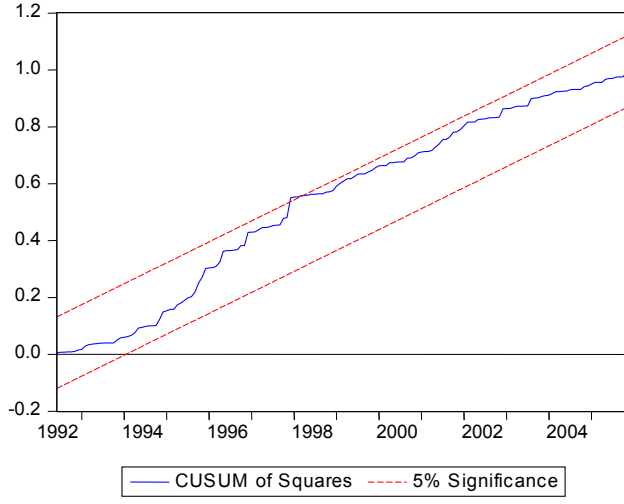
Tablo 6. ARDL (1,1) Modeli Sonuçları ve Hesaplanan Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
<i>Sabit</i>	0.026687	0.217685
<i>ba(-1)</i>	0.219984	2.56909**
<i>f</i>	-0.290999	-2.08476**
<i>f(-1)</i>	0.333385	2.370674**
Uzun Dönem Katsayıları		
<i>Sabit</i>	0.034213	
<i>f</i>	0.05434	

$R^2=0.07$, $Adj R^2=0.06$, F istatistiği= 4.55, $DW= 2.01$, Ramsey Rest: 0.001(0.96), Ardışık Bağımlılık(B-G)= 0.542(0.582). ** %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki rakamlar olasılık değerlerini gösterir.

Uzun dönem katsayılarının istikrarlık testlerine bakılırsa CUSUM ve CUSUMQ grafiklerinin her ikisinin de bant arasında kaldığını yani parametrelerin %5 anlamlılık düzeyinde istikrarlı olduğu görülmektedir.

⁵ Uzun dönem katsayıları, bağımsız değişkenlerin katsayısının ya da katsayılarının (örneğin bir gecikme varsa hem kendi değerinin hem de gecikmesinin değerinin) toplamının, bağımlı değişkenin katsayılarının ve gecikmelerinin toplamının 1' den farkına bölünmesiyle hesaplanmıştır.

Şekil:1 CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri

D. KISA DÖNEM İLİŞKİSİ

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise ARDL yaklaşımına dayalı bir hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Buna göre model,

$$\Delta \ln ba_t = \alpha_0 + \alpha_1 ec_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta \ln ba_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln f_{t-i} + u_t \quad (4)$$

biçiminde tanımlanmıştır. Burada ec_{t-1} terimi, hata düzeltme terimi olup; uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki sapmaların ne kadarının bir dönem sonra düzeltilebileceğini belirtir. Bu katsayının işaretinin negatif olması sapmaların uzun dönem denge değerine yakınlaşacağını, aksi durumda ise uzun dönem denge değerinden uzaklaşacağını gösterir.

Bu modeldeki gecikme uzunlukları da AIC yardımıyla ve uzun dönem ilişkisinin araştırılması sırasında kullanılan yöntemle belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu yine 12 olarak alınmış, kısa dönem ilişkisinin ARDL (11,0) modeli ile araştırılması gerektiği sonucuna varılmıştır.

Tablo 7, bu modelin tahmin sonuçlarını göstermektedir. Hata düzeltme teriminin işareti beklendiği gibi negatif ve istatistikî olarak anlamlı çıkmıştır. Hata düzeltme terimi katsayısının -0.611 çıkması, kısa dönem sapmalarının her dönem yüzde 61 oranında azalması anlamına gelmektedir. Kısa dönemde faiz oranının katsayısı istatistikî olarak anlamlı çıkmamıştır, dolayısıyla faiz oranı bütçe açıklarını kısa dönemde etkilememektedir.

Tablo 7: ARDL yaklaşımına dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
Sabit	-0.000961	-0.045669
ec_{t-1}	-0.611961	-2.159456**
$\Delta \ln ba(-1)$	-0.110391	-0.444429
$\Delta \ln ba(-2)$	-0.220376	-1.343954
$\Delta \ln ba(-3)$	-0.205332	-1.335630
$\Delta \ln ba(-4)$	-0.178543	-1.129832
$\Delta \ln ba(-5)$	-0.284748	-1.629295
$\Delta \ln ba(-6)$	-0.157759	-0.880426
$\Delta \ln ba(-7)$	-0.117921	-0.781461
$\Delta \ln ba(-8)$	-0.278218	-2.083412**
$\Delta \ln ba(-9)$	-0.083972	-0.651848
$\Delta \ln ba(-10)$	-0.216272	-1.997892**
$\Delta \ln ba(-11)$	-0.271370	-2.787376***
$\Delta \ln FAIZ$	-0.188455	-1.145690

$R^2=0.49$, Adj $R^2=0.44$, F istatistiği= 10.40, DW= 2.00, Ramsey Rest: 1.14 (0.28), Ardışık Bağımlılık(B-G)= 0.77(0.42). **, *** %5 ve %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki rakamlar olasılık değerlerini gösterir.

SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye’de iç borçlanma faiz oranlarıyla konsolide bütçe açıkları arasındaki ilişki, eş-bütünleşme yöntemi yardımıyla araştırılmıştır. 1992:01-2005:12 dönemini kapsayan çalışmamızda, iki değişkenin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri görülmüştür. Faiz oranlarında %1’lik bir değişim bütçe açığını %0.05 oranında artırmaktadır. Bu sonuç istatistikî olarak anlamlı ve yorumlanabilir bir büyüklüğe sahiptir. Kısa dönem ilişkisinin araştırıldığı hata düzeltme modelinde ise, faiz oranlarındaki değişimin bütçe açığı üzerindeki etkisi anlamlı çıkmamıştır.

Bu sonuçlara göre, Türkiye’de bütçe açıklarını etkileyen önemli bir faktörün iç borçlanma faiz oranları olduğu görülmektedir. Türkiye’de son yıllarda uygulanan ekonomik programdan dolayı faiz oranları genellikle yüksek seyretmektedir. Dolayısıyla, yüksek faizde borçlanma maliyeti yükselmekte ve devletin bütçe açığı artmaktadır. Bu durumda, eğer uygulanan ekonomik program sürdürülecekse öncelikle ulusal piyasaların daha güvenli ve istikrarlı hale getirilmesi yönünde politikalar geliştirilerek; faiz oranları düşürülmelidir. Bu yapıldığı ölçüde bütçe açığının azaltılabileceği düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- AKSU, H.; Ö. S. EMSEN ve S. BAŞAR (2001), “Türkiye’de Bütçe Açıkları ile Nominal ve Reel Faiz Oranları İlişkileri: 1985-2000”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt 15, Sayı: 1-2, ss: 43-53.
- AL MUTAIRI NAIEF, H. (1995), “Budget Deficits, Interest Rates and Causality: An Application of Error Correction Models”, *Journal of Quantitative Economics*, 11(1), January 1995, ss: 241-249.
- ASCHAUER, A. (1989), “Is Public Expenditure Productive?”, *Journal of Monetary Economics*, 23, ss: 177-200.
- BARNES, B., J. (2008), “A cointegration approach to budget deficits and long-term interest rates”, *Applied Economics*, ss: 40, 127-133.
- BARTH, J. R.; G. IDEN, F. S. RUSSEK (1985), “Federal Borrowing and Short Term Interest Rates”, *Comment, Southern Economic Journal*, 52, October 1985, ss: 554-559.
- BELTON, W. ve J. CEBULA, R. (1995), “International Capital Flows, Federal Budget Deficits, and Interest Rates, 1971-1984”, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 34(1), Winter 1995, ss: 3-13.
- CEBULA, R. J. (1998), “An Empirical Analysis of the impact of Federal Budget Deficits on Long-term Nominal Interest Rate Yields, 1973.2-1995.4, Using Alternative Expected Inflation Measures”, *Review of Financial Economics*, Vol.7, No.1, ss: 55-64.

- CEBULA, R. J. (2000), "Impact of budget deficits on ex post real long term interest rates", *Applied Economic Letters*, 7, ss: 177-179.
- CHENG, B. J. (1998), "The Causality Between Budget Deficit and Interest Rates In Japan: An Application of Time Series Analysis", *Applied Economic Letters*, 5, ss: 419-422.
- DEWALD, W. G. (1983), "Federal Deficits and Real Interest Rates, Theory and Evidence, Federal Reserve Bank of Atlanta", *Economic Review*, 68, ss: 20-29.
- DICKEY, D. A. ve FULLER, W.A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49 (4), ss: 1057-1072.
- DORNBUSCH, R. ve FISCHER, S. (1990), *Macroeconomics*, McGRAW-HILL International Editions.
- ENGLE, R. F. ve GRANGER, W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55(2), ss: 251-276.
- EVANS, P. (1985), "Do Large Deficits Produce High Interest Rates?", *American Economic Review*, March 1985, 75(1), ss: 68-87.
- GANELLI, G. (2003), "Useful Government Spending, Direct Crowding-Out and Fiscal Policy Interdependence", *Journal of International Money and Finance*, 22, pp: 87-103.
- GISSY, W. G. (1996), "Deficits and Interest Rates: A Nonparametric Analysis", *International Advances in Economic Research*, 2(1), February 1996, ss: 34-40
- GRANGER, C. W. J ve NEWBOLD, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2 (2), ss: 111-120.
- HOELSCHER, G. P. (1986), "New Evidence on Deficits and Interest Rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, 18, February 1986, ss: 1-17.
- HOELSCHER, G.P. (1983), "Federal Borrowing and Short Term Interest Rates", *Southern Economic Journal*, 15, pp:319-333
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), ss: 231-254.
- KAMAS, L. ve JOYCE, J. P. (1993), "Money, Income and Prices under Fixed Exchange Rates: Evidence from Causality Tests and VARs", *Journal of Macroeconomics*, 15 (4), ss: 747-768.
- KIANI, K. M. (2009), "Federal Budget Deficits and Long Term interest rates in USA", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Volume 49, Issue 1, ss: 74-84.
- KORMENDI, R. C. (1983), "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior", *American Economic Review*, 73, ss: 994-1010.
- MAKIN, J. (1983), "Real Interest, Money Surprises, Anticipated Inflation, and Fiscal Deficits", *Review of Economics and Statistics*, 65, ss: 374-384.

- MOTLEY, B. (1983), "Real Interest Rates, Income Taxes and Anticipated Inflation", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, Summer 1983, ss: 31-45.
- NARAYAN, P. K. ve NARAYAN, S. (2004), "Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework", *Economic Modelling*, (22), ss: 423-438.
- PESARAN, M. H; SHIN, Y. ve SMITH, R. J. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), ss: 289-326.
- SPENCER, R. W. ve YOHE, W. P. (1970), "The Crowding Out of Private Expenditures by Fiscal Policy Actions", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, October, 1970.