

TÜRKİYE'DE BÜTÇE AÇIKLARININ MAKRO EKONOMİK SONUÇLARI

Yrd. Doç. Dr. Faik BİLGİLİ*

I. GİRİŞ

Bütçe açıklarının bir ülke ekonomisi içerisindeki makro etkileri hem politik hem de akademik alanda sürekli tartışılan konulardan birisidir.

Keynezyen düşünceye göre, bütçe açıklarına yol açsa dahi, otonom harcamalardaki artış, üretimdeki artış sonucu, ülke ekonomisini eksik istihdamdan tam istihdam konumuna getirebilecektir. Klasik görüşe göre, vergi gelirleri sabitken, artan kamu harcamaları üretim seviyesinde bir artış meydana getirilmeden fiyatlar genel seviyesinde bir artışa yol açacaktır. Paracı görüş, vergi gelirleri sabitken, artan kamu harcamalarının üretim seviyesinde bir artış meydana getirilmeden faiz oranlarında bir artışa yol açacağını, bunun da "crowding-out" etkisi ile sonuçlanacağını ileri sürmektedir. Rasyonel Beklentiler görüşü ise vergi gelirleri sabitken, artan kamu harcamalarının veya kamu harcamaları sabitken, artan kamu gelirlerinin, bir şok niteliğini taşımadıkça, toplam talep ve dolayısı ile fiyatlar ve faiz oranları üzerinde bir etkiye sahip olmayacağını iddia eder.

Bölüm II' de, ilgili görüşlerin bu konudaki temel varsayımları ve sonuçları ele alınacaktır. Bölüm III' de, Türkiye'de faiz oranları, fiyatlar, döviz kurları gibi makro değişkenler ile bütçe açıkları arasındaki ilişkinin nasıl bir trend izlediği ele alınacak ve bu konuda çeşitli ekonometrik testler yapılacaktır.

Özetle bu çalışmada, Türkiye'de bütçe açıklarının makro değişkenler üzerinde bir etkiye sahip olup olmadığı incelenecektir.

II. BÜTÇE AÇIKLARININ ETKİLERİ KONUSUNDA TEORİK YAKLAŞIMLAR

Teorik modellerin hükümet harcamalarındaki artışa ya da bütçe açıklarına ilişkin yaklaşımlarına aşağıdaki özdeşliklerle başlayorum.

$$Y = C + I + G + X \quad (1)$$

$$C = \delta + \phi(1-t)Y \quad (2)$$

$$I = \partial - \eta r \quad (3)$$

$$X = \lambda - \phi Y - \alpha r \quad (4)$$

$$Y = \delta + \partial + \lambda + [\phi(1-t) - \phi] Y - (n + \alpha) r + G \quad (5)$$

* Erciyes Üniversitesi İ.İ.B.F. Ekonomi Bölümü Öğretim Üyesi.

Y, C, I, G, X, t ve r sırası ile belirli bir dönemde ülkenin toplam gelirini (GSMH), özel sektör tüketimini, özel sektör yatırımlarını, kamu harcamalarını, net dış ticareti, vergi oranını ve faiz oranını belirtmektedir. δ , ∂ ve λ ilgili değişkenlerin alacağı sabit değerleri göstermektedir. Katsayılarından ϕ , marjinal tüketim eğilimini, η , r'deki %1 lik bir artışın I'yı ne kadar düşüreceğini, φ , marjinal ithalat eğilimini, α , r'deki %1 lik bir artışın X'i kaç birim azaltacağını göstermektedir. 4 no'lu denklemde genel olarak artan gelirin ithalat ile pozitif ve/fakat ihracat ile önemsiz bir korelasyona sahip olması sebebiyle net dış ticaretin parametresi, φ , negatif bir değer almaktadır. GSMH'yi ifade eden denklemi r cinsinden yeniden tanımlarsak, Yatırım=Tasarruf (IS) eğrisini elde etmiş oluruz.

$$IS(r) = \psi(\delta + \partial + \lambda) - [\psi[1 - \phi(1-t) + \varphi]]Y + \psi G \quad (6)$$

$$\psi = [1/(\eta + \alpha)]$$

6 no'lu denklemde IS eğrisinin IS(r) olarak gösterilmesinin sebebi, örneğin G'deki artışın sonuçlarının hem matematiksel hem de grafiksel olarak yorumlanabilmesinden kaynaklanmaktadır. Matematiksel olarak 6 no'lu denklemde de görüldüğü gibi belirli bir GSMH düzeyinde G'nin artması r'yi artıracaktır. Grafiksel olarak dikey ekseninde r ve yatay ekseninde GSMH değerlerinin yer aldığı IS-LM analizinde, r'deki bu artış IS eğrisinin sağa kayması ile gerçekleşmektedir. G'deki artışın toplam talebi (D) ve dolayısı ile I'yı uyarması sonucu IS eğrisi sağa kaymaktadır. G'deki artış ve dolayısı ile IS'deki kayma sonucu GSMH'nin ne kadar artacağı 7 no'lu denklemde gösterilen çarpan katsayısına (m) bağlıdır. GSMH, m çarpanı ΔG kadar artacaktır.

$$m = [1/ [1 - \phi(1-t) + \varphi]] \quad (7)$$

GSMH'deki artış para talebini artıracak ve değişmeyen para arzı karşısında artan para talebi r'yi artıracaktır. r'deki artış I'yı ve X'i düşürecektir. GSMH'deki artış, I ve X'deki azalma ile ortadan kalkabilir. Böyle bir sonuç özel sektörün dışlanması (crowding-out) etkisini ifade etmektedir. Crowding-out etkisi, G'deki artış ve r'deki artışın I'yı ne kadar azaltacağına, yani, η katsayısına bağlıdır. Denklem 8'de belirtilen IS(r) eğrisinin eğimi (s) ne kadar küçükse, diğer parametreler sabitken, I'nın r'ye o kadar hassas olduğunu, yani, η katsayısının o kadar büyük olduğunu gösterir.

$$s = \psi [1 - \phi(1-t) + \varphi] \quad (8)$$

Ayrıca kamu harcamalarının vergi gelirlerinden fazla olması ile oluşan bütçe açıklarının, ($G > T$), finansmanı ihtiyacı, devletin ödünç verilebilir fonlar piyasasından daha çok borçlanmasına ve dolayısı ile özel sektörün bu piyasadaki mevcut fon talebinin karşılıksız kalmasına sebep olacaktır. Paracılar, böylece, crowding-out etkisi sebebiyle kamu harcamalarının ekonomideki olumsuzluğuna işaret etmektedir. Keynezyen analizde ise ekonomiler genellikle eksik istihdamda dengeye geldiğinden, artan G'nin faizler ve finansal piyasalar üzerinde çok az bir etkiye sahip olacağı ve dolayısı ile artan G ile özel sektörün dışlanma etkisinin olmayacağı ileri sürülür. Dışlanma etkisi bir yana, bu analizde, artan G ile özel sektörün hacminin artacağı (crowding-in) belirtilir. Bütçe açıklarının, D'yi ve dolayısı ile I'yı uyaracağı kabul edilir. Artan G ile birlikte vergi gelirlerinde aynı oranda bir artış olması durumunda dahi toplam talep "denk bütçe çarpanı" kadar artacaktır. GSMH' deki artış G' deki artışa eşit olacaktır.

Hangi etki daha büyüktür? "Crowding-out" mu? Yoksa "crowding-in" mi? Bu sorunun cevabı ödünç verilebilir fon arzının sabit olup olmamasına, toplam arz (S) ve LM eğrilerinin konumlarına bağlıdır. Eğer fonlar sabit değilse, artan fon talebi ile birlikte fon arzı da artırılabilir, faiz oranları değişmeyeceğinden, Keynezyen iktisadın ileri sürdüğü gibi muhtemel bir "crowding-in"den bahsetmek daha doğru olacaktır. Eğer fonlar sabitse, artan fon talebi ile birlikte fon arzı değişmiyorsa, faiz oranları yükseleceğinden, Paracıların ileri sürdüğü gibi muhtemel bir "crowding-out"dan bahsetmek daha doğru olacaktır (Slavin, 1996, s: 274-276).

S ve D analizi çerçevesinde, G'deki bir artışın GSMH ve fiyatlar seviyesi (P) üzerindeki nihai etkisi toplam S eğrisinin konumuna bağlıdır. Klasik iktisada göre S'nin, P elastikiyeti sıfır olacağından, D'deki artışın tümü, GSMH değişmezken, P'nin artışına yol açacaktır. Keynezyen analizde, S pozitif eğimli olduğundan, D'deki artış kısmen P'nin artmasına ve kısmen de GSMH'nin artması ile sonuçlanacaktır. Aşırı Keynezyen analizde ise, S'nin P elastikiyeti sonsuz olduğundan, D'deki artış tamamen, P değişmezken, GSMH'deki artış ile sonuçlanacaktır (Sachs ve Larrain, 1993, s: 366-368).

IS-LM analizinde, dikey bir LM eğrisi sözkonusu ise, para talebinin r elastikiyeti sıfır demektir ve bu durumda Paracıların da iddia ettiği gibi, G'deki artış dolayısı ile IS'deki kayma, GSMH'de bir değişim olmaksızın, yalnızca r'de bir artışa yol açacaktır. Diğer bir ifade ile Paracılar, G'deki artış dolayısı ile IS'deki kaymanın, D'yi değiştirmemesinden dolayı mali politikaların etkisizliği görüşünü savunurlar. Sonuç ise tam bir "crowding-out" olacaktır. Keynezyen analizde ise, para piyasasında dengeyi sağlayan r' nin çok düşük olduğu bir durumda, para tutmanın fırsat maliyetinin çok düşük olması sebebiyle, para arzındaki herhangi bir artış doğrudan elde tutulan para miktarının artmasına yol açacaktır. Likidite tuzağının, diğer deyişle, LM eğrisinin r'ye karşı elastikiyetinin sonsuz olduğu bu durumda, mali politikaların, örneğin artan G ile, D'nin ve dolayısı ile IS eğrisinin sağa kayacağı ve sonuç olarak r'de bir artış olmadan GSMH'nin artacağı görüşünü savunurlar. Sonuç ise tam bir "crowding-in" olacaktır. LM eğrisinin r'ye karşı elastikiyetinin 0 ile ∞ arasında olması durumunda ise, artan G kısmen P'nin kısmen de GSMH'nin artışına yol açacaktır.

Yeni Klasik ya da Rasyonel Beklentiler kuramına göre ise, T sabitken, artan G, ya da, G sabitken azalan T, rasyonel birey ve firmalar için bir şok niteliğini taşımadığı müddetçe, D'de bir değişime yol açmayacaktır. Rasyonel bireyler, örneğin, G sabitken, azalan T sonucu kullanılabilir gelirlerindeki artışı servetlerinde bir artış olarak algılamıyacaklardır (Barro, 1987 ve 1989, s: 202-205).

Rasyonel bireyler ilgili değişken hakkında gelecekteki ($t+i$ dönemi) beklentilerini oluşturdukları an (t dönemi), o değişken hakkındaki o ana kadar ($t, t-i$) mevcut olan tüm bilgileri ve $t+i$ 'e ait ekonomi politikalarını yönlendiren ekonomik modeller hakkındaki bilgileri kullanırlar. Dolayısı ile bireyler, t döneminde, G sabitken azalan T sonucu oluşan bütçe açıklarının hükümet tarafından bugün borçlanma yolu ile ya da $t+i$ 'de artan T ile kapatılmaya çalışılacağı beklentisini oluştururlar. Bu durumda bireyler $t+i$ 'de ortaya çıkacak olan kullanılabilir gelirlerindeki azalışı telafi edebilmek için bugün kullanılabilir gelirlerindeki artışı tüketimlerini artırmak için kullanmak yerine tasarruf edeceklerdir. Böylece bütçe açığına denk kamu tasarruflarındaki düşüşü, bireylerin artan tasarrufları dengeleyecek ve sonuçta I, C, S ve D değişkenleri aynı kalacaktır. Böylece Rasyonel Beklentiler kuramına göre, bütçe açıklarının kapatılması konusunda hükümetin politik kaygılarla T'yi artırmak yerine borçlanma politikasını tercih etmesi nihai sonucu değiştirmeyecektir.

Her iki durumda da tüketicilerin tüketim eğilimleri değişmeyeceği için, hükümetler ekonomik modellerinde borçlanma ve T'yi birer alternatif değişken olarak istihdam etmemelidir (Bilgili, 1997).

Rasyonel beklentiler, bu varsayımların ışığı altında, geleneksel teoriyi eleştirerek, IS-LM modeli çerçevesinde ileri sürülen, bütçe açığı ile dış ticaret açığı arasındaki pozitif korelasyonun olduğu iddiasına da karşı çıkarlar. Geleneksel IS-LM analizi çerçevesinde, bütçe açıklarının ve dolayısı ile artan toplam talep ile sağa kayan IS eğrisinin faiz oranlarını yükselteceğini, bu sonucun da ülke parasının değerini artırarak dış ticaret açığının oluşacağını ileri sürülür. Oysa, Rasyonel Beklentiler kuramına göre, yukarıda açıklandığı gibi, bütçe açıklarındaki değişmeler sonucu toplam talep değişmeyeceğinden, dış ticarete de açık oluşmayacaktır (Bilgili ve Bilgili, 1998).

T ve borçlanmanın birer alternatif politika aracı olarak etkinsizliğini parasal genişleme ve borçlanma politikaları için de ileri sürebilir miyiz? Diğer bir deyişle, bütçe açıklarının parasal genişleme ile ya da borçlanma ile finanse edilmesinin makro ekonomik uzantıları aynı mıdır? Sargent ve Wallace'a (1994) göre, t döneminde borçlanma politikasının, parasal genişleme politikasına oranla, $t+1$ 'de P'yi daha çok artıracığını savunmaktadır. Borçlanma politikası, $t+1$ 'de hem ana para ödemeleri hem de faiz ödemelerini gerekli kıldığından, hükümetin $t+1$ 'deki borç stokunu daha da artıracaktır. Bu ise ya $t+2$ 'de gerekli olan parasal genişlemenin hacmini daha da artıracak ya da yeni borçlanma politikasını gerekli kılacaktır. Parasal genişleme tercih edildiğinde $P_{t+2} > P_{t+1}$ olacaktır. Borçlanma politikası tercih edildiğinde ise $t+3$ 'de borç stoku daha da artacağından yeni ödünç alınabilir fonlar temin edilemediği takdirde parasal genişlemeye ihtiyaç duyulacak ve $P_{t+3} > P_{t+2}$ olacaktır. Hükümetlerin T'yi artıramadıklarını ya da artırmak istemediklerini ve reel r oranının ekonominin büyüme oranından büyük olması durumunda sürekli borçlanılamayacağı göz önüne alındığında, bir dönem mutlaka, örneğin $t+n$ döneminde, parasal genişleme politikası tercih edilecek ve sonuç olarak $P_{t+n} > P_{t+n-1} > P_{t+n-2}, \dots, > P_t$ olacaktır. Eğer hükümet t döneminde parasal genişlemeyi tercih etseydi, ceteris paribus, n dönemde fiyatlar genel seviyesi P_{t+n} yerine P_t seviyesinde oluşacaktı. Böyle bir çıkarsamaya Sargent ve Wallace (1994) "Bazı hoş olmayan Monetarist aritmetik" demişlerdir. Buradaki "hoş olmayan" terimi, yukarıdaki analizde enflasyon oranındaki artışın sebebinin parasal genişlemeden çok borçlanma olduğu görüşünden kaynaklanmaktadır. Böyle bir önerme ise enflasyon oranındaki artışın kaynağını parasal genişleme olarak gösteren Paracılar için "istenilen" bir sonuç değildir.

Yukarıdaki analizlerden bütçe açıklarının etkileri konusunda farklı görüşler olduğu ve sadece Keynezyen İktisadın bütçe açıklarının pozitif etkilerine işaret ettiğini görmüş olmaktadır. Bütçe açıklarının etkileri konusunda çeşitli ekonomiler için yapılan çalışmalar farklı sonuçlar doğurmaktadır. Burada konu ile ilgili literatür taramasına girilmeden, bir sonraki bölümde bütçe açıklarının Türkiye ekonomisi için etkileri ele alınacak ve bu konuda çeşitli ekonometrik analizler yapılacaktır.

III. BÜTÇE AÇIKLARININ TÜRKİYE EKONOMİSİNDEKİ ETKİLERİ

III- 1. MAKRO DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ İLİŞKİ

Tablo 1, 1.sütunda ve Şekil 1'de bütçe açıklarının GSMH'ya yüzdesi (BÜTÇE) verilmektedir. 1970-1974, 1975-1979, 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994 ve 1995-1997 dönemlerine sırasıyla 1., 2., 3., 4., 5. ve 6. dönem dersek, BÜTÇE'nin aldığı ortalama değerler dönemler itibarı ile sırası ile, 0.74, 2.17, 2.56, 2,98, 4.64 ve 6.57 dir. Tablo 1, 2.sütunda ve Şekil 2'de tüketici fiyatları endeksindeki % değişme (TÜFE) verilmektedir. TÜFE'nin dönemler itibarı ile almış olduğu ortalama değerler sırası ile, 14.58, 33.63, 50.24, 51.08, 73.76 ve 84.60 tır. Tablo 1, 3.sütunda ve Şekil 3'de tasarruf mevduatı faiz oranı (FAİZ) gösterilmektedir. FAİZ'in dönemler itibarı ile almış olduğu ortalama değerler sırası ile, 8.60, 11.80, 41.60, 60.74, 75.33 ve 94.10 dur. Tablo 1, 4.sütunda ve Şekil 4'de dolar cinsinden döviz kurundaki % değişme (DÖVİZ1) verilmektedir. DÖVİZ1'in dönemler itibarı ile almış olduğu ortalama değerler sırası ile, 5.92, 23.68, 59.10, 42.87, 75.59 ve 70.81 dir. Tablo değerleri ve ilgili şekillere göre, bazı dönemler gözardı edildiğinde, BÜTÇE'deki yıllar itibarı ile artış eğilimi diğer değişkenlerde de görülmektedir.

Büyüklikler farklı değerlere sahip olduğundan daha iyi karşılaştırabilmek amacı ile, 1. dönemden 2. döneme, 2. dönemden 3. döneme, 3. dönemden 4. döneme, 4. dönemden 5. döneme ve 5. dönemden 6. döneme % değişim oranları incelenebilir. BÜTÇE'deki değişim oranları, 193.24, 17.97, 16.41, 55.70 ve 41.59 dur. TÜFE'deki değişim oranları, 130.66, 49.39, 1.67, 44.40 ve 14.70 dir. FAİZ'deki değişim oranları, 37.21, 252.54, 46.01, 24.02 ve 24.92 dir. DÖVİZ1'deki değişim oranları ise, 300.00, 149.58, -27.46, 76.32 ve -6.32 dir. Değişim oranlarına bakıldığında, BÜTÇE'deki değişim oranlarındaki artışların diğer değişkenlerdeki değişim oranlarındaki artışlar tarafından takip edildiği, ancak oranlar arasında, bazı dönemler itibarı ile, fazla bir paralellik olmadığı gözlenmektedir. Örneğin BÜTÇE, 1.dönemden 2.döneme % 193.24 artarken, FAİZ aynı dönemde % 37.21 oranında artış göstermiş ve BÜTÇE, 2.dönemden 3.döneme % 17.97 oranında artarken FAİZ aynı dönemde % 252.54 oranında artmıştır. 3. dönemden 4. döneme BÜTÇE %16.41 artarken, TÜFE, FAİZ ve DÖVİZ1 aynı dönemlerde sırası ile %1.67, %46.01 ve %-27.46 lık bir değişim göstermiştir. 4. dönemden 5. döneme BÜTÇE %55.70 lik bir artış gösterirken, TÜFE, FAİZ ve DÖVİZ1 aynı dönemlerde sırası ile %44.40, %24.02 ve %76.32 oranında artmıştır.

III- 2. EKONOMETRİK TEST

Bu çalışmada yapılan teorik tartışmalara paralel olarak esasen bütçenin, üç değişken, faiz oranları, fiyatlar genel seviyesi ve döviz kurları üzerindeki etkileri ele alınmıştır. Ancak ilişkili oldukları için diğer değişkenlere de yer verilmiştir. Analizde kullanılan seriler 1970-1997 ve 1993:1-1998:7 olmak üzere iki ayrı dönem için ele alınmıştır. 1970 ve 1997 dönemi için analize, III-1. de ele alınan değişkenlere ek olarak, iç borçların GSMH'ya oranı (BORÇG), reel bütçe açığı (RBÜTÇE), özel yatırımların GSMH'ya oranı (YATG) ve Mark üzerinden döviz kurundaki % değişme de (DÖVİZ2) birer değişken olarak dahil edilmiştir.

1993:1-1998:7 dönemi için incelenen değişkenler; RBÜTÇE, TÜFE, DÖVİZ1, DÖVİZ2, FAİZA (vadesiz mevduat faizleri), FAİZB (1 aylık mevduat faizleri), FAİZC (1 yıllık mevduat faizleri) dir. İç borçlar, özel yatırımlar ve GSMH aylık bazda temin edilemediği için, BORÇG, YATG ve BÜTÇE bu dönem için incelenmemiştir. İkinci bir dö-

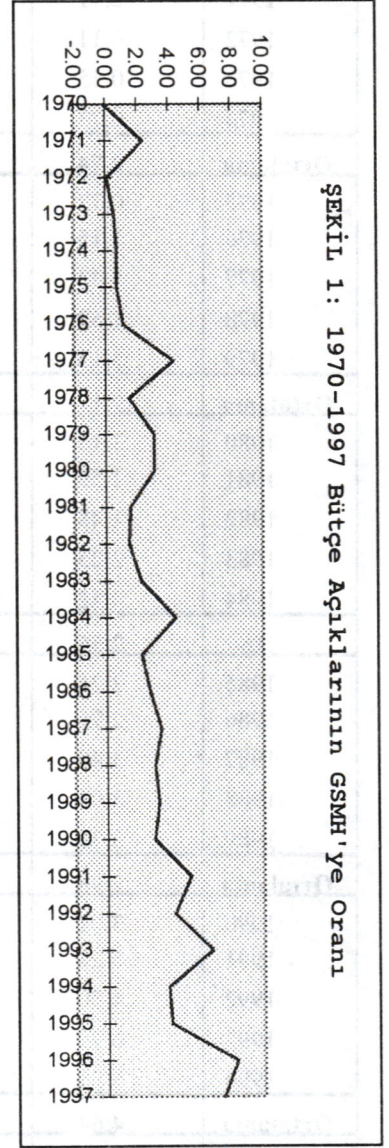
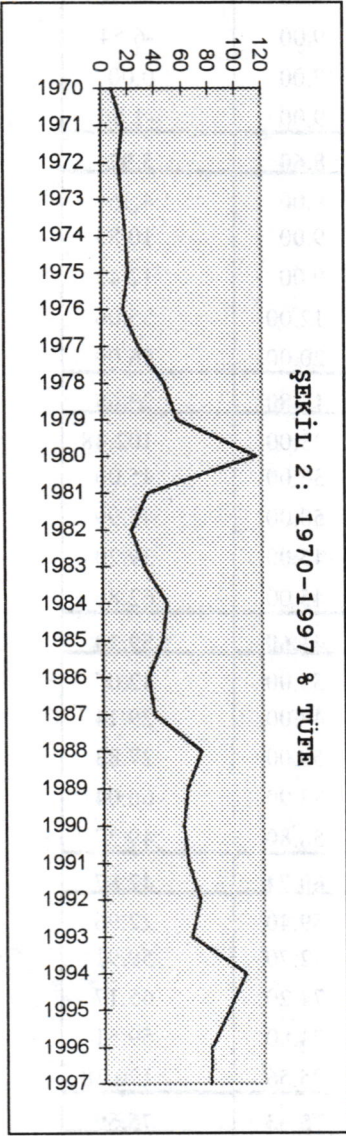
nem olarak 1993:1-1998:7 döneminin ele alınmasının sebebi, hem 5 yıllık gibi daha dar bir dönemin ele alınarak sonuçlarının 28 yıllık gibi daha geniş bir dönemin sonuçları ile karşılaştırılması, hem de ekonometrik test için 1993:1-1998:8 dönemindeki gözlem sayısının daha arzu edilir bir seviyede olmasıdır. Değişkenler ile ilgili veriler DPT (1997, 1998) ve T.C.Maliye Bakanlığı'ndan (1998) temin edilmiştir.

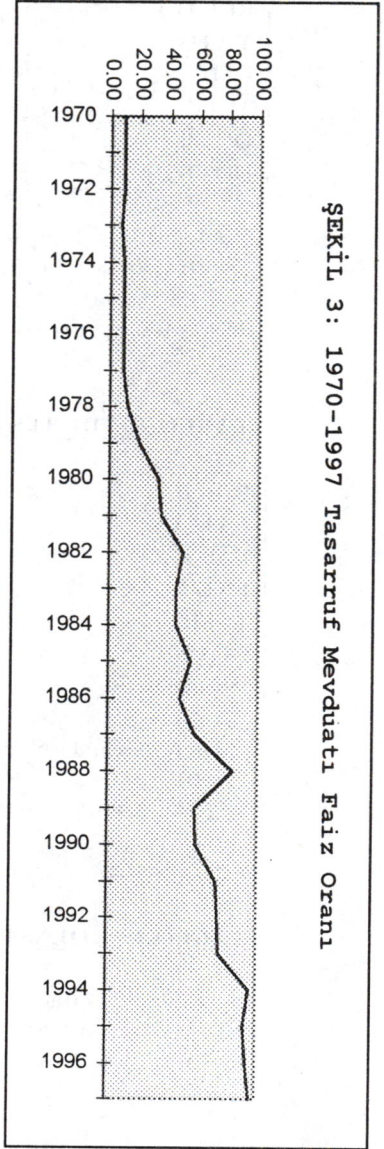
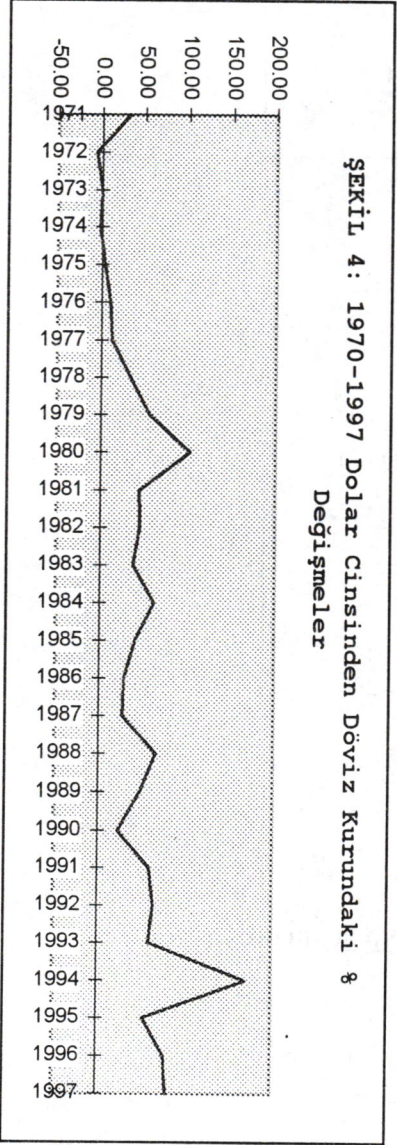
Analizde önce serilere ait birim kök testleri yapıldı. Kritik değerler Enders'dan (1995: s:419) alınmıştır. Tablo 2 ve 3, birim kök test sonuçlarını göstermektedir. Tablo değerlerine bakıldığında, BORCG, YATG, FAIZA ve FAIZC serilerinin kendi seviyelerinde durağan olmadıkları, diğer değişkenlerin ise kendi seviyelerinde durağan oldukları, $I(0)$, görülmektedir. FAIZA, FAIZC, BORCG ve YATG'nin birinci dereceden farkları alındığında, sırası ile -7.73, -6.30, -6.44 ve -4.56 değerleri ile durağan oldukları, $I(1)$, anlaşılmaktadır. Birim kök analizinde sadece FAİZB için ADF testi, diğer değişkenlerde ise hata terimleri Q testi sonuçlarına göre white-noise çıktığı için DF testi uygulanmıştır. Tablo 4'de, Johansen (1988) metodu ile yapılan koentegrasyon testi sonuçları verilmektedir. Tabloda BORCG ile YATG'nin koentegrasyon ilişkisine sahip olduğu görülmektedir. 1970 ve 1997 dönemi ele alındığında, Tablo 5'den Tablo 9'a, En Küçük Kareler yöntemine göre yapılan regresyonlarda, BÜTÇE ve RBÜTÇE'nin FAİZ ve TÜFE üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı ancak BÜTÇE'nin DÖVİZ1 üzerinde anlamlı olduğu görülmüştür. Analizlerde, BORCG ve YATG, $I(1)$ ve diğer değişkenler $I(0)$ oldukları için aynı denklemlerde beraber kullanılamamıştır. Ancak Tablo 5'de gösterildiği gibi, YATG'nin bağımlı ve BORCG'nin bağımsız olduğu denklemde, BORCG'nin katsayısının anlamlı çıktığı görülmektedir.

Tablo 10'dan Tablo 13'e bakıldığında, 1993:1-1998:7 dönemi için yapılan analizlerde RBÜTÇE'nin FAİZB, TÜFE, DÖVİZ1 ve DÖVİZ2 üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı anlaşılmaktadır. Bunun üzerine dinamik bir analizle, değişkenler arasında bir sebep-sonuç ilişkisinin olup olmadığını görmek ya da bir değişkenin diğer bir değişkenin tahmininde kullanılıp kullanılmayacağını görmek için Granger Nedenlilik testi uygulanmıştır. AIC ve SBC kriterlerine göre, yıllık seri için gecikme sayıları 3 olarak bulunmuştur. 3 yıllık bir zaman diliminin dinamikleri yakalayabilmesi açısından yeterli olduğu düşüncesi ile yapılan testlerde 3 gecikme sayısı en düşük AIC ve SBC'ye sahiptir. Aylık zaman serisi için ise gecikme sayıları 12 olarak bulunmuştur. Burada esasen üzerinde durulan nokta BÜTÇE'den diğer değişkenlere doğru bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığıdır. 1970-1997 datası kullanılarak yapılan testlerde, 0.05 seviyesinde, BÜTÇE'nin FAİZ ve TÜFE değişkenlerindeki değişmelerin bir sebebi olduğu ya da bir başka ifade ile bu değişkenlerin gelecek değerlerinin tahmin edildiği modellerde açıklayıcı bir değişken olduğu anlaşılmaktadır. BÜTÇE yerine RBÜTÇE'nin kullanıldığı ikinci bir testte ise, RBÜTÇE'nin sadece TÜFE'nin bir nedeni olduğu 0.05 seviyesinde kabul edilmektedir. Sonuçlar Tablo 14' de verilmektedir. 1993:1-1998:7 dönemini kapsayan datanın kullanıldığı Granger testinde ise, RBÜTÇE'nin FAİZ, TÜFE, DÖVİZ1 ve DÖVİZ2 üzerinde istatistiksel olarak bir etkiye sahip olmadığı ve bu değişkenlerin gelecek değerlerinin tahmin edildiği modellerde, 0.05 seviyesinde, açıklayıcı bir değişken olamayacağı hipotezi reddedilememektedir. Sonuçlar Tablo 15'de gösterilmektedir.

TABLO 1: DEĞİŞKENLERİN 1970-1997 DÖNEMİ DEĞERLERİ

Yıllar	BÜTCE	TÜFE	FAİZ	DÖVİZİ
1970	-0.10	8.13	9.00	
1971	2.41	16.50	9.00	32.10
1972	0.11	13.68	9.00	-6.54
1973	0.55	15.96	7.00	0.00
1974	0.73	18.63	9.00	-1.86
Ortalama	0.74	14.58	8.60	5.92
1975	0.72	19.77	9.00	4.15
1976	1.15	16.39	9.00	10.83
1977	4.33	27.95	9.00	12.42
1978	1.52	47.21	12.00	35.00
1979	3.13	56.81	20.00	56.00
Ortalama	2.17	33.63	11.80	23.68
1980	3.13	115.60	33.00	102.48
1981	1.55	33.91	35.00	45.00
1982	1.48	21.91	50.00	45.99
1983	2.25	31.39	45.00	39.20
1984	4.42	48.40	45.00	62.86
Or-	2.56	50.24	41.60	59.10
1985	2.26	44.95	55.00	42.07
1986	2.76	34.62	48.00	29.14
1987	3.48	38.85	58.00	27.83
1988	3.09	73.70	83.90	66.04
1989	3.33	63.27	58.80	49.27
Ortalama	2.98	51.08	60.74	42.87
1990	3.01	60.30	59.40	22.96
1991	5.28	63.79	72.70	59.91
1992	4.30	72.32	74.20	65.17
1993	6.70	66.10	74.80	59.51
1994	3.91	106.30	95.56	170.38
Ortalama	4.64	73.76	75.33	75.59
1995	4.03	93.60	92.32	53.87
1996	8.27	80.40	93.77	77.52
1997	7.42	79.80	96.22	81.03
Ortalama	6.57	84.60	94.10	70.81





TABLO 2: DF TEST DATA : 1970-1997

	tau*	lag	Q test**
BORÇ	-2.54	0	3.25
BÜTÇE	-5.42	0	2.18
RBÜTÇE	-3.75	0	3.93
YATG	-1.23	0	6.09
FAİZ	-3.82	0	13.14
TÜFE	-5.92	0	5.55
DOVİZ1	-4.73	0	5.44
DOVİZ2	-4.06	0	4.41

* DF testi için kritik değerler (sabit + trend)

0.01 0.05 0.10

-4.38 -3.60 -3.24

** $\chi^2(9)_{0.05} = 16.91$

TABLO 3: DF TEST DATA: 1993.1-1998.7

	tau*	lag	Q test**
RBÜTÇE	-7.90	0	24.99
FAİZA	-2.08	0	18.87
FAİZB	-4.03	1	24.27
FAİZC	-1.85	0	28.04
TÜFE	-6.89	0	28.33
DOVİZ1	-6.00	0	5.47
DOVİZ2	-5.78	0	7.29

* DF testi için kritik değerler (sabit + trend)

0.01 0.05 0.10

-4.15 -3.50 -3.18

** $\chi^2(20)_{0.05} = 31.41$

TABLO 4: KOENTEGRASYON TESTİ (YATG-BORÇ)

eigenvalue	λ trace	0.05 kritik değer
0.572	17.29	15.41
0.059	1.61	3.76

DATA : 1970-1997

TABLO 5: Bağımlı değişken : YATG

	katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
C	2.380885	1.715041	1.388238	0.1811
YATG(-1)	0.762716	0.134511	5.670301	0.0000
BORÇG	0.411699	0.194774	2.113728	0.0480

R-squared	0.806568		
Adjusted R-squared	0.786207		
S.E. of regression	1.389460	Akaike info criterion	0.783954
Sum squared resid	36.68138	Schwarz criterion	0.932733
Log likelihood	-36.84014	F-statistic	39.61285
Durbin-Watson stat	1.813068	Prob(F-statistic)	0.000000

TABLO 6: Bağımlı değişken : FAİZ

	katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
C	-0.471996	3.835318	-0.123066	0.9032
FAİZ(-1)	0.839151	0.096495	8.696282	0.0000
BÜTÇE	0.163143	1.441508	0.113175	0.9109
TÜFE	0.201576	0.088298	2.282898	0.0325

R-squared	0.918346		
Adjusted R-squared	0.907211		
S.E. of regression	0.251150	Akaike info criterion	1.590782
Sum squared resid	1884.065	Schwarz criterion	4.781336
Log likelihood	-92.57257	F-statistic	82.47644
Durbin-Watson stat	2.489751	Prob(F-statistic)	0.000000

TABLO 7: Bağımlı değişken : TÜFE

	katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
C	10.87619	8.094430	1.343664	0.1928
TÜFE(-1)	0.262927	0.188149	1.397442	0.1762
BÜTÇE	2.797549	2.941700	0.950997	0.3519
FAİZ	0.396999	0.216098	1.837121	0.0797

R-squared	0.592378		
Adjusted R-squared	0.536793		
S.E. of regression	19.73899	Akaike info criterion	6.405830
Sum squared resid	8571.811	Schwarz criterion	6.299383
Log likelihood	-112.2682	F-statistic	10.63717
Durbin-Watson stat	1.875867	Prob(F-statistic)	0.000158

TABLO 8:

Bağımlı değişken : DÖVİZ1

	katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
C	-0.289628	12.04535	-0.024045	0.9810
DOVIZ1(-1)	0.121913	0.287905	-0.423450	0.6763
BÜTÇE	11.16542	4.327687	2.579998	0.0175
TÜFE	0.270817	0.401169	0.675070	0.5070
FAİZ	0.121962	0.316031	0.385918	0.7034
R-squared	0.515653			
Adjusted R-squared	0.433397			
S.E. of regression	28.11767		Akaike info criterion	6.867171
Sum squared resid	16994.67		Schwarz criterion	7.109416
Log likelihood	-121.1657		F-statistic	5.589311
Durbin-Watson stat	1.906249		Prob(F-statistic)	0.003172

TABLO 9:

Bağımlı değişken : DÖVİZ2

	katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
C	26.30268	41.51312	0.633599	0.5406
DOVIZ2(-1)	0.032636	0.400628	0.081463	0.9367
BÜTÇE	10.46248	7.043954	1.485314	0.1683
FAİZ	0.048518	1.376468	0.035256	0.9726
TÜFE	-0.144616	1.071600	-0.134953	0.8953
R-squared	0.254893			
Adjusted R-squared	0.013150			
S.E. of regression	35.15663		Akaike info criterion	7.392833
Sum squared resid	12571.73		Schwarz criterion	7.633839
Log likelihood	-71.76774		F-statistic	0.855224
Durbin-Watson stat	2.048194		Prob(F-statistic)	0.522363

DATA 1993:1-1998:7

TABLO 10:

Bağımlı değişken : FAİZB

	katsayı	Std hata	t-istatistiği	p-değeri
C	11.53457	6.184860	1.864969	0.0670
FAİZB(-1)	0.806122	0.078721	10.24030	0.0000
RBÜTÇE	-1.89E-06	0.002755	-0.001776	0.9986
TÜFE	0.105972	0.326157	1.244713	0.2180
R-squared	0.633955			
Adjusted R-squared	0.615953			
S.E. of regression	8.841996		Akaike info criterion	4.418589
Sum squared resid	4769.034		Schwarz criterion	4.552397
Log likelihood	-231.8351		F-statistic	35.21514
Durbin-Watson stat	1.647537		Prob(F-statistic)	0.000000

TABLO 11:

Bağımlı değişken : TÜFE

	katsayı	std.hata	t-istatistiği	p-değeri
C	0.379373	2.182238	2.923316	0.0019
TÜFE(-1)	0.188026	0.134123	1.398765	0.1669
RBTÜFE	0.000526	0.001097	0.479111	0.6335
FAİZB	0.030628	0.032333	-0.917282	0.3172
R-squared	0.036072			
Adjusted R-squared	0.011334			
S.E. of regression	3.480680		Akaike info criterion	2.551019
Sum squared resid	739.0230		Schwarz criterion	2.687817
Log likelihood	-171.2366		F-statistic	0.760911
Durbin-Watson stat	2.009491		Prob(F-statistic)	0.520373

TABLO 12:

Bağımlı değişken : DÖVİZ1

	katsayı	std.hata	t-istatistiği	p-değeri
C	0.167572	3.476097	0.048207	0.9617
DÖVİZ1(-1)	0.070185	0.099947	0.702226	0.4853
RBTÜFE	0.002317	0.001527	1.517144	0.1345
TÜFE	1.427779	0.192644	7.411501	0.0000
FAİZB	-0.017191	0.046937	-1.005417	0.3187
R-squared	0.555579			
Adjusted R-squared	0.525951			
S.E. of regression	1.901459		Akaike info criterion	3.252869
Sum squared resid	1411.458		Schwarz criterion	3.470130
Log likelihood	-192.9493		F-statistic	18.75176
Durbin-Watson stat	1.711698		Prob(F-statistic)	0.000000

TABLO 13:

Bağımlı değişken : DÖVİZ2

	katsayı	std.hata	t-istatistiği	p-değeri
C	-2.153065	3.438143	-0.626229	0.5335
DÖVİZ2(-1)	0.073458	0.099829	0.735833	0.4617
RBTÜFE	0.001444	0.001498	0.963535	0.3391
TÜFE	1.499101	0.192167	7.801048	0.0000
FAİZB	-0.018172	0.046491	-0.397324	0.6925
R-squared	0.581575			
Adjusted R-squared	0.553680			
S.E. of regression	1.787396		Akaike info criterion	3.205777
Sum squared resid	1375.149		Schwarz criterion	3.373037
Log likelihood	-191.4187		F-statistic	20.84870
Durbin-Watson stat	1.613923		Prob(F-statistic)	0.000000

TABLO 14: GRANGER NEDENSELİK TESTİ I

H_0 : İLK DEĞİŞKİNDEN İKİNCİSİNE NEDENSELİK İLİŞKİSİ YOKTUR
Gözlem F-İstatistiği P-değeri

BÜTÇE FAİZ	24	3.44689	0.04020	
FAİZ BÜTÇE		1.08149	0.38347	
TÜFE FAİZ	24	1.82973	0.18001	
FAİZ TÜFE		0.93084	0.44727	
DÖVİZ1 FAİZ	24	5.33531	0.00895	
FAİZ DÖVİZ1		0.57839	0.63710	
DÖVİZ2 FAİZ	13	2.51352	0.15521	
FAİZ DÖVİZ2		0.40481	0.75521	
TÜFE BÜTÇE	24	0.03408	0.99125	
BÜTÇE TÜFE		8.32507	0.00126	
DÖVİZ1 BÜTÇE	24	0.63002	0.60558	
BÜTÇE DÖVİZ1		1.87782	0.17165	
DÖVİZ2 BÜTÇE	13	0.97200	0.46535	
BÜTÇE DÖVİZ2		2.08717	0.20338	
DÖVİZ1 TÜFE	24	9.69824	0.00058	
TÜFE DÖVİZ1		0.76020	0.53178	
DÖVİZ2 TÜFE	13	5.01929	0.04484	
TÜFE DÖVİZ2		0.42623	0.74151	
FAİZ RBÜTÇE	23	1.59942	0.22878	
RBÜTÇE FAİZ		1.23503	0.32965	
TÜFE RBÜTÇE	23	0.29567	0.82797	
RBÜTÇE TÜFE		5.23956	0.01038	
DÖVİZ1 RBÜTÇE	23	0.39346	0.75940	
RBÜTÇE DÖVİZ1		1.92138	0.16683	
DÖVİZ2 RBÜTÇE	12	3.60118	0.10082	F(3,17), 0.05 3.20
RBÜTÇE DÖVİZ2		2.54100	0.17006	F(3,12), 0.05 3.49
AYATG ABORÇG	18	0.27850	0.83979	F(3,6), 0.05 4.53
ABORÇG AYATG		0.37148	0.77522	F(3,5), 0.05 5.41

TABLO 15: GRANGER NEDENSELLİK TESTİ II

II. İLK DEĞİŞKENDEN İKİNCİSİNE NEDENSELLİK İLİŞKİSİ YOLU İLE

Gözlem T-İstatistigi P-değeri

RBUTÇ1	FAİZB	55	0.49804	0.89943
FAİZB	RBUTÇ1		0.42424	0.94126

TUF1	FAİZB	54	3.93365	0.00125
FAİZB	TUF1		0.93552	0.52682

DOVIZ1	FAİZB	55	14.0937	3.4E-09
FAİZB	DOVIZ1		1.45496	0.35687

DOVIZ2	FAİZB	55	19.4068	6.4E-11
FAİZB	DOVIZ2		1.16263	0.35174

TUF1	RBUTÇ1	54	0.32441	0.97704
RBUTÇ1	TUF1		0.37288	0.96205

DOVIZ1	RBUTÇ1	55	0.28556	0.98735
RBUTÇ1	DOVIZ1		0.22833	0.99525

DOVIZ2	RBUTÇ1	55	0.28441	0.98756
RBUTÇ1	DOVIZ2		0.13602	0.99961

DOVIZ1	TUF1	54	1.28946	0.27659
TUF1	DOVIZ1		1.01346	0.46224

DOVIZ2	TUF1	54	1.67998	0.12390
TUF1	DOVIZ2		1.38976	0.23053

F(12,30) 0.05 = 2.09

SONUÇ

Bu çalışmada bütçe açıklarının faiz oranları, döviz kurları ve fiyatlar genel seviyesi üzerinde bir etkisinin olup olmadığı incelendi. Konu önce teorik olarak ele alındı ve daha sonra çeşitli ekonometrik testler uygulanarak, bütçe açıklarının ilgili değişkenler üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olup olmadığı araştırıldı.

Regresyon analizlerinin sonuçlarına göre, 1970-1997 dönemi için, bütçe açıklarının sadece dolar cinsinden döviz kuru üzerinde etkili olduğu, 1993:1-1998:7 dönemi için ise bütçe açıklarının hiç bir değişken üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir katsayıya sahip olmadığı ortaya çıktı. Yapılan Granger Nedensellik testlerinde ise iki farklı dönem için farklı sonuçlar elde edildi. 1970-1997 dönemi için GSMH' nin bir oranı olarak bütçe açıklarından, tasarruf mevduatı faiz oranlarına ve fiyatlar seviyesine doğru bir nedensellik ilişkisi bulundu. Aynı nedensellik ilişkisi reel bütçe açıkları ve fiyatlar seviyesi arasında da görüldü. 1993:1-1998:7 dönemi ele alındığında ise, bütçe açıklarının diğer değişkenler üzerinde bir nedensellik etkisinin olmadığı, diğer bir deyişle, bütçe açıklarının bu değişkenlerin tahmininde kullanılamıyacağı sonucu elde edildi.

Çalışmanın bu sonucu, en azından, bütçe açıklarının, faizler, fiyatlar genel seviyesi ve döviz kurları üzerinde bir etkisinin olduğu konusundaki yaygın görüş üzerine bir şüphe getirmektedir. Farklı dönem ya da farklı gözlem sayılarına bağlı olarak ortaya çıkan farklı sonuçlar, başka ülkelere ait data ile ve/veya daha farklı ekonometrik metodlar ile yeniden değerlendirilebilir.

KAYNAKÇA

- Bilgili, Faik, **Testing the Ricardian Equivalence Theorem in the Framework of the Permanent Income Hypothesis**, Basılmış doktora tezi: UMI, A Bell & Howell Information Company (No: 9732895), MI, USA, 1997.
- Bilgili, Faik ve Emine Bilgili, "Bütçe Açığının Cari İşlemler Üzerindeki Etkileri: Teori ve Uygulama", **İktisat, İşletme ve Finans**, Yıl 13, 146. sayının eki, Mayıs 1998, 4-16.
- Barro, Robert J., "The Neoclassical Approach to Fiscal Policy," İç. Barro J. Robert. (ed.), **Modern Business Cycle Theory**, Harvard University Press, Cambridge, 1989,178-235.
- "Government Spending, Interest Rates, Prices, And Budget Deficits In The United Kingdom," **Journal of Political Economy**, October 1987, Vol. 20, No: 2, 221-247.
- DPT, **Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, 1950-1998**, Aralık, 1997.
- , **Temel Ekonomik Göstergeler**, Ağustos, 1998.
- Enders, Walter, **Applied Econometric Time Series**, John Wiley & Sons, Inc. New York, 1995.
- Johansen, SØren. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," **Journal of Economic Dynamics and Control**, 1988, No:12, 231-54.
- Sach, Jeffrey, ve Felipe B. Larrain, **Macroeconomics, In The Global Economy**, Prentice Hall, Inc., New Jersey, 1993.
- Sargent, Thomas ve Neil Wallace, "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic," İç. Preston J.Miller (ed.), **The Ratioanal Expections Revolution**, The MIT Press, Cambridge, 1994.
- Slavin, Stephen, **Macroeconomics**, Fourth edition, Irwin, Chicago, 1996.
- T.C. Maliye Bakanlığı, **1997 Maliye Bakanlığı Yıllık Raporu**, 1998.