

TÜRKİYE’DE BÜTÇE AÇIĞI, PARASAL BÜYÜME VE ENFLASYON ARASINDAKİ İLİŞKİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ: 1992–2006

Yrd. Doç. Dr. Halil ALTINTAŞ* Doç.Dr. Hakan ÇETİNTAŞ**
Doç.Dr. Sami TABAN***

ÖZ

Bütçe açıkları, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik araştırmalarda bu değişkenler arasında olası bir ilişkinin varlığı konusunda tam bir görüş birliği bulunmamaktadır. Ancak ampirik araştırmalardan çıkarılabilecek en önemli sonuç, monetizasyon yoluyla bütçe açıklarının finanse edilmesiyle artan para arzının enflasyona neden olabileceğini göstermiştir. Bütçe açıklarının enflasyonist etkisi, açıkların hangi yöntemlerle finanse edilmesine ve toplam talep üzerindeki etkisine bağlı olarak değişmektedir. Bu çalışmada, Türkiye’de bütçe açığı, para arzı ve enflasyon arasındaki ilişkiler 1992:1 ve 2006:12 dönemi için ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak incelenmektedir. Elde edilen ampirik sonuçlara göre enflasyon ile parasal büyüme arasında hem uzun hem de kısa dönemde pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunurken, bütçe açığı ile enflasyon arasında uzun ve kısa dönemde bir ilişkiye rastlanmamıştır.

Anahtar Kelimeler: *Bütçe Açığı, Parasal Büyüme ve Enflasyon, Sınır Testi, Türkiye Ekonomisi*

ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN BUDGET DEFICIT, MONETARY GROWTH AND INFLATION IN TURKEY: 1992–2006

ABSTRACT

Empirical investigations examining the relationship between budget deficits, monetary growth and inflation have not reached a consensus on the possible relationship between deficits, monetary growth and the rate of inflation. But the major outcome from the empirical studies indicated strong evidence that a budget deficit financed through monetisation and a rising money supply could lead to inflation. The inflationary effect of budget deficits depends on the means by which the deficit is financed and the impact of that on aggregate demand. In this study, budget deficits, monetary growth and inflation relationships are investigated by utilizing the ARDL bounds testing approach for Turkey over the period 1992:1-2006:12. While empirical results show that there is a statistically positive relationship between monetary growth and inflation in both long and short run, no connection found between inflation and budget deficit in the both runs.

Keywords: *Budget Deficit, Monetary Growth and Inflation, Bound Test, Turkish Economy.*

* Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İ.İ.B.F iktisat Bölümü, e-mail:haltin@ksu.edu.tr

** Uşak Üniversitesi İ.İ.B.F iktisat Bölümü

*** Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İ.İ.B.F iktisat Bölümü, e-mail:staban@ksu.edu.tr



1. GİRİŞ

Gelişmekte olan ülkelerin çoğunda politik tercihlerin ve izlenen politikaların etkisiyle vergi gelirleri artış hızının kamu harcamaları artış hızına göre düşük kalması, bütçe açıkları ve kamu borç stoklarının artmasına neden olmaktadır (Egeli, 2000, s.6). Ayrıca bu ülkelerde yaşanan sık sık dış borç krizleri ve iç tasarrufların yetersizliği, hükümetleri bütçe açıklarının finansmanında iç kaynaklara yönelmeye zorlamaktadır.

Bütçe açıklarının kötü şöhreti, devletin eninde sonunda açığı kapatmak için para basma yoluna gideceği ve açıkların parayla finansmanının (monetizasyon) enflasyonist sonuçlar yaratacağının kaçınılmaz olacağı düşüncesinden kaynaklanmaktadır (Gürler, 1998, s.14). Teorik tartışmalarda bütçe açıklarının enflasyonist etkisi, açıkların nasıl finanse edildiğine ve açıkların toplam talep üzerinde etkili olup olmadığına dayandırılmaktadır. Hükümetler bütçe açıklarını tahvil satışlarıyla finanse etme girişiminde bulunuyorlarsa, bütçe açıklarıyla enflasyon arasındaki ilişkinin (enflasyonist beklentiler) para yaratımına dayalı olarak gelişebileceği görüşü geçerlilik kazanabilecektir. Bu durumda enflasyon parasal bir olay olarak değerlendirilecektir. Diğer bir ifadeyle, bütçe açıklarıyla para arzının genişlemesi fiyat artışlarının belirleyicisi olacaktır.

Fiyat artışını önlemek için bankacılık dışındaki birimlere kamu kâğıtları satılarak bütçe açıklarının parasal finansmanının sınırlandırılabilirliği ve böylece varlıkların özel sektörden kamuya doğru transferi gerçekleştirilerek paranın kamu tarafından harcanmasıyla bütçe açıklarının para arzı üzerinde etkisinin sınırlandırılabilirliği vurgulanmaktadır. Buna karşılık teorik düzeydeki analizlerde finansman yöntemi ne olursa olsun bütçe açıklarının para arzı üzerindeki etkisinin parasal otoritenin davranışlarına göre değişebilecektir. Ampirik uygulamalarda bütçe açıkları ve parasal büyüme arasında yakın bir ilişkinin bulunabileceği hipotezi test edilerek bu değişkenlerin enflasyon üzerinde etkiye sahip olabileceği araştırılmaktadır.

Teorik ve ampirik düzeyde yapılan tartışmalarda bütçe açıkları, parasal genişleme ve enflasyon arasındaki ilişki konusunda tam bir görüş birliği bulunmamaktadır. Örneğin Nisknen (1978), Giannoros ve Kolluri (1985), Afonso (1995) ve Karras (1994) bütçe açıkları parasal genişleme ve enflasyon arasında ilişkinin olmadığını, aksine Hamburger ve Ziwick (1981), Catao ve Terrones (2001), Agha ve Khan (2006), Neyapti (2003) bu ilişkinin bulunduğunu ampirik uygulamalarla ortaya koymuşlardır.

Çalışma, 1992:1-2006:12 dönemi için Türkiye’de bütçe açığı, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkiyi önceki çalışmalarda (Metin (1995, 1998), Özgün (2000), Tekin-Koru ve Özmen (2003) ve Çetintaş (2005)) kullanılan yöntemlerden farklı olarak ARDL (Autoregressive Distributed Lag) metodu ile tahmin etmeyi amaçlamaktadır. Birinci bölümde bütçe açıklarının önemi, ikinci bölümde bütçe açıkları, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkilere yönelik başlıca teorik yaklaşımlar incelendikten sonra üçüncü bölümde bu konuda yapılmış ampirik çalışmalara yer verilmektedir. Dördüncü bölümde ise Türkiye’de enflasyon, bütçe açıkları ve parasal büyüme arasındaki ilişkiler ARDL metodu ile tahmin edilmektedir. Sonuç bölümünde elde edilen tahmin sonuçları genel olarak değerlendirilmektedir.

2. BÜTÇE AÇIKLARININ ÖNEMİNE İLİŞKİN TEORİK YAKLAŞIMLAR

Bütçe açıklarının önemi konusunda teorik literatürde farklı görüşler bulunmaktadır. Keynes öncesi klasik yaklaşımda bütçenin dengeli olması gerektiği, savunularak denk bütçeye bağlılık Büyük Resesyon dönemi boyunca hem politikacılar hem de hükümetler tarafından açıkça tercih edilmiştir. Keynes, Klasiklerden farklı olarak analizlerinde bütçe açıkları ve mali politikaları toplam talebin unsurları olarak görmektedir (Corsetti ve Roubini, 1997, s.27). Dolayısıyla Keynes, resesyon ve canlanma dönemlerin-

de bütçe açıklarının dengelenmesine gerek görmemekte, konjonktürel bütçe dengesini savunmaktadır. Ayrıca bütçe açıklarını maliye politikasının toplam talep üzerinde etkisinin açık bir göstergesi olarak görmüş ve yapısal bütçe açığı kavramını geliştirmiştir. Bütçe açıklarının ekonomik durumdan etkilenebileceğinden hareketle endojen (içsel) bir gösterge olarak kabul etmiştir (Blanchard ve Fischer, 1989). Kısaca geleneksel Keynesci görüşte, hükümetlerin sorumluluğunun uzun dönemde ekonomik dengeyi sağlamak olduğu ve bu amaca ulaşmak için bütçe açıklarının kabul edilebilir bir araç olabileceği kabul edilmiştir (Alavirad ve Athawale, 2005, s.39).

Diğer taraftan Keynesyen görüş, tam istihdamın gerisinde olan bir ekonomide bütçe açıklarının gelecekte vergi mükelleflerinden borçlanmanın veya borç artışının bir işareti sayılmaması gerektiğini ve borçlanmanın yükünü algılayamayan bireylerin cari tüketimlerini artırarak yatırımları teşvik edilebileceğini ileri sürmüştür. Böylece ekonomi bütçe açıklarıyla daha yüksek bir büyüme trendine sahip olacak ve vergi gelirlerinin artırılması sağlanabilecektir. Sonuç olarak bütçe açıkları önemlidir ve etkisi de ortaya çıktığı şartlara bağlı olarak değişmektedir. (Abizadeh ve Yousefi, 1999, s.66).

Neoklasik modelde bütçe açıklarının finansman yöntemi toplam talep düzeyini etkilemektedir. Bütçe açıklarının finansmanında vergi yerine borçlanmanın tercih edilmesiyle özel sektörün serveti artacak, bu da tüketim ve toplam talebin artmasını sağlayacaktır. Ancak servet artışı, özel sektörün borçlanma senetlerinden doğacak faiz ve anapara ödemelerinin gelecekteki vergilerle finanse edileceğini algılayamamasında geçerli olacaktır. Tam istihdam varsayımı altında bütçe açıklarının tahvil satışlarıyla finanse edilmesi, reel faiz oranlarının artmasına yol açarak yatırım, net ihracat ve sermaye birikiminin dışlanması sonucunu doğuracaktır (ağabeyzadeh ve Yousefi, 1999, s.66). Ayrıca bu yöntemle borçların gelecekteki kuşaklar üzerinde yük oluşturacağı savunulmuş ve borçlanan bireylerin ortadan kalkmasıyla (ölmesiy-le) borcun faizler ve anaparasının büyük kısmının gelecekteki kuşaklara aktarılacağı belirtilmiştir (Gürler, 1998, s.22).

Yeni klasik yaklaşım, toplam talebin ve fiyatların belirlenmesinde bütçe açıklarının önemli bir etkiye sahip olmadığını ileri sürerek neoklasik yaklaşımın mali politikalar konusunda özel sektörün rasyonel davranış ilkelerini dikkate almadığını ifade etmiştir. Ricardocu denklik Teoremi olarak bilinen bu yaklaşıma göre kamuoyu, borç finansmanının gelecekteki vergilerle finanse edileceğini algılayabilmekte, gelecekteki vergilerin değerinin cari dönemde kaçınılan vergilerle dengeleneceğini ve özel tasarrufların ulusal tasarruf düzeyindeki değişiklikleri telafi edecek düzeyde ayarlanacağını bilmektedirler. Dolayısıyla böyle bir politika uygulaması sonucunda toplam talepte, faiz ve fiyatlar genel düzeyinde herhangi bir değişiklik ortaya çıkmayacağından kamu açıkları servet etkisi yaratmamakta ve sonuçta maliye politikası etkisiz olmaktadır (Dornbusch ve Fischer, 1994, s.587; Saçkan, 2006, s.11).

Bu görüşler çerçevesinde Barro (1974); vergilerdeki artışın tüketim harcamaları üzerinde etkiye yol açmayacağını, ancak vergilerdeki artışın tasarrufları artırarak harcanabilir geliri olumlu yönde etkileyeceğini ifade etmiş ve Ricardocu denklik (veya eşdeğerlik) teoremini desteklemiştir¹. Böylece özel sektör, gelecekte beklenen vergilerdeki artışı karşılamak amacıyla tasarruflarını artıracaktır. Sonuçta bütçe açıklarının ilave özel sektör tasarrufları yaratılarak veya devlet tahvili satışıyla karşılanması, faiz oranları, ya-

1 Bu yaklaşıma göre hükümet harcamaları sabit iken vergi indirimleri veya vergiler sabit iken harcamaların artırılmasıyla oluşan bütçe açığının borçlanmayla finanse edilmesi durumunda kişilerin harcanabilir gelirlerinin artacağı ileri sürülmektedir. Hükümetin harcamaları finanse etmek için halktan borçlanması ve artan borçlanmanın vergi artışına neden olacağını farkında olan bireyler, vergi indirimleri karşısında tüketim düzeylerini değiştirmeyecekler ve vergi indiriminin yol açtığı artışın tümünü tasarruf ederek hükümetin bir yıl sonraki borçlarını ödemek için toplayacağı vergiler için kullanacaklardır. Bu durumda borçlanmayla kişilerin tüketim-tasarruf planları değişmeyecek; ulusal tasarruf ve büyüme etkilenmeyecektir (Ünsal, 2007, s.569 ve Yıldırım vd., 2006, s. 435).

tırımlar ve net ihracat üzerinde olumsuz bir etkiye neden olmayacaktır (Barth ve Wells, 1999, s.44; Blanchard ve Fischer, 1989).

Woodford (2001, s.670) ve Saçkan (2006, s.2) böyle bir etkinin toplam kamu gelirleri içinde senyoraj gelirlerinin çok küçük bir paya sahip olduğu sanayileşmiş ülkelerde ortaya çıkabileceğini öne sürerek tüketicilerin rasyonel beklentilere sahip olmasından dolayı mali etkinin görülmeceğini ifade etmiştir. Ancak özellikle gelişmekte olan ülkelerde maliye politikasının gerekli disiplinden yoksun olması durumunda, merkez bankasının fiyat istikrarını sağlamada etkin politikalar yürütemeyeceği ve genel fiyat düzeyinin yansız olamayacağı bildirilmektedir. Genel fiyat düzeyindeki değişimlerin bütçe kısıtı ve maliye politikası uygulamalarından kaynaklanacağı şeklindeki bu politikaya Ricardocu olmayan rejim denilmektedir. Bu sistemde bütçe açıklarına bağlı olarak gelişen kamu borçları servet etkisi yaratmakta ve genel fiyat düzeyinin belirlenmesinde etkili olmaktadır.

Sargent ve Wallace (SW) (1981) bütçe açıklarının finansmanı konusunda önemli uzantıları ortaya koymuş ve bugün uygulanan sıkı para politikaları nedeniyle açıkların finansmanı için borçlanma yolunun seçilmesinin uzun dönemde borçların parasal finansmanından daha büyük enflasyonist sonuçlar yaratabileceğini ileri sürmüştür. “Hoş Olmayan Monetarist Aritmetik” diye adlandırılan bu düşüncede, bütçe açıklarını karşılamak amacıyla devletin vergiler veya finanse edemeyeceği bir borçlanma politikasından dolayı faiz yükü ile karşılaşmasının eninde sonunda enflasyona neden olacağı vurgulanmaktadır. Sonuçta SW, Ricardocu rejim altında bile maliye otoritesinin genel fiyat düzeyini etkilemesinin mümkün olduğunu ileri sürmüştür (Saçkan, 2006, s.8-10; ; Uygur, 2001, s.385).

2.1. Bütçe Açıkları, Parasal Büyüme ve Enflasyon İlişkisi: Teorik Tartışma

Bütçe açığı enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok ampirik araştırmada yaygın olarak tercih edilen yöntem, bütçe açıkları gibi ekzojen değişkenleri modele alarak basit parasal büyüme veya enflasyon modellerini kullanmışlardır. Örneğin Abizadeh ve Yousefi (1998), Akhing Miller (1985), Hamburger ve Zwick (1981) yaptıkları çalışmalarda aynı yöntemi tercih etmiştir.

Parasal büyümenin de dikkate alındığı bütçe açıklarının enflasyon üzerindeki etkisi hükümetin uzun dönemdeki bütçe kısıtını tanımlayan aşağıdaki denklemlerle başlanmaktadır (Solomon ve Wet, 2004: 107-108; Catao ve Terrones, 2001).

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = \sum \frac{1}{r_j} \left[\tau_{t+j} - g_{t+j} + \left(\frac{M_{t+j} - M_{t-1-j}}{P_{t+j}} \right) \right] \quad (1)$$

Burada $\frac{B_{t-1}}{P_t}$ (reel) kamu Borcunu, r iskonto oranını, τ_{t+j} toplam vergi gelirini, g_{t+j} toplam kamu harcamalarını, M_t nominal para genişlemeyi göstermektedir.

Kamu borcunun arttığı bir ekonomide bütçe açıklarının senyoraj gelirleriyle finanse edilmesi halinde, kamu borç kısıtına yönelik bu gelişme, aşağıdaki kısa dönem bütçe kısıtı denkleminin elde edilmesini sağlayacaktır.

$$\frac{B_{t-1}(t)}{P_t} = \tau_t - g_t + \left(\frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \right) \quad (2)$$

Burada B_t t döneminde vadesi gelmiş ancak ödenmemiş ve yeni borçlanmayla kapatılmayan borç miktarını göstermesi durumunda aşağıdaki denklem ortaya çıkacaktır.

$$\frac{B_{t-1}(t)}{P_t} = \tau_t - g_t = \left(\frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \right) \quad (3)$$

Denklemin sol tarafı, t döneminde vadesi gelmiş kamu borç ödemeleriyle mali yıldaki açıktan oluşan bütçe açığı toplamını, denklemin sağ tarafı ise senyorağı göstermektedir.

Senyorağ geliri (S) enflasyon oranı (π) ve reel para arzının (M_t / P_t) bir fonksiyonu olarak ifade edilirse;

$$S = f(\pi_t), M_t / P_t \quad (4)$$

Burada $f(\pi_t)$ indirgenmiş formdaki para talebi denklemini temsil etmektedir.

Senyorağın enflasyon oranıyla arttığını düşündüğümüzde, 3 ve 4 nolu denklemlerin birleştirilmesiyle Cattao ve Terrones (2001) geliştirdiği enflasyonun bütçe açığı ve parasal büyüme arasındaki ilişkisini gösteren aşağıdaki denklem elde edilecektir.

$$\frac{\pi}{1+\pi} = \frac{p[g-\tau+b]}{M} \Rightarrow \pi_t = \beta d_t P_t / M^s_t \quad (5)$$

Burada β (ters) lineer çarpanı, $d_t = g - \tau - b$ bütçe açığını (DEF), M / p reel para arzını göstermektedir.

5 nolu denklem Balla (1981) ve Dornbusch ve Fischer (1981) yaklaşımına göre yeniden yazılırsa;

$$\pi_t = a + b(M / P) + cDEF_t \quad (6)$$

elde edilir.

Bütçe açıklarının finansmanına yönelik yapılan standart açıklamalarda kamu borçlanmasıyla karşılanan bütçe açıklarındaki artış, IS eğrisini sağa kaydıracaktır. Fiyatların sabit kabul edildiği kısa dönemde faiz oranlarındaki artışla birlikte üretimde azalma ortaya çıkacaktır. Eğer bütçe açıkları para yaratılarak karşılanıyorsa LM eğrisi sağa kayacak ve böylece yatırımlar daha az dışlanacağından üretim etkisi daha büyük olacaktır. Friedman ve Tobin arasında enflasyonist etkinin büyüklüğü konusunda tartışma bulunmaktadır. Friedman, açıkların borçla finanse edilmesinin etkisinin küçük olabileceğini ifade etmektedir. Tobin ise etkinin küçük kalmasını LM eğrisinin oldukça dik olmasına, Friedman ise bu görüşü kabul etmeyerek IS eğrisinin oldukça yatık olmasıyla açıklamaktadır.

Enflasyon sürecinin bütçe açıklarından bağımsız gerçekleşeceği ileri sürenler, bütçe açıklarının artması karşısında senyorağ gelirlerinin azalması, yani monetizasyondan kaçınılması noktasından hareket etmek-



tedirler. Ancak merkez bankasının açıkları finanse etmediği zaman, artan bütçe açığı politikaları karşısında özel kesimin beklentileri daha yüksek enflasyona neden olabilmektedir. Örneğin parasal genişleme olmasa da finansal piyasalardaki yenilikler ve yeni araçların kullanılması, yüksek faiz getirisiyle teşvik edilerek bireylerin para kadar likit olan varlıkları taşımaları sağlanmaktadır. Bu durumda monetizasyon, devlet yerine özel finansal sektör tarafından etkin şekilde gerçekleştirilmiş olmaktadır. Diğer taraftan yüksek enflasyonun nedeni, gelecekte daha yüksek enflasyon beklentisine dayalı olarak gerçekleşmesi düşüncesine dayanmaktadır. Azalan senyorej ve artan borçlanmanın etkisiyle hem açıkların artacağı hem de hükümetin bütçe açığı/GSYİH oranını korumak amacıyla para basmaya zorlanacağı düşüncesiyle borçların daha fazla artmasını sağlayacaktır. Başlangıçta borç/GSYİH oranını sürdürebilmek amacıyla bütçe açıklarından kaçınılıp daha sonra monetizasyona başvurulması gelecekte enflasyon beklentisini daha fazla yükseltecektir (Akçay vd., 2001, s.2-3; Akçay vd., 1996).

Barro (1980, s.3)'ya göre bütçe açıklarının kamu borçlanmasıyla finanse edilmesinin özel sektör tarafından net bir refah artışı olarak algılanması, üretimde ve toplam talepte artışa neden olacaktır. Ancak nesiller arası servet transferinin etkin olması halinde borç servisini karşılamak için gereksinim duyulan gelecekteki vergi yükümlülüğü artışı, özel sektörün servetini azaltacak ve böylece kamu borçlanmasının etkisi sınırlı olabilecektir. Barro'nun sonuçları sermaye piyasalarının etkin işlediği ve kamu borcunun bir defada ödenmesi varsayımına dayanmaktadır. Gelişmekte olan ülkelerde sermaye piyasalarının bölünmüş olması, kamunun diğer sektörlerle göre piyasaya daha cazip borç teklifleri sunması, net serveti artırmayacaktır. Diğer taraftan vergiler servet etkileri yaratmasa ve ekonomide olumsuz etkiye yol açmasa da kamu borç servisini karşılamak için gerekli olan vergiler arasında ikame gerçekleştirilecek ve bütçe açıklarının yansızlığı kaybolacaktır (Remolona, 1985, s.3-4).

Paracı görüş, bütçe açıklarıyla enflasyon arasındaki doğrusal ilişkiyi açıklarken ekonominin tam istihdamda olduğu varsayımı altında tahvillerin reel değerinin artmasıyla ekonomide net servetlerin değerini yükselteceği ve sonuçta bütçe açıklarının toplam harcamalarla birlikte fiyat düzeyini artıracaklarını ileri sürmektedir. Uzun dönemli ilişki Metzler, Patinkin ve Friedman tarafından desteklenmektedir ve özellikle parasal otoritenin uzun dönemde para arzını kontrol ederek enflasyonu kontrol altına alabileceğini vurgulamaktadırlar. Bütçe açıklarının monetize edildiği ölçüde ekonomide enflasyon ortaya çıkacaktır. Ancak açıkların tahvil satışlarıyla finanse edilmesinin enflasyonist olup olmayacağı da para otoritesinin para politikasına ilişkin yaklaşımına bağlı olmaktadır. Para otoritesinin faiz oranlarını sabitleyerek istikrar sağlama ve daha sonra bütçe açıklarını tahvil satışlarıyla karşılama politikası, para arzında artışı gerektirecek ve fiyatlarda yükselmeye neden olabilecektir. SW (1981) böyle bir durumda merkez bankasının bütçe açıklarını monetize etme yükümlülüğünde kalabileceğini ve uzun dönemde hem para arzında hem de enflasyon oranında artış görülebileceğini vurgulamıştır. Bütçe açıklarının artan ölçüde tahvillerle finanse edilmesinin faiz oranları ve tahviller üzerinde baskı yaratacağını ileri sürerek merkez bankasının faiz oranlarını sabitlemeye çalışmasının para arzını artıracak olduğunu göstermişlerdir (Saleh, 2003, s.10; Catao ve Terrones, 2003, s.3; Darrat, 1985). Böylece belirli bir bütçe kısıtı altında ekzojen olarak belirlenen bütçe açığı, parasal büyümeyle finanse edilme zorunluluğuna bağlı olarak endojen özellik kazanacak ve enflasyon mali kaynaklı parasal bir sorun olacaktır. Fiyat Düzeyinin Mali Teorisi de Ricardo-cu olmayan bir ekonomide tahvil arzıyla finanse edilen bütçe açıklarının özel sektörün nominal servetinde yarattığı artışlara bağlı olarak fiyatların değişebileceğini ileri sürmektedir (Tekin-Koru ve Özmen, 2003, s.591).

Meltzer (1989), bütçe açıklarının enflasyonist olabileceği görüşünü savunsa da bütçe açığı-enflasyon ilişkisinin ülkeden ülkeye farklılık gösterebileceğini örnek uygulamalarla açıklamıştır. Örneğin 1980'li yıllar boyunca Arjantin, Bolivya ve Brezilya'da kamu harcamalarının karşılanmasında emisyonla başvur-

masının enflasyonu hızlandırdığını, buna karşılık Japonya ve ABD gibi bazı sanayileşmiş ülkelerde bütçe açıklarının artsa da parasal büyümeyi artırmadığından enflasyonist etki ortaya çıkmamıştır. Sanayileşmiş ülkelerde harcamaların artmasına karşılık enflasyonun azalmasının nedeni olarak para arzındaki artış hızının kontrol edilmesi veya azalması gösterilmiştir.

McCallum (1984, s.123) sabit ve pozitif bütçe açığının paradan ziyade tahvil satışlarıyla finanse edilmesi halinde enflasyon yaratılmadan sürekli bir şekilde sürdürülebileceği şeklindeki monetarist hipotezin teorik geçerliliğini test etmiştir. Paracı yaklaşımın bu görüşünün geleneksel bütçe açığı tanımlaması altında geçerli olabileceği sonucuna ulaşmıştır. Miller (1983, s.17) ise bütçe açıklarının monetize edilip edilmemesine bakmaksızın enflasyonist artışa yol açacağını ileri sürmüştür. Merkez bankası bütçe açıklarına eşik eden bir para politikasına zorlanabilmekte ve açıklar dışlama etkisi kanalıyla enflasyonist etki yaratabilmektedir. Bu süreçte monetize edilmeyen açıklar faiz oranlarını artırmakta, artan faizler yatırımları azaltarak büyüme oranının düşmesini sağlamaktadır. Ayrıca artan faizler, finansal sektörü ödeme sisteminde yenilik yapmaya zorlayarak para yerine kamu tahvillerinin daha fazla ikame edilmesine neden olmaktadır. Böylece bankaların, artan kamu borçlanmasına bağlı olarak yüksek faizli tahvilleri para yerine işlemlerde kullanmaları, hükümetin daraltıcı para politikalarından kurtulmalarına ve enflasyonist gelişmelerin başlamasına yol açabilecektir.

Anayasal iktisat görüşünün kurucularından Buchanan ve Wagner (1978), bütçe açıklarını istikrar politikalarının etkin olmayan araçlarından biri olarak görmekte ve bütçe açığa neden olan harcamaların ekonomide enflasyonist baskıya neden olabileceğini vurgulamaktadırlar (Abizadeh ve Yousefi, 1999, s.68).

Blanchard ve Fischer (1989)’e göre yapılan analizlerde genellikle bütçe açıklarıyla enflasyon arasında otomatik bir ilişkinin olmadığı görüşü yanında, bütçe açıklarının er ya da geç enflasyona yol açacağı ve bundan dolayı yüksek bütçe açıklarına sahip olan ülkelerin aşırı yüksek enflasyonla karşılaşabilecekleri bir noktada bulunabilecekleri ifade edilmektedir. Enflasyonun arttığı dönemlerde vergi gelirlerinin reel değerinin azalması şeklindeki Tanzi etkisi, devletin senyoraj gelirlerini azaltmakta ve paradan kaçış eğilimi hızlanmaktadır. Bu süreçle birlikte bütçe açıkları ile yüksek enflasyon oranları birlikte ortaya çıkabilmektedir. Enflasyonla bütçe açıkları arasındaki ilişki enflasyonist sürecin ilk aşamalarında düşük kalsa da bütçe açıklarını azaltıcı programlar genellikle enflasyonist baskıyı artırabilmektedir. Ekonominin enflasyon baskısına yavaş bir şekilde uyum sağlaması ve kamuoyunun bütçe açıklarının kapatılacağı konusunda farklı beklentileri, bütçe açığı ve enflasyon ilişkisinin düşük kalmasını sağlayabilmektedir. Kamuoyu, ekonominin kamu borçlarının değerini azaltan bir enflasyonla mali sorunların çözülebileceği bir noktada bulunduğu inaniyorsa, enflasyon beklentisindeki artışa bağlı olarak cari dönemdeki enflasyon yükselecektir. Sonraki dönemlerde ise bütçe açıklarını azaltan önemli mali programların yeterli olduğuna inanıyorlarsa beklenen enflasyonla birlikte bütçe açıkları da azalacaktır.

3. AMPİRİK UYGULAMALAR

Bütçe açıklarıyla enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik uygulamalarda enflasyon oranıyla bütçe açıkları arasında olası bir ilişkinin varlığı konusunda bir uzlaşmaya varılamamakta ve çelişkili sonuçlara rastlanmaktadır. Örneğin Darrat (1985, s.206) ABD’de 1960 sonrası federal bütçe açıklarıyla enflasyon arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında hem parasal büyüme hem de federal açıkların 1960 ve 1970’li yıllarda enflasyon üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğunu sonucuna varmıştır. Aglavi ve Khan (1978), Bhalla (1981), Nachane ve Nadkarne (1985) ve Ramachandran (1983) ise enflasyonun parasal büyümenin nedeni olduğu varsayımını kabul etseler de bütçe açıklarının enflasyon üzerinde doğrudan ve dolaylı etkisi hakkında kesin bir şey söylenemeyeceğini ifade etmişlerdir. Özel kesimin sahip olduğu



kamu borçlanma senetlerinin servet etkisi yaratmadığı sürece, enflasyon üzerinde bir sonuç doğurmaya-
cağını; bu nedenle artan bütçe açıklarının fiyatlar, harcama, faiz oranları ve parasal stok üzerinde artış
yapmayacağını ileri sürmüşlerdir.

Akhang ve Miller (1985, s.447) ise yukarıdaki görüşlere alternatif olarak bütçe açığı, para arzı ve enf-
lasyon arasındaki ilişkinin dönemden döneme ve uygulanan politikalara göre farklılık gösterebileceğini
ifade etmişlerdir. Yazarlar yaptıkları araştırmada, ABD’de 1950 ve 1970’li yıllarda bütçe açıkları, para-
sal büyüme ve enflasyon arasında nedensellik ilişkisine rastlarken 1960’larda bu ilişkinin kaybolduğu
sonucuna varmışlardır. Benzer görüşler Still (2005) tarafından da ileri sürülmüştür. Still (2005, s.26)
yüksek bütçe açıkları ve yüksek enflasyona sahip gelişmekte olan ülkelerde, bütçe açıkları ve enflasyon
arasındaki güçlü bulguların varlığına işaret ederken sanayileşmiş ülkeler için bu ilişkiyi destekler çalış-
maların oldukça sınırlı olduğunu vurgulamıştır. Para politikasının kamu bütçe açıklarını dengelemede
yardımcı olarak kullanılması halinde, bütçe açıklarının enflasyon üzerinde belirleyici etkiye sahip olaca-
ğını, bu durumun daha çok gelişmekte olan ülkelerde mevcut olabileceğini belirtmiştir.

Literatürde bütçe açığı, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkinin varlığını gösteren çok sayıda
çalışma da mevcuttur. Bu çalışmalarda tek tek veya toplu olarak gelişmekte olan veya sanayileşmiş ül-
keler için farklı yöntemlerle üç değişken arasındaki ilişki saptanmaktadır. Aşağıda bu konuda yapılmış
ampirik uygulamaların sonuçları değerlendirilmektedir.

Chaundhary ve Parai (1991, s.1117) Peru’da 1973:1-1988:1 döneminde üç aylık verileri kullanarak yük-
sek enflasyon dönemlerinde bütçe açıklarının rolünü incelemişlerdir. Çalışmada enflasyonist beklentiler
modeli oluşturularak bütçe açıklarının enflasyon üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu sonucuna var-
mışlardır. Benzer sonuçlar Chaundhary ve Ahmad (1995) tarafından da elde edilmiştir. Chaundhary ve
Ahmad (1995, s.945) miktar teorisine dayalı genişletilmiş bir model kullanarak Pakistan’da bütçe açık-
ları, para arzı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Analiz sonucunda bankacılık sisteminin
kullanılmasıyla iç kaynaklardan finanse edilen bütçe açıklarının uzun dönemde enflasyonu artırdığı ve
böylece 1970’li yıllardaki yüksek enflasyon dönemi boyunca bütçe açıklarıyla enflasyon arasındaki po-
zitif ilişkinin varlığı hipotezini doğrulamışlardır.

Portekiz’de 1979:1 ve 1994:4 dönemi için bütçe açıklarıyla enflasyon arasındaki ilişkiyi araştıran Afon-
so (1993, s.359), çalışmasında bütçe açıkları ve enflasyon ile bütçe açıkları, parasal büyüme ve enflas-
yon değişkenlerinden oluşan farklı modelleri tahmin etmiştir. İç borç stokunun bütçe açığı göstergesi
olarak kullanıldığı modellerde bütçe açığı-enflasyon ile bütçe açığı-M2 parasal büyüklüğü arasında anl-
amlı istatistiksel pozitif ilişkinin varlığı ortaya konmuştur. Abizadeh vd. (1996, s.118) adaptif beklen-
tiler ve rasyonel beklentiler modelleri kullandıkları araştırmalarında beklentilerin adaptif bir şekilde
oluşması halinde Afonso (1993)’nun elde ettiği bütçe açığı ilişkilerine ulaşılabileceğini ileri sürmüştür.

Honroyiannis ve Papapetrou (1997, s.493) 1957-1993 dönemi arasında Yunanistan’da bütçe açıklarının
enflasyon üzerinde dolaylı yoldan etkili olduğu ve doğrudan etkilerinin bulunmadığı, Piontkivsky vd.
(2001) ise Ukrayna için bütçe dengesizliklerinin enflasyonun belirlenmesinde en önemli değişken ol-
duğu bulgusuna varmıştır.

Alavirad (2003, s.338-339), 1987:1 ve 1997:1 dönemi arasında İran’da bütçe açıklarının enflasyonist
baskıyı artırabileceği ifade ederek, bütçe açıklarının para arzı artışına ve bu sonucu enflasyon üzerinde
pozitif etkiye neden olabileceğini göstermiştir. Yazar bu sonucu, enflasyon oranının kamu harcamaları-
nı kamu gelirlerine göre daha hızlı artırmasıyla bütçe açıklarının büyümesini sağladığını ve bu sürecin pa-
ra arzını uyarak enflasyonu artırması şeklinde yorumlamıştır. İran için yapılan bir çalışmada benzer

bulgulara Alavirad ve Athawale (2005) tarafından da elde edilmiştir. Alavirad ve Athawale (2005, s.47) İran’ın 1963 -1999 yıllık verilerini kullanarak tahmin ettikleri iki farklı eş bütünleşme testi sonucunda kamu bütçe açıklarıyla enflasyon arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına ulaşmışlardır.

Nachege (2005, s.30), 1981-2003 dönemi arasında Kongo Demokratik Cumhuriyeti için yaptığı ampirik uygulamada bütçe açıklarıyla senyoraaj gelirleri, parasal büyüme ve enflasyon arasında istatistiksel olarak anlamlı uzun dönemli ilişkinin varlığını ortaya koymuştur.

Farklı ülke gruplarının birlikte değerlendirildiği araştırmalara Neyapti (2003) ve Catao ve Terrones (2001) tarafından yapılan çalışmalar örnek olarak verilebilir. Neyapti (2003) 54 sanayileşmiş ve gelişmekte olan ülkenin 1970-1989 verilerini kullanarak yaptığı panel veri araştırmasında düşük merkez bankasına bağımsızlığına sahip ve enflasyonist beklentileri finansal piyasaları kontrol etme konusunda gelişmemiş ülkelerde bütçe açıklarının enflasyona neden olabileceği sonucuna ulaşmıştır. Catao ve Terrones (2001, s.12) 1970-2000 dönemi için 23 gelişmekte olan ülkenin bütçe açıkları ve enflasyon arasındaki ilişkisini analiz etmişlerdir. Modelde bütçe açıklarının uzun dönemde enflasyonla pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve GSYİH’ya oran olarak bütçe açıklarındaki yüzde 1 azalmanın uzun dönemde enflasyonu yüzde 1.5-6 arasında azaltabileceği sonucuna ulaşmışlardır.

Literatürde çok sayıda araştırma, Türkiye’de bütçe açığı, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkileri farklı yöntemlerle inceleyen birçok çalışmaya rastlanmaktadır. Örneğin Metin (1995) Türkiye için sektörel ilişkileri kullanarak enflasyonu analiz ettiği çalışmasında, mali genişlemenin enflasyon için belirleyici faktör olduğu sonucuna ulaşmış ve bütçe açıkları azaltılarak Türkiye’de enflasyonun hızlı bir şekilde düşürülebileceğini ifade etmiştir. Ayrıca Metin (1998, s.415) Türkiye’de 1950-1987 dönemi için bütçe açıkları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi incelediği diğer bir çalışmada parasal taban ve bütçe açıklarının enflasyon üzerinde anlamlı ve pozitif etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Özgün (2000, s.22-24) Türkiye’de 1950- 1998 dönemi yıllık verileri ile 1985:02 ve 1998:04 dönemi üç aylık verileri kullanarak bütçe açıkları ve dolaşımdaki paranın enflasyon üzerindeki uzun dönemli ilişkisini araştırmıştır. Yıllık veriler kullanılarak yapılan eşbütünleşme testi sonucunda bütçe açıkları ve paranın dolanım hızı ile enflasyon arasında uzun dönemde doğrusal pozitif bir ilişkinin var olduğunu, ayrıca bütçe açıklarıyla enflasyon arasında iki yönlü nedenselliğin mevcut olduğunu göstermişlerdir. Özgün (2000)’ün bulgularını destekleyici sonuçlar Çetintaş (2005) tarafından da elde edilmiştir. Çetintaş (2005) Türkiye’de 1985-2003 döneminde üç aylık verileri kullanarak, bütçe açıkları ve enflasyon arasındaki ilişkileri iki değişkenli ve çok değişkenli model çerçevesinde incelemiştir. Her iki modelde de bütçe açıkları ve enflasyon arasında iki yönlü bir nedenselliğin varlığı sonucuna ulaşmıştır.

Akçay vd., (2001, s.10) Türkiye’nin 1970-2000 dönemi arasında konsolide bütçe açığı, kamu sektörü borçlanma gereği ,reel büyüme ve toptan eşya fiyat endeksi ve rezerv para stoku yıllık verileri kullanılarak bütçe açıkları ve enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tahmin etmişlerdir. Tahmin sonucunda bütçe açıklarının uzun dönemde enflasyon üzerinde sürekli bir etkiye yol açmadığı, buna karşılık kamu sektörü borçlanma gereğindeki değişmelerin enflasyon üzerinde sürekli etkiye neden olduğu sonucuna varılmıştır.

Tekin-Koru ve Özmen (2003, s.593-594) Türkiye’de 1983:1 ve 1999:4 dönemi için bütçe açıkları, enflasyon ve parasal büyüme arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme analiziyle incelemiştir. Bütçe açıkları ve parasal genişlemenin (dolaşımdaki para ve geniş tanımlı para) enflasyon üzerinde pozitif ilişkiye sahip olduğu ancak anlamlı olmadığı sonucuna varmıştır. Enflasyon ve bütçe açıkları arasında doğrudan ilişkinin bulunmaması, para ve enflasyon endojenliğini öne süren paracı görüşün Türkiye uygulamasında

geçerli olmadığını ifade etmiştir. Ayrıca iç borçların ticari bankalar aracılığıyla finanse edilmesi politika-sıyla, bütçe açıklarının dolaşımdaki para yerine geniş tanımlı parasal büyüme ve para benzeri araçlar üzerinde artışa yol açtığına işaret etmiş ve böyle bir politikanın sürdürülebilir olmadığını vurgulamıştır.

4. EKONOMETRİK YÖNTEM

4.1. Model ve Veri Seti

Bu çalışmada bütçe açığı, para arzı ve enflasyon arasındaki ilişkinin araştırıldığı aşağıdaki model, önceki çalışmalarda (Balla (1981), Dornbusch ve Fischer (1981) Akçay vd. (1996), Tekin-Koru ve Özmen (2003)(kullanılan modellere uygun olarak aşağıdaki gibi tanımlanmıştır

$$ENF_t = \alpha_0 + \alpha_1 M2_t + \alpha_2 DEF_t + u_t \quad (7)$$

Burada ENF_t tüketici fiyat endeksini (TÜFE endeksi), $M2_t$, geniş tanımlı parasal büyüklüğün GSYİH'ya oranını ($M2/GSYİH$), DEF_t ise, bütçe açıklarının GSYİH'ya oranını ($DEF/GSYİH$), u_t hata terimini göstermektedir. Modelde kullanılan serilerin veri setine ilişkin grafikleri EK 1'de gösterilmektedir. Modelde α_1 ve α_2 katsayıları, sırasıyla M2 ve DEF değişkenlerinin ENF değişkeniyle olan ilişkisini gösteren parametrelerdir ve teorik yaklaşımlarda bu parametrelerin sıfırdan büyük olması gerekmektedir. Modelde bütçe açığı serisi, negatif bütçe açığı olarak düşünülmüş ve DEF serisinin pozitif (veya negatif) değer alması sağlanmıştır. Böylece pozitif bütçe açığı değerleri, hükümet harcamalarının vergi gelirlerinden büyük olmasını, negatif bütçe açığı değerleri ise hükümet harcamalarının vergi gelirlerinden küçük olmasını göstermiştir. DEF değişkeni serisinde negatif değerlerin bulunması modeldeki 3 değişkenin logaritmik forma dönüştürülmesini engellemiş ve model çözümünde serilerin orijinal değerleri kullanılmıştır.

Değişkenlere ilişkin veriler 1992:1-2006:12 dönemini kapsayan aylık değerlerden oluşmaktadır. Enflasyon değişkeni olarak TÜFE (2000=100) endeksi IMF International Financial Statistics (IFS)'den alınmıştır. Para arzı göstergesi M2, bütçe açığı göstergesi DEF ve Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYİH)'ya ilişkin veriler², TCMB'nin Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) ile Hazine Müsteşarlığı'nın ilgili sitesinden alınmıştır.

4.2. Birim Kök Analizi

Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılacağını göstermiştir. Zira durağan serilerin kullanıldığı serilerden elde edilen sonuçlarda bir sorun gözlenmez iken, durağan olmayan serilerin kullanılması güvenilir olmayan ve yorumlanması ekonomik olarak zor olan sonuçların elde edilmesine yol açabilecektir. Bu nedenle zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinde değişkenler arasındaki ilişkinin varlığını araştırmadan önce mutlaka analizlerde kullanılan değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir.

Uygulamada serilerin durağanlık özelliklerinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler Dickey ve

2 Araştırmada aylık GSYİH verileri TCMB'nin EVDS'den elde edilmiştir. EVDS'den veri temin edilirken seriler, belirli tahmin yöntemleri kullanılarak (sabit, kesikli, doğrusal, kübik) orijinal frekanstan farklı bir frekansa dönüştürülebilmektedir. GSYİH verisi TÜİK tarafından üretilen bir veridir ve 3 ayda bir yayımlanmaktadır. EVDS'den aylık olarak elde ettiğimiz veri, orijinal 3 aylık GSYİH serisi kullanılarak "sabit" tahmin yöntemine göre üretilen **tahmini değerlerden** oluşmaktadır. <http://evds.tcmb.gov.tr/> adresinde "EVDS Hakkında" bölümünde bu serinin nasıl üretildiği ile ilgili olarak gerekli açıklamalara bakılabilir.

Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) (1981), Phillips ve Perron (PP) (1988) testleridir. Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde ADF birim kök testinden yararlanılmış ve değişkenlerin gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Schwarz bilgi kriteri kullanılmıştır. Birim kök analizine geçmeden önce serilerin aylık seriler olmasından dolayı mevsimsel etkileri Hareketli Ortalamalar yöntemine göre arındırılmıştır. Böylece model çözümünde;

ENFSA mevsimsel etkiden arındırılmış enflasyon endeksi serisini,

M2SA mevsimsel etkiden arındırılmış M2 parasal büyüklük serisini,

DEFSA mevsimsel etkiden arındırılmış bütçe açığı serisi kullanılmıştır.

Tablo 1, birim kök test sonuçlarını göstermektedir. Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) (1988) birim kök test sonuçlarına göre, M2SA ve ENFSA değişkenleri düzeyde durağan olmadıkları, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri dolayısıyla bu serilerin bütünleşme derecesi I(1)’dir. DEFSA serisinin ise düzeyde durağan olduğu, yani bütünleşme derecesinin I(0) olduğu görülmektedir.

Tablo 1. Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Düzye/ Birinci Fark	Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test istatistiği		Philips-Perron (PP) Test istatistiği		Sonuç
		Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	
ENFSA	Düzye	2.577(1)	-1.967(1)	2.53 (8)	-2.051(7)	I(1)
	Birinci Fark	-2.191(5)	-7.331(0)***	-6.50(7)***	-7.70(8)***	
M2SA	Düzye	-0.42(13)	-2.783(12)	-0.26(6)	-2.78(4)	I(1)
	Birinci Fark	-14.24 (13) ***	-14.26(13)***	-14.29(5)***	-14.39(7)***	
DEFSA	Düzye	-9.937(0)***	-9.913(0)***	-10.591(7)***	-10.57(7)***	I(0)
	Birinci Fark	10.402(4)***	10.394(4)***	-60.64.(76)***	-82.94(80)***	

ADF testinde parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi kriteri kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır ve maksimum gecikme uzunluğu 13 olarak alınmıştır. PP testinde optimal gecikme uzunluğu, Bartlett kernel (default) spectral estimation yöntemi ve Newey-West Bandwidth (automatic selection) kriterlerinden yararlanılmıştır. ***, ** ve * işaretleri sırasıyla % 1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki araştırılmadan önce yapısal bir kırılmanın olabileceği dikkate alınarak yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews (ZA) (1992) testi ile serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Birçok yazar standart birim kök testlerinin yapısal değişmelere maruz kalacak değişkenler için uygun olmadığını belirtmektedir. Örneğin Perron (1989) yapısal değişmelerin varlığında standart ADF testlerinin birim kök hipotezini reddedememe eğilimi taşıdığını göstermiştir. Dolayısıyla, değişkenlerin durağan olmadığına yalnızca standart birim kök test sonuçlarına dayalı olarak karar vermek yanıltıcı olabilir. Perron (1989) bilinen kırılma noktasının dışsal olduğu varsayımı altında üç farklı model kullanarak serilerin durağanlığını test etmiştir. Bununla birlikte bu test önemli tartışmalara neden olmuştur. Perron (1989) testi bir serinin (Y_t) T_B zamanında meydana gelen ekzojen bir yapısal değişme ile birim köke sahip olduğu hipotezini test etmektedir. Zivot ve Andrews (1992) ise ekzojen kırılma noktası varsayımını reddetmiş ve alternatif bir hipotez altında trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya imkan tanıyan bir birim kök test prosedürü geliştirmiştir. Bu çalışmada tek bir yapısal değişmeyi endojen olarak dikkate alan Zivot ve Andrews birim kök testi kullanılarak serilerin entegrasyon düzeyi test edilmiş-



tir. ZA birim kök testi aşağıdaki denklemler yardımıyla gösterilebilir.

$$\text{Model A: } \Delta d_t = \mu_0^A + \mu_1^A d_{t-1} + \mu_2^A t + \mu_3^A DU_t + \sum_{j=1}^k \phi_j^A \Delta d_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{Model B: } \Delta d_t = \mu_0^B + \mu_1^B d_{t-1} + \mu_2^B t + \mu_3^B DU_t + \sum_{j=1}^k \phi_j^B \Delta d_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\text{Model C: } \Delta d_t = \mu_0^C + \mu_1^C d_{t-1} + \mu_2^C t + \mu_3^C DU_t + \mu_4^C DT_t + \sum_{j=1}^k \phi_j^C \Delta d_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$t > TB$ ise $DU_t = 1$ ve $DT_t^* = t$ aksi takdirde 0'dır. Burada TB olası kırılma noktasını temsil eder. Model A, trend durağan alternatif hipotez altında, trend fonksiyonunun kesim katsayısında (intercept term) bir değişim olduğunu, Model B, trend fonksiyonunun eğiminde bir değişim olduğunu, Model C ise her iki değişimin aynı anda gerçekleştiğini kabul eder.

Tablo 2. Zivot ve Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

ENFSA						
	Model A		Model B		Model C	
Test istatistiği	-5.170**		-2.843		-2.697	
Kırılma noktası	2001:03		1996:07		1995:10	
M2SA						
	Model A		Model B		Model C	
Test istatistiği	-3.534		-3.565		-4.326	
Kırılma noktası	2001:04		2003:09		2002:05	
DEFSA						
	Model A		Model B		Model C	
Test istatistiği	-6.932*		-7.230*		-8.707*	
Kırılma noktası	2004:02		2003:01		2001:05	
Kritik değerler	%1	%5	%1	%5	%1	%5
	-5.43	-4.80	-4.93	-4.42	-5.57	-5.08
Kritik değerler, Zivot ve Andrews (1992)'den alınan değerleri göstermektedir. Uygun gecikme sayısı Akaike bilgi kriterine (AIC) göre seçilmiştir. Parantez içindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.						

Tablo 2, yapısal kırılmalı ZA birim kök test sonuçlarını göstermektedir. ZA test sonuçları, farklı modeller için farklı kırılma yılları göstermektedir. Bununla birlikte tüm modeller dikkate alındığında, ENFSA ve M2SA serisinin farkının durağan, DEFSA serisinin ise eğilimin durağan olduğuna karar verilmiştir. DEFSA serisi için tüm modeller ZA birim kök testi serilerin durağan olduğunu gösterirken, standart birim kök testleri ile durağanlık reddedilmektedir.

4.3. Eşbütünleşme Analizi

Uygulanan birim kök testlerinin sonuçlarına göre, değişkenlerin bütünleşme derecelerinin aynı olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır. Bu sonuç dikkate alındığında, gerek Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünleşme yaklaşımının gerekse daha sonra Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme yaklaşımının uygulanmasının mümkün olmayacağı açıktır. Bu yaklaşımlarda tüm serilerin düzeyde durağan olmamasını ve aynı derecede farklı alındığında durağan hale gelmelerini, yani serilerin bütünleşme derecelerinin aynı olmasını gerektirmektedirler. Bu durumda bütünleşme dereceleri farklı olan değişkenlere ifade edilen eşbütünleşme yakla-

şımlarının uygulanması mümkün olmamaktadır.

Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen koentegrasyon yaklaşımı bu sorunu ortadan kaldırmaktadır. Sınır testi yaklaşımı ile değişkenlerin bütünleşme dereceleri dikkate alınmadan değişkenlerin düzey değerleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığının test edilmesi mümkün hale gelmektedir. Sınır testi, serilerin bütünleşme dereceleri ile ilgili bir kısıtlama getirmemesi yanında, az sayıda gözleme sahip olan çalışmalara da uygulanabilmektedir (Karaca, 2005, s.7; Yıldız, 2006, s.11; Şimşek ve Kadılar, 2004, s.28). Buna göre çalışmamızda ENFSA bağımlı değişken olmak üzere, M2SA ve DEFSA bağımsız değişkenlerinden oluşan 3 değişkenli sınır testi için kurulan ekonometrik model aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta ENFSA_t = & a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta ENFSA_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta M2SA_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta DEFSA_{t-i} \\ & + a_4 + \Delta ENFSA_{t-1} + a_5 + M2SA_{t-1} + a_6 + DEFSA_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (11)$$

Burada eşbütünleşme ilişkisi ($H_0 : a_4 = a_5 = a_6 = 0$) hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılır ve hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)’deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran alt kritik değerinden küçükse, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilir. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerler arasında ise kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Diğer yandan, hesaplanan F istatistiği üst kritik değer üzerinde olduğu durumda ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılır.

Sınır testi yönetimin uygulanması sırasında ilk olarak (11) nolu denklemde m olarak ifade edilen gecikme uzunluklarının belirlenmesi gerekmektedir. Birim kök testinde olduğu gibi bu test yönteminde de genelde AIC veya SBC kullanılarak yapılmaktadır. Ayrıca bu testin sağlıklı sonuç vermesi açısından, hata terimleri arasında otokorelasyon (ardışık bağımlılık) probleminin olmaması gerekmektedir. En küçük AIC değerini sağlayan gecikme uzunluğu, modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenmektedir. Ancak burada en küçük AIC değerine sahip olma kriterine göre seçilen model, otokorelasyon problemi içeriyorsa ikinci küçük AIC değerini veren modelin gecikme uzunluğu alınmaktadır. Otokorelasyon sorunu ortadan kalkana kadar süreç devam etmektedir.

Tablo 3’te (11) numaralı denklemdeki gecikme uzunluklarının nasıl belirlendiği görülmektedir. Modelde maksimum gecikme uzunluğu incelediğimiz veri seti aylık olduğu için 12 olarak alınmış ve Akaike kriterine göre gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Modelin hata teriminde otokorelasyonun varlığını araştırmak için LM testi yapılmış ve test sonucunda bu soruna rastlanmamıştır. (Model tahminlerinde Eviews 5.0 ekonometri programı kullanılmıştır.)



Tablo 3. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

m	AIC	χ^{2BC}
1	4.215	0.888
2	4.228	5.771***
3	4.228	6.057**
4	4.265	10.439***
5	4.228	5.256*
6	4.254	2.565
7	4.265	1.123
8	4.265	1.755
9	4.321	2.077
10	4.341	7.783**
11	4.285	6.890**
12	4.244	1.347

Not: χ^{2BC} : Breusch-Godfrey otokorelasyon test istatistiğidir.
***, ** ve * işaretleri sırasıyla % 1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmekte ve otokorelasyonun olduğunu göstermektedir

(11) numaralı denklemin uygun gecikme sayıları belirlendikten sonra seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi sınır testi yaklaşımıyla araştırılmıştır. Sınır testi sonuçları Tablo 4'te gösterilmektedir.

Tablo 4. Sınır Testi Sonuçları

k	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyinde Kritik Değerler	
		Alt Sınır	Üst Sınır
2	5.75	%1	6.36
		%5	4.85
		%10	4.14
Tamsal Test Sonuçları			
$R^2 = 0.49$		$F İsta. = 200.803(0.00)$	$DW İstatistiği = 1.882$
$\chi^2_{RRMKH} = 0.283(0.594)$		$\chi^2_{BGAB} = 0.888(0.865)$	$\chi^2_{JBN} = 130.59(0.00)$
$\chi^2_{WDV} = 58.532(0.00)$			

Not: k (11) numaralı denklemdaki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler, Pesaran vd. (2001)'deki Tablo CI(iii)'den alınmıştır. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir. Parantez içindeki rakamlar p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 4'te hesaplanan test istatistiğinin yüzde 5 düzeyinde Pesaran vd. (2001)'den alınan üst kritik değeri aştığı görülmektedir. Bu kritik değerler iki bağımsız değişken ve yüzde 5 anlamlılık düzeyi için geçerlidir. Bu sonuç, üç değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi mevcut olduğundan uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modeli kurulabilecektir.

4.4. Uzun Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini veren ARDL modeli aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$ENFSA_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} ENFSA_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} M2SA_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} DEFSA_{t-i} + u_t \quad (12)$$

ARDL modelinde gecikme uzunluklarının belirlenmesinde AIC değerleri kullanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu 12 alınarak (12) nolu denklem tahmin edilmiştir. Ancak tahmin sonucunda uzun dönem katsayılarının anlamlı olmadığı görülmüştür.* (İlgili tahmin sonucu istenirse yazardan temin edilebilir) Modelin anlamlılığını artırmak kriz yıllarını temsil eden KUK94, KUK2000 ve KUK2001 olmak üzere üç adet kukla değişken 12 nolu modelde kullanılarak tahmin edilmiştir. Kukla değişken serileri krizin olduğu yıllara ilişkin aylara 1, diğerlerine 0 verilerek oluşturulmuştur. Model tahmininde otokorelasyon sorunuyla karşılaşılınca Cochrane-Orcutt yöntemine uygun olarak AR(1) süreciyle bu sorun giderilmiştir. İstatistiksel bakımdan anlamsız olan kukla değişkenlerin (KUK94 ve KUK2000) modelden çıkarılmıştır. Böylece tahmin sonucunda 12 nolu denklemin ENF değişkeni 12, M2 değişkeni 1 ve DEF değişkeni 0 gecikmeli değerleri ile tahmin edilmesi sonucuna varılmıştır. Tahmin edilen ARDL (12, 1, 0) modeline ilişkin sonuçlar Tablo 5’te sunulmuştur.

Tablo 5. ARDL (12,1,0) Tahmin Sonuçları ve Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
C	-0.813	-1.825 (0.070)*
$ENFSA_{t-1}$	2.026	21.708 (0.000)***
$ENFSA_{t-2}$	-1.798	-17.431 (0.000)***
$ENFSA_{t-3}$	1.274	3.744 (0.00)***
$ENFSA_{t-4}$	-1.008	-2.650(0.00)***
$ENFSA_{t-5}$	1.103	2.811(0.00)***
$ENFSA_{t-6}$	-1.069	-2.644(0.00)***
$ENFSA_{t-7}$	0.914	2.369(0.019)**
$ENFSA_{t-8}$	-0.958	-2.704(0.00)***
$ENFSA_{t-9}$	1.014	3.066(0.00)***
$ENFSA_{t-10}$	-0.985	-3.366(0.00)***
$ENFSA_{t-11}$	0.965	4.525(0.00)***
$ENFSA_{t-12}$	-0.491	-4.525(0.00)***
$M2SA_t$	-3.411	-3.315(0.00)***
$M2SA_{t-1}$	4.115	3.912 (0.00)***
$DEFSA_t$	-0.544	-0.367(0.713)
KUK 2001	1.624	4.145(0.00)***
AR(1)	-0.783	-9.603(0.00)***
Hesaplanan Uzun Dönem Katsayıları		
C	-316.49	-2.26**
$M2SA$	273.97	3.016***
$DEFSA$	-211.75	-0.368
Tamam Test Sonuçları		
$R^2 = 0.99$	F İst.=57427.9(0.00)	DW İstatistiği= 1.87
$\chi^2_{RRMKH} = 3.637(0.056)$	$\chi^2_{BGAB} = 2.397(0.301)$	$\chi^2_{JBN} = 65.735(0.00)$
$\chi^2_{WDV} = 67.851(0.00)$		

Not: Bağımlı değişken ENFSA’dır. M2SA ve DEFSA bağımsız değişkenleri GSYİH’ya oranlanmıştır ve modele alınmıştır. ARDL modelindeki gecikme sayıları 12 olmak üzere, AIC’ya göre belirlenmiştir. Parantez içindeki rakamlar p-olasılık değerlerini göstermektedir. ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} sırasıyla Breusch-Godfrey arışik bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişken varyans sınaması istatistikleridir.

Tablo 5'te ARDL (12,1,0) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak elde edilen uzun dönem tahmin sonuçları gösterilmektedir³. Uzun dönem tahmin sonuçlarına göre, M2 parasal büyüklüğü ile enflasyon arasında uzun dönemde yüzde 1 anlamlılık düzeyinde pozitif bir ilişkinin olduğu görülmektedir. Buna göre M2 parasal büyüklüğündeki (M2/GDP oranında) 1 birimlik artış enflasyon endeksinde yaklaşık 274 birimlik artışa yol açmaktadır. Uzun dönemde bütçe açığı ile enflasyon arasındaki ilişkinin katsayısı beklenen işarete sahip olmamakla birlikte anlamlı değildir. Model gecikmeli katsayıları incelendiğinde enflasyonun 1, 3, 7, 9 ve 11 gecikmeli değerleriyle enflasyon arasında anlamlı ve pozitif ilişki görülürken, M2'nin sadece 1 gecikmeli değeriyle enflasyon arasında pozitif yönlü istatistiksel anlamlı ilişkiye rastlanmıştır. Bütçe açığı değişkeniyle enflasyon arasında ise anlamlı bir ilişkinin varlığına rastlanmadığı görülmüş ve bu sonuç uzun dönem ilişkisinde de doğrulanmıştır. 2001 kriz yılı için kullanılan kukla değişkenin enflasyonla pozitif ve anlamlı ilişki içinde olması, 2001 finansal krizinin enflasyon üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan anlamlı bulunan bazı değişkenlerin gecikmeli katsayılarının işareti teoriye uygunluk göstermemiştir. Uzun dönem katsayılarına göre enflasyonla parasal büyüme arasında uzun dönemde ilişkinin bütçe açıkları yoluyla dolaylı bir şekilde var olabileceğini öne süren paracı görüşün Türkiye'de geçerli olabileceğini göstermektedir. Aynı zamanda tahmin sonuçları, Akçay (2001) ile Tekin-Koru ve Özmen (2003) tarafından elde edilen bütçe açıklarının enflasyon üzerinde doğrudan etkili olmadığı, ancak parasal büyümeyi etkileyerek enflasyon üzerinde dolaylı etkiye yol açabileceği şeklindeki bulgulara uygunluk göstermektedir.

Böylece Türkiye'de bütçe açığının varlığına bağlı olarak parasal büyüme ve enflasyonun endojenlik kazandığı söylenebilir. 1980 sonrası liberalizasyon süreciyle birlikte hükümetin bütçe açıklarını Merkez Bankası kaynakları yerine iç borçlanma politikasıyla finanse etmesi, bütçe açıklarını azaltacak yapısal reformların gecikmesine bağlı olarak bu politikanın sürdürülebilirliğini olanaksız kılmıştır. Bütçe açıklarının sürekli olarak ticari bankalar aracılığıyla finansmanı politikası, kısa dönemde para arzı üzerinde artışa neden olmasa da uzun dönemde borçlanmanın neden olduğu anapara ve faiz ödemeleri ekonomide parasal genişlemeyi hızlandırmıştır. Ayrıca bütçe açıklarını finanse etmek amacıyla yapılan kamu borçlanması, bankacılık sistemi aktiflerinin genişlemesine ve banka kredilerinin artmasına yol açmıştır. Diğer taraftan bütçe açıklarının bankacılık sistemiyle finansman yöntemi, para yerine geçen likiditesi yüksek finansal araçların bankacılık sisteminde kullanılmasını sağlayarak harcamaları artırmıştır. Ayrıca 1994, 2000 ve 2001 finansal kriz dönemlerinde faiz oranlarıyla birlikte iç borç anapara ve faiz ödemelerindeki büyük artışlar ve banka kurtarma operasyonlarının yarattığı parasal genişleme enflasyonist sürecin hızlanmasına katkıda bulunmuştur. Tüm bu gelişmeler bütçe açıklarının parasal genişleme yoluyla enflasyon üzerinde dolaylı ve pozitif etkiye sahip olabileceğini göstermiştir.

4.5. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise ARDL yaklaşımına dayalı bir hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Bu model aşağıdaki görülmektedir.

$$\Delta \text{ENFSA}_t = a_0 + \alpha_1 \text{ECT}_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_{2i} \Delta \text{ENFSA}_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta \text{M2SA}_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i} \Delta \text{DEFSA}_{t-i} + u_t \quad (13)$$

3 ARDL modelinde uzun dönem katsayıları ve t-istatistik değerleri, [(bağımsız değişkenlerin cari ve gecikmeli katsayıları toplamı)]/[1-{bağımlı değişkenin gecikmeli katsayıları toplamı}] şeklinde tanımlanarak Eviews 5.0 paket programıyla hesaplanmıştır (Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Gujarati, 1999, s. 608, Karacan, 2005).

Burada ECT_{t-1} değişkeni Tablo 5’te verilen uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir. Bu katsayının işaretinin negatif olması beklenir.

Modelde gecikme uzunlukları AIC yardımıyla belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun yine 12 alındığı bu analizin sonucunda, kısa dönem ilişkisinin ARDL (12,4,0) modeli ile araştırılması gerektiği sonucuna varılmıştır. Uzun dönem tahmininde olduğu kısa dönem ilişkisini gösteren 13 nolu denklemde de otokorelasyon sorunu görülmüş ve AR(1) süreciyle otokorelasyon giderilmiştir. 13 nolu modelin tahmin sonuçları Tablo 6’da gösterilmektedir.

Tablo 6. ARDL (12,4,0) Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
C	0.360	0.1283 (0.89)
ECT_{t-1}	-0.842	-3.3260(0.00)***
$\Delta ENFSA_{t-1}$	0.623	3.329 (0.00)***
$\Delta ENFSA_{t-2}$	-0.144	-0.973(0.13)
$\Delta ENFSA_{T-3}$	-0.102	-1.208(0.22)
$\Delta ENFSA_{T-4}$	-0.030	-0.370(0.71)
$\Delta ENFSA_{T-5}$	0.313	3.930(0.00)***
$\Delta ENFSA_{T-6}$	-0.123	-1.255(0.21)
$\Delta ENFSA_{T-7}$	0.075	0.855(0.377)
$\Delta ENFSA_{T-8}$	-0.155	-1.732(0.08)*
$\Delta ENFSA_{T-9}$	0.109	1.133(0.25)
$\Delta ENFSA_{T-10}$	-0.159	-1.918(0.05)*
$\Delta ENFSA_{T-11}$	0.118	1.361(0.175)
$\Delta ENFSA_{T-12}$	0.352	4.186(0.00)***
$\Delta M2SA_t$	-5.948	-4.742(0.00)**
$\Delta M2SA_{t-1}$	0.827	0.525(0.60)
$\Delta M2SA_{t-2}$	3.482	2.284(0.02)**
$\Delta M2SA_{t-3}$	0.996	0.659(0.51)
$\Delta M2SA_{t-4}$	0.027	0.020(0.98)
$\Delta DEFSA_t$	0.330	0.321(0.74)
AR(1)	0.518	3.375(0.00)***
Tamsal Test Sonuçları		
$R^2 = 0.63$	F İst= 12.697(0.00)	DW İst= 1.93
$\chi^2_{RRMKH} = 0.064(0.799)$ $\chi^2_{BGAB} = 2.863(0.238)$ $\chi^2_{WDV} = 90.02(0.00)$ $\chi^2_{JBN} = 59.006(0.00)$		

Not: Parantez içindeki rakamlar p-olasılık değerlerini göstermektedir. ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir.

Modelde hata düzeltme teriminin katsayısı (ECT_{t-1}) -0.84 olarak belirlenmiştir. Hata düzeltme teriminin beklenen şekilde işareti negatiftir ve yüzde 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlıdır. (ECT_{t-1}), kısa dönemdeki dengesizliğin yüzde 84'ünün uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir.

Tablo 6'daki ARDL modeline göre enflasyonun 1, 5 ve 12 gecikmeli değerlerinin, M2 değişkeninin ise sadece 2 gecikmeli değerinin enflasyon üzerinde anlamlı ve pozitif ilişki içinde olduğu görülmektedir. Bütçe açığı değişkeninin ise uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de cari değerlerinin enflasyon üzerinde anlamlı etkiye sahip olmadığı dikkat çekmektedir.

5. SONUÇ

Friedman, bütçe açıklarının para otoritesi tarafından monetize edildiği sürece enflasyona neden olabileceğini, bu nedenle para arzının kontrol edilmesinin uzun dönemde enflasyonu önlemede yeterli bir politika seçeneği olabileceğini ileri sürmüştür. Barro, Friedman'ın görüşünü destekleyerek tahvil satışlarıyla finanse edilen açıkların enflasyonist olup olmasının para otoritesinin politik yaklaşımına bağlı olabileceğini; tahvil satışlarının faiz oranları üzerinde artış etkisini azaltmak isteyen bir merkez bankasının faiz oranlarını sabitlemeye yönelik politikasının para arzını artırmasını gerektireceğini vurgulayarak ve böyle bir politikanın da enflasyonist etki yaratabileceğini bildirmektedir.

Diğer taraftan paracı yaklaşımı destekleyen bazı ekonomistler, merkez bankasının bütçe açıklarını er ya da geç monetize edebileceğini ve merkez bankasının farklı kanallar yoluyla bütçe açığı politikalarına uyum sağlayacak para politikalarına zorlanabileceğini belirtmişlerdir. Bütçe açıkları monetize edilmese de dışlama etkisi kanalıyla faiz oranlarını artırarak özel kesimin yatırımları dışlanabilmekte ve reel üretimde azalmaya bağlı olarak enflasyonist etki ortaya çıkabilmektedir. Artan faizler ise finansal sistemi yenilikler konusunda uyararak para yerine kamu borçlanma senetlerinin ikame edilmesinin önü açılacak ve böylece harcamaları artıracaktır.

Yapılan ampirik çalışmaların çoğunda bütçe açıklarının merkez bankası kaynaklarıyla finanse edilmesi durumunda bütçe açığının parasal büyüme artışı kanalıyla enflasyona yol açabileceği sonucuna ulaşılmıştır. Ancak bütçe açıklarının enflasyonist etkisi, açıkların finansman yöntemi ve toplam talep üzerinde yaratabileceği etkiye bağlı olarak değişebilmektedir.

Türkiye'de 1992:1 ve 2006:12 dönemini kapsayan bütçe açığı, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen ARDL modeli sonuçlarına göre hem uzun hem de kısa dönemde (belirli dönemler hariç) parasal büyümenin enflasyon üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu, uzun dönemde GSYİH'ya oran olarak M2'deki bir birimlik artışın enflasyon endeksinde yaklaşık 274 birimlik artışa yol açtığı belirlenmiştir. Buna karşılık kısa ve uzun dönemde bütçe açığının enflasyon üzerinde anlamlı bir ilişkiye sahip olmadığı görülmüştür. Elde edilen bulgular parasal görüşü destekleyici niteliktedir.

Parasal büyüme ile enflasyon arasındaki pozitif ve anlamlı ilişkinin varlığı ise, bütçe açığı sonucunda yapılan borçlanma dolayısıyla anapara ve borç faizi ödemelerinin parasal büyüme üzerindeki genişletici etkisine bağlanabilir.

Türkiye'de bütçe açıklarını azaltacak yapısal reformların gecikmesi, bütçe açıklarının kalıcı olmasını sağlamıştır. Açıklarının ticari bankalar aracılığıyla finanse edilmesi politikası, bankacılık sistemi aktiflerinin genişlemesine bağlı olarak banka kredilerinin artmasına yol açmıştır. Ayrıca para yerine geçen likiditeyi yüksek finansal araçların kullanılması parasal genişleme etkisi yaratarak enflasyonist sürece katkıda bulunmuştur. Bununla birlikte finansal kriz dönemlerinde yükselen faizlerle birlikte kamu açıklarının fi-

nansman maliyetinin yükselmesi, borçlardaki artışla birlikte borç servis ödemelerini yükseltmiştir. Ayrıca banka kurtarma operasyonları gibi düzenlemelerin de parasal genişlemeye yol açarak enflasyon üzerinde pozitif etkiye yol açabileceği unutulmamalıdır.

Bu sonuçlardan hareketle Türkiye’de enflasyonun düşürülmesinde bütçe açıklarının azaltılmasında faiz dışı bütçe politikasının sürdürülmesi, parasal genişlemenin kontrol edilmesi açısından büyük öneme sahiptir. Bu amaçla 2001 finansal kriz sonrası uygulamaya başlanan yapısal reformların uygulanması ve genişlemeci para politikalarına neden olabilecek merkez bankasının bağımsızlığını azaltıcı politikalardan kaçınılması gerekmektedir.

KAYNAKÇA

- Abizadeh, S. ve Yousefi M. (1986).** Political Parties, Deficits, and The Rate of Inflation: A Comparative Study. *Journal of Social, Political and Economic Studies*, 11, 393-411.
- Abizadeh, S., Benarroch ve Yousefi M. (1996).** A Multilevel Government Model of Deficits and Inflation. *Atlantic Economic Journal*, 24(2): 118-130.
- Afonso, A. (1993).** Causality Between Public Deficits and Inflation: *Some Tests for The Portuguese Case, Estudos de Economia*, 13/4: 349-362.
- Aghaveli, B.B. ve Khan M.S. (1978).** Government Deficit and Inflationary Process in Developing Countries. *IMF Staff Paper*, 2/3: 18-130.
- Ahking, F. W. ve Miller, S. M. (1985).** The Relationship Between Government Growth and Inflation. *Journal of Macroeconomics*, 7/4: 447-467.
- Akçay, O. C., Alper C. E. ve Özmucur S. (2001).** Budget Deficit, Inflation and Debt Sustainability: Evidence from Turkey (1970-2000), *Boğazici University Research Papers*, SBE 01-12.
- Akçay, O. C., Alper C. E. ve Özmucur (1996).** Budget Deficit, Money Supply and Inflation: Evidence from Low and High Frequency Data from Turkey, *Boğazici University Research Papers*, SBE 96-12.
- Alavirad, A. (2003).** The Effect of Inflation on Government Revenue and Expenditure: The Case of Islamic Republic of Iran. *Opec Review*, 27(4), 331-341.
- Alavirad, A. ve Athawale A. (2005),** The Impact of the Budget Deficit on Inflation in the Islamic Republic of Iran. *OPEC Review*, (March), 37-49.
- Balla S. S. (1981),** The Transmission of Inflation into Developing Economies, *in World Inflation and Developing Countries*: Washington DC, Brooking Institution.
- Barro, R. (1980),** Output Effects of Government Purchases, *NBER Working Paper Series*, No: 432.
- Barth J. R. ve Wells J. M. (1999),** Budget Deficit and Economic Activity, *Budget Deficit and Debt: A Global Perspective*, S. Shojai (Ed.) Greenwood Publishing Group.

- Blanchard, O.J. ve Fischer S. (1989).** *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press: Cambridge, Massachusetts, and London, England.
- Buchanan, J.M. ve Wagner, R.E. (1978).** Dialogues Concerning Fiscal Religion. *Journal of Monetary Economics*, 4, 627-636.
- Catao, L. ve Terrones, E. M. (2001).** Public Deficit and Inflation: a New Look at the Emerging Market Evidence, *IMF Working Paper* No WP/01/74.
- Catao, L. ve Terrones E. M. (2001).** Fiscal Deficits and Inflation, *IMF Working Paper* No:WP/03/65.
- Chaudhary, M. A. S. ve Ahmad N. (1995).** Money Supply, Deficit and Inflation in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 34(4), 945-956.
- Chaudhary, M. A. S ve Parai A. K. (1991).** Budget Deficit and Inflation: The Peruvian Experience. *Applied Economics*, 23, 1117-1121.
- Corsetti, C./Roubini N. (1997).** Politically Motivated Fiscal Deficit: Policy Issues in Closed and Open Economy. *Economic and Politics*, 9(1), 27-54.
- Çetintaş H. (2005).** Türkiye’de Bütçe Açıkları Enflasyonun Nedeni midir?, *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, 20/29,115-127.
- Darrat, A. F. (1985).** “Inflation and Federal Budget Deficits: Some Empirical Results. *Public Finance Review*, 3(2), 206-215.
- Dornbusch, R. ve Fischer, S. (1981).** Budget Deficit and Inflation, İçinde M. J. FLANDERS VE A. RAZIN (Eds.), *Development in Inflationary World: New York*.
- Dornbusch, R. ve Fischer, S. (1994).** *Macro Economics*, McGraw-Hill Inc., Sixth Edition.
- Dickey, D. ve Fuller, W.A. (1979).** Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. ve Fuller, W.A (1981).** Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Giannoros, D. S. ve Kolluri, B. R. (1985).** Deficit Spending, Money and Inflation: Some International Empirical Evidence. *Journal of Macroeconomics*, 7(3), 401-417.
- Granger, C. W. J. ve Newbold, P. (1974).** Spurious Regressions in Econometric., *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gujarati, D.N. (1999).** *Temel Ekonometri*, (Çev. Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen). İstanbul, Literatür Yayınları.
- Gürler, A. S. (1998).** *Devlet İç Borçlanma Yöntemleri OECD ve Türkiye Uygulamaları*. DPT Uzmanlık Tezi, Yayın No: DPT 2488: Ankara.
- Hamburger, M. J. ve Zwick, B. (1981).** Deficit, Money and Inflation, *Journal of Monetary Economics*, 7(1), 141-150.

- Honroyiannis, G. ve Papapetrou, E. (1997).** Are Budget Deficits Inflationary? A Cointegration Approach. *Applied Economics Letters*, 4(8), 493 - 496.
- Johansen, S. (1988),** Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen S. ve Juselius, K. (1990).** Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-210.
- Karaca, O. (2005).** Türkiye’de Faiz Oranı İle Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşürülmesi Kurları Yükseltir mi?, *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni No 2005/14*, Ekim.
- Karras, G. (1994).** Macroeconomics Effects of Budget Deficits: Further International Evidence, *Journal of International Money and Finance*, 13(2), 190-210.
- McCallum, B. (1984).** Are Bond-Financed Deficits Inflationary? A Ricardian Analysis, *The Journal of Political Economy*, 92(1), 123-135.
- Meltzer, A. H. (1989).** Monetarist, *National Review*, 41, 47-48.
- Metin, K. (1995).** An Integrated Analysis of Turkish Inflation, *Oxford Bulletin of Statistics and Economics*, 57(4), 513-533.
- Metin K. (1998).** The Relationship between Budget Deficit and Inflation in Turkey, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(4), 412-422.
- Miller, P. (1983).** Higher Deficit Policies Lead to Higher Inflation. Quarterly Review, *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 7(1), 8-19.
- Nachaga, J. C. (2005).** Fiscal Dominance and Inflation in the Democratic Republic of the Congo, *IMF Working Paper No: WP/05/221*.
- Nachane, D. M. ve Nadkarni N.M. (1985).** Empirical Testing of Certain Monetarist Propositions Via Causality Theory: The Indian Case. *Indian Economic Journal*, 32(1), 13-41.
- Neyapti, B. (2003).** Budget Deficit and Inflation: The Role of Central Bank Independence and Financial Market Development, *Contemporary Economic Policy*, 21(4), 458-475.
- Niskanen, W. A. (1978).** Deficits, Government Spending and Inflation, What is the Evidence. *Journal of Monetary Economics*, 4(3), 591-682.
- Özgün, D. B. (2000),** *An Empirical Approach to Fiscal Deficits and Inflation: Evidence From Turkey*, Hazine Müsteşarlığı, Ekonomik Araştırmalar Genel Müdürlüğü: Ankara.
- Perron, P. (1989).** The Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57(6), 1361-1401
- Pesaran, H., Shin, Y. ve Smith, R.J. (2001).** Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.



- Phillips, P.C.B ve Peron P. (1988).** Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biomètrika*, 75(2), 336-346.
- Piontkivsky, R. vd. (2001).** *The Impact of The Budget Deficit on Inflation in Ukraine*, Research Report, Commissioned by INTAS, formed by the European Community.
- Ramachandran V. S. (1983).** Direction of Causality Between Monetary and Real Variables in India: An Empirical Result, *Indian Economic Journal*, 30(1), 65-74.
- Remolona, E. H. (1985).** *Financing The Budget Deficit in The Philippines*, Philippine Institute For Development Studies Working Paper 85-02.
- Saçkan, O. (2006),** *Genel Fiyat Düzeyinin Belirlenmesinde Para ve Maliye Politikası Dominant Rejimler: Türkiye Örneği, 1988-2005*, Uzmanlık Yeterlilik Tezi: Ankara.
- Solomon, M. ve Wet W. A.** The Effect of Budget Deficit on Inflation: The Case of Tanzania, *Sagems NS*, 7(1), 100-116.
- Tekin-K. A. ve Özmen E. (2003).** Budget Deficits, Money Growth and Inflation: The Turkish Evidence. *Applied Economics*, 35(5), 591-596.
- Uygur, E. (2001).** *Türkiye’de Enflasyon*, Türkiye Ekonomisi Sektörel Analiz, Yay. Haz., A. ŞAHİNÖZ, Türkiye Ekonomi Kurumu, İmaj Yayınevi: Ankara.
- Ünsal, E. M. (2007).** *Makro İktisat*, İmaj Yayınevi, Genişletilmiş 7. Baskı: Ankara.
- TCMB, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, (www.tcmb.gov.tr).
- Şimşek, M. ve Kadılar C. (2004).** Türkiye’nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımıyla Eşbütünleşme Analizi:1970-2002. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5(1), 27-34.
- Woodford, M. (2001).** Fiscal Requirements for Price Stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(3), 669-728.
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, M. (2006).** *Makroekonomi*, Seçkin Yayıncılık, 5. Baskı: Ankara.
- Yıldız, E. (2006).** *İkiz Açık Hipotezi ve Türkiye*, İzmir İktisat Kongresi Araştırma Merkezi Bilimsel Çalışma Raporları Serisi, BÇR No. 2006/01.
- Zivot, E. ve Andrews, D.W.K. (1992).** “Further Evidence of Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

İNTERNET KAYNAKLARI

- Afonso, A. (1995)**, “Public Deficits and Inflation, Some More Results for Portugal” *Estudos de Economia*,15/3:273-286.
(http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=704904#PaperDownload) (Erişim Tarihi 26.02.2006).
- Agha, A. I. ve Khan M.S. (2006)**. An Empirical Analysis of Fiscal Imbalances and Inflation in Pakistan, *SBP Research Bulletin*, 2/2: 343-362. (erişim tarihi, 26.02.2006)
(http://www.sbp.org.pk/research/bulletin/2006/vol2num2/Empirical_Analysis_of_Fiscal_Imbalances_and_Inflation_in_Pakistan.pdf)
- Egeli, H. (2000)**. *Gelişmekte Olan Ülkelerde Bütçe Açıkları*. (Erişim Tar. 16.02.2007)
(http://www.canaktan.org/ekonomi/kamu_maliyesi/maliye-genel/diger-yazilar/egeli-gelismekte-olan-butce.pdf)
- IMF**, *International Financial Statistics*.(<http://www.imf.org>)
- Sargent, T. J. ve Wallace N. (1981)**. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*. (Erişim Tarihi: 30.04.2007).
(<http://woodrow.mpls.frb.fed.us/research/QR/QR531.pdf>)

EK 1: MODELDE KULLANILAN DEĞİŞKENLERİN GRAFİKSEL GÖSTERİMİ

