

ENFLASYON VE BÜTÇE AÇIKLARI İLİŞKİSİ: TANZI VE PATINKİN ETKİSİ

Zehra ABDİOĞLU^(*)
Harun TERZİ^(**)

Özet: Tanzi etkisi; enflasyonun, vergi gelirlerinin reel değerini düşürmek suretiyle bütçe açığını arttırdığını ifade etmektedir. Patinkin etkisi ise enflasyonun reel harcamaları azaltmak suretiyle bütçe açıklarını azalttığını savunmaktadır. Bu çalışmanın amacı, Tanzi-Patinkin etkilerinin geçerliliğini ve bütçe açıkları ile enflasyon oranı arasındaki uzun dönem ilişkisini Pesaran, Shin ve Smith (2001) sınır testi yaklaşımı ile 1975-2005 dönemi Türkiye ekonomisi için incelemektir.

Enflasyon oranı ile bütçe açıklarının uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini gösteren analizlere göre, uzun dönemde enflasyon oranı ile bütçe açıkları arasında negatif ilişki söz konusudur. Bu ilişki Patinkin etkisinin Türkiye için Tanzi etkisine göre daha baskın olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, Bütçe Açığı, Tanzi Etkisi, Patinkin Etkisi, Sınır Testi

Abstract: While the Tanzi effect through which inflation reduces real tax revenues indicates that budget deficit increases, the Patinkin effect indicates that as inflation increases the real spending decreases and the budget deficit decreases too. The purpose of this study is to test the validity of the Tanzi and the Patinkin effects, and to examine the existence of a long run relationship between the budget deficit and the inflation rate by employing Pesaran, Shin and Smith (2001) bound testing approach in the period of 1975-2005 for the Turkish economy.

The results based on the cointegrating relations between budget deficit and inflation rate point out that the negative relationship between the inflation rate and the budget deficit. This relationship indicates the Patinkin effect dominants to the Tanzi effect in the case of Turkey.

Key Words: Inflation, Budget Deficit, Tanzi Effect, Patinkin Effect, Bound Test

I. Giriş

Belirli bir dönemde bütçe gelirleri ile giderleri arasında giderler lehine ortaya çıkan fark olarak tanımlanan bütçe açıkları ile fiyatlar genel seviyesindeki sürekli artış olarak tanımlanan enflasyon oranı birbirini tetikleyen unsurlar olarak karşımıza çıkmaktadır. Enflasyon, bütçe açıklarına neden olurken bütçe açıkları da enflasyonu olumsuz yönde etkilemektedir. Enflasyonist ortamda vergi gelirlerinin reel değeri azalarak bütçe açıkları artmaktadır. Artan bütçe açıklarının finansmanında merkez bankalarının emisyon yoluyla para arzını artırması da enflasyon oranının artmasına neden

^(*) Arş. Gör. Karadeniz Teknik Üniversitesi İİBF Ekonometri Bölümü

^(**) Prof. Dr. Karadeniz Teknik Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü

olmaktadır. Dolayısıyla her iki değişken karşılıklı olarak birbirini etkilemektedir.

Enflasyonun bütçe açıkları üzerindeki etkisi konusunda literatürde ön plana çıkan çalışmaların başında Tanzi (1978)'nin Arjantin için gerçekleştirmiş olduğu ampirik çalışması gelir. Enflasyondaki artış; vergi tahsilatının gecikme süresi ve vergi sisteminin esnekliği gibi nedenlerden dolayı vergi gelirlerinin reel değerini düşürmektedir. Vergi tahsilatının gecikme süresi, vergiyi doğuran olayın ortaya çıkışından vergi borcunun ödenmesine kadar geçen süredir. Vergi sisteminin esnekliği ise vergi gelirlerinin milli gelirdeki değişmelere karşı duyarlılığını ifade etmektedir. Tanzi (1978)'ye göre vergi tahsilatındaki ortalama gecikme süresi kısa ve vergi sisteminin fiyat esnekliği 1'den büyük ise enflasyon vergi gelirlerinin reel değerini düşürmeyecektir. Ancak vergi tahsilatındaki ortalama gecikme süresi uzun ve vergi sisteminin fiyat esnekliği 1'e eşit veya 1'den daha düşükse enflasyon vergi gelirlerinin reel değerini düşürecek. Gelişmiş ülkelerde vergi tahsilat süreleri kısadır ve vergi sisteminin fiyat esnekliği 1'den büyüktür. Gelişmekte olan ülkelerde ise vergi tahsilat süreleri uzun ve vergi sisteminin fiyat esnekliği 1'den küçüktür (Tanzi, 1978:424).

Gelişmekte olan ülkelerde enflasyon nedeniyle vergi gelirlerinin reel değerinin düşmesi kamu gelirleri ile kamu giderleri arasındaki farka eşit olan bütçe açığının artmasına neden olmaktadır. Enflasyon ile bütçe açıkları arasındaki söz konusu pozitif ilişki literatürde Tanzi etkisi olarak adlandırılmaktadır.

Enflasyon, vergi gelirlerinin reel değerini düşürürken aynı zamanda reel harcamaları da etkilemektedir. Yüksek enflasyon oranı ile reel harcamalar arasındaki negatif ilişki Patinkin etkisini ifade etmektedir. "Patinkin etkisi" terimi, Patinkin (1993)'in 1985 yılı itibariyle İsrail'in istikrar programıyla ilgili görüşlerine dayanarak Cardoso (1998) tarafından ortaya atılan bir terimdir. Patinkin (1993), İsrail'in bütçe politikası üzerinde durarak İsrail'de 1985 öncesinde politik koalisyenler nedeniyle maliye bakanlığının diğer bakanlıkların bütçesel taleplerini kısma konusunda yeterli bir güce sahip olmadığını ifade etmiştir. Hükümetin, planlanan harcamalarının beklenen gelir düzeylerini aştığını belirten Patinkin, bu durumda İsrail'de kamu açıklarının ortaya çıktığını ve hükümetin bu açığı para basarak finanse etme yolunu seçmiş olması nedeniyle enflasyonun arttığını ileri sürmüştür. Artan enflasyonun ise reel kamu harcamalarında azalmaya neden olduğunu tespit etmiştir.

Patinkin etkisini açıklamak için birçok faktör söz konusudur.

-Reel faiz oranı enflasyon oranı arttığında azalır ve genellikle istikrar programını izleyerek artar. Reel faizlerdeki bu artış enflasyon düştüğünde reel kamu harcamalarında artışa neden olur.

-Yüksek enflasyon döneminde hükümetler genellikle ücret ve maaş ödemelerini geciktirirler. Enflasyon bir yılda yüzde 1000'i aştığında reel harcamalarda önemli bir azalış meydana gelir.

-Hükümetlerin gerçekleşen enflasyondan daima daha düşük düzeyde olan tahmini enflasyon ile oluşturdukları programlanmış harcamaları, gerçekleşen reel harcamalarından daha yüksek olur. Enflasyon düştüğünde gerçekleşen harcamalar programlanmış harcamalara yakınlaşacaktır. Eğer hükümetler, vergileri enflasyona indekslemişlerse enflasyon vergi gelirlerinin reel değerini düşürmez. Bu durumda enflasyon kamu harcamalarının reel değerini düşürür (Cardoso, 1998:620).

Tanzi etkisi, enflasyondaki artışla birlikte vergi gelirlerinin reel değerinin düşmesi ile bütçe açıklarının artacağını ileri sürmekte iken Patinkin etkisi, enflasyondaki artışla birlikte kamu harcamalarının reel değerinin düşmesi sonucu bütçe açıklarının azalacağını ifade etmektedir. Literatürdeki söz konusu bu tartışma Türkiye için Tanzi ve Patinkin etkilerinden hangisinin daha baskın olduğu hususunda bir merak konusu teşkil etmektedir. Bu çalışmada enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişki Tanzi ve Patinkin etkileri çerçevesinde ele alınmış, 1975–2005 dönemi itibariyle Türkiye’de Tanzi ve Patinkin etkilerinin geçerliliği incelenmiştir. Bu amaçla enflasyon ve bütçe açığı serileri arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler Pesaran, Shin ve Smith (2001)’in sınır testi, hata düzeltme modeli, VAR (Vector Autoregressive) analizi ve Granger nedensellik testi kullanılarak test edilmiştir. Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde öncelikle konuya ilişkin literatür incelenmiştir. Daha sonra Tanzi ve Patinkin etkilerinin testi için kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntem tanıtılmıştır. Son olarak da analiz sonuçları irdelenerek genel bir değerlendirme yapılmıştır.

II. Literatür

Enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişki literatürde sıkça ele alınan konular arasında yer almıştır. Bir çok iktisatçı tarafından farklı ülke, dönem, ekonometrik yöntem ve değişkenlerin incelendiği çalışmalarda, enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkinin yönü araştırılarak çeşitli iktisadi önerilerde bulunulmuştur. Söz konusu ilişkiyi test eden çalışmalar tarih sıralamasına göre aşağıda incelenmiştir.

Fischer ve Easterly (1990), enflasyon ile bütçe açıkları arasındaki korelasyonun düşük enflasyon dönemlerinde zayıf, hiper enflasyon dönemlerinde ise oldukça yüksek olduğunu belirlemişlerdir. Çalışmalarında emisyon ile finanse edilen bütçe açıklarının enflasyonu artırarak, reel vergi gelirlerinin düşmesine ve bütçe açığının artmasına neden olduğunu, sürdürülebilir büyüme ve istikrar için ılımlı bütçe politikası izlenmesi gerektiğini ileri sürmüşlerdir.

Türkiye’de 1948–1994 dönemi yıllık ve 1987:1–1995:4 dönemi üçer aylık veri seti ile bütçe açıkları, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki uzun dönem ilişkiyi Johansen koentegrasyon yöntemi ile inceleyen Akçay, Alper ve Özmucur (1996), uzun dönem parasal yansızlık varsayımı altında bütçe açıklarının enflasyon üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermişlerdir.

Söz konusu dönemler arasında bütçe açıklarındaki 1 birimlik artışın enflasyonu 1.59 birim arttırdığını tespit etmişlerdir.

1957-1993 yıllık veri setini kullanarak Yunanistan'da bütçe açıklarının enflasyon üzerindeki doğrudan ve dolaylı etkilerini test eden Hondroyiannis ve Papapetrou (1997), bütçe açıklarının enflasyon üzerinde dolaylı etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir. Enflasyondaki artışın bütçe açıklarını artırdığı yönünde bulgulara ulaşmışlardır.

Patinkin (1993)'in çalışmasını izleyerek enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkiyi Brezilya ekonomisinde yıllık verilerle test eden Cardoso (1998), 1983-1996 dönemi enflasyon ile bütçe açıkları arasında belirlediği negatif korelasyonun Patinkin etkisinin bir göstergesi olduğunu ileri sürmüştür.

1950-1987 yıllık veri seti ile Türkiye'de enflasyon ve bütçe açığı arasındaki uzun dönem ilişkiyi inceleyen Metin (1998), bütçe açığındaki bir artışın enflasyonu artırdığını tespit etmiştir.

1995 yılı için gelişmekte olan 23 ülkenin yatay kesit verileri ile enflasyon-bütçe açıkları ilişkisini inceleyen Egeli (1999), enflasyon vergisi nedeniyle enflasyonun bütçe açıkları üzerindeki etkisinin negatif, kamu harcamalarının bütçe açıkları üzerindeki etkisinin ise pozitif olduğunu belirlemiştir. Karşılaşılan yapısal sorunlar nedeniyle bütçe açıklarının gelişmekte olan ülkelere gelişmiş ülkelere göre süreklilik kazandığını ileri sürmüştür. Egeli (1999), devlet gelirlerindeki istikrarsızlık, aşırı harcama baskısı, kaynak dağılımının bozukluğu ve özel tasarrufların yetersizliği gibi etmenlerin gelişmekte olan ülkelere giderek kronikleşen bütçe açıklarına neden olduğunu ve söz konusu açıkların finansmanında hükümetin daha çok borçlanma ağırlıklı politikalara yöneldiğini ifade etmiştir.

1985-1998 döneminde Latin Amerika'daki Arjantin, Brezilya, Meksika, Kolombiya, Peru ve Venezüella gibi ülkelerin vergi gelirlerinin artmasına karşın sürekli artan bütçe açıkları ile karşı karşıya olduklarını belirleyen Tanzi (2000), bu ülkelerde uygulanan sosyal programların kamu harcamalarını ve bütçe açıklarını artırdığını ifade etmiştir.

Avrupa Birliği üyesi altı ülke (Belçika, Fransa, Almanya, İtalya, Hollanda ve İngiltere) için 1950-1996 yıllık veri setini kullanarak bütçe açıkları ile enflasyon arasında uzun dönem ilişki olup olmadığını Pesaran, Shin ve Smith (2001) sınır testi yaklaşımı ile araştıran Viera (2000), enflasyon ve bütçe açığı ilişkisinin uzun dönemde Fransa'da negatif, İtalya ve Belçika'da ise pozitif olduğunu tespit etmiştir.

Ukrayna için 1995-2000 dönemi enflasyonun bütçe açıkları üzerindeki etkisini inceleyen Piontkivsky, Bakun, Kryshko ve Sytnyk (2001), bütçe açığının GSYİH içindeki payında aylık %1'lik azalışın enflasyon oranını yılda %0.8 oranında azaltacağını, bütçe açıklarının emisyonla karşılanmasının ise enflasyona neden olacağını savunmuşlardır.

Türkiye'de 1970-2000 dönemi konsolide bütçe açıkları, kamu kesimi borçlanma gereği ve enflasyon arasında uzun dönem ilişki olup olmadığını

araştıran Akçay, Alper ve Özmucur (2002), konsolide bütçe açıkları ile enflasyon oranı arasında uzun dönem ilişkinin olmadığını, kamu kesimi borçlanma gereği ile enflasyon arasında ise uzun dönem ilişkinin olduğunu tespit etmişlerdir. Kamu kesimi borçlanma gereği enflasyon üzerinde sürekli bir etkiye sahipken konsolide bütçe açığı enflasyon üzerinde sürekli bir etkiye sahip değildir.

Türkiye’de 1987-2000 dönemi Olivera-Tanzi etkisini ve vergi tahsilat sürelerini hesaplayarak enflasyonun vergi gelirleri üzerinde neden olduğu kaybı araştıran Şen (2003), Olivera-Tanzi etkisinin neden olduğu vergi kaybının 1994 ve 1999 yıllarında en yüksek olduğunu, 1994 yılında kaybın GSYİH’nin %2.28’ine, 1999 yılında ise %2.29’una karşılık geldiğini belirlemiştir.

İran’da 1981:1–1997:1 dönemi bütçe açığı, para arzı, büyüme oranı ve enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi eşanlı denklem sistemi ile inceleyen Alavirad (2003), enflasyondaki artışın nominal kamu harcamalarını, yüksek enflasyonun da bütçe açıklarını arttırdığını ileri sürerek söz konusu açıkların emisyonla karşılanması durumunda enflasyonun tekrar artacağını savunmuştur.

1960-2001 dönemini ve 107 ülkeyi kapsayan çalışmalarında enflasyon ve enflasyon vergisi temelli bütçe açıklarını inceleyen Catao ve Terrones (2003), gelişmekte olan ülkelerde enflasyon ve bütçe açığı arasında güçlü bir pozitif ilişki olduğunu, gelişmiş ülkelerde ise söz konusu ilişkinin zayıf olduğunu tespit etmişlerdir.

Türkiye’de bütçe finansman aracı olarak iç borçlanmanın enflasyon üzerindeki etkisini 1989–2003 dönemi yıllık veri seti ve eşanlı denklem sistemi ile test eden Kesbiç, Baldemir ve Bakımlı (2004), Türkiye’de bütçe açıklarının finansmanında kısa vadeli avans kullanıldığında para arzının artarak enflasyonu artırdığını belirlemişlerdir. Ayrıca iç borçlanma ile finansmanın uygulandığı 1997 sonrası dönemde ise enflasyon oranının düşme eğilimine girdiğini tespit etmişlerdir.

Tanzanya’da 1967–2001 dönemi yıllık veri ile bütçe açığı, döviz kuru, gayri safi milli hasıla ve enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Johansen koentegrasyon yöntemiyle inceleyen Solomon ve Wet (2004), uzun dönem parasal yansızlık varsayımı altında bütçe açıklarının enflasyon üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkisinin olduğunu ve enflasyonun bütçe açığındaki şoklara yüksek düzeyde tepki verdiğini ileri sürerek, enflasyonun uygulanan mali politikalara duyarlılığının yakından izlenmesi gerektiğini belirtmişlerdir.

1970-2004 dönemi yıllık veri setini kullanarak Fiji’de bütçe açığı, para arzı ve tüketici fiyat endeksi arasındaki uzun dönem ilişkiyi test eden Narayan, Narayan ve Prasad (2006), bütçe açığı ve para arzının enflasyonu pozitif olarak etkilediğini tespit etmişlerdir.

Geniş olarak sunulan literatür çalışması tablolar yardımı ile enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkinin yönüne göre özetlenmiştir. Tablo 1, bütçe açığı ve enflasyon oranı arasındaki ilişkinin pozitif bulunduğu, Tablo 2 söz

konusu ilişkinin negatif bulunduğu çalışmaları özetlemektedir. Tablo 3 ise karma sonuçlu çalışmaları göstermektedir.

Tablo 1: *Bütçe Açığı ve Enflasyon Oranı Arasındaki İlişki: Pozitif*

Yazar	Dönem	Yöntem	Değişkenler	Ülke	İlişki
Akçay vd. (1996)	1948-1994 87:1-95:4	Johansen koentegrasyon testi	Bütçe açığı, parasal büyüme, enflasyon oranı	Türkiye	Pozitif
Hondroyiannis ve Papapetrou (1997)	1957-1993	Johansen koentegrasyon ve Granger nedensellik testi	Para arzı, enflasyon oranı ve bütçe açığı	Yunanistan	Pozitif
Metin (1998)	1950-1987	Johansen koentegrasyon testi	Bütçe açığı, enflasyon oranı, GSMH*, parasal taban	Türkiye	Pozitif
Pointkivsky vd. (2001)	1995-2000	EKK	Para arzı, döviz kuru, kamu bütçe açığı, enflasyon oranı	Ukrayna	Pozitif
Alavirad (2003)	81:1-97:1	Üç Aşamalı EKK	Genel fiyat düzeyi, kamu harcamaları, kamu geliri, para arzı, enflasyon oranı	İran	Pozitif
Kesbiç vd. (2004)	1989-2003	EKK	GSMH, enflasyon oranı, iç borç stoku, kamu harcamaları, para arzı, iç borç faizi	Türkiye	Pozitif
Solomon ve Wet (2004)	1967-2001	Johansen koentegrasyon testi	Bütçe açığı, döviz kuru, GSYİH**, enflasyon oranı	Tanzanya	Pozitif
Narayan vd. (2006)	1970-2004	Pesaran, Shin ve Smith sınır testi ve Granger nedensellik testi	Para arzı, enflasyon oranı ve bütçe açığı	Fiji	Pozitif

* Gayri Safi Milli Hasıla

** Gayri Safi Yurt İçi Hasıla

Tablo 2: Bütçe Açığı ve Enflasyon Oranı Arasındaki İlişki: Negatif

Yazar	Dönem	Yöntem	Değişkenler	Ülke	İlişki
Patinkin (1993)	1985	Tanımlayıcı istatistiksel analiz	Enflasyon oranı, para arzı, paranın dolanım hızı, bütçe açığı	İsrail	Negatif
Cardoso (1998)	1983-1996	EKK, Johansen koentegrasyon ve Granger nedensellik testi	Enflasyon oranı, vergi gelirleri, kamu harcamaları, senyoraj ve paranın dolanım hızı	Brezilya	Negatif
Egeli (1999)	1995	EKK	Enflasyon oranı, kamu harcamaları, dış borç, faiz oranı, KBDG [*] , bütçe açığı	23 gelişmekte olan ülke	Negatif

Tablo 3: Bütçe Açığı ve Enflasyon Oranı Arasındaki İlişki: Pozitif/Negatif

Viera (2000)	1950-1996	Pesaran, Shin ve Smith sınır testi	Enflasyon oranı, bütçe açığı	Belçika, Fransa, İtalya, Hollanda, İngiltere	Fransa'da negatif, İtalya ve Belçika'da pozitif
Akçay vd.(2002)	1970-2000	Johansen koentegrasyon	Konsolide bütçe açığı, enflasyon oranı, kamu kesimi borçlanma gereği	Türkiye	İlişki yok
Şen (2003)	1987-2000	Tanımlayıcı istatistiksel analiz	Vergi gelirleri, enflasyon oranı	Türkiye	Vergi kaybı 1994 ve 1999 yıllarında en yüksek
Catao ve Terrones (2003)	1960-2001	Panel regresyon	Enflasyon oranı, bütçe açığı, GSYİH ve para arzı	107 ülke	GOÜ ^{**} 'de güçlü pozitif ilişki GÜ ^{***} 'de ilişki yok

Yukarıdaki özet tablolardan da görüleceği üzere farklı ülke, dönem, ekonometrik yöntem ve değişkenlerin ele alındığı çalışmaların çoğunda enflasyon oranı ile bütçe açıkları arasındaki ilişki pozitif olarak tahmin edilmiştir.

* Kişi Başına Düşen Gelir

** Gelişmekte Olan Ülkeler

*** Gelişmiş Ülkeler

III. Veri Seti Ve Ekonometrik Yöntem

Türkiye ekonomisine ait 1975–2005 dönemi yıllık veri setinin kullanıldığı bu çalışmada bütçe açığı (BDEF=BDEF/GSMH^{*}) ve enflasyon oranı (ENF^{**}, Gayri Safi Milli Hasıla Deflatörü, 1987 alıcı fiyatlarıyla) TÜİK İstatistiksel Göstergeler (2005)'den derlenmiştir. Bütçe açığı serisi yıllık olarak mevcut olduğundan yıllık seriler analize dahil edilmiştir. Çözümlerde EViews ve Microfit paket programları kullanılmıştır.

Serilerin durağan oldukları seviyelerin tespitinde Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri birlikte kullanılmıştır. Dickey-Fuller (1979; 1981) yaklaşımında hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve homojen olmaları varsayımı söz konusudur. Phillips-Perron (1988) yaklaşımında ise Dickey-Fuller testinin bağımsızlık ve homojenlik varsayımları terk edilerek hata terimlerinin zayıf bağımlılık ve heterojenlik varsayımlarına sahip olduğu ileri sürülmüştür (Enders, 1995:239).

ADF testi için (1) ve (2) numaralı denklemler kullanılmıştır. (1) numaralı denklem sabitli, (2) numaralı denklem ise sabitli ve trendli ADF denklemlerini göstermektedir. ADF denklemlerinde olası otokorelasyonun önlenmesi amacıyla bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri denklemin sağ tarafına açıklayıcı değişken olarak ilave edilmektedir. ADF denklemlerinde bağımlı değişkenin gecikme uzunluklarının belirlenmesi için Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır.^{***}

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + v_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \gamma \text{trend} + v_t \quad (2)$$

(1) ve (2) numaralı denklemlerde y ; durağanlığı incelenen değişkeni, β , δ , ϕ ve γ ; katsayıları, v ; hata terimini ve p ise optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. δ katsayısının t istatistiği Mackinnon tablo kritik değeriyle karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilir. Eğer t istatistiğinin mutlak değeri Mackinnon tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyükse seri seviyesinde durağandır.

PP testinde bağımlı değişken gecikmeleri söz konusu değildir. Çünkü PP testinde Newey-West bağımlı değişken gecikmelerini tespit eden bir kriter değil, bir uyarılama tahmincisidir. PP testi için (3) ve (4) numaralı denklemler kullanılmıştır.

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \gamma \text{trend} + \mu_t \quad (4)$$

* GSMH serisi, DPT Temel Makro Ekonomik Göstergelerden derlenmiştir.

** Enflasyon serisi, $(\text{GSMHDEF}_t - \text{GSMHDEF}_{t-1}) / \text{GSMHDEF}_{t-1}$ şeklinde hesaplanmıştır.

*** $\text{AIC} = (\text{RSS}/n)e^{2k/n}$ RSS, hata kareleri toplamını ifade eder. En küçük AIC değerine karşılık gelen gecikme uzunluğu optimal gecikme uzunluğu olarak belirlenir.

(3) ve (4) numaralı denklemlerde y_t ; durağanlığı incelenen değişkeni, β , δ ve γ ; katsayıları, μ ise hata terimini ifade etmektedir. δ katsayısının t istatistiği Mackinnon tablo kritik değeriyle karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilir.

Serilerin entegre dereceleri tespit edildikten sonra seriler arasında uzun dönem ilişkinin sınanması için serilerin entegre dereceleri açısından bir şart koşmaksızın uzun dönem ilişkinin belirlenmesini sağlayan Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in sınır testi kullanılmıştır. Sınır testi, serilerin $I(1)$ veya $I(0)$ olup olmadıklarına bakılmaksızın seriler arasındaki uzun dönem ilişkiyi test etme açısından kolaylıkla kullanılmaktadır. Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından tablo kritik değerleri türetilirken incelenen değişkenlerin $I(0)$ - $I(1)$ aralığında durağan oldukları varsayılmaktadır. Ele alınan değişkenler arasında daha yüksek seviyede durağan olan bir değişkenin mevcut olması durumunda kritik değerlerin yeniden türetilmesi gerekmektedir. Bu noktada değişkenlerin durağan oldukları seviyelerin tespiti önem kazanmaktadır. Monte Carlo çalışmaları kısa örneklemelerin söz konusu olduğu çalışmalarda sınır testinin Engle-Granger (1987) ve Johansen-Juselius (1990) testlerinden daha doğru sonuç sergilediğini göstermektedir (Mah, 2000:240-Narayan ve Narayan 2004:102).

1975–2005 yıllık veri setini içeren bu çalışmada gözlem sayısının küçük olması dolayısıyla Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in sınır testi yaklaşımı kullanılarak seriler arasındaki koentegrasyon ilişkisi test edilmiştir. Sınır testi yaklaşımında seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının sınanması amacıyla (5), (6) ve (7) numaralı kısıtsız hata düzeltme modelleri tahmin edilmektedir.

$$\Delta BDEF_t = \beta_0 + \beta_1 BDEF_{t-1} + \beta_2 ENF_{t-1} + \beta_3 \text{trend} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta BDEF_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta ENF_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta BDEF_t = \beta_0 + \beta_1 BDEF_{t-1} + \beta_2 ENF_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta BDEF_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta ENF_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta BDEF_t = \beta_1 BDEF_{t-1} + \beta_2 ENF_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta BDEF_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta ENF_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

(5), (6) ve (7) numaralı denklemler farklı gecikme uzunlukları için tahmin edildikten sonra seriler arasında uzun dönem ilişkinin olmadığını savunan sıfır hipotezi t ve F istatistikleri yardımı ile test edilmektedir. Ancak buradaki t ve F istatistiklerinin asimptotik dağılımı standart t ve F dağılımlarına uymamaktadır.

Sabit ve trendi aynı anda içeren (5) numaralı denklemin sınanması için F_{IV} ve F_V istatistiği kullanılmaktadır. F_{IV} istatistiği (5) numaralı denklemdeki trend ve değişkenlerin seviye değerlerinin katsayılarının F testi ile bir bütün olarak sıfıra eşit olup olmadıklarını test etmektedir ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$). F_V istatistiği ise (5) numaralı denklemde sadece seviye değişkenlerinin

gecikmelerinin eşanlı olarak sifira eşit olup olmadığını test etmektedir ($H_0: \beta_1=\beta_2=0$). F istatistiğinin yanı sıra sınır testi yaklaşımında t istatistiği kullanılarak da seriler arasındaki uzun dönem ilişki tespit edilmektedir. t_v istatistiği (5) numaralı denklemdeki bağımlı değişken gecikmesinin sifira eşit olup olmadığını test etmektedir ($H_0: \beta_1=0$). Sabitli trendsiz model olan (6) numaralı modelde F_{III} istatistiği seviye değişkenlerinin gecikmeli değerlerinin bir bütün olarak sifira eşit olup olmadığını test etmektedir ($H_0: \beta_1=\beta_2=0$). t_{III} istatistiği ise (6) numaralı denklemde bağımlı değişken gecikmesi katsayısının sifira eşit olup olmadığını test etmektedir ($H_0: \beta_1=0$). (7) numaralı regresyon denklemi sabitsiz ve trendsiz bir denklemdir. Bu denklemde F_1 istatistiği seviye değişkenlerinin gecikmeli değerlerinin eşanlı olarak sifira eşitliğini sınamaktadır ($H_0: \beta_1=\beta_2=0$). t_1 istatistiği ise (7) numaralı regresyon denkleminde bağımlı değişken gecikmesinin anlamlı olup olmadığını sınamaktadır ($H_0: \beta_1=0$).

Hesaplanan test istatistiği Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından belirlenmiş alt kritik sınırın altında kalırsa seriler arasında koentegrasyon ilişkisi olmadığını ileri süren sifir hipotezi reddedilememektedir. Ancak hesaplanan F istatistiği, üst sınır değerini aşılıyorsa seriler arasında uzun dönem ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Hesaplanan F istatistiğinin alt ve üst kritik sınırlar arasında kalması durumunda ise uzun dönem ilişki hakkında herhangi bir karar verilememektedir. Sınır testine göre, alt sınır değerleri değişkenlerin I(0), üst sınır değerleri ise değişkenlerin I(1) olduğunu ifade etmektedir.

Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in sınır testinde ARDL (Autoregressive Distributed Lag) modeli kullanılmaktadır. ARDL modeli, serilerin durağanlık düzeyleri açısından bir şart koşmaksızın kısa ve uzun dönemli ilişkilerin analiz edilmesinde kullanılan bir yaklaşımdır. ARDL modeli iki aşamadan meydana gelmektedir. İlk olarak bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikme uzunlukları AIC (Akaike) veya SHC (Schwartz) bilgi kriteri yardımı ile tespit edilerek uygun ARDL(p,q) değerleri belirlenir. İkinci olarak ilk adımda seçilen ARDL modelinden yararlanılarak uzun dönem katsayıları ve standart hataları elde edilir (Pesaran ve Shin, 1997:3). ARDL(p,q) modeli (8) numaralı denklemde gösterilmiştir.

$$BDEF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i BDEF_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_i ENF_{t-i} + u_t \quad (8)$$

Sınır testi ile çeşitli sınamalar sonucunda seriler arasında uzun dönem ilişki tespit edildikten sonra ARDL(p,q) modeli yardımı ile uzun dönem katsayıları tahmin edilir. Uzun dönem katsayı, (9) numaralı denklemde gösterildiği gibi hesaplanır.

$$\text{Uzun dönem katsayı} = \frac{\alpha_0 + \alpha_1 + \dots + \alpha_q}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p} \quad (9)$$

Uzun dönem katsayıların tahmin edilmesinden sonra (10) numaralı denklemde ifade edilen hata düzeltme modeli kurularak kısa dönem katsayılar elde edilir.

$$\Delta BDEF_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta BDEF_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta ENF_{t-i} + \mu_t \quad (10)$$

(10) numaralı denklemde EC (error correction), hata düzeltme terimini ifade etmektedir.

IV. Bulgular

Çalışmada öncelikle serilerin durağan oldukları seviyelerin tespit edilmesi amacıyla ADF ve PP birim kök testleri kullanılmıştır. Tablo 4 ve Tablo 5 sırasıyla ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 4: ADF Birim Kök Testi

Seriler	Sabitli-Trendsiz	Sabitli-Trendli
BDEF	-1.803 (0)	-3.112 (3)
ENF	-1.837 (0)	-1.221 (2)
$\Delta BDEF$	-4.960 (0) ^a	-5.026 (0) ^a
ΔENF	-4.809 (1) ^a	-5.320 (1) ^a

Parantez içindeki rakamlar AIC'ye göre belirlenmiş olan gecikme uzunluğudur. a: %1'de anlamlıdır. Maksimum gecikme uzunluğu 5 olarak belirlenmiştir.

Tablo 1'den görüleceği üzere ADF testine göre serilerin tamamı trendli ve trendsiz modellerde seviyelerinde birim kök içermektedirler. Tablo 5'de sunulan PP testine göre serilerin tamamı seviyesinde değil, birinci farkında durağan serilerdir. Tablo 4 ve Tablo 5 karşılaştırıldığında gerek ADF ve gerekse PP birim kök testlerinin birbirlerini desteklediği, serilerin birinci farkında durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 5: PP Birim Kök Testi

Seriler	Sabitli-trendsiz	Sabitli-trendli
BDEF	-1.958	-1.998
ENF	-1.871	-1.422
$\Delta BDEF$	-5.028 ^a	-5.105 ^a
ΔENF	-4.341 ^a	-4.705 ^a

a: %1'de durağandır. Kritik değerler Mackinnon (1991)'a aittir. Uyarlama gecikmesi (truncation lag), $q = 4(N/100)^{2/9} = 3$ olarak hesaplanmıştır (Newey-West, 1987)

Sınır testinde alternatif modeller için gerekli olan optimal gecikme uzunlukları AIC ve SHC bilgi kriterleri yardımı ile tespit edilmiştir. Tablo 6, sınır testi için deterministik trendli ve trendsiz modellerin gecikme uzunlukları için hesaplanan AIC ve SHC istatistiklerini göstermektedir. Maksimum

gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiştir. 4 gecikme için AIC ve SHC istatistiklerinden en küçük olan ve otokorelasyon problemi taşımayan gecikme uzunluğu optimal gecikme uzunluğu olarak tespit edilmiştir.

Tablo 6: *Gecikme Uzunluklarının Seçimi*

p	Deterministik Trendli			Deterministik Trendsiz		
	AIC	SHC	LM(1)	AIC	SHC	LM(1)
1	4.917	5.199	1.069	4.848	5.084	0.912
2	4.907	5.288	1.626	4.861	5.195	1.424
3	4.840	5.320	0.419	4.791	5.223	0.515
4	4.986	5.567	2.909 ^a	4.936	5.468	1.710

p : Gecikme uzunluğunu,

LM(1): 1. derece otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini,

a: Otokorelasyonun %10 anlamlılık düzeyinde olduğunu göstermektedir.

Tablo 7: *Sınır Testinde F ve t İstatistikleri*

p	Deterministik Trendli			Deterministik Trendsiz	
	F _{IV}	F _V	t _V	F _{III}	t _{III}
1	2.013	2.371	-0.985	3.151	-1.980
2	2.584	3.596	-1.503	3.706	-2.051
3	4.175	5.192 ^b	-1.804	6.255 ^b	-2.024

F_{III}: Sabitli modeldeki gecikmeli seviye değişkenlerine ait katsayıların, bir bütün olarak sıfırdan farklı olup olmadığının test edilmesi sonucu elde edilen F istatistiğidir.

F_{IV}: Sabitli-trendli modeldeki gecikmeli seviye değişkenleri ile trend değişkenine ait katsayıların, bir bütün olarak sıfırdan farklı olup olmadığının test edilmesi sonucu elde edilen F istatistiğidir.

F_V: Sabitli-trendli modeldeki gecikmeli seviye değişkenlerine ait katsayıların, bir bütün olarak sıfırdan farklı olup olmadığının test edilmesi sonucu elde edilen F istatistiğidir.

t_{III}: Sabitli modelde, bağımlı değişkenin seviye değerine ilişkin katsayının t istatistiğidir.

t_V: Sabitli-trendli modelde, bağımlı değişkenin seviye değerine ilişkin katsayının t istatistiğidir.

b, c : %5 ve %10'da koentegrasyon vardır (Pesaran, Shin ve Smith, 2001).

Tablo 6'daki sonuçlara göre, AIC kriteri baz alındığında optimal gecikme uzunluğu 3 olarak tespit edilirken, trendsiz modele göre de optimal gecikme uzunluğu 3 olarak seçilmiştir. 4. gecikmede 1. dereceden otokorelasyon problemi söz konusu olduğundan dolayı LM testi göz önüne alınarak alternatif modeller 1., 2. ve 3. gecikmeler için tahmin edilmiştir.

Tablo 7'de görüldüğü gibi AIC kriterine göre optimal gecikme uzunluğu olarak tespit edilen 3. gecikmede seriler arasında trendli ve trendsiz modellerde % 5 anlamlılık düzeyinde koentegre ilişkisi söz konusudur. Ancak, çalışmada gecikme uzunlukları tespit edilirken trend ve sabit terimin modellerde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle bu deterministik regresörler denklemden dışlanarak F ve t istatistikleri bu doğrultuda elde edilmiştir. Sabitsiz-trendsiz modelin optimal gecikme

uzunlukları Tablo 8’de sunulmuştur. Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak tespit edildiğinde AIC kriterine göre optimal gecikme uzunluğunun 3, SHC kriterine göre 1 olarak seçildiği tablodan gözlenmektedir.

Tablo 8: Gecikme Uzunluklarının Seçimi (Sabitsiz-Trendsiz Model)

p	AIC	SHC	LM(1)
1	4.788	4.977	0.339
2	4.829	5.114	0.727
3	4.751	5.135	0.192
4	4.936	5.420	0.657

p: Gecikme uzunluğunu,

LM(1): 1. derece otokorelasyon için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini göstermektedir.

1., 2. ve 3. gecikmeler için tahmin edilen alternatif modellerin F ve t istatistikleri Tablo 9’da sunulmuştur. AIC’ye göre seçilen optimal gecikme uzunluğu 3 olduğunda bütçe açığı ile enflasyon arasında %5 anlamlılık düzeyinde uzun dönem ilişki olduğu, ayrıca %10 düzeyinde 1. ve 2. gecikme değerlerinde de koentegrasyonun olduğu görülmektedir.

Tablo 9: Sınır Testinin F ve t İstatistikleri (Sabitsiz-Trendsiz Model)

p	F ₁	t ₁
1	3.136	-2.427 ^c
2	3.384 ^c	-2.596 ^c
3	6.097 ^b	-3.486 ^b

F₁: Sabitsiz trendsiz modeldeki gecikmeli seviye değişkenlerine ilişkin katsayıların, bir bütün olarak sıfırdan farklı olup olmadıklarının test edilmesi sonucu elde edilen F istatistiğidir.

t₁: Sabitsiz-trendsiz modelde, bağımlı değişkenin seviye değerine ait katsayının t istatistiğidir.

b, c : %5 ve %10’da koentegrasyon vardır (Pesaran, Shin ve Smith, 2001).

Tablo 10: Sabitsiz Trendsiz ARDL(1,0) (Bağımlı Değişken: BDEF)

Değişkenler	Katsayılar	t-istatistiği
BDEF(-1)	0.811	8.546 ^a
ENF	-0.021	-1.829 ^b
R ² : 0.67 F (1,24): 49.33 ^a White: 0.673 [0.41] LM(1): 0.009 [0.92]		

Gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre bulunmuştur. Minimum AIC değeri -63.252’dir. a: %1, c: %10’da anlamlıdır. Köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Koentegrasyon ilişkisinin belirlenmesinden sonra AIC kriterine göre seçilen ARDL modelinin tahmin sonuçları Tablo 10’da, ARDL (1,0) modeli tahmin edildikten sonra elde edilen uzun dönem katsayılar ve t istatistikleri Tablo 11’de sunulmuştur. Uzun dönem denklemden elde edilen sonuçlar yorumlandığında enflasyondaki 1 puanlık artışın bütçe açıklarını 0.110 birim

azatlığı, enflasyon ile bütçe açıkları arasındaki negatif ilişkinin %5’de istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 12’de hata düzeltme katsayısının negatif ve 1’den küçük ve aynı zamanda istatistiksel olarak %5’de anlamlı olması enflasyondan bütçe açıklarına doğru kısa dönemde nedensellik ilişkisi olduğunu ifade etmektedir.

Gerek uzun dönem denklemden gerekse de hata düzeltme modelinden elde edilen sonuçlar Türkiye’de Patinkin etkisinin Tanzi etkisinden daha baskın olduğunu göstermektedir.

Tablo 11: Uzun Dönem Katsayılar (Bağımlı Değişken: BDEF)

Değişken	Katsayı	t-istatistiği
ENF	-0.110	-2.47 ^b

b: %5’de anlamlıdır.

Çalışmada koentegrasyon ve hata düzeltme modellerinin yanı sıra enflasyon ve bütçe açığı arasındaki nedensellik ilişkisinin tespit edilmesi amacıyla Granger ile Hasio nedensellik ve VAR analizleri yapılmıştır. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre bütçe açıklarının GSMH içindeki payı enflasyon oranının nedeni olmadığı gibi enflasyon da bütçe açıklarının nedeni değildir. Hasio nedensellik testine göre ise bütçe açıklarından enflasyona doğru nedensellik söz konusu iken enflasyondan bütçe açıklarına doğru herhangi bir nedensel ilişki yoktur.

Tablo 12: Hata Düzeltme Modeli (Bağımlı Değişken: ABDEF)

Değişkenler	Katsayılar	t-istatistiği
Δ ENF	-0.021	-1.829 ^c
ECM(-1)	-0.189	-1.994 ^b
R^2 : 0.15	F (1,24): 4.319 ^b	

Gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre bulunmuştur. b: %5 ve c ise %10’da anlamlıdır.

VAR analizinden elde edilen etki-tepki grafiklerinden anlamlı sonuçlar elde edilememiştir. Varyans ayrıştırma analizi sonuçlarına göre, enflasyon serisi bütçe açıkları varyansının sadece %0.13’ünü açıklayabilmektedir. Bütçe açıkları ise enflasyonun varyansının %8.4’ünü açıklayabilmektedir.

V. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye’de 1975–2005 döneminde bütçe açıkları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi Tanzi ve Patinkin etkileri çerçevesinde incelemek için Pesaran, Shin ve Smith (2001)’in sınır testi ile seriler arasındaki uzun dönem katsayılar elde edilmiş ve hata düzeltme modeli ile kısa dönem dinamikleri belirlenmiştir.

Pesaran, Shin ve Smith'in sınır testinde uzun dönemde aynı trendi takip eden enflasyon ve bütçe açıklarının birlikte hareket ettiği belirlenmiştir. Uzun dönem denkleminde elde edilen katsayı, enflasyondaki 1 puanlık artışın bütçe açıklarının GSMH içindeki payını 0.11 birim azalttığını göstermektedir. Türkiye'de söz konusu dönemler itibariyle enflasyon ile bütçe açıkları arasında uzun dönemde negatif bir ilişki vardır. Enflasyondaki artışla birlikte bütçe açıkları azaldığından uzun dönemde Türkiye'de Patinkin etkisi Tanzi etkisinden daha baskındır.

Türkiye, geçmiş tarihinde birçok kriz deneyimi yaşamış bir ülke olarak enflasyonist bir geçmişe sahiptir. Türkiye'de özellikle de bütçe dengesinin parasal finansman yöntemi ile sağlanması uzun dönemde fiyatlar genel seviyesinin sürekli olarak artmasına neden olmuştur. Dolayısıyla böyle bir enflasyonist ortamda enflasyondaki artışlar sadece vergi gelirlerinin reel değerini düşürmekle kalmamış, bunun yanı sıra harcamaların reel değerini de düşürmüştür. Dolayısıyla gelir ve gider arasındaki farkı yansıtan bütçe açığı artmamış tersine enflasyondaki artışlarla birlikte azalmıştır.

Kaynaklar

- Alavirad, A. (2003) "The Effect of Inflation on Government Revenue and Expenditure: The Case of the Islamic Republic of Iran", *OPEC Review*, 27(4), ss.331-341.
- Akçay, C., Alper, E. ve Özmucur, S. (1996) "Budget Deficit, Money Supply and Inflation: Evidence from Low and High Frequency Data for Turkey", *Bogaziçi University Institute of Social Sciences, Working Paper*, ss.96-120.
- Catao, L. ve Terrones, M. E. (2003) "Fiscal Deficits and Inflation", *IMF Working Paper*, 3(65), ss.1-32.
- Cardoso, E. (1998) "Virtual Deficits and the Patinkin Effect", *IMF Staff Papers*, 45(4), ss.619-646.
- Dickey, D. ve Fuller, W. (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, ss.427-431.
- Egeli, H. (1999) "Gelişmekte Olan Ülkelerde Bütçe Açıkları", *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 4, ss.1-14.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, 1st ed., John Wiley & Sons, Inc., US.
- Engle, R. ve Granger, C. W. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, ss.251-276.
- Fischer, S. ve Easterly, W. (1990) "The Economics of the Government Budget Constraint", *The World Bank Research Observer*, 5(2), ss.127-142.
- Furstenberg, G., Gren, J. ve Jeong J. (1986) "Tax and Spend, or Spend and Tax?", *The Review of Economics and Statistics*, 68(2), ss.179-188.

- Hondroyannis, G. ve Papapetrou, E. (1997) "Are Budget Deficits Inflationary? A Cointegration Approach", *Applied Economics Letters*, 4(8), ss.493-496.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, ss.231-254.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), ss.169-210.
- Kesbiç, Y., Baldemir, E. ve Bakımlı, E. (2004) "Bütçe Açıkları ile Parasal Büyüme ve Enflasyon Arasındaki İlişki: Türkiye için bir Model Denemesi", *Celal Bayar Üniversitesi İİBF Dergisi*, 11(2), ss.27-40.
- Mah, J. S. (2000) "An Empirical Examination of the Disaggregated Import Demand of Korea-The Case of Information Technology Products", *Journal of Asian Economic*, 11, ss.237-244.
- Metin, K. (1998) "The Relationship between Inflation and the Budget Deficit in Turkey", *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(4), ss.412-422.
- Narayan, S. ve Narayan, P. K. (2004) "Determinants of Demand for Fiji's Exports: An Empirical Investigation", *The Developing Economies*, 42(1), ss.95-112.
- Narayan, P. K., Narayan, S. ve Prasad, A. D. (2006) "Modeling the Relationship between Budget Deficits, Money Supply and Inflation in Fiji", *Pacific Economic Bulletin*, 21(2), ss.103-116.
- Patinkin, D. (1993) "Israel's Stabilization Program of 1985, or Some Simple Truths of Monetary Theory", *Journal of Economic Perspectives*, 7(2), ss.103-128.
- Pesaran, H. ve Shin, Y. (1999) "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", in Strom, S. (Eds), *Paper Presented at Econometrics and Economics Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, ss.289-326.
- Phillips, P. ve Peron, P. (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions", *Biometrika*, 75(2), ss.335-346.
- Piontkivsky, R., Bakun, M., Kryshko, M. ve Sytnyk, T. (2001) "The Impact of the Budget Deficit on Inflation in Ukraine", *International Centre for Policy Studies*, ss.1-25.
- Solomon, M. ve Wet, A. (2004) "The Effect of a Budget Deficit on Inflation: The Case of Tanzania", *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 7(1), ss.100-116.

- Şen, H. (2003) “Olivera-Tanzi Etkisi: Türkiye Üzerine Ampirik bir Çalışma”, Maliye Dergisi, 143, ss.30-57.
- Tanzi, V. (1978) “Inflation, Real Tax Revenue, and the Case for Inflationary Finance: Theory with an Application to Argentina”, IMF Staff Papers, 25, ss.417-451.
- Tanzi, V. (2000) “Taxation in Latin America in the Last Decade”, Center for Research on Economic Development and Policy Reform, Working Paper, 76, ss.1-38.
- Vieira, C. (2000) “Are Fiscal Deficits Inflationary? Evidence for the EU”, Economic Research Paper, 7, ss.1-16.