



Türkiye’de Kamu Gelirleri ve Harcamaları Arasındaki İlişki Üzerine Ekonometrik Bir Analiz

A. Tarkan ÇAVUŞOĞLU*

Özet: Türkiye’de kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkinin bütçe dengesi dinamikleri üzerindeki rolüne odaklanan bu çalışma, ilgili literatürde *harcama-vergi* ve *vergi-harcama* hipotezleri olarak bilinen kuramların geçerliliğini sınamayı amaçlamaktadır. Çalışmada yer verilen istatistiksel sınamalar 1987:1-2003:4 dönemini kapsayan zaman serileri ile alternatif ekonometrik tahmin yöntemleri kullanılarak gerçekleştirilmektedir. Sınamalar sonucunda elde edilen bulgular, Türkiye’de kamu kesiminin gelir-gider dengesinde meydana gelen sapmalara kamu gelirlerinde kaydedilen değişimlerle uyum sağlandığı yönündedir. Bir başka deyişle, bu çalışmanın ampirik bulguları Türkiye’de *harcama-vergi* hipotezinin geçerliliğini destekler bir nitelik göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: harcama-vergi hipotezi, kamu gelirleri, kamu harcamaları

An Econometric Analysis On The Relationship Between Government Revenues And Expenditures In Turkey

Abstract: This study, which focuses on the role of the government revenue-expenditure nexus on the dynamics of the budget balance in Turkey, aims at testing the validity of the theorems known as *spend-and-tax* and *tax-and-spend* hypotheses in the relevant literature. Statistical tests used in the study are carried out by alternative econometric estimation methods with time series covering the 1987:1-2003:4 periods. Findings based on the tests indicate that it is the public revenues which adjust to deviations from the revenue-expenditure balance of the public sector in Turkey. In other words, empirical findings of this study indicate evidence supporting the validity of the *spend-and-tax* hypothesis in Turkey.

Keywords: spend-and-tax hypothesis, public revenues, public expenditures

GİRİŞ

1970’lerde yüksek bütçe açıklarının dünya ekonomilerinde önemli bir sorun olarak ortaya çıkması ile birlikte, kamu kesimi bütçe dengesinin sağlanmasına yönelik politikaların daha fazla vergi hasılatı elde etmeyi mi yoksa kamu harcamalarında kısıntıya gitmeyi mi amaçlaması gerektiğine ilişkin çalışmaların ilgili literatürdeki sayısının arttığı görülmektedir. Bu çalışmalar kapsamında, Friedman (1978) bütçe dengesinin vergi hasılatı artışı yoluyla sağlanacağı yönündeki görüşleri eleştirmiş; yüksek vergilerin sadece daha fazla kamu harcamasına neden olacağını ve bütçe açıklarının kamuoyunun razı olabileceği en yüksek düzeyde kalacağını öne sürmüştür. Anderson ve diğerlerine (1986: 631) göre; her ne kadar bu konuda Friedman,

* Yrd. Doç. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Maliye Bölümü

James Buchanan önderliğindeki *Kamu Tercihi (Public Choice)* ekolü ile benzer düşüncelere sahip olsa da, Buchanan ve Wagner (1977) Friedman'dan farklı olarak, borçlanma ve emisyon gibi dolaysız vergiler dışındaki finansman yöntemlerinin harcamaları artırıcı etkisini ortaya koymaktadır. Buchanan ve Wagner'e göre, bütçe açığının dolaylı finansmanı, kamu mal ve hizmetlerinin algılanan fiyatını düşürerek, bir başka deyişle *mali yanılsama (fiscal illusion)* yaratarak, vergi mükelleflerinin kamu mal ve hizmetlerine olan talebinin artmasına; dolayısıyla da kamu harcamalarının yükselmesine neden olmaktadır. Sonuç olarak, Friedman (1978) ve Buchanan ve Wagner (1977) tarafından dile getirilen, bütçe açığı finansmanı için kaydedilen gelir artışının beraberinde harcama artışı getirdiği görüşü, ilgili literatürde *vergi-harcama (tax-and-spend)* hipotezi olarak adlandırılmaktadır.

Vergi-harcama hipotezinin tersine, harcama dinamiklerinin bütçe dengesi üzerinde daha etkili olduğunu savunan görüşler ise, Barro (1974) tarafından ortaya atılan 'kamu borç senetlerinin özel kesimin net serveti olarak algılanamayacağı' savını temel almaktadır. Kamu borçlarının gelecek nesiller tarafından ödenecek vergilerle tümüyle kapitalize edildiğini varsayan *Ricardo Denkliği (Ricardian Equivalence)* yaklaşımını benimseyen Barro, net servet etkisinin, ancak kamu borç senetlerinin değerinin gelecekte ödenecek olan vergilerle kapitalize edilemediği bir durumda ortaya çıkacağını öne sürmektedir. Sonuç olarak Barro, kuşaklararası aktarımın işlediği bir sistemde, vergilerin ve borçların göreceli miktarlarındaki bir değişimin toplam talep üzerinde, faiz oranlarında ve sermayenin oluşumunda bir *net servet etkisi* yaratması için geçerli herhangi bir kuramsal nedenin olmadığını; dolayısıyla da Buchanan ve Wagner (1977) tarafından öne sürülen mali yanılsamanın söz konusu olamayacağını ortaya koymaktadır. Bu bağlamda kamu harcamalarının gelecekte yüksek vergiler anlamına geldiğini dolaylı olarak vurgulayan Barro yaklaşımı ile; siyasi ve ekonomik krizler nedeniyle kamu harcamalarında meydana gelen geçici artışların kamu gelirlerinde kalıcı artışlara neden olduğunu vurgulayan Peacock ve Wiseman (1979) yaklaşımı, literatürde *harcama-vergi (spend-and-tax)* hipotezi olarak adlandırılan kuramın temellerini oluşturmaktadır.

Vergi-harcama ve *harcama-vergi* hipotezlerinin yanında, kamu harcamaları ile kamu gelirleri arasındaki ilişkinin tanımlandığı bir başka hipotez ise *mali eş zamanlılık (fiscal synchronization)* hipotezidir. Musgrave (1966) ve Meltzer ve Richard'a (1981) atfedilen bu yaklaşımda, kamu gelir ve harcamaları arasındaki optimal dengenin kamu hizmetlerinden sağlanan marjinal faydalar ile bu hizmetlerin doğurduğu marjinal maliyetlerin karşılaştırılması sonucu eş zamanlı olarak oluştuğu öne sürülmektedir. Öte yandan, Baghestani ve McKnown (1994: 321), bahsedilen üç hipotezden de farklı olarak; kamu kesiminin tahsis ve vergileme işlevlerinin kurumsal

olarak tamamen ayrı işlevler olması nedeniyle, kamu harcamaları ve gelirleri arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olamayacağını öne sürmektedir. Baghestani ve McKnown (1994), kamu harcama ve gelirlerinin bütçe dengesine uyumlarının, bu iki değişkenin Gayri Safi Milli Hasıla ile olan uzun dönem ilişkileri çerçevesinde ortaya çıktığını ifade etmektedir.

Kuramsal açıdan dört ayrı hipotez olarak ortaya koyulabilen kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkinin ilgili literatürde çok sayıda ampirik çalışmayla ele alındığı görülmektedir. Çeşitli ülke ve zaman aralıkları için gerçekleştirilen bu çalışmaların sonuçları, gerek kullanılan analiz tekniklerinin gerekse analizlerde kullanılan veri kapsamının ve türünün farklı olmasından dolayı büyük bir çeşitlilik arz etmektedir. Bu çalışmaların daha önce Payne (1997: 328) tarafından ve güncel olarak da Narayan ve Narayan (2006) tarafından özelliklerine göre sınıflandırılıp kısaca değerlendirilmiş olmaları nedeniyle, burada bir kez daha benzer şekilde ele alınmalarının uygun olmadığı düşünülmektedir. Bunun yerine, yapılan bu çalışmanın benzeri olması nedeniyle Türkiye üzerine yapılan diğer çalışmalara kısaca değinilmesinin daha uygun olduğu düşünülmektedir. Bu çerçevede Tablo 1’de sıralanan Türkiye üzerine yapılmış olan çalışmalar arasında yıllık veri kullanılarak yapılan, Darrat’ın (1998) çalışması dışındaki tüm çalışmalarda, Türkiye’de kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkide *harcama-vergi* hipotezi lehinde ampirik bulguların elde edildiği görülmektedir. Öte yandan, yıllık verilerden daha az sıklığa sahip verilerle yapılmış tek çalışma olan Günaydın (2004b) tarafından yapılan çalışmada ise, üçer aylık sıklıktaki veriler kullanılarak, daha önceki bulguların tersine, *vergi-harcama* hipotezini destekleyen bir sonuca ulaşılmaktadır. Türkiye üzerine yapılan bu çalışmaların birbirleriyle çelişen bulgular ortaya koymasının nedeni ekonometrik analizlerdeki bir takım eskiklikler olabilir. Örneğin, özellikle yıllık verilerin ve dolayısıyla uzun bir zaman aralığının söz konusu olduğu çalışmalarda, zaman içinde var olan politika değişiklikleri nedeniyle tahmin edilen modellerde *parametre sabitliği*

Tablo 1. Türkiye üzerine yapılan çalışmalar

	<i>kullanılan değişkenler</i>	<i>zaman aralığı</i>	<i>bulgu</i>
Darrat (1998)	gelir, harcama, GSMH, faiz oranı	1967-1994 (yıllık)	vergi-harcama
Pınar (1998)	gelir, harcama	1924-1997 (yıllık)	harcama-vergi
Akçoraoğlu (1999)	gelir, harcama	1955-1995 (yıllık)	harcama-vergi
Günaydın (2000)	gelir, harcama	1950-1999 (yıllık)	harcama-vergi
Günaydın (2004a)	gelir, harcama, GSMH	1964-2001 (yıllık)	harcama-vergi
Günaydın (2004b)	gelir, harcama, GSMH, faiz oranı	1983-2003 (üçer aylık)	vergi-harcama

(*parameter constancy*) ön koşulunun sağlanmıyor olması ve bunun herhangi bir istatistiksel sınama ile ortaya koyulmaması bu eksikliklerden bir tanesi olarak kabul edilebilir. Öte yandan, tahmin edilen ekonometrik modellerin, kullanılan değişkenlerin *durağanlık* özelliklerine ve belirlenen *gecikme* uzunluklarına duyarlı olması ve bu duyarlılıkların ekonometrik tahminlerde göz ardı edilmesi, çalışmalarda ulaşılan farklı sonuçların bir başka nedeni olarak sıralanabilir.

Bu çalışmanın amacı; Türkiye'deki kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkiyi konu eden ekonometrik çalışmaların ihmal edilmiş yönlerini göz önünde bulundurarak , bütçe dengesi dinamiklerinin anlaşılması açısından önemli olan *harcama-vergi* ve *vergi-harcama* hipotezlerinin hangisinin Türkiye ekonomisi için geçerli olduğunu yeniden ortaya koymaktır. 1987-2003 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılarak yapılan bu çalışmayı, Tablo 1'de sunulan benzer çalışmalardan ayıran en temel özellik; bu çalışmada yukarıda bahsedilen tahmin yöntemlerine ilişkin eksiklikleri göz önünde bulunduran yöntem ve yaklaşımlara yer verilmesidir. Nitekim, çalışmada elde edilen ampirik bulgular, kullanılan veri ve zaman aralığı bakımından bu çalışmanın bir benzeri olan Günaydın (2004b) tarafından yapılan çalışmanın ampirik bulgularının tam tersi yönünde sonuçlara işaret etmektedir. Bir başka deyişle, Türkiye'de dışa açılmanın dönüm noktası olarak kabul edilen 1980'lerin ortasından itibaren, kamu gelirleri ve harcamaları arasında *harcama-vergi* hipotezini destekleyen bir ilişkiye rastlanmaktadır. Bu sonuç, söz konusu dönemde hükümetlerin, artan harcamalar nedeniyle bozulan bütçe dengesini iyileştirmek için daha fazla kamu geliri elde etme yoluna başvurduklarını göstermektedir.

Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde; kullanılan verilerin ve ekonometrik yöntemlerin kısa bir açıklaması, elde edilen tahmin sonuçları ve bulguların sonuç niteliğindeki bir değerlendirmesi yer almaktadır.

VERİLER VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu çalışmada, kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkinin ekonometrik olarak incelenmesinde kullanılan zaman serileri, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi EVDS'den elde edilmiştir. Tahminler 1987-2003 yıllarını kapsayan üçer aylık verilerle gerçekleştirilmiştir.¹ Konsolide bütçenin *gelirler* ve *harcamalar* kalemleri

¹ Zaman aralığının 2003 yılı ile sınırlandırılmış olmasının nedeni, 2004 yılından itibaren, söz konusu zaman serilerinin yeni bir yaklaşımla hesaplanmış olmasıdır. Bu çalışmada kullanılan veriler, EVDS'de "Arşiv" başlığı altında yer alan "Güncellenmeyen Genel İstatistikler" kısmında bulunmaktadır.

gayri safi milli hasıla zımnî deflatörü ile deflate edilerek kamu kesimi reel gelirleri (T) ve harcamaları (S) elde edilmiştir. Kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkinin tahmininde sabit fiyatlarla gayri safi milli hasıla (Y) ve üç ay vadeli ağırlıklandırılmış mevduat faiz oranı (R) da kontrol değişkenleri olarak kullanılmışlardır. Ancak, bu değişkenlerin analizlere dahil edilip edilmeyeceğine, literatürde yer alan çalışmalarda yapıldığı gibi bir ön kabul kullanılarak değil, bir sınama istatistiği kullanmak suretiyle istatistiksel olarak karar verilmiştir. Çalışmada, kamu gelirleri ve kamu harcamaları arasındaki ilişkinin ortaya koyulmasında kullanılan ekonometrik yaklaşımın her bir aşaması, izleyen bölümlerde sıra ile kısaca anlatılmaktadır.

Mevsimsel Düzeltme

Ekonometrik tahminlerin ilk adımı olarak; $\{T, S, Y, R\}$ değişken kümesinde yer alan zaman serileri, X-12-ARIMA yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmaktadır. Bu arındırma işleminin gerekli olup olmadığı, bir başka deyişle, “mevsimsellik yoktur” boş hipotezi, bir “varyans oranı” istatistiği ile sınanmaktadır:

$$F = \frac{S_A^2 / (k - 1)}{S_R^2 / (n - k)}$$

Toplam n gözlemden oluşan bir X zaman serisinin içinde, bir yıl boyunca k kez gözlemlenen ve mevsimselliğe neden olan her bir i 'nci gözlemden ($i \in \{1, 2, \dots, k\}$ ve $k=4$ üçer aylık veriler için veya $k=12$ aylık veriler için) toplam n_i adet olduğu göz önünde bulundurulduğunda, S_A^2 ve S_R^2 ile gösterilen kareler

$$\text{toplamı } S_A^2 = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2 \quad \text{ve} \quad S_R^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_j} n_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_i)^2 \quad \text{şeklinde}$$

tanımlanmaktadır. $S_A^2 / (k - 1)$ ile ifade edilen varyansın $S_R^2 / (n - k)$ ile ifade edilen varyansa göre daha büyük olması, varyansın mevsimsel etkilerden kaynaklanan kısmının büyük olduğu ve mevsimselliğin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu durumda, serinin X-12-ARIMA yöntemi ile mevsimsel düzeltmesinin gerçekleştirilmesi gerekmektedir.

Birim Kök Sınamaları

Kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkinin incelenmesinde kullanılan zaman serilerinin durağan (stationary) olup olmadıklarına ilişkin yapılan istatistiksel sınamalar, *Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) (Augmented Dickey-Fuller – ADF)* ve Kwiatkowski ve diğerleri (1992) tarafından geliştirilen *KPSS* sınamaları ile gerçekleştirilmektedir. *ADF* ve *KPSS*

istatistiklerinin en temel farkı, bu istatistiklerle yapılan sınamalarda boş hipotez olarak ilkinde I(1) olarak ifade edilen ‘birim kök’ hipotezinin ikincisinde ise I(0) ile ifade edilen ‘durağanlık’ hipotezinin kullanılmasıdır. Bu açıdan bakıldığında, zaman serilerinin *bütünleşme (integration)* derecelerinin saptanmasında *ADF* sınamasının yanında *KPSS* sınamasının kullanılması, *ADF* sınamasından elde edilen bulguların *KPSS* sınaması ile doğrulanıp doğrulanmadığının ortaya koyulmasına olanak tanımaktadır.

VAR Gecikme Uzunluğu Seçimi

Eşbütünleşme (*cointegration*) tahminlerinin temelini oluşturan,

$$z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + u_t \quad (1)$$

şeklinde ifade edilen *vektör otoregresyon (Vector Autoregression - VAR)* modelinde, z_t , n adet içsel değişkenden oluşan $n \times 1$ değişken vektörüne karşılık gelirken, A ’ların her biri $n \times n$ büyüklüğündeki parametre matrislerini ifade etmektedir. Bu çalışmada, eşbütünleşme tahminlerinin dayandığı VAR modelinin gecikme uzunluğunun (p ’nin) seçiminde dört farklı istatistik kullanılmaktadır. Bunlardan birincisi, ‘genelden özele’ (general-to-specific) yaklaşımı ile gecikmeli değişkenlere ait regresyon katsayıları üzerine koyulan kısıtların sınanmasında kullanılan F-istatistiği iken; diğer üçü, literatürde sıklıkla kullanılan *Akaike Bilgi Ölçütü (Akaike Information Criterion – AIC)*, *Schwarz Bilgi Ölçütü (Schwarz Information Criterion – SC)* ve *Hannan-Quinn Bilgi Ölçütü (Hannan-Quinn Information Criterion – HQ)* gibi istatistiklerdir.

Eşbütünleşme Sınamaları

Bu çalışmada, kamu gelirleri ve harcamaları arasında herhangi bir uzun dönem ilişkisinin olup olmadığına ilişkin yapılan tahmin ve sınamalar için iki tür eşbütünleşme (*cointegration*) yaklaşımı kullanılmaktadır. Bunlardan ilki, Johansen (1988) tarafından literatüre kazandırılan *en yüksek olabilirlik (maximum likelihood)* yaklaşımı; ikincisi ise, Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen *sınır sınaması (bounds testing)* yaklaşımıdır. Bu iki yaklaşımı birbirinden ayıran temel fark; Johansen yaklaşımı ile yapılan eşbütünleşme tahminlerinde kullanılan değişkenlerin tümünün birinci dereceden durağan olma zorunluluğunun Pesaran yaklaşımında söz konusu olmamasıdır. Bu nedenle, Pesaran yaklaşımı, kullanılan değişkenlerin *trend durağan (trend stationary)* ya da *fark durağan (difference stationary)* olup olmadıklarına ilişkin kesin bir yargının olmadığı durumlarda da kullanılabilir.

Johansen (1988) yaklaşımı çerçevesinde yapılan eşbütünleşme sınamaları, ‘iz’ (*trace*) ve ‘max’ istatistikleri ile gerçekleştirilmektedir:

$$\begin{aligned}\lambda_{trace}(r) &= -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \\ \lambda_{max}(r, r+1) &= -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})\end{aligned} \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1 \quad (2)$$

İlk sınama istatistiğinde, tahmin edilen her öz değer için $H_0: \lambda_i = 0$ boş hipotezi sınanmakta ve bu hipotezin reddedilmesine neden olan λ_{trace} istatistiklerinin sayısı (r), eşbütünleşme değişken uzayındaki eşbütünleşen vektör sayısını göstermektedir. İkinci sınama istatistiğinde ise, r sayıda eşbütünleşme vektörü olduğunu varsayan boş hipoteze karşılık $r+1$ sayıda vektör olduğunu varsayan alternatif hipotez, hesaplanan λ_{max} değerleri kullanılarak her özdeğer için ayrı ayrı sınanmaktadır.

Johansen eşbütünleşme yaklaşımı, kullanılan iktisadi değişkenlerin eşbütünleşme vektörleri içindeki özelliklerine ilişkin üç önemli sınamanın yapılmasına da olanak tanımaktadır. Birincisi, eşbütünleşme uzayına dahil edilen değişkenlerin, bu uzaya katkılarının istatistiksel anlamlılığa sahip olup olmadıklarını gösteren *dışlanabilirlik* (*long-run exclusion*) sınamasıdır. İkincisi, eşbütünleşme uzayındaki değişkenlerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesine ilişkin *durağanlık* (*stationarity*) sınamasıdır. Üçüncüsü ise, eşbütünleşme uzayında yer alan her bir değişkenin, eşbütünleşme vektörü ile tanımlanan uzun dönem denge ilişkisinde meydana gelen kısa dönemli sapmalara uyum gösterip göstermediğini ortaya koyan *zayıf dışsallık* (*weak-exogeneity*) sınamasıdır. Tüm bu sınamalar χ^2 dağılımlı *olabilirlik oranı* (*likelihood ratio*) istatistikleridir.

Pesaran Yaklaşımı ise, bir VAR modelinden türetilmiş olan *denge düzeltme modeli* (*Equilibrium Correction Model - ECM*) adı verilen,

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{2i} \Delta x_{t-i} + \phi \Delta x_t + u_t \quad (3)$$

şeklindeki kısıtsız bir koşullu modelde, bazı regresyon katsayılarının anlamlılıklarının sınanmasına dayanmaktadır. Bu eşbütünleşme sınamasında değişkenlerin I(0) ya da I(1) olmalarının herhangi bir öneme sahip olmadığı unutulmamalıdır. (3) no’lu denklemde y değişkeninin açıklayıcı değişkeni olan x , *uzun dönem belirleyici değişken* (*long-run forcing variable*) olarak adlandırılırken, t ile gösterilen değişken modelin deterministik trendidir. Pesaran ve diğerleri (2001), y ve x değişkenleri arasında herhangi bir uzun dönem ilişkisinin olup olmadığını, bir başka deyişle, x ’in belirleyici bir değişken olarak kabul edilip edilemeyeceğini, (3) no’lu denklemde $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ ve $H_0: \beta_1 = 0$ boş hipotezlerinin sınanması yoluyla gerçekleştirmektedirler. Yapılan F- ve t-sınamaları sonucunda, bu hipotezlerden herhangi birinin reddedilmesi söz konusu değişkenler arasında bir eşbütünleşme olduğunu göstermektedir. Ancak, kullanılan F- ve t-

istatistiklerinin asimptotik dağılımlarının standart olmaması nedeniyle, Pesaran ve diğerleri (2001), sınamanın yapılabilmesi için alt ve üst sınırlardan oluşan kritik değerler oluşturmaktadırlar. Buna göre, hesaplanan F- ve t-istatistiklerinin değerlerinin kritik alt sınırdan küçük olmaları durumunda, ‘eşbütünleşme yoktur’ boş hipotezi reddedilemezken; bu istatistiklerin kritik üst sınırdan büyük olmaları durumunda x ve y değişkenleri arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğu ileri sürülmektedir.

Parametre Kararlılığının Sınaması

Eşbütünleşme tahminleri sonucunda ortaya çıkan ekonometrik ilişkinin iktisadi yorumunun kabul edilebilir olması için eşbütünleşme vektörü parametrelerinin zaman içinde kararlı bir seyir izlemesi gerekmektedir. Bu çerçevede, kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkinin ortaya çıkarılmasında, Phillips ve Hansen (1990) yaklaşımı ile tahmin edilen eşbütünleşme regresyon denkleminin parametrelerinin sabit olup olmadığı Hansen (1992) tarafından geliştirilmiş olan *parametre kararsızlığı* (*parameter instability*) sınaması ile gerçekleştirilmektedir. Boş hipotezi “parametre kararlılığı” olan bu sınama *SupF*, *MeanF* ve *L_C* olarak adlandırılan üç farklı sınama istatistiği ile gerçekleştirilmektedir. Hesaplanan *SupF*, *MeanF* ve *L_C* istatistiklerinin olasılık değerlerinin % 20 istatistiksel anlamlılık düzeyinin üstünde olması, boş hipotezin reddedilemediği ve tahmin edilen eşbütünleşme ilişkisinde parametre kararlılığının geçerli olduğu anlamına gelmektedir. Hansen (1992: 329), bu sınamalara ait F-istatistiklerinin birbirini izleyen dönemler için ardışık olarak

Tablo 2. Mevsimsellik ve Birim Kök/Durağanlık Sınamaları

	X-12	ADF		KPSS	
	Mevsim.	Birim Kök		Durağanlık	
	F(3,64)	sabit	sabit & trend	sabit	sabit & trend
T	1085.8**	-0.203 (1)	-4.241**(0)	1.053**(6)	0.095 (5)
S	503.9**	-0.335 (1)	-3.966**(0)	1.043**(6)	0.089 (5)
Y	1128.1**	-1.305 (0)	-2.487 (0)	1.029**(6)	0.169**(6)
R	3.3*	-2.103 (0)	-1.722 (0)	0.334 (5)	0.281**(5)
ΔT		-11.39**(0)	-11.32**(0)	0.097 (12)	0.073 (12)
ΔS		-10.66**(0)	-10.58**(0)	0.035 (0)	0.028 (0)
ΔY		-5.769**(3)	-5.768**(3)	0.074 (1)	0.038 (1)
ΔR		-7.455**(0)	-7.704**(0)	0.462 (5)	0.102 (10)

* ve ** sırasıyla % 5 and % 1 anlamlılık düzeylerini gösterirken, ADF ve KPSS birim kök sınamalarının boş hipotezleri sırasıyla ‘birim kök’ ve ‘durağanlık’ olarak tanımlıdır.

hesaplanıp zaman içindeki seyirlerinin görsel olarak incelenmesinin parametrelerdeki olası yapısal değişimi gözlemleyebilmek açısından yararlı

olduğunu belirtmektedir. Bu çerçevede, ardışık olarak hesaplanan F-istatistiklerinin zaman içindeki değişimini yansıtan bir grafikte, F-istatistiği değerlerinin % 5 kritik anlamlılık düzeyini aşması durumunda parametre kararlılığını bozan yapısal değişimin ya da değişimlerin ne zaman ve hangi düzeyde gerçekleştiğini görmek olanaklı olmaktadır.

EKONOMETRİK TAHMİNLER

Kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkinin ortaya çıkarılması amacıyla kullanılan $\{T, S, Y, R\}$ değişken kümesinde yer alan zaman serileri mevsimsellikten arındırılarak kullanılmıştır. Söz konusu serilerde görülen mevsimsel etkilerin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı, X-12-ARIMA mevsimsel düzeltme yaklaşımı kullanılarak elde edilen F-istatistikleri ile Tablo 2’in ilk sütununda ortaya koyulmaktadır. Bu çerçevede, özellikle T, S ve Y serilerinde yüksek oranda mevsimsel etkilerin söz konusu olduğu görülmektedir. Tüm serilerin mevsimsel düzeltme sonrası elde edilen bütünleşme (integration) özellikleri Tablo 2’de ADF birim kök ve KPSS durağanlık sınav sonuçları ile verilmiştir. Trend dahil edilmeden yapılan ADF ve KPSS sınamalarının her ikisi de, R dışındaki tüm değişkenlerin durağan olmadıklarını ortaya koyarken, R değişkeni KPSS sınavı sonucu durağan bulunmuştur. Öte yandan, trend dahil edilerek yapılan sınamalarda T ve S değişkenleri durağan bulunurken, Y ve R değişkenlerinin durağan olmadığı sonucu ortaya çıkmaktadır. Serilerin bütünleşme özelliklerinde

Tablo 3. VAR Modeli Gecikme Uzunluğu (p) Seçimi – $X=\{T, S, Y, R\}$

	Bilgi Ölçütleri				Kalıntı Sınamaları		
	F-ist.	AIC	SC	HQ	F_{AR1}	F_{AR4}	χ^2_{NORM}
$p=5$		-9.10	-6.25	-7.98	1.42	1.43	32.1**
$p=4$	1.42	-9.08	-6.77	-8.17	1.29	1.43	39.7**
$p=3$	1.11	-9.31	-7.54	-8.62	0.81	1.47	45.1**
$p=2$	1.11	-9.48	-8.25	-8.99	0.68	1.28	59.0**
$p=1$	1.55*	-9.19	-8.51	-8.93	2.79**	1.49*	59.9**
$p=0$	14.9**	-3.13	-2.99	-3.08			

* ve ** sırasıyla % 5 and % 1 anlamlılık düzeylerini gösterirken, koyu renkli sayılar en küçük Bilgi Ölçütü değerini ifade etmektedir.

ortaya çıkan bu belirsizliğin, daha sonra Johansen eşbütünleşme analizinin bir parçası olan Johansen durağanlık sınamalarıyla tekrar ele alınacak olması nedeniyle ve de Pesaran yaklaşımı ile gerçekleştirilen eşbütünleşme tahminlerinde herhangi bir sorun yaratmasının söz konusu olmaması nedeniyle yapılacak olan eşbütünleşme analizleri için herhangi bir olumsuzluk teşkil etmediği düşünülmektedir.

Tablo 3’de sunulan tahminler, eşbütünleşme analizinin dayandırılacağı VAR(p) modelinin gecikme uzunluğunun belirlenmesi amacıyla elde edilmiştir. Tablo 3’de yer alan ve daha sonra yapılan tüm tahminlerde geçerli olan örneklem aralığı 1988:2-2003:4 dönemini kapsamaktadır.² Ayrıca, tüm tahminler, modellere *kısıtlanmamış* bir sabit terim koyularak elde edilmiştir.³ Bu sonuçlara göre, hem gecikme uzunluğunun $p=5$ ’ten $p=0$ ’a kadar indirilmesini sınavan F-istatistikleri hem de AIC ve HQ ölçütleri, VAR modeli için uygun gecikme uzunluğunun $p=2$ olduğunu işaret etmektedir. Nitekim, 1. ve 4. derecelerden içsel bağımlılık sorununa yönelik sınamalar da, VAR(2) modelinin uygunluğunu destekler niteliktedir. Bu çerçevede, her ne kadar SC ölçütü ve % 1 anlamlılık düzeyinde yapılan

Tablo 4. Eşbütünleşme Analizi - Johansen Yaklaşımı

VAR(1)	Boş Hipotez	$H_0: r=0$	$H_0: r=1$	$H_0: r=2$	$H_0: r=3$
	<i>Eigen</i> Değerler	0.4362	0.2086	0.0870	0.0002
	<i>Trace</i> Sınaması	56.59**	20.49	5.75	0.01
	<i>Max</i> Sınaması	36.10**	14.74	5.74	0.01
Değişkenler		T	S	Y	R
	Dışlanabilirlik	19.74**	12.26**	1.13	1.93
	Durağanlık	32.85**	33.27**	33.78**	25.51**
	Zayıf Dışsallık	18.60**	0.93	4.53*	3.85*
	β -vektörü	1.000	-0.708	-0.342	0.096
VAR(2)	Boş Hipotez	$H_0: r=0$	$H_0: r=1$	$H_0: r=2$	$H_0: r=3$
	<i>Eigen</i> Değerler	0.2567	0.2088	0.08198	0.03008
	<i>Trace</i> Sınaması	40.76	22.07	7.31	1.92
	<i>Max</i> Sınaması	18.69	14.76	5.39	1.92
Değişkenler		T	S	Y	R
	Dışlanabilirlik	2.66	3.88*	0.81	0.20
	Durağanlık	12.61**	11.63**	13.68**	8.03*
	Zayıf Dışsallık	1.40	2.35	0.17	0.62

* ve ** sırasıyla % 5 and % 1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

F-sınaması $p=1$ gecikme uzunluğunun uygun olduğunu gösterse de, bu gecikme uzunluğunda tespit edilen 1. ve 4. derecelerden içsel bağımlılık

² Çalışmada kullanılan başlangıç örneklem aralığı 1987:1-2003:4 dönemine ait olmasına rağmen; farklı gecikme uzunluklarına sahip VAR modellerinin karşılaştırılabilmesi bakımından ve bu modeller içinde en yüksek gecikme uzunluğunun $p=5$ olması nedeniyle, geçerli olan örneklem aralığı tüm tahminler için 1988:2-2003:4 dönemini kapsar şekilde sabit tutulmuştur.

³ Öte yandan, tahmin edilen modellere, *kısıtlanmamış* bir sabit terim ya da bir *trend* değişkeni eklendiğinde, uzun dönem *dışlanabilirlik* sına sonuçlarına göre bu *deterministik* değişkenlerin, eşbütünleşme uzayında istatistiksel anlamlılığa sahip olmadıkları görülmüştür. Nitekim, sabit veya trend içeren modellerde de, hem VAR modelinin gecikme uzunluğu hem de eşbütünleşme sına sonuçları, Tablo 3 ve Tablo 4’te ulaşılan sonuçlara benzer bulunmuştur.

sorunu nedeniyle, bir sonraki aşama olan eşbütünleşme sınamalarının VAR(1) modeline dayandırılmayacağı anlaşılmaktadır. Öte yandan, hesaplanan normallik sınaması istatistiklerine göre normallik hipotezi tüm tahminlerde reddedilmektedir. Ancak, normalliğin reddedilmesinin altında yatan neden çarpıklık (*skewness*) değil de aşırı basıklık (*excess kurtosis*) ise, Gonzalo (1994) Johansen eşbütünleşme analizlerinin bu sorundan etkilenmediğini ortaya koymaktadır.⁴ Tablo 4’te sunulan Johansen eşbütünleşme sınamaları (*Trace* ve *Max*), VAR(2) modelini oluşturan değişkenler arasında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını gösterirken; Tablo 3’de işaret edilen içsel bağımlılık sorununa rağmen, VAR(1) yapısı altında eşbütünleşme sınamaları yapıldığında, söz konusu değişkenler arasında ‘bir’ eşbütünleşme vektörünün olduğu görülmektedir. Bu tahminlerde kullanılan veri kümesinin aynısı kullanılarak Günaydın (2004b) tarafından yapılan çalışmada, SC ölçütüne göre belirlenmiş olan VAR(1) modeli eşbütünleşme sonuçlarının, ‘vergi-harcama’ hipotezini desteklediği ifade edilmiştir. Oysa ki, Tablo 3’de VAR(1) modeli için işaret edilen içsel bağımlılık sorunu bir kenara bırakıldığında, Tablo 4’te VAR(1)

Tablo 5. VAR Modeli Gecikme Uzunluğu (p) Seçimi - X={T, S}

	Bilgi Ölçütleri				Kalıntı Sınamaları		
	F-ist.	AIC	SC	HQ	F _{AR1}	F _{AR4}	χ^2_{NORM}
<i>p</i> =5		-3.87	-3.12	-3.57	1.79	1.20	30.8**
<i>p</i> =4	0.58	-3.95	-3.34	-3.71	0.59	1.88*	37.1**
<i>p</i> =3	0.68	-4.02	-3.54	-3.83	0.96	0.97	38.9**
<i>p</i> =2	0.77	-4.07	-3.73	-3.94	0.75	0.62	39.9**
<i>p</i> =1	0.98	-4.09	-3.89	-4.01	1.71	0.99	45.2**
<i>p</i> =0	33.4**	-0.46	-0.39	-0.43			

* ve ** sırasıyla % 5 and % 1 anlamlılık düzeylerini gösterirken, koyu renkli sayılar en küçük Bilgi Ölçütü değerini ifade etmektedir.

sistemi için elde edilmiş olan *zayıf dışsallık* sınamalarında harcama (*S*) değişkeni için zayıf dışsallık hipotezi reddedilemezken ($\chi^2(1)=0.93$), gelir (*T*) değişkeni için reddedilmektedir ($\chi^2(1)=18.60$).⁵ Bu bulgu, Günaydın

⁴ Nitekim, VAR(2) modeli tahmininde *T*, *S*, *Y* ve *R* değişkenlerine ait çarpıklık katsayıları sırasıyla 2.1012, -0.010262, -0.66913 ve 1.4176 olarak, aşırı basıklık katsayıları ise 10.272, 3.7033, 3.3968 ve 7.8444 olarak elde edilmiştir.

⁵ *Y* ve *R* değişkenleri için sırasıyla $\chi^2(1)=4.53$ ve $\chi^2(1)=3.85$ olarak elde edilen zayıf dışsallık istatistikleri, her iki değişken için zayıf dışsallık hipotezinin % 5 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini göstermekte ise de, bu istatistiklerin karşılaştırıldığı $\chi^2(1)=3.84$ kritik değerinin çok üzerinde olmadıkları göz ardı edilmemelidir. Bu çerçeveden bakıldığında, *T* dışındaki değişkenlerin uzun dönem ilişkisinden sapmalara kısa dönemde düzeltme niteliğinde bir uyum göstermedikleri söylenebilir.

(2004b) tarafından ifade edilenin aksine, uzun dönem ilişkisinden sapmalara kısa dönemde uyum gösteren tek değişkenin T olduğunu işaret etmesi nedeniyle *harcama-vergi* hipotezini destekler niteliktedir. Ayrıca, benzer çalışmaların bir çoğunda, kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkinin ortaya koyulmasında reel gelir (Y) ve faiz oranı (R) değişkenlerine yer verilmesine rağmen, bu çalışmadaki bulgular, söz konusu değişkenlerin kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkinin ortaya koyulmasında istatistiksel olarak anlamlı bir katkısının olmadığını göstermektedir. Ulaşılan bu sonuç, *dışlanabilirlik* hipotezinin sınanmasına ilişkin Tablo 4'te VAR(1) modeli için sunulan istatistiklerin T ve S değişkenleri için anlamlı ($\chi^2(1)=19.74$ ve $\chi^2(1)=12.26$), Y ve R değişkenleri için anlamsız ($\chi^2(1)=1.13$ ve $\chi^2(1)=1.93$) olmasına dayanmaktadır.

Tablo 3 ve Tablo 4'te elde edilen bulgular göz önünde bulundurulduğunda; kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkinin, dört değişkenli $\{T, S, Y, R\}$ bir VAR(1) sistemi çerçevesinde incelenmesinin gerekli olmadığı anlaşılmaktadır. Y ve R değişkenlerinin açıklayıcı bir katkısının bulunmadığı bu sistemde aynı zamanda bir içsel bağımlılık sorununun olması, gelir ve harcama arasındaki ilişkinin iki değişkenli $\{T, S\}$ dar bir model

Tablo 6. Eşbütünleşme Analizi - Johansen Yaklaşımı

VAR(1)	Boş Hipotez	$H_0: r=0$	$H_0: r=1$	
	<i>Eigen</i> Değerler	0.3865	0.0851	
	<i>Trace</i> Sınaması	36.38**	5.60	
	<i>Max</i> Sınaması	30.78**	5.60	
	Değişkenler	T	S	sabit
	Dışlanabilirlik	24.87**	24.56**	9.89**
	Durağanlık	25.46**	25.36**	
	Zayıf Dışsallık	16.79**	1.36	
	β-vektörü	1.000	-0.827	-0.573

* ve ** sırasıyla % 5 and % 1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

çerçevesinde ele alınmasının daha uygun olabileceğini göstermektedir. Buna ilişkin olarak Tablo 5'te sunulan tüm istatistikler, T ve S değişkenleri ile oluşturulan, farklı gecikme uzunluklarına sahip VAR sistemlerinden en uygun olanının VAR(1) olduğunu göstermektedir. Bu model temel alınarak yapılan ve sonuçları Tablo 6'te sunulan eşbütünleşme sınamaları ise, kamu gelirleri ve harcamaları arasında,

$$T_t = 0.6 + 0.8 S_t$$

şeklinde ifade edilebilen bir uzun dönem ilişkisinin olduğunu göstermektedir.⁶ *Dışlanabilirlik* sınama istatistikleri, bu uzun dönem ilişkisinde, eşbütünleşme uzayını oluşturan T ve S değişkenlerinin her ikisinin de istatistiksel anlamlılığa sahip olduklarını gösterirken ($\chi^2(1)=24.87$ ve $\chi^2(1)=24.56$); T ve S değişkenlerine ilişkin zayıf dışsallık sınama istatistikleri (sırasıyla $\chi^2(1)=16.79$ ve $\chi^2(1)=1.36$), bu uzun dönem ilişkisinden sapmalara kısa dönemde uyum gösteren değişkenin T olduğunu ortaya koymaktadır. Bu bulgu, kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki uzun dönem ilişkisinin, *harcama-vergi* hipotezini doğrular nitelikte olduğunu göstermektedir.

Johansen yaklaşımına göre elde edilmiş olan yukarıdaki eşbütünleşme analizi bulgularının, Pesaran yaklaşımı ile doğrulanıp doğrulanmadığını görmek amacıyla, sonuçları Tablo 7’de sunulan Pesaran yaklaşımına dayalı eşbütünleşme tahminleri gerçekleştirilmiştir. Bu bağlamda yapılan eşbütünleşme sınamaları, bir taraftan, modelin gecikme uzunluğunun hem $p=1$ hem de $p=2$ olduğu durumlar için gerçekleştirilirken; diğer taraftan da, denge düzeltme denkleminin hem S ’ye hem de T ’ye koşullu olarak ifade edildiği iki ayrı durum için gerçekleştirilmiştir. Tablo 7’de F_{III} ve t_{III} olarak

Tablo 7. Eşbütünleşme Analizi - Pesaran Yaklaşımı

Model		Sınır Sınaması		İçsel Bağımlılık	
		F_{III}	t_{III}	$\chi^2_{SC}(1)$	$\chi^2_{SC}(4)$
$T=f(S)$	$p=2$	10.53 ^c	-4.56 ^c	2.565	7.152
	$p=1$	9.20 ^c	-4.26 ^c	0.429	4.014
$S=f(T)$	$p=2$	2.50 ^a	-2.21 ^a	0.005	3.414
	$p=1$	3.42 ^a	-2.59 ^a	0.262	3.527

F_{III} ve t_{III} sınama istatistikleri % 5 alt sınırından küçük ise ^a, % 5 üst sınırından büyük ise ^c ile gösterilmektedir. $\chi^2_{SC}(1)$ ve $\chi^2_{SC}(4)$ istatistikleri, sırasıyla, 1. ve 4. dereceden içsel bağımlılığın sınanmasında kullanılan LM istatistikleridir.

ifade edilen sınama istatistikleri, her iki gecikme uzunluğunda da, eşbütünleşmenin yalnızca S değişkenine koşullu olarak oluşturulan T denkleminde söz konusu olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, harcamanın gelir üzerinde belirleyici bir değişken (*forcing variable*) olduğunu gösterirken; gelirin harcama üzerinde herhangi bir belirleyici etkisinin olmadığı anlamını taşımaktadır. Bu çerçevede, daha önce Johansen yaklaşımı kullanılarak elde edilen bulguların doğrulandığı ve kamu gelirleri

⁶ Bu uzun dönem ilişkisi, *kısıtlanmış* bir sabit terim ve deterministik bir trend dahil edilerek ayrı ayrı tahmin edilmiş, ancak elde edilen eşbütünleşme vektörlerinde trendin istatistiksel anlamlılığa sahip olmadığı görülmüştür.

ile harcamaları arasında *harcama-vergi* hipotezini destekleyen bir uzun dönem ilişkisinin olduğu ileri sürülebilmektedir.

İki farklı eşbütünleşme yaklaşımı kullanılarak doğrulanan *harcama-vergi* hipotezinin geçerliliği, kamu gelirleri ve harcamalarının zaman içinde istikrarlı bir uzun dönem ilişkisi sergileyip sergilemediğine de bağlıdır. Bu kapsamda Phillips-Hansen yaklaşımı ile tahmin edilen eşbütünleşme vektöründe parametre sabitliğine ilişkin olarak yapılan Hansen (1992) parametre kararsızlığı sınaması sonuçları aşağıda verilmektedir:

$$T_t = 0.593 + 0.820 S_t \\ (0.130) \quad (0.027)$$

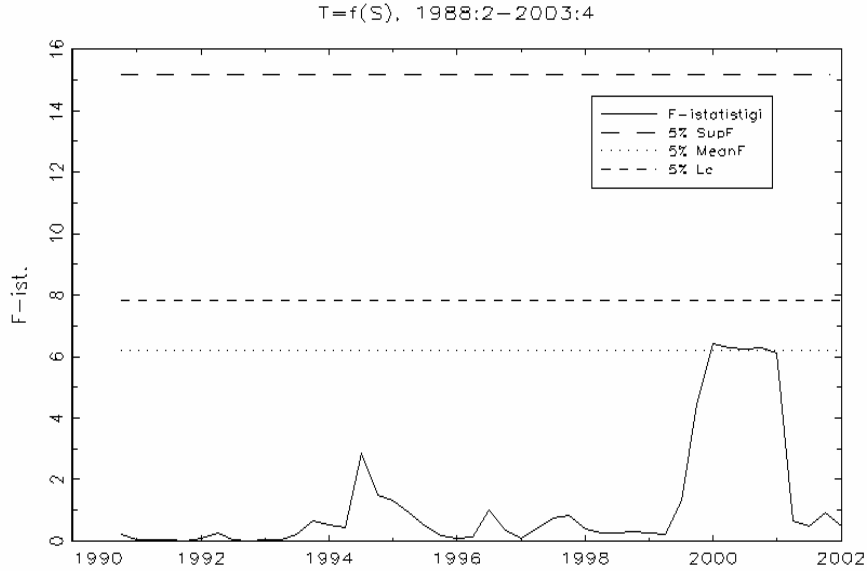
$$\hat{M} = 1.05$$

$$\text{SupF} = 6.43 (>0.20)$$

$$\text{MeanF} = 1.19 (>0.20)$$

$$L_c = 0.05 (>0.20)$$

Kamu gelirleri ve harcamaları arasındaki uzun dönem ilişkisini yansıttığı varsayılan yukarıdaki eşbütünleşme denklemi için elde edilen *SupF*, *MeanF* ve *L_c* istatistiklerinin tümü, %20 anlamlılık düzeyinde, parametre kararlılığına ilişkin hipotezin reddedilemeyeceğini göstermektedir. Bu istatistiklerin zaman içindeki değişiminin görsel olarak incelenmesine olanak



Şekil 1. Hansen (1992) istikrarlılık sınaması

tanıyan Şekil 1’e bakıldığında ise, parametre kararlılığının 1994 ve 1999 krizlerinden olumsuz etkilendiği görülebilmektedir. Ancak, söz konusu üç istatistiğe ait büyüklüklerin % 5 kritik değerleri aşmaması nedeniyle, tahmin edilen uzun dönem ilişkisinin istatistiksel olarak kararlı olduğu hipotezi reddedilmemektedir.

Sonuç olarak, bu çalışmada, alternatif tahmin yöntemleri kullanılarak ulaşılan ampirik bulguların tümü, bütçe dengesi üzerinde *harcama-vergi* hipotezini destekleyen nitelikte bir dinamiğin geçerli olduğuna işaret etmektedir.

SONUÇ

1980’lerin ortasından itibaren Türkiye ekonomisinde, Gayri Safi Milli Hasıla’ya oranı % 3’lerden başlayıp % 16’ya varan konsolide bütçe açıkları, finansman yöntemleri ve makroekonomi üzerindeki olumsuz etkileri açısından yıllardır ekonomi gündemdeki yerini korumaktadır. Bu çalışma, 1987-2003 döneminde, zamanlararası bütçe kısıtı altında hükümetlerin bütçe dengesini korumaya yönelik uyguladıkları maliye politikalarının, harcama odaklı mı yoksa gelir odaklı mı olduklarını ampirik olarak ortaya koymayı amaçlamaktadır. Çalışmada, alternatif ekonometrik tahmin yöntemleri kullanılarak ulaşılan bulgular, Türkiye’de 1987-2003 döneminde, kamu kesiminin gelir-gider dengesinde meydana gelen sapmalara kamu gelirlerinde kaydedilen değişimlerle uyum sağlandığını göstermektedir. Bir başka deyişle, bu çalışmanın bulguları, Türkiye’de hükümetlerin önce harcama yapıp daha sonra bozulan bütçe dengesini gelir artırıcı politikalarla iyileştirme yoluna başvurduklarını işaret etmektedir. Bu sonuç, ilgili literatürde *harcama-vergi* hipotezi olarak bilinen yaklaşımı destekler niteliktedir.

Çalışmadan çıkarılan sonucun, Türkiye ekonomisinde vergi yükünün ağır olduğuna, adil olmadığına ve tabana yayılması gerektiğine ilişkin düşüncelerle paralellik taşıdığı düşünülmektedir. Bütçe dengesi dinamiklerinin *harcama-vergi* hipotezi ile açıklandığı bir ekonomide; vergi yükünde rahatlama yaratmanın ancak harcamaları kısma yoluyla gerçekleştirilebileceği öngörülmektedir. Ancak, Türkiye ekonomisinde yaşanan deneyimler, bütçe dengesinin iyileştirilmesine yönelik politikalarda kamu harcamalarını azaltıcı önlemlerin uygulanmasının sosyal ve iktisadî kaygılardan ötürü güç olması nedeniyle, hükümetlerin dolaylı vergilere ve özelleştirme gelirlerine başvurmayı tercih ettiklerini göstermektedir. Zamanlararası bütçe kısıtı altında, kamu harcamalarını kontrol edemeyen hükümetlerin, vergi mükellefi sayısını artırıcı, vergi kayıp ve kaçaklarını azaltıcı ve böylece vergi tabanını genişletici politikalara yönelerek, vergi gelirlerini artıran politikalara ağırlık vermesi gerektiği, bu çalışmanın bir politika önerisi olarak ifade edilebilir.

KAYNAKÇA

- Akçoraoğlu, A. (1999). “Kamu Harcamaları, Kamu Gelirleri ve Keynesçi Politikalar: Bir Nedensellik Analizi”, *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2: 51-65.
- Anderson, W., Wallace, M. S. ve Warner, J. T. (1986). “Government Spending and Taxation: What Causes What?”, *Southern Economic Journal*, 52(3): 630-639.
- Baghestani, H. ve McNown, R. (1994). “Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?”, *Southern Economic Journal*, 61(2): 311-322.
- Barro, R. J. (1974). “Are Government Bonds Net Wealth?”, *Journal of Political Economy*, 82(6): 1095-1117.
- Buchanan, J. ve Wagner, R. (1977). *Democracy in Deficit*. New York: Academic Press.
- Darrat, A. F. (1998). “Tax and Spend, or Spend and Tax? An Inquiry into the Turkish Budgetary Process”, *Southern Economic Journal*, 64(4): 940-956.
- Friedman, M. (1978). “The Limitations of Tax Limitation”, *Policy Review*, Summer: 7-14.
- Gonzalo, J. (1994). “Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships”, *Journal of Econometrics*, 60: 203-233.
- Günaydın, İ. (2000). “Türkiye’de Kamu Gelirleri ve Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensel İlişki”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 5(1): 55-74.
- Günaydın, İ. (2004a). “Gelir veya Harcama Ayarlamaları Yoluyla Bütçe dengesi Sağlanabilir mi? Türkiye Örneği”, *İktisat İşletme ve Finans*, 218: 84-98.
- Günaydın, İ. (2004b). “Vergi-Harcama Tartışması: Türkiye Örneği”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5(2): 163-181.
- Hansen, B. E. (1992). “Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3): 321-335.
- Johansen, S. (1988). “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 293-300.
- Kwaitkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. ve Shin, Y., (1992). “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit

- Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, 54: 159–178.
- Meltzer, A. H. ve Richard, S. F. (1981). “A Rational Theory of the Size of Government”, *The Journal of Political Economy*, 89(5): 914-927.
- Musgrave, R. (1966). “Principles of Budget Determination” in H. Cameron and W. Henderson (eds.), *Public Finance Selected Reading*. New York: Random House, 15-27.
- Narayan, P. K. ve Narayan, S. (2006) “Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Evidence from Developing Countries”, *Applied Economics*, 38: 285-291.
- Payne, J. E. (1997). “The Tax-Spend Debate: The Case of Canada”, *Applied Economics Letters*, 4: 381-386.
- Peacock, A. ve Wiseman, J. (1979). “Approaches To the Analysis of Government Expenditure Growth”, *Public Finance Review*, 7: 3-23.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- Phillips, P. C. B. ve Hansen, B. E. (1990). “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression With I(1) Processes”, *Review of Economic Studies*, 57: 99-125.
- Pınar, A. (1989). “A Model of Government Expenditures in Turkey”, *Yapı Kredi Economic Review*, 9(2): 55-71.

