

## MALİ SÜRDÜRÜLEBİLİRLİK: OECD ÜLKELERİNE YÖNELİK PANEL VERİ ANALİZİ

*Miraç Fatih İLGÜN\**

**Alınış Tarihi: 28 Ağustos 2014**

**Kabul Tarihi: 17 Kasım 2015**

**Öz:** Mali sürdürülebilirlik, kısa dönemde ekonomik istikrar, uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde etkileri olan çok boyutlu bir kavramdır. Bu çalışmada mali sürdürülebilirlik seçilmiş 14 OECD ülkesinde 1980-2012 dönemi için incelenmiştir. Bu amaçla kamu harcama ve gelirleri ile birincil bütçe dengesi ve borç stoku arasındaki uzun dönem ilişki koşulları sınanmıştır. Analizlerde yatay kesit bağımlılığı ve heterojenlik varsayımlarına izin veren ikinci nesil panel birim kök ve eşbütünlük analizleri kullanılmıştır. Yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünlük analiz sonuçları paneli oluşturan ülkelere beş tanesinde her iki koşulun da sağlandığını göstermekte, ancak eşbütünlük katsayıları zayıf mali sürdürülebilirliğe işaret etmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Mali sürdürülebilirlik, OECD ülkeleri, panel eşbütünlük analizi.

### FISCAL SUSTAINABILITY: A PANEL DATA ANALYSIS FOR OECD COUNTRIES

**Abstract:** Fiscal sustainability is a multidimensional term which has effects on economic stability in the short term and on economic growth in the long term. In this study, we have examined the fiscal sustainability for selected 14 OECD countries over the period 1980-2012. For this purpose, long-term relationship has been investigated between both government spending-revenue and primary budget balance-government debt. The second generation panel unit root and cointegration methods which allows for the assumption of cross section dependency and heterogeneity were used in the analysis. The results of cointegration test with structural break indicate that both sustainability conditions are provided only in five countries in the panel, but cointegration coefficients indicate weak sustainability in these countries.

**Keywords:** Fiscal Sustainability, OECD countries, Panel cointegration analysis.

### I. Giriş

Mali sürdürülebilirlik mevcut mali politikaların, borç stokunun milli gelire oranında veya vergilerde sürekli bir artışa, kamu harcamalarında kesintiye neden olmadan veya monetizasyona başvurulmadan gelecekte de uygulanabilir olmasını ifade etmektedir (Blanchard, 1990: 6). Ayrıca mali politikanın ekonomik büyüme, enflasyon, ödemeler bilançosu dengesi gibi mevcut makroekonomik hedefler ile uyumlu olması (bu hedeflerde sapmaya neden olmaması) gerekir. Mali sürdürülebilirlik hükümetin finansal yükümlülüklerini yerine getirebilmesi, istikrarlı ekonomik büyümenin sürdürülmesi, programların mükelleflerin vergi yükünde değişiklik yapılmadan finanse edilebilmesi ve

---

\* Doç. Dr. Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Maliye Bölümü Mali İktisat Anabilim Dalı

nesiller arası tarafsızlığı kapsamaktadır. Nesiller arası tarafsızlık cari dönem kamu hizmetlerinin maliyetlerinin gelecek nesillere kaymadan veya gelecek nesilleri aynı hizmetlerden mahrum etmeksizin, bu dönemki gelirlerle finanse edilebilmesini ifade eder (Schick, 2005: 125). Bu tanımdan da anlaşıldığı gibi mali sürdürülebilirlik bütçe açıklarının dolayısıyla borç stokunun sürdürülebilirliğine dayanan ve bu özellikleriyle hem nedenleri hem de sonuçları itibarıyla kısa, orta ve uzun vadeli ele alınması gereken çok boyutlu bir olgudur. Sürdürülebilirlik bir yandan hükümetin kredibilitesi ve güvenilirliğini etkilerken, diğer yandan finans piyasalarının gelişmişliği ile karşılıklı etkileşim içerisindedir.

Mali sürdürülebilirlik özellikle küresel finansal kriz sonrası hem gelişmiş hem gelişmekte olan ülkelerde kamu borç stokunda ortaya çıkan artışla birlikte öncelikli konulardan birisi haline gelmiştir. Politikaların sürdürülebilir olup olmadığının takip edilmesi politika yapıcılara müdahale için zaman kazandırması açısından önemlidir. Zira kriz deneyimleri göstermiştir ki, önceden öngörülemeyen durumlara karşı eşanlı yapılan müdahalelerin maliyeti çok yüksek olmaktadır. Bunlara ilave olarak sürdürülebilirliğin yeniden sağlanması için uygulanacak programların harcama yapısında gelecekte ortaya çıkarabileceği değişimler ve bu çerçevede nüfusun yaşlanmasına karşılık kamu finansmanında esneklik sorunu son dönemde ilgi çekmektedir.

Hükümetin borç geri ödeme koşullarını yerine getirebiliyor olması, maliye politikasının sürdürülebilir olduğunu gösterir. Söz konusu koşul gelecek dönem birincil fazla ve borç yükümlülüklerinin bugünkü değerinin eşitlenmesi anlamına gelmektedir. Koşulun sağlanması borç oranının belli bir düzeye yakınsamasını, dolayısıyla kamu finansman yapısında gelecek dönemlerde bozulma olmayacağını göstermektedir.

Bu çalışmanın amacı mali sürdürülebilirliğin seçilmiş 14 OECD ülkesi için 1980-2012 döneminde ikinci nesil panel veri analiz yöntemleri ile incelenmesidir. Bu kapsamda çalışmada ilk olarak sürdürülebilirlik zamanlararası bütçe kısıtı çerçevesinde teorik olarak açıklanacaktır. Ardından konuyla ilgili uygulamalı literatüre değinilecek, sonraki bölümde ise OECD ülkelerine yönelik ekonometrik analiz gerçekleştirilecektir. Beşinci kısımda ise sonuç ve değerlendirmeler yer almaktadır.

## **II. Teorik Çerçeve**

Literatürde mali sürdürülebilirliğin göstergesi olarak farklı değişkenler tanımlanmaktadır. Uzun dönem hedef borç düzeyi, birincil açık, cari ve sürdürülebilirliği garanti eden kamu gelirleri arasındaki farkı ifade eden vergi açığı gibi göstergeler, sürdürülebilirliğin farklı (sınırlı veya sonsuz) zaman ufukları açısından değerlendirilmesinde kullanılmaktadır (Bohn (1995: 258) ise bütçe açıklarındaki devamlılığın ve borç stokundaki birikimli artışın doğrudan mali sürdürülebilirliğin zayıflaması olarak yorumlanmaması gerektiğini, sürdürülebilirliğin ekonominin büyüme hızı ve onun rassal iskonto faktörü üzerindeki etkisine bağlı olduğunu

savunmaktadır). Aynı şekilde zamanlararası bütçe kısıtının bugünkü değeri, uzun dönem sürdürülebilirlik açısından temel göstergelerden biridir. Zamanlararası bütçe kısıtı, borç servisini de içine alan gelecek dönem kamu harcamaları ve kamu gelirlerinin bugünkü değerinin eşit olması şeklinde tanımlanabilir. Söz konusu değişkenler arasında ortaya çıkan farklılık (mali açık) bir düzenleme yapılması gerektiğini, ancak sıfır toplamlı bir oyun olarak bu düzenlemenin bir neslin faydasına diğerlerinin ise zararına sonuçlar doğuracağını ima etmektedir (Kotlikoff, 2013: 6). Çalışmanın bu bölümünde zamanlararası bütçe kısıtından hareketle kamu borç stoku ile kamu gelir ve harcamaları arasındaki ilişki teorik olarak ele alınacaktır.

#### A. Kamu Borç Stoku Düzeyi

Kamu harcamalarında artış veya kamu gelirlerinde azalma eğiliminin olmadığı bir durumda, gelecekteki faiz dışı bütçe dengesinin borç stokunun istikrarı için yeterli olması kamu finansmanının sürdürülebilir olduğunun göstergesi kabul edilmektedir (European Commission, 2012: 5).

Mali sürdürülebilirlik kamu borç yükünün gelecekte finanse edilebilirliği ile ilgilidir. Borç stokunun zaman içerisinde artması, hükümetin cari dönem yükümlülüklerinin artması yanında gelecek nesiller üzerindeki yükün artması anlamına geldiğinden sürdürülemez bir durumu ifade eder. Böyle bir durum hem cari hem gelecek dönem politikalar üzerindeki etkiler meydana getirir. Borçların ödenmesinde zorlukların ortaya çıktığı durumda bir yandan, ileride hükümetin temel kamu hizmetlerini yürütmesi için kullanılabilir kaynakları azalmakta ve zamanla ortaya çıkabilecek değişimlere (örneğin krizler, nüfusun yaş yapısındaki değişimler vb.) intibak yeteneği zayıflamakta, diğer yandan yeni vergiler veya senyörj gibi farklı kamu gelirleri tartışmaya açılmaktadır.

Sürdürülebilir kamu borç stoku için net bir üst limit yoktur. Maksimum borç düzeyi ülkeden ülkeye değişmekte ve finansal piyasaların gelişmişlik düzeyi, algılanan risk seviyesi, yapısal reformlar hususunda hükümete olan güven, bütçe açıklarının gelecekte azaltılacağına dair kamuoyunun beklentileri, küresel risk algısı, kamu borçlanma araçlarına yönelik piyasa talebi başta olmak üzere birçok değişkene bağlıdır (European Commission, 2012: 1).

Literatürde kabul gören yaklaşım, kamunun borç ödeyebilme kapasitesinden hareketle sürdürülebilirliğin incelenmesinde zamanlararası bütçe kısıtının kullanılmasıdır. Kamu bütçe kısıtı şu şekilde gösterilebilir (Model açıklamalarında Hamilton ve Flavin (1986), Hakkio ve Rush (1991) ve Afonso ve Jalles (2012)'den yararlanılmıştır);

$$G_t + (1 + r_t)B_{t-1} = R_t + B_t \quad (1)$$

Burada G faiz ödemeleri hariç kamu harcamalarını, R kamu gelirlerini, B kamu borç stoku ve r reel faiz oranını göstermektedir. Reel faiz oranının ortalaması etrafında durağan olduğu varsayımı altında (dolayısıyla kamu

harcamaları  $E_t = G_t + (r_t - r)B_{t-1}$  iken) borçlanma kısıtının bugünkü değeri türetilir

$$B_{t-1} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^{n+1}} (R_{t+n} - E_{t+n}) + \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{E_{t+n}}{(1+r)^{n+1}} \quad (2)$$

Eşitliğin sağ kısmındaki son terim olan kamu borç stokunun bugünkü değerinin limit sonsuza giderken sıfıra yaklaşması mali sürdürülebilirliğe işaret etmektedir. Zira kamu borç stokunun bugünkü değeri gelecek dönemlerdeki birincil fazlanın bugünkü değerine eşit hale gelmektedir. Aynı zamanda bu eşitlikteki  $B_{t-1} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^{n+1}} (R_{t+n} - E_{t+n})$  terimleri ile ifade edilen borç stokunun gelecekteki faiz dışı bütçe fazlalarının toplamına eşit olması ve  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{E_{t+n}}{(1+r)^{n+1}}$  ile gösterilen sonsuz zaman ufkunda kamu borcunun bugünkü değerinin sıfıra yaklaşması, analitik açıdan sürdürülebilirliğin sınanmasında kullanışlı bir çerçevedir.

(1) numaralı borç ödeyebilme koşulu tüm değişkenlerin GSYH'ye oranı şeklinde de gösterilebilir. Yine reel faiz oranının durağanlığı ve sabit büyüme oranı durumunda,  $y$  reel GSYH büyüme oranını,  $b$  borç stokunun milli gelire oranını,  $e$  kamu harcamalarının milli gelire oranını  $\rho$  ise kamu gelirlerinin milli gelire oranını göstermek üzere bütçe kısıtı şu şekilde ifade edilebilir

$$b_{t-1} = \sum_{n=0}^{\infty} \left( \frac{1+y}{1+r} \right)^{n+1} [\rho_{t+n} - e_{t+n}] + \lim_{n \rightarrow \infty} b_{t+n} \left( \frac{1+y}{1+r} \right)^{n+1} \quad (3)$$

Reel faiz oranının reel büyüme oranından fazla olması, borçların sürdürülebilirliğinin ön şartıdır ve eşitliğin sağ tarafındaki ikinci terimin sıfır olmasını, yani borç stokundaki büyüme oranının sınırlanmasını garanti eder. Dolayısıyla uzun dönemde birincil bütçe dengesinin bugünkü değerinin kamu borç stokunu karşılayabilmesi şeklindeki mali sürdürülebilirlik koşulu sağlanmış olur. Borç stoku ile uzun dönemde birincil dengenin bugünkü değerinin farkının sıfır olması hükümetin borçlarını gelecekteki gelirleri ile karşılayabileceğini göstermektedir. Bunun sağlanması noktasında borç stokunun hiç artmaması değil, faiz oranı ile büyüme oranı arasındaki farktan daha hızlı artmaması koşulunun sağlanması için yeterlidir.

Yukarıdaki eşitlikte zaman ufkunun belli bir dönemle sınırlandırılması, optimal borç stoku seviyesi için belli bir değer elde edilmesine imkan sağlar. Örneğin Avrupa Birliği Maastricht Kriterleri kapsamında bütçe açığı ve borç stoku için belirlenen sınırlar bu ikinci duruma uygun düşmektedir. Yüzde 3 üst limit belirlenen bütçe açığı, ekonomik büyüme trendinin yüzde 3, enflasyonun yüzde 2 olması varsayımları altında uzun dönemde borç stokunun GSYH'ye oranının yüzde 60'a yakınsamasını sağlayacaktır.

### B. Kamu Gelir ve Harcamaları Arasındaki İlişki

Kamu harcama ve gelirleri arasındaki nedensellik ilişkisi konusunda dört temel hipotez vardır; Barro (1979: 943)'de belirtildiği gibi hükümet planlanan harcama düzeyine göre gelirlerini (vergi gelirleri ve borç düzeyi)

ayarlayacağından harcamalardan gelirlere doğru tek yönlü nedensellik vardır. Friedman (1978) başta olmak üzere birçok iktisatçı tarafından kabul edilen vergi-harcama hipotezi, otoritenin kamu harcamalarını gelir düzeyine göre belirleyeceğini, bu şekilde kamu sektöründeki büyümenin sınırlandırılabilceğini ancak bütçe açıklarında bir düşüş sağlanamayacağını, sonuç olarak tek yönlü nedenselliğin gelirden harcamaya doğru olduğunu vurgulamaktadır. Musgrave (1966: 112)'nin geleneksel kamu finansmanı bakış açısına dayanan mali senkronizasyon hipotezine göre ise, bireyler kamu hizmetlerinin marjinal maliyet ve marjinal faydasını değerlendirerek karar verdiklerinden, kamu otoritesi harcama ve gelir kararlarını eşanlı olarak almakta, dolayısıyla değişkenler çift yönlü olarak birbirlerini etkilemektedir. Bu temel hipotezlerin yanında değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını, kamu otoritesinin söz konusu değişkenleri birbirinden bağımsız olarak belirlediğini savunanlar da vardır (örneğin Hoover ve Sheffrin, 1992).

Dolayısıyla mali sürdürülebilirlik, kamu harcama ve kamu gelirleri arasında uzun dönem ilişki çerçevesinde de ele alınabilir. (2) no'lu eşitlik, toplam kamu harcamalarının  $GG_t = G_t + r_t B_{t-1}$  şeklinde ifade edilmesi durumunda aşağıdaki hale gelmektedir;

$$GG_t - R_t = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^{n-1}} (\Delta R_{t+n} - \Delta E_{t+n}) + \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{B_{t+n}}{(1+r)^{n+1}} \quad (4)$$

Eşitlikte GG ve R arasında uzun dönemde ilişki mali sürdürülebilirlik koşuludur. Uzun dönem ilişkinin varlığı, maliye politikasının uzun dönemde sürdürülebilir ve zamanlararası bütçe dengesi ile tutarlı olduğunu gösterir.

### III. Ampirik Literatür

Literatürde mali sürdürülebilirliğin test edilmesine yönelik çok sayıda uygulamalı çalışma bulunmaktadır. Bu bölümde ekonometrik yöntemler ile sürdürülebilirliğin araştırıldığı örnek çalışmalar ülke grupları için panel veri analizi kullanılan ve zaman serisi yöntemleri ile ülkelerin incelendiği çalışmalar olarak iki kısımda ele alınmaktadır.

Ülke gruplarına yönelik panel veri analizine dayalı çalışmalardan; 18 OECD ülkesinde 1970-2010 dönemi verileri kullanılarak Afonso ve Jalles (2012) tarafından yapılan zaman serisi ve panel veri analizlerinde Avusturya, Kanada, Fransa, Almanya, Japonya, Hollanda, İsveç ve İngiltere'de kamu harcama ve gelirleri arasında uzun dönem ilişkinin olduğu, 12 OECD ülkesinde Ricardian rejimin varlığına işaret edecek şekilde kamu borç stokundan birincil bütçe dengesine doğru nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Fincke ve Greiner (2012), Bohn (1998)'in kamu borç politikasının sürdürülebilirliği koşulunu 6 Euro Bölgesi ülkesinde 30 yıllık periyot için incelemişlerdir. Yapılan testlerde, borçlanma politikaları farklı olmasına rağmen paneli oluşturan ülkelerde maliye politikasının sürdürülebilir olduğu şeklinde sonuçlar elde edilmiştir. Afonso ve Rault (2010) 15 Avrupa Birliği ülkesinde 1970–2006 döneminde maliye politikasının sürdürülebilirliği incelemişler,

gerçekleştirdikleri panel birim kök ve eşbütünleşme analizleri sonucunda panel seti için maliye politikasının sürdürülebilir olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Westerlund ve Prohl (2010) uyguladıkları yatay kesit bağımlılığı ve yapısal kırılmaların dikkate alındığı panel birim kök testlerinde 8 üst gelir grubu OECD ülkesi için 1977q1-2005q4 döneminde durağanlık hipotezinin reddedilemediğini göstermişlerdir. Yıldız ve Yıldırım (2014) panel eşbütünleşme analizi kullanarak, 1995-2011 yılları arasında Parasal Birliğe dahil 12 ülkede kamu borç stoku ile faiz dışı fazla arasında uzun dönem ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ehrhart ve Llorca (2008) Akdeniz'e kıyısı olan altı ülke (Türkiye, Tunus, Mısır, Lübnan, İsrail ve Fas) için 1975-1999 döneminde mali sürdürülebilirliği incelemişlerdir. Sonuçlar kamu harcamaları ve kamu gelirlerinin seviyelerinde durağan olmadığını ancak bu değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerine işaret etmektedir. Mercan (2014) tarafından 2012 yılında bütçe açığı yüzde 3'ün üzerinde olan 18 OECD ülkesinde 1996-2012 dönemi için yapılan panel eşbütünleşme test sonuçları söz konusu ülkelerde zayıf mali sürdürülebilirliğin olduğunu göstermiştir. Prohl ve Schneider (2006) panel eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli çerçevesinde 1970-2004 periyodunda 15 AB üyesi ülkede maliye politikasının zamanlararası bütçe kısıtı ile tutarlı olduğunu, dolayısıyla mali sürdürülebilirliğin varlığını gösteren sonuçlar elde etmişlerdir.

Ülkelere ait zaman serileri ile yapılan çalışmalardan Payne (1997) G7 ülkelerinde bütçe açıklarının sürdürülebilirliğini 1950-1993 dönemi için Hakkio ve Rush yaklaşımı ile incelemiş, Fransa, Japonya İtalya'da açıkların sürdürülebilir olmadığını, Almanya, Kanada, İngiltere ve ABD'de ise sürdürülebilirlik kriterinin sağlandığı sonucuna ulaşmıştır. Bravo ve Silvestre (2002) 11 Avrupa Birliği ülkesinde (1960-2000) kamu harcamaları ile kamu gelirleri arasındaki eşbütünleşme ilişkisinden hareketle Avusturya, Fransa, Almanya, Hollanda ve İngiltere'de bütçe politikasının sürdürülebilir olduğunu, ancak Belçika, Danimarka, İrlandai Portekiz, İtalya ve Finlandiya'da ise sürdürülebilir olmadığını tespit etmişlerdir. Jha (2003) 29 düşük ve orta gelir grubu ülke için yaptığı analizlerde bu ülkelerin büyük bölümünde bütçe açığının sürdürülebilirlik koşullarının sağlanmadığını tespit etmiştir. Ghatak ve Sánchez-Fung (2007) 5 gelişmekte olan ülke için 1970-2000 döneminde birim kök ve eşbütünleşme analizlerinden hareketle zamanlararası bütçe kısıtının geçerli olmadığını savunmuşlardır. Kalyoncu (2005) kamu gelir ve harcamaları arasındaki uzun dönem ilişki açısından incelendiğinde 1970-2003 yılları arasında Kuzey Kore ve Türkiye'de mali durumun sürdürülebilir olduğunu; Meksika, Filipinler ve Kuzey Afrika'da ise sürdürülebilirliğin olmadığını tespit etmiştir. Jha ve Sharma (2004) Hindistan'da bütçe açıklarının sürdürülebilirliğini yapısal kırılmaların dikkate alındığı eşbütünleşme analizleri yardımıyla 1872-1921 ve 1950-1997 dönemleri için incelemişler, söz konusu alt dönemlerde kamu borç stokunda sürdürülebilirliğin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Türkiye üzerine yapılan çalışmalardan Göktan (2008) 1999-2006

dönemine ait üçer aylık verilerden hareketle Türkiye’de, farklı sürdürülebilirlik kriterlerinin varlığını incelemiş, söz konusu sürdürülebilirlik kriterlerinin birçoğunun Türkiye’de sağlanmadığını tespit etmiştir. Şen vd. (2010) birim kök testi, eş-bütünleşme testi ve çoklu doğrusal regresyon yöntemleri kullandıkları çalışmalarında, Türk ekonomisinde 1975-2007 döneminde mali sürdürülebilirliğin olmadığını belirtmişlerdir. Mercan (2013) 1987:m1-2013:m2 dönemi verileri kullanarak yaptığı eşbütünleşme analizlerinde Türkiye’de 2001 güçlü Ekonomiye Geçiş Programı öncesi zayıf, program sonrası ise güçlü mali sürdürülebilirliğin olduğunu tespit etmiştir. Kia (2008) iki gelişmekte olan ülke (İran ve Türkiye) için maliye politikasının sürdürülebilirliğini vergi düzeltirme teorisi kapsamında çoklu eşbütünleşme yöntemleri ile analiz etmiş ve her iki ülkede de sürdürülebilirliğin olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

#### IV. OECD Ülkelerine Yönelik Panel Veri Analizi

##### A. Model ve Veri Seti

Çalışmanın bu bölümünde seçilmiş 14 OECD ülkesinde (Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, İzlanda, İrlanda, Japonya, Norveç, İspanya, İsviçre, İngiltere, ABD, Türkiye) 1980-2012 döneminde mali sürdürülebilirlik yatay kesit bağımlılığı ve heterojetiteyi dikkate alan ikinci nesil panel birim kök ve eşbütünleşme testleri ile incelenmiştir. Bu amaç doğrultusunda kamu harcamaları (*exp*), kamu gelirleri (*rev*), birincil bütçe dengesi (*pb*) ve genel yönetim brüt kamu borç stoku (*debt*) değişkenleri kullanılmıştır. Tüm değişkenler GSYH’ye oran olarak analizlere dahil edilmiştir. Kamu harcamaları, kamu gelirleri ve faiz dışı bütçe dengesi değişkenlerine ait veriler için IMF World Economic Outlook Database, kamu borç stokuna ait veriler için ise Abbas vd. (2010) tarafından hazırlanan (2012 dönemini kapsayan güncellenmiş versiyon) veri setinden yararlanılmıştır.

Mali sürdürülebilirliğin incelenmesinde Hamilton ve Flavin (1986) tarafından ABD bütçe açığı ve borç stoku serilerinin durağanlıklarının incelenmesi ile başlayan uygulamalı literatürde diğer bir önemli gelişme, Trehan ve Walsh (1988) ve Hakkio ve Rush (1991)’in kamu harcama ve gelirlerinin eşbütünleşik olmasının söz konusu koşulun sağlandığını göstermesi olmuştur.

$$rev_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 exp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

5 no’lu modelde  $\varepsilon$ ’nın durağanlığı ve  $\alpha_2=1$  hipotezleri test edilmektedir. Eğer bu hipotezler doğrulanırsa kamu harcamaları ve kamu gelirlerinin uzun dönemde birlikte hareket ettiği, borç stokundaki artışın belli sınırı aşmadığı sonucu çıkmaktadır. Hakkio ve Rush (1991: 443) söz konusu değişkenlerin düzeyde durağan olmaması durumunda  $0 < \alpha_2 < 1$  durumunun bütçe kısıtı için yeter koşul olduğunu göstermiştir.

Trehan ve Walsh (1991) ise kamu borç stoku ile birincil bütçe dengesi arasındaki uzun dönem ilişkisini sürdürülebilirlik açısından değerlendirmişlerdir.

$$PB_{it} = \beta_1 + \beta_2 Debt_{i,t-1} + \mu_{it} \quad (6)$$

Borç stokunun t-1 dönemindeki değerinde artış t döneminde birincil bütçe dengesinin pozitif değerinde artış ile sonuçlanmaktadır (Kamu gelir ve harcamaları arasındaki uzun dönem ilişkilerin ekonometrik olarak test edildiği çalışmalara örnek olarak Prohl ve Schneider (2006), Göktan (2008), Fincke ve Greiner (2012), Yıldız ve Yıldırım (2014); birincil bütçe dengesi ile kamu borç stoku arasındaki eşbütünleşmenin analiz edildiği çalışmalara örnek olarak Payne (1997), Bravo ve Silvestre (2002), Jha ve Sharma (2004), Kalyoncu (2005), Ehrhart ve Llorca (2008), Şen vd. (2010), Afonso ve Rault (2010), Westerlund ve Prohl (2010); her ki kriterin de dikkate alındığı çalışmalara örnek olarak Afonso ve Jalles (2012) gösterilebilir.). Çalışmanın bu bölümünde örneklem grubu için her iki koşulun geçerliliği sınanacaktır.

### B. Metodoloji

Değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesinde panel veri analizi, zaman ve kesit boyutunun dikkate alınarak veri setinin genişletilmesi, serbestlik derecesinin yükseltilmesi ve çoklu doğrusal bağlantı ihtimalinin azaltılması sayesinde daha etkin sonuçların elde edilmesine imkân sağlamaktadır. Yukarıda açıklandığı üzere mali sürdürülebilirlik için ilk olarak değişkenlerin durağanlıkları test edilecek, ardından, kamu harcama ve gelirleri ile kamu borç stoku ve birincil bütçe arasındaki uzun dönem ilişki araştırılacaktır. Genel bir panel veri regresyon modeli şu şekilde gösterilebilir;

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + u_{it} \quad (i = 1, \dots, N \text{ ve } t = 1, \dots, T) \quad (7)$$

Bu denklemde iki önemli varsayım yapılmaktadır. Homojenlik varsayımı  $\beta_1$  katsayılarının paneldeki tüm kesitler için aynı olduğunu, yatay kesit bağımsızlığı varsayımı ise yatay kesitlerden birinde ortaya çıkan şokun diğer kesitleri etkilememesini ( $Cov(\mu_{it}, \mu_{jt}) = 0$ ) ifade etmektedir. Bu nedenle panel veri analizlerinde ilk olarak, bu iki varsayımın geçerliliğinin test edilmesi gerekmektedir.

#### Ön testler

Yatay kesit bağımlılığının test edilmesinde bu çalışmada Pesaran (2004) ve Pesaran vd. (2008) tarafından önerilen testler kullanılmaktadır. Pesaran (2004), Breusch-Pagan (1980) tarafından önerilen LM testini revize ederek iki yeni test önermiştir. Burada kullanılacak olan, hem  $N > T$  hem de  $T > N$  durumlarında geçerli, asimtotik olarak standart normal dağılıma sahip olan CD testidir;

$$CD = \left( \frac{2T}{N(N-1)} \right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \quad (8)$$

8 No'lu denklemde  $\hat{\rho}_{ij}$ , ADF regresyonunun kalıntılarından elde edilen pair-wise korelasyon katsayısıdır. Test yapısal kırılmanın varlığı ve heterojen panel durumlarında geçerlidir. Pesaran, Ullah ve Yagamata (2008) ise  $LM_{BP}$  T'nin küçük değerleri için sapmalı olduğundan, yatay kesit bağımlılığının olmadığı şeklindeki  $H_0$  hipotezinin sınıandığı ve sapmanın düzeltildiği aşağıdaki testi önermektedirler;



$$LM_{\alpha dj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\beta}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\theta_{Tij}} \quad (9)$$

İkinci olarak homojenite varsayımının sınanmasında Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen, N ve T'nin farklı kombinasyonlarında uygulanabilen ve Swamy (1970) homotenite testinin yeniden ölçeklendirilmiş versiyonu olan delta testleri kullanılacaktır.

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})' \frac{X_i' M_T X_i}{\tilde{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \quad (10)$$

Burada  $\hat{\beta}_i$  ve  $\tilde{\beta}_{WFE}$  sırasıyla havuzlanmış en küçük kareler ve sabit etkilere göre ağırlıklandırılmış havuzlanmış en küçük kareler regresyon sonuçlarından elde edilen tahminler,  $M_T$  ise birim matristir. Buradan hareketle standartlaştırılmış test istatistiği şu şekilde tanımlanır;

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (11)$$

$E(\tilde{z}_{iT}) = k$  ve  $Var(\tilde{z}_{iT}) = 2k(T - k - 1)/(T + 1)$  iken delta testinin küçük örneklerde sapmaları düzeltilmiş versiyonu ise 12 No'lu denkleme gösterilmektedir.

$$\tilde{\Delta}_{\alpha dj} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (12)$$

#### CADF Panel Birim Kök Testi

Panel birim kök testleri Abuaf ve Jorion (1990) ile hızlı bir gelişme trendine girmiştir. Im vd. (1997), Maddala ve Wu (1997), Hadri (2000), Choi (2001), Levin vd. (2002) başta olmak üzere geliştirilen ilk nesil panel birim kök testleri tek değişkenli zaman serisi durağanlık testlerini temel almışlardır (Güloğlu ve İvrendi, 2008: 2). Ancak O'Connell (1998: 16), seriler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğu durumlarda panel birim kök testlerinde boş hipotezin reddedilme ihtimalinin arttığını göstermiştir. Söz konusu sorunun çözümü amacıyla sonraki yıllarda yatay kesit bağımlılığının dikkate alındığı birim kök testleri geliştirilmiştir. Bu çalışmada serilerin durağanlığının incelenmesinde Pesaran (2007) tarafından önerilen ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan CADF (Cross Sectionally Augmented Dickey Fuller) panel birim kök testi uygulanacaktır. Bu testte standart ADF regresyonu yatay kesitlerin birinci farkları ve gecikmeli değerlerinin kesit ortalamaları ile genişletilmektedir. Söz konusu birim kök testi hem  $T > N$  hem  $N > T$  durumlarında kullanılabilen, ek olarak hem yatay kesitler için hem panelin bütünü için durağanlığın incelenmesine imkân vermektedir. CADF testi aşağıdaki regresyon modeline dayanmaktadır;

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^F \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + e_{it} \quad (13)$$

Modelde  $\bar{y}_t$  serinin yatay kesit ortalamasını göstermektedir. Boş hipotez her bir yatay kesitin birim köke sahip olduğu şeklinde iken ( $H_0: b_i = 0$ , tüm  $i$ 'ler için) alternatif hipotez yatay kesitlerden en az bir tanesinin durağan olduğu şeklindedir ( $H_1: b_i < 0$  en az bir  $i$  için). Her yatay kesit için bulunan test

istatistiklerinin  $N$ 'e bölünmesi ile panel için CIPS (Cross-Sectionally Augmented IPS) test istatistiği bulunur ve değerler Pesaran (2007) tablo değerleri ile karşılaştırılır.

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^{N_i} t_i \quad (14)$$

*Westerlund (2006) Panel Eşbütünleşme Testi*

Serilerin düzeyde durağan olmadığı durumda değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığının incelenmesi gerekir. Literatürde bu amaçla çok sayıda test önerilmektedir. Yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmadığı eşbütünleşme testlerine örnek olarak Kao (1999), Pedrone (1999), dikkate alındığı testlere örnek olarak ise Westerlund (2006), Westerlund ve Edgerton (2007) gösterilebilir. Bu çalışmada sabit ve trendde yapısal kırılmaya izin veren Westerlund (2006) tarafından geliştirilen panel eşbütünleşme testi kullanılacaktır. Bu yöntem açıklayıcı değişkenler arasında içsellik sorunu ve çoklu doğrusal bağlantı durumlarında istatistiksel olarak güçlüdür ve her kesit için farklı sayıda ve farklı tarihlerdeki kırılmalara izin vermektedir. Diğer yandan söz konusu test yatay kesit bağımlılığının oldu ve olmadığı durumlarda kullanılabilir. Westerlund (2006) zaman ve yatay kesit boyutu olan  $y_{it}$  değişkeni için aşağıdaki denklem sisteminden hareket etmektedir;

$$y_{it} = z'_{it} \gamma_{ij} + x'_{it} \beta_i + e_{it} \quad (15)$$

$$e_{it} = r_{it} + u_{it}$$

$$r_{it} = r_{it-1} + \phi_i u_{it}$$

burada  $x_{it} = x_{it-1} + v_{it}$   $K$  boyutlu açıklayıcı değişken vektörü,  $z_{it}$  ise deterministik bileşenler vektörüdür.  $j$  ile gösterilmekte olan indeks  $j=1, \dots, M_i+1$  yapısal kırılmaları işaret etmektedir ve  $T_{i1}, \dots, T_{iM_i}$  dönemlerinde ortaya çıkmaktadır. Yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (1998)'un kalıntı karelerinin toplamının global minimizasyonu yöntemi ile veriden içsel olarak elde edilmektedir.

$$\hat{T}_i = \underset{T_i}{\operatorname{argmin}} \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} (y_{it} - z'_{it} \hat{\gamma}_{ij} - x'_{it} \hat{\beta}_i)^2 \quad (16)$$

$$\hat{\omega}_{i12}^2 = \hat{\omega}_{i11}^2 - \hat{\omega}'_{i21} \hat{\omega}_{i22}^{-1} \hat{\omega}_{i21} \quad \text{ve} \quad S_{it} \sum_{k=T_{ij-1}+1}^t \hat{e}_{ik}^* \quad \text{şeklinde}$$

tanımlandığında panel LM test istatistiği

$$Z(M) \equiv \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} (T_{ij} - T_{ij-1})^{-2} \hat{\omega}_{i12}^{-2} S_{it}^2 \quad (17)$$

$e_{ik}$  tahmininde DOLS veya FMDOLS kullanılabilir. Testte boş hipotez tüm yatay kesitlerde eşbütünleşmenin varlığı, alternatif hipotez ise bazı kesitlerde eşbütünleşmenin olmadığı şeklindedir.

$$H_0: \phi_i = 0, \text{ tüm } i=1, \dots, N$$

$$H_1: \phi_i \neq 0, i=1, \dots, N_1 \text{ ve } \phi_i \neq 0, i=N_1+1, \dots, N$$

Yatay kesit bağımlılığının varlığı durumunda kritik değerler bootstrap dağılımından elde edilmektedir.

*Pesaran (2006) CCE Eşbütünleşme Tahmincisi*

Değişkenler arasında eşbütünleşmenin tespiti durumunda, uzun dönem ilişkinin büyüklüğü ve yönünün belirlenmesi gerekmektedir. Uzun dönem katsayıların tahmininde Kao ve Chiang (2000) tarafından geliştirilen panel OLS, panel DOLS ve FMOLS tahmincileri, Mark vd.'nin önerdiği Dinamik SUR, Pedroni (2000, 2001) tarafından kullanılan panel DOLS ve FMOLS ile Pesaran (2006) CCE tahmincileri kullanılabilir. Çalışmanın bir sonraki aşamasında eşbütünleşme vektörü Pesaran (2006) Ortak İlişkili Etkiler (Common Correlated Effect) modeli kullanılarak tahmin edilecektir. CCE eşbütünleşme tahmincileri nispi olarak küçük N ve T değerlerinde de istatistiksel olarak güvenilir sonuçlar üretmektedir. Bu yöntem çoklu gözlemlenemeyen ortak etkilerden kaynaklı yatay kesit bağımlılığını dikkate almakta, diğer yandan heterojen panel durumunda eğim katsayısının yatay kesitlerde farklılaşmasına izin vermektedir. Doğrusal heterojen panel veri modeli şu şekildedir;

$$y_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

burada  $d_t$   $n \times 1$  boyutundaki gözlemlenen ortak etkiler vektörü,  $x_{it}$   $k \times 1$  boyutunda gözlemlenen bireysel spesifik açıklayıcı değişkenler vektörüdür ve hata terimi  $\varepsilon_{it} = \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it}$  olarak iki kısımdan oluşmaktadır.  $f_t$  gözlemlenemeyen ortak etkiler vektörüdür. Gözlemlenemeyen faktörler tüm değişkenlerin kesit ortalamaları regresyona dahil edilerek modellenmektedir. Pesaran (2006) iki tahminci geliştirmiştir. CCEMG (Common Correlated Effects Mean Group Estimator) bireysel CCE tahmincilerinin aritmetik ortalamasıdır. CCEP (Common Correlated Effects Pooled Estimator) ise  $\beta_i$ 'nin,  $y_{it}$  bağımlı değişkenin  $x_{it}$ ,  $d_t$  ve onun yatay kesit ortalamaları üzerine havuzlanmış regresyonundan elde edilmektedir;

$$\hat{b}_{CCEMG} = (1/N) \sum_{i=1}^N \hat{b}_i \quad (19)$$

$$\hat{b}_{CCEP} = \left( \sum_{i=1}^N \theta_i X_i' \bar{M}_w X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \theta_i X_i' \bar{M}_w y_i$$

Bu çalışmada ilgili katsayının ülkeler arasında değişimine izin veren CCEMG tahmincisi kullanılmaktadır.

#### *Canning ve Pedroni (2008) Panel Nedensellik Testi*

Analizin son aşaması değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünün araştırılmasıdır. Değişkenlerin seviyelerinde durağan olmadığı ancak eşbütünleşik olduğu durumlarda Canning ve Pedroni (2008), uzun dönem nedenselliğin belirlenmesinde Engle-Granger metodolojisine dayanan iki aşamalı bir prosedür önermişlerdir. Söz konusu yöntemde öncelikle değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi her bir yatay kesit için Johansen maksimum olabilirlik veya FMOLS ile tahmin edilir. İkinci aşamada eşbütünleşme ilişkisi hata düzeltme katsayısının ( $\hat{\varepsilon}_{it-1}$ ) hesaplanmasında kullanılarak aşağıdaki hata düzeltme modelleri tahmin edilir.

$$\Delta x_{it} = c_{1i} + \lambda_{1i} \hat{\varepsilon}_{it-1} + \sum_{j=1}^K \varphi_{11ij} \Delta x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \varphi_{12ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{1it} \quad (20)$$

$$\Delta y_{it} = c_{2i} + \lambda_{2i} \hat{\varepsilon}_{it-1} + \sum_{j=1}^K \varphi_{21ij} \Delta x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \varphi_{22ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{2it}$$

burada değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varolması için  $\lambda_{1i}$  ve  $\lambda_{2i}$  katsayılarından en az birinin sıfırdan farklı olması gerekir. Canning ve Pedroni (2008) uzun dönem nedenselliğinin olmadığı şeklindeki boş hipotezin sınanmasında iki test istatistiği önermişlerdir.

$$\begin{aligned} \bar{t}_{\lambda_2} &= N^{-1} \sum_{i=1}^N t_{\lambda_{2i}} \\ P_{\lambda_2} &= -2 \sum_{i=1}^N \ln p_{\lambda_{2i}} \end{aligned} \quad (21)$$

Grup ortalamalarına dayalı ilk istatistikte  $t_{\lambda_{2i}}$  her bir yatay kesit için test istatistikleridir ve test standart normal dağılıma sahiptir. İkinci panel test istatistiği ise  $2N$  serbestlik derecesinde  $\chi^2$  dağılımına sahiptir.  $\ln p_{\lambda_{2i}}$  değeri yatay kesit t testlerinin anlamlılık düzeylerinin doğal logaritmalarıdır. Heterojen panellerde ikinci yöntem olan Lambda-Pearson istatistiklerinin kullanılması daha uygundur (Canning ve Pedroni, 2008: 19).

### C. Bulgular

Birinci nesil panel birim kök testleri yatay kesit bağımsızlığı varsayımına dayanmaktadır. Bu varsayım ülkelerin birisinde yaşanan bir şokun diğer ülkeleri etkilemediği anlamına gelir. Ancak uluslararası ticarete liberalleşme eğilimi çerçevesinde iktisadi olarak ülkeler birbirinden giderek daha fazla etkilenebilmektedir. Dolayısıyla şokların transferinin mümkün olduğu durumlarda yatay kesit bağımlılığı varsayımına dayanan ikinci nesil panel birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Açıklanan bu iktisadi nedenlerin yanında yatay kesit bağımlılığının test edilmesi, geleneksel testlerin dayandığı dağılımlar ve t istatistiklerinin yatay kesit bağımsızlığı altında geçerli olması nedeniyle istatistiki açıdan da önemlidir.

Tablo 1. Yatay-kesit Bağımlılığı Testleri

Yatay-kesit bağımlılığı	rev		exp		pb		debt	
	İstatistik	p- değeri	İstatistik	p- değeri	İstatistik	p- değeri	İstatistik	p- değeri
CD (Pesaran, 2004)	-3.462	0.000	-1.602	0.055	-2.452	0.007	-2.233	0.013
$LM_{adj}$ (PUY, 2008)	8.860	0.000	7.879	0.000	5.006	0.000	5.624	0.000

Tablo 1 yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarını göstermektedir. Analizde kullanılacak dört değişken için de her iki test sonucu yatay kesit bağımlılığının reddedildiğini göstermektedir. Sonuçlar analize dahil edilen ülkelerden birindeki şokun diğer ülkeleri de etkilediğini, dolayısıyla sonraki aşamalarda yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil testlerin uygulanması gerektiğine işaret etmektedir. Ön testler kapsamında ikinci olarak kamu gelir ve harcamaları ile birincil bütçe dengesi ve kamu borç stokunun bir dönem gecikmeli değeri arasındaki ilişkilerde homojenlik varsayımının varlığı incelenmektedir. Eğim katsayılarının yatay kesitler arasında farklılaşım farklılaşmadığının belirlenmesi için yapılan delta testlerinin sonuçlarına göre (Tablo 2) yüzde 1 anlamlılık düzeyinde homojenliğin reddedildiği,

parametrelerin heterojen olduğu, dolayısıyla değişkenler arası ilişkilerin tespitinde panel istatistiklerinin değil grup istatistiklerinin kullanılması gerektiği anlaşılmaktadır.

Tablo 2. *Homojenite Testleri*

$rev_t = f(exp_t)$	İstatistik	p-değeri	$pb_t = f(deb_{t-1})$	İstatistik	p-değeri
$\tilde{A}$ testi	17.362	0.000	$\tilde{A}$ testi	10.951	0.000
$\tilde{A}_{\alpha\alpha_j}$ testi	18.182	0.000	$\tilde{A}_{\alpha\alpha_j}$ testi	11.486	0.000

Analizin sonraki aşamasında yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve paneli oluşturan ülkeler için sonuçlar sağlayan Pesaran (2007) CADF birim kök testi uygulanmıştır. Tablo 3’de sabitli model için test istatistiklerinin Pesaran (2007) tablo değerleri ile karşılaştırılması sonucunda, kamu gelirleri, kamu harcamaları ve birincil bütçe dengesi serilerin hiç birisinin ülkeler düzeyinde seviyesinde durağan olmadığı (sadece Danimarka için kamu harcamaları ve birincil denge %5 anlamlılık düzeyinde durağandır) görülmektedir (Kamu harcamaları, kamu gelirleri ve birincil bütçe dengesi serilerinin birinci farkları ise CADF panel birim kök testi sonuçlarına göre durağandır. Çalışmanın hacminin genişlememesi için burada yer verilmeyen söz konusu sonuçlar istenildiği takdirde paylaşılabilir). Mali sürdürülebilirlik açısından borç stoku değişkeninin birinci farkının durağanlığı da incelendiğinde, söz konusu serinin de birim köke sahip olduğu anlaşılmaktadır. Bir bütün olarak panel için hesaplanan CIPS istatistiği de aynı şekilde tüm seriler için birim kökün varlığı şeklindeki boş hipotezin reddedilemediğini göstermektedir.

Tablo 3. *CADF Birim Kök Testi (Sabitli Model)*

Sabit	rev		exp		pb		Δdebt	
	CADF	lag	CADF	lag	CADF	lag	CADF	lag
Belçika	-2.341	2	-2.483	3	-2.295	3	-2.313	2
Kanada	-0.157	2	0.292	3	-0.51	3	-2.055	2
Danimarka	-3.405	2	-3.537	2	-3.524	2	-3.183	2
Finlandiya	-1.346	2	-2.215	3	-1.923	3	-1.805	3
Fransa	-0.314	2	-0.872	2	-2.462	3	-3.159	4
İzlanda	-1.869	2	-1.857	2	-2.831	3	-2.553	2
İrlanda	-1.755	3	-1.331	3	-1.143	3	-1.777	2
Japonya	-1.264	2	0.754	2	-0.323	2	-1.268	4
Norveç	-1.078	2	-1.955	2	-0.57	3	-3.346	2
İspanya	-1.092	3	-1.893	3	-2.288	2	-3.111	4
İsviçre	-0.618	2	-0.5	3	-1.979	3	-2.604	2
İngiltere	-2.174	2	-2.16	2	-2.478	3	-2.197	2
ABD	-1.593	4	-0.312	2	-1.597	3	-2.344	2
Türkiye	-1.278	2	-0.828	2	-1.618	2	-2.441	2
CIPS	-1.449		-1.35		-1.824		-2.440	

Not 1:Gecikme uzunlukları Swarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir

Not 2: CADF istatistiği kritik değerleri sabitli modelde -4,12(%1), -3,36(%5), -2,98(%10) (Pesaran 2007, Table 1-b, p275), Panel istatistiği (CIPS) kritik değerleri sabitli modelde -2,45(%1), -2,25(%5), -2,14(%10) (Pesaran 2007, Table 2-b, p280),

Tablo 4’de ikinci nesil panel birim kök test sonuçlarına göre birinci farkları durağan olan kamu harcamaları ve kamu gelirleri arasındaki uzun dönem ilişki, Westerlund (2006) çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme yöntemi ile sınanmıştır. Yöntem modelde hem sabitte hem de sabit ve trendde kırılmanın olduğu ve olmadığı şeklinde dört farklı durum için sonuçlar sunmaktadır. Yatay kesit bağımlılığının olduğu durumlarda istatistiksel olarak anlamlılık bootstrap değerleri dikkate alınarak yorumlanmaktadır. Bu koşullar altında 15 no’lu denklemdeki ilişki için yapılan sınamalarda, tüm yatay kesitlerde eşbütünleşmenin varlığı şeklindeki boş hipotez sabit ve trendde kırılmanın olmadığı ikinci model dışında reddedilememektedir. Aynı şekilde faiz dışı bütçe dengesi ile borç stokunun bir dönem gecikmeli değeri arasında ikinci model dışında uzun dönemli ilişkinin varlığı doğrulanmaktadır (Benzer şekilde Jha ve Sharma (2004), serilerinde yapısal kırılmaların etkilerinin dikkate alınmasının öneminden bahsetmiş ve bu etkilerin dikkate alınması durumunda öncekilerden farklı olarak sürdürülebilirliği destekleyen sonuçlara ulaşmıştır).

Tablo 4. *Westerlund (2006) Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testi*

Model	rev <sub>t</sub> = f(exp <sub>t</sub> )			pb <sub>t</sub> = f(deb <sub>t-1</sub> )		
	Test istatistiği	Asimtotik p-değeri	Bootstrap p-değeri	Test istatistiği	Asimtotik p-değeri	Bootstrap p-değeri
Sabitte kırılma yok	6.485	0.000	0.015	3.309	0.000	0.061
Sabit ve trendde kırılma yok	6.324	0.000	0.000	3.375	0.000	0.002
Sabitte kırılma	8.757	0.000	0.744	7.807	0.000	0.804
Sabit ve trendde kırılma	51,430	0.000	0.529	69.641	0.000	0.392

Not: Bootstrap olasılık değerleri 1000 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir. Asimtotik olasılık değerleri standart normal dağılımdan elde edilmiştir. Maksimum kırılma sayısı dört olarak alınmıştır. Sıfır hipotezi “eşbütünleşme vardır” şeklindedir.

Tablo 5’de ise ülkeler itibariyle modellere ait kırılma tarihleri yer almaktadır. Söz konusu tarihler ele alınan ülkelerde büyük çaplı mali konsolidasyon programlarının uygulandığı dönemleri göstermesi açısından önemli sonuçlar vermektedir. Ülke örneklerine bakıldığında modelde kırılma tarihleri; bütçe açıklarının azaltıldığı başarılı programlar olarak kabul edilen Danimarka 1983-1986, Fransa 1996, İrlanda 1986-1989, Finlandiya 1992-2000, İspanya 1993-1997, Kanada 1994-1999 ve İsviçre 1994-2000 dönemi konsolidasyon programlarının değişkenler üzerindeki etkilerini yakalamıştır. Danimarka 1980’lerin ilk yarısında hızla artan borç stoku sonrası gelir temelli bir mali disiplin programı hayata geçirmiştir. Her ne kadar başarılı bir program olarak kabul edilse de uzun soluklu olmamış, mali göstergelerde sonraki dönemlerde önemli bozulmalar ortaya çıkmıştır. İrlanda’da 1987’de başlatılan konsolidasyon programında, içerisinde kamu çalışanlarının ücretleri ve transferlerin de olduğu harcama kesintileri ve ardından kademeli vergi

indirimleri hayata geçirilmiştir. İngiltere’de 1997 yılında başlatılan program ile kamu mali dengesi 2001 yılına kadar sağlanmıştır. Finlandiya’da 1990-2000 yılları arasında bütçe açıklarının azaltılması hedefi çerçevesinde harcama kısıtı şeklinde altı konsolidasyon planı uygulanmıştır. İspanya 1992 yılından itibaren Maastricht bütçe açığı kriterini sağlamak amacıyla harcama azaltıcı ve vergi gelirlerini yükseltici düzenlemeler yapmıştır (IMF, 2010; Benczes, 2010, Devries vd. 2011). Türkiye için elde edilen kırılma tarihleri kamu gelirlerinde büyük çaplı reformların yapıldığı 1985 yılı ve iki büyük kriz sonrası dönemleri işaret etmektedir. Benzer şekilde birincil açık ve borç stoku arasındaki ilişkinin incelendiği modelde kırılma tarihi olan 2004 yılı Türkiye için bütçe disiplininin sağlanması açısından dikkat çekicidir.

Tablo 5. Kırılma Tarihleri (Model 4)

	$rev_t = f(exp_t)$					$pb_t = f(deb_{t-1})$				
	No	1	2	3	4	No	1	2	3	4
Belçika	2	1988	2003	-	-	2	1990	2000	-	-
Kanada	1	2000	-	-	-	2	1990	1996	-	-
Danimarka	3	1986	1992	2003	-	3	1986	1994	2004	-
Finlandiya	1	1987	-	-	-	2	1990	2000	-	-
Fransa	1	1995	-	-	-	2	1991	2001	-	-
İzlanda	2	1987	2006	-	-	0	-	-	-	-
İrlanda	3	1988	1994	2003	-	1	2006	-	-	-
Japonya	2	1992	2005	-	-	2	1992	2005	-	-
Norveç	1	1999	-	-	-	2	1993	2004	-	-
İspanya	2	1993	2004	-	-	3	1986	1993	2005	-
İsviçre	1	1991	-	-	-	3	1978	1993	2000	-
İngiltere	2	1985	1993	-	-	4	1988	1994	2000	2006
ABD	2	1998	2004	-	-	1	2000	-	-	-
Türkiye	3	1986	1995	2001	-	1	2004	-	-	-

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının tespit edilmesinden sonraki aşama eşbütünleşme katsayılarının tespit edilmesidir. Pesaran (2006) CCE tahmincileri kullanılarak elde edilen sonuçlar Tablo 6’da gösterilmektedir. Mali sürdürülebilirlik konusunda tutarlı yorumlar yapabilmek için hem kamu harcamaları ile kamu gelirleri hem de birincil denge ile borç stoku arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişkilerin aynı anda sağlandığı durumlar dikkate alındığında, her iki koşulun da sağlandığı beş ülke olduğu görülmektedir (Kanada, İrlanda, Norveç, İsviçre, Türkiye). Finlandiya, Fransa, İzlanda, ABD’de sadece kamu harcamalarının katsayıları anlamlı iken Belçika, Japonya ve İngiltere’de ise borç stokuna ait katsayılar anlamlıdır. Diğer yandan her iki koşulu da sağlayan ülkelerde, katsayıların birden küçük olması, kamu

harcamalarının kamu gelirlerinden daha hızlı arttığını göstermektedir. Benzer şekilde bütçe stokunun katsayıları da anlamlı olmakla birlikte kuvvetli bir ilişkiyi desteklememektedir. Sonuç olarak ele alınan 14 OECD ülkesinden beş tanesinde incelenen iki kriter açısından zayıf mali sürdürülebilirliği işaret eden bulgulara ulaşılmıştır.

Tablo 6. *Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini (CCEMG Modeli)*

	rev <sub>t</sub> = f(exp <sub>t</sub> )			pb <sub>t</sub> = f(deb <sub>t-1</sub> )		
	Katsayı	Std. hata	p-değeri	Katsayı	Std. hata	p-değeri
CCEMG	0,198	0,097	0,042	0,039	0,026	0,139
Ülke sonuçları						
Belçika	0,018	0,071	0,796	0,068**	0,018	0,000
Kanada	0,481**	0,058	0,000	0,068*	0,031	0,029
Danimarka	0,043	0,152	0,773	0,077*	0,038	0,045
Finlandiya	0,199*	0,081	0,014	-0,08	0,062	0,172
Fransa	0,615**	0,060	0,000	-0,01	0,010	0,327
İzlanda	0,475**	0,114	0,000	0,067	0,068	0,320
İrlanda	0,259*	0,100	0,010	0,085**	0,029	0,004
Japonya	-0,11	0,062	0,061	-0,04**	0,009	0,000
Norveç	-0,56**	0,146	0,000	0,280*	0,108	0,010
İspanya	0,228	0,141	0,107	0,089	0,067	0,185
İsviçre	0,593**	0,087	0,000	-0,10**	0,036	0,005
İngiltere	0,189	0,130	0,147	0,070*	0,032	0,031
ABD	-0,32**	0,072	0,000	-0,08	0,068	0,194
Türkiye	0,682**	0,673	0,000	0,073**	0,020	0,000

\*\* , \* sırasıyla 1% ve %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

Analizin son aşamasında ise değişkenler arasında nedenselliğin yönü araştırılmaktadır. Nedensellik analizi hükümetlerin geçmişte mali istikrarsızlıklara karşı nasıl tepki verdiğini gösterir. Dolayısıyla gelecekteki tepkileri için de bir gösterge niteliğindedir. Canning ve Pedroni (2008) panel nedensellik analizi sonuçları Tablo 9'da sunulmaktadır. Bu test iki istatistik vermektedir ve heterojen panellerde Lamda Pearson istatistikleri kullanılmaktadır. Sonuçlar kamu gelirlerinin kamu harcamalarının Granger nedeni olmadığı şeklindeki boş hipotezin %5 anlamlılık düzeyinde reddedilemediğini, ancak harcamalardan gelirlere doğru nedensellik ilişkisinin %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Faiz dışı bütçe dengesi ile borç stoku arasında ise nedenselliğin yönü borç stokundan faiz dışı bütçe dengesine doğrudur. Bu Afonso ve Jalles (2012)'ye göre aynı zamanda Ricardian rejimin varlığını ima etmektedir. Para politikasının aktif maliye politikasının pasif olduğu, maliye otoritesinin birincil fazlayı mali ödeme gücünü (fiscal solvency)



garanti etmek amacıyla ayarladığı Ricardian rejimde, fiyatlar genel düzeyi para piyasasına oluştur, birincil fazla bütçe kısıtının bugünkü değerine göre içsel olarak belirlenir. Bajo-Rubio (2009: 527)'nin de belirttiği gibi bu yaklaşımın sonucu olarak gelişmiş ülkelerde senyoraj bütçe açığının finansman kaynağı olmaktan çıkmış ve merkez bankalarının bağımsızlığı fikri ön plana çıkmıştır.

Tablo 9. *Canning ve Pedroni (2008) Panel Nedensellik Test Sonuçları*

	Rev $\neq$ Exp			Exp $\neq$ Rev		
	İstatistik	t-istatistiği	p-değeri	İstatistik	t-istatistiği	p-değeri
Group-mean	0,112	0,629	0,396	-0.288	-2.241	0.382
Lamda Pearson	40,68		0,057	41.743		0.000
	Pb $\neq$ Debt			Debt $\neq$ Pb		
	İstatistik	t-istatistiği	p-değeri	İstatistik	t-istatistiği	p-değeri
Group-mean	-0,016	-0,160	0,398	-0.444	-1.925	0.361
Lamda Pearson	37,19		0,114	86.92		0.000

NOT: Maksimum gecikme sayısı 3 olarak alınmıştır ve her ülke için optimal gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

## V. Sonuç

Mali sürdürülebilirlik, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde kamu mali yapısının istikrarı açısından temel ilgi alanlarından birisidir. Mali disipline yönelik tedbirler her ne kadar uzun dönemde ekonomik büyümeyi destekliyor olsa da, kısa dönemde mali konsolidasyon ile sürdürülebilir ekonomik büyümenin arasında doğru dengeyi sağlanması gerekmektedir.

Bu çalışmada 14 OECD ülkesi için mali sürdürülebilirlik (I) kamu harcamaları ve kamu gelirleri ve (II) kamu borç stoku ve birincil bütçe dengesi ilişkisi çerçevesinde incelenmiştir. Ülkelere özgü dinamiklerin ve ülkeler arası etkileşimin dikkate alınabilmesi için yatay kesit bağımlılığı ve heterojeniteye izin veren panel birim kök, eşbütünleşme ve nedensellik sınamalarının kullanıldığı analizler sonucunda; örneklem grubu içerisinde hiçbir ülkede kamu harcamaları ve kamu gelirlerinin durağan olmadığı, ancak bu değişkenler arasında uzun dönemde ilişki olduğu tespit edilmiştir. Buna ek olarak eşbütünleşme modeline ait yapısal kırılma tarihlerinin ele alınan ülkelerde önemli reform ve ekonomik kriz dönemlerine işaret etmesi sonuçların güvenilirliğini artırmaktadır. Benzer şekilde birincil bütçe dengesi ve kamu borç stoku değişkenleri de durağan olmamakla birlikte, birincil denge ile borç stokunun bir dönem gecikmeli değeri arasında panelin bütünü açısından bakıldığında eşbütünleşme ilişkisi olduğu anlaşılmaktadır. Modellerde nedenselliğin yönü ise kamu harcamalarından kamu gelirlerine ve borç stokundan faiz dışı bütçe dengesine doğrudur. Ülkeler düzeyinde bakıldığında

sonuç olarak mali sürdürülebilirlik açısından her iki koşulu da yerine getiren beş ülke olduğu, ancak bu ülkelerde eşbütünleşme katsayılarının 1'den küçük olması nedeniyle sürdürülebilirliğin zayıf olduğu tespit edilmiştir.

Analiz sonuçları mali sürdürülebilirliğin incelenen OECD ülkelerinde halen politika yapıcılar için sürekli takip edilmesi gereken temel risk alanlarından biri olduğunu göstermektedir. Ekonominin normal zamanlarında politik ve iktisadi tercihler kamu borç stokunu hızla artırarak sonraki dönemlerde hem reel hem de finansal piyasalar açısından yeni problem alanları doğurmaktadır. Dünya genelinde düşük büyüme oranlarının yaşandığı durgunluk dönemlerinde ise genişletici maliye politikası önlemleri kamu borç stoku üzerindeki sonuçları itibarıyla, gerekli önlemler alınmadığı takdirde, krizin nihai çözümünden ziyade nitelik değiştirmesine neden olabilmektedir. Sürdürülebilirlik için kabul edilebilir borç stokunun düzeyi ülkeden ülkeye farklılık göstermekle birlikte, hükümetlerin uzun dönem hedef borç düzeyini tanımlaması ve bu hedefe ulaşılması için gerekli stratejileri önceden belirlemiş olması önem arz etmektedir. Mevcut politikaların sürdürülemez olduğu durumlarda, sürdürülebilirliğin yeniden sağlanmasına yönelik uygulanacak mali konsolidasyon programlarının; kamuoyu ile paylaşılarak beklentileri yönlendirmesi, toplumun geniş bir kesiminin desteğini alması, genel makroekonomik hedeflerle uyumunun sağlanarak kredibilitésinin güçlendirilmesi, zamanlamasının doğru yapılması ve mali disiplini sağlayıcı diğer araçlarla desteklenme şeklinde teknik yönlerinin güçlendirilmesi, programların başarısını doğrudan etkileyecektir.

#### **Kaynaklar**

- Abbas, S.M.A., Belhocine, N., El-Ganainy, A. ve Horton, M. (2010), "A Historical Public Debt Database", IMF Working Paper WP/10/245, Washington, DC.
- Abuaf, N. ve Jorion, P. (1990), "Purchasing Power Parity in the Long-run", *Journal of Finance*, 45, ss.157–74.
- Afonso, A. ve Jalles, J.T. (2012), *Revisiting Fiscal Sustainability: Panel Cointegration and Structural Breaks in OECD Countries*, European Central Bank Working Paper Series No 1465.
- Afonso, A. ve Rault, C. (2009), "What do We Really Know About Fiscal Sustainability in the EU? A Panel Data diagnostic", *Rev World Econ*, 145, ss.731–755.
- Bai, J., Perron, P. (1998), 'Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes', *Econometrica*, 66, ss.47–78.
- Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, C. ve Esteve, V. (2009), "Deficit Sustainability and Inflation in EMU: An Analysis from the Fiscal Theory of the Price Level", *European Journal of Political Economy*, 25, ss.525–539.
- Barro, R., (1979), "On the Determination of the Public Debt," *Journal of Political Economy*, 87, ss.940-971.

- Benczes, I. (2010), "Fiscal adjustment and economic growth in the European Union", *Köz-gazdaság*, 5(3), ss.83-98.
- Blanchard, O.J. (1990), Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators, OECD Dept. of Economics and Statistics Working Paper no. 79.
- Bohn, H. (1995), "The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy", *Journal of Money Credit and Banking*, 27(1), ss.257-271.
- Bohn, H. (1998), "The Behavior of US Public Debt and Deficits", *The Quarterly Journal of Economics*, 113, ss.949-63.
- Bravo, A. ve Silvestre, A. (2002), "Intertemporal Sustainability of Fiscal Policies: Some Tests for European Countries", *European Journal of Political Economy*, 18, ss.517-528.
- Breusch, T.S., Pagan A. R. (1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 47, ss.239-53.
- Canning, D. ve Pedroni, P. (2008), "Infrastructure, Long-Run Economic Growth and Causality Tests for Cointegrated Panels", *The Manchester School R.*, 76(5), ss.504-527.
- Choi, I. (2001), "Unit Roots Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 20, ss.229-72.
- Devries, P., Guajardo, J., Leigh, D. ve Pescatori, A. (2011). A new action-based dataset of fiscal consolidation. IMF Working Papers, 1-90.
- Ehrhart, C. ve Llorca, M. (2008), "The Sustainability of Fiscal Policy: Evidence from a Panel of Six South-Mediterranean Countries", *Applied Economics Letters*, 15(10), ss.797-803.
- European Commission. (2012). Fiscal Sustainability Report, European Economy 8-2012, Economic and Financial Affairs, Brussels, 204p.
- Fincke, B. ve Greiner, A. (2012), "How to assess debt sustainability? Some Theory and Empirical Evidence for Selected Euro Area Countries", *Applied Economics*, 44(28), ss.3717-3724.
- Friedman, M. (1978), "The Limitations of Tax Limitation," *Policy Review*, 7-14.
- Ghatak, S. ve Sánchez-Fung, J.R. (2007), "Is Fiscal Policy Sustainable in Developing Economies?", *Review of Development Economics*, 11(3), ss.518-530.
- Göktan, A. (2008), "Türkiye’de Mali Sürdürülebilirlik Üzerine Ampirik Bir Çalışma", *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 15(2), ss.425-445.
- Hadri, K. (2000), "Testing for Stationarity in Heterogenous Panels", *Econometrics Journal*, 3, ss.148-61.
- Hakkio, C.S. ve Rush, M. (1991), "Is the Budget Deficit "Too Large"?" *Economic Inquiry* 29, ss.429-445.
- Hamilton, J. ve Flavin, A., (1986), "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing", *American Economic Review* 76, ss.808-819.

- Hoover K. D. ve Sheffrin S. M. (1992), "Causation, Spending and Taxes: Sand in the Sandbox or Tax Collector for the Welfare State", *American Economic Review*, 82(1), ss.225-248.
- Im, K., Pesaran, H. ve Shin, Y. (1997), "Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels", Mimeo, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- International Monetary Fund, (2010), *World Economic Outlook: Recovery, Risk and Rebalancing*. October.
- Jha, R. (2003), "Macroeconomic Dimensions of Fiscal Policy in Developing Countries", (Ed.) R. Jha, Routledge, **Macroeconomic for Developing Countries**, 2nd ed., New York, ss. 285–314.
- Jha, R. ve Sharma, A. (2004), "Structural Breaks, Unit Roots, And Cointegration: A Further Test of the Sustainability of the Indian Fiscal Deficit", *Public Finance Review*, 32(2), ss.196-219.
- Kalyoncu, H. (2005), "Fiscal Policy Sustainability: Test of Intertemporal Borrowing Constraints", *Applied Economics Letters*, 12(15), ss.957-962.
- Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90(1), ss.1-44.
- Kao, C. ve Chiang, M. (2000), "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data", *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Vol. 15, ss.179–222.
- Kia, A. (2008), "Fiscal Sustainability in Emerging Countries: Evidence from Iran and Turkey". *Journal of Policy Modeling*, 30, ss.957–972
- Kotlikoff, L. (2013), *Assessing Fiscal Sustainability*, Mercatus Center Research, [www.mercatus.org](http://www.mercatus.org) (erişim tarihi: 14.08.2014).
- Levin, A., Lin, C., Chu, J. ve Shang, C. (2002), "Unit Roots Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108, ss.1–24.
- Maddala, G. S. ve Wu, S. (1997), *A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test*, Working Paper Series of Ohio State University,
- Mark, N.C.; Ogaki, M. ve Sul, D. (2005), "Dynamic Seemingly Unrelated Cointegrating Regressions", *The Review of Economic Studies*, 72(3), ss.797-820.
- Mercan, M. (2013), "Zamanlararası Dış Denge Kısıtı Yaklaşımı Çerçevesinde Türkiye’de Bütçe Açığının Sürdürülebilirliği", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(3), ss.91-110.
- Mercan, M. (2014), "Budget Deficits Sustainable? An Empirical Analysis for OECD Countries". *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 131, ss.258-263.

- Musgrave, R. (1966), "Principles of Budget Determination", (edt.) H. Cameron ve W. Henderson, **Public Finance: Selected Readings**, New York: Random House, ss.108-115.
- O'Connell, P. (1998), "The Overvaluation of Purchasing Power Parity", *Journal of International Economics*, 44, ss.1-19.
- Payne, J.E. (1997), "International evidence on the sustainability of budget deficits", *Applied Economics Letters*, 4(12), ss.775-779.
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), ss.653-670.
- Pedroni, P. (2000), "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels", iç. Baltagi, B.H. (Edt.), **Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels, Advances in Econometrics**, 15, ss. 93-130.
- Pedroni, P. (2001), "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels", *Review of Economics and Statistics*, 83, 2001, ss. 727-931.
- Pesaran, M.H., (2004), *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*. IZA Discussion Paper No.1240, Institute for the Study of Labor.
- Pesaran, M.H., (2006), "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure", *Econometrica*, 74(4), ss.967-1012
- Pesaran, M.H. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*. 22, ss.265-312
- Pesaran, M.H., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008), "A Bias-adjusted LM Test of Error Cross-section Independence", *Econometrics Journal*. 11, ss.105-127.
- Prohl, S., Schneider, F.G. (2006), *Sustainability of Public Debt and Budget Deficit: Panel Cointegration Analysis for the European Union Member Countries*, Working Paper, Department of Economics, Johannes Kepler University of Linz, No. 0610.
- Schick (2005), "Sustainable Budget Policy: Concepts and Approaches", *OECD Journal on Budgeting*, 5(1), ss.107-126.
- Swamy, P.A.V.B., (1970), "Efficient Inference in Random Coefficient Regression Model", *Econometrica*, 38, ss.311-23.
- Şen, H., Sağbaş, İ. ve Keskin, A. (2010), "Türkiye'de Mali Sürdürülebilirliğin Analizi: 1975-2007". *Maliye Dergisi*, 158, ss.103-123.
- Trehan, B. ve Walsh, C. (1988), "Common Trends, the Government Budget Constraint and Revenue Smoothing", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, ss.425- 444.

- Trehan, B. ve Walsh, C. (1991), "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits", *Journal of Money, Credit and Banking* 23, ss.210-223.
- Yildiz, H. ve Yıldırım, D.Ç. (2014), "An Empirical Study on Fiscal Sustainability in Eurozone", *Serbian Journal of Management* 9(1), ss.59-70.
- Westerlund, J. (2006), "Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(1), ss.101-132.
- Westerlund, J. ve Edgerton, D.L. (2007), "A panel bootstrap cointegration test", *Economics Letters*, 97, ss.185-190
- Westerlund, J. ve Prohl, S. (2010), "Panel Cointegration Tests of the Sustainability Hypothesis in Rich OECD Countries", *Applied Economics*, 42(11), ss.1355-1364.