

Reel Çıktıdaki Dalgalanmalar Geçici mi yoksa Kalıcı mı? OECD Ülkeleri için Bir Panel Veri Analizi

Ethem ESEN

Yrd. Doç. Dr., Anadolu Üniversitesi, İİBF

İktisat Bölümü

etheme@anadolu.edu.tr

Reel Çıktıdaki Dalgalanmalar Geçici mi yoksa Kalıcı mı? OECD Ülkeleri için Bir Panel Veri Analizi

Özet

Konjonktür dalgalanmalarının klasik görüşüne göre, reel çıktıdaki dalgalanmalar trendden geçici sapmalardır. Bu çalışmanın amacı, OECD ülkelerindeki çıktı dalgalanmalarının geçici mi yoksa kalıcı mı olduğunu incelemektir. Bu amaçla, 1975'den 2012'ye kadar olan dönem için Choi (2001), Demetrescu vd. (2006) ve Constantini ve Lupi (2013) tarafından savunulan panel birim kök testleri, 27 OECD ülkesinin kişi başına reel GSYH verisine uygulanmıştır. Panel birim kök testlerinden elde edilen ampirik sonuçlar, ülkelerin geneli için kişi başına reel GSYH'nin durağan olduğunu işaret etmektedir. Bu bulgular, OECD ülkelerindeki GSYH dalgalanmalarının geçici olduğunu ifade etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Kişi Başına Reel GSYH, Panel Birim Kök Testleri, Makroekonomik Politika.

Are Real Output Fluctuations Transitory or Permanent? A Panel Data Analysis for OECD Countries

Abstract

According to the Classical view of business cycle, fluctuations in real output represent temporary deviations from trend. The aim of this paper is to examine whether output fluctuations are transitory or permanent in OECD countries. For this purpose three panel unit root tests advocated by Choi (2001), Demetrescu et al. (2006), and Constantini and Lupi (2013) are applied to per capita real GDP data for 27 OECD countries over the period 1975 to 2012. The empirical results from panel unit roots tests indicate that per capita real GDP for the entire countries are stationary. These findings imply that GDP fluctuations in OECD countries are overall transitory.

Keywords: Per Capita Real GDP, Panel Unit Root Tests, Macroeconomic Policy.

1. Giriş

Kişi başına reel gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYH) gibi önemli makroekonomik değişkenlerin dinamik özelliklerinin incelenmesi; makroekonomi politikalarının, ekonometrik modellemenin ve geleceğe yönelik makroekonomik öngörülerin analiz edilmesi için önemlidir. Nelson ve Plosser'in (1982) çalışmasından günümüze kadar birçok araştırmacı önemli makroekonomik verilerin durağan olup olmadığını araştırmışlardır. Bu kapsamda reel çıktı düzeylerinin zaman içerisinde gösterdikleri

değişimler hem araştırmacıların hem de politika yapıcılarının öncelikli araştırma konularından biri haline gelmiştir. Bu durum özellikle şokların reel çıktı düzeyleri üzerindeki etkilerinin geçici olup olmadığının tespit edilmesi açısından önemlidir.

Konjonktür dalgalanmalarının geleneksel görüşüne göre, çıtıdaki dalgalanmalar ekonominin doğal oranından geçici sapmalardır ve çıtıdaki dalgalanmaların öncelikli olarak para politikası ve maliye politikası gibi toplam talep şokları tarafından ortaya çıktığı varsayılmaktadır. Bu durumda çıtıdaki dalgalanmaların ekonomi üzerinde sadece geçici bir etkisinin olduğu ve uzun dönemde ekonominin doğal oranına döneceği ifade edilmektedir (Campbell ve Mankiw, 1987: 876). Bu bağlamda, konjonktür dalgalanmaları, deterministik bir trend etrafındaki durağan dalgalanmalar olarak görülmekte ve reel çıktı, trend durağan olarak açıklanmakta veya eski haline dönen bir süreç olarak ifade edilmektedir (Guloglu ve Ivrendi, 2010: 381). Bu nedenle Neo-Klasik makroekonomik görüş ile tutarlı olarak, GSYH şokunun üstesinden gelmek için para ve maliye politikaları uygulamalarına hiç ihtiyaç yoktur. Çünkü GSYH dalgalanmaları uzun dönemde doğası içinde düzelmektedir (Chang vd., 2014: 380). Öte yandan, reel GSYH stokastik bir trend izliyorsa, reel şokların ekonomi üzerinde kalıcı etkileri vardır ve bu durumda GSYH'nin uzun dönem patikası belirsizdir (Fleissig ve Strauss, 1999: 675).

Kişi başına reel GSYH'nin trend durağan süreç mi yoksa fark durağan süreç mi olduğuna ilişkin olarak; kişi başına reel GSYH serilerinde birim kök boş hipotezinin reddedilmesi, serilerin durağan olduğunu göstermektedir. Bu da kişi başına reel GSYH'nin durağan bir büyüme oranı izlediğini göstermektedir. Dolayısıyla bu durumda uygulanan makroekonomik politikaların yarattığı şokların geçici etkilerinin olduğu ifade edilebilir. Aksine, reel çıtıda bir birim kökün varlığı, konjonktür dalgalanmaları deterministik bir trend etrafındaki durağan dalgalanmalardır görüşü ile tutarlı olmayan bir durumdur. Eğer bu şekilde seriler düzeylerinde durağan değilse ve herhangi bir şok almışlarsa veya politika müdahalelerine maruz kalmışlarsa, bundan sonra seriler ortalama patikalarına dönmeyeceklerdir. Bunun yerine, seriler patikadan uzaklaşacaklardır ve böylece kalıcı şoklar ekonominin büyüme patikasını değiştirebilecektir. Üstelik böyle serileri regresyon modellemesinde kullanmak, yanlış istatistiksel test sonuçlarını ortaya çıkaracaktır. Bu nedenle ekonomik analiz yapanlar ve politika yapıcılar, incelenen ekonominin kişi başına reel GSYH'sinde bir birim kökün ve dolayısıyla durağansızlığın var olup olmadığını inceleyenler (Murthy ve Anarou, 2009: 2493).

Bu çalışmanın temel amacı, 27 OECD ülkesinin kişi başına reel GSYH'sinin durağan olup olmadığını ortaya koymaktır. Böylece, elde edilen sonuçlar bu ülkelerde uygulanacak politikaların kalıcı etkilerinin olup olmadığı konusunda araştırmacılara ve politika uygulayıcılara fikir verebilecektir. Bu amaçla çalışmada Choi (2001), Demetrescu vd. (2006) ve Constantini ve Lupi (2013) tarafından geliştirilen panel birim kök testleri uygulanacaktır. Çalışma şu şekilde organize edilmiştir: Çalışma-

nın ikinci kısmında çeşitli ülke gruplarının kişi başına reel GSYH'lerinin durağan olup olmadığına ilişkin literatürdeki ampirik çalışmalar ele alınmıştır. Üçüncü kısımda, çalışmada uygulanan ampirik metodoloji açıklanmıştır. Çalışmanın dördüncü kısmında, çalışmada kullanılan veriler tanıtılıp, ampirik sonuçlar ortaya konulmuştur. Beşinci kısım ise, sonuç bölümünü oluşturmaktadır.

2. Literatür Taraması

Literatürde gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomilerin kişi başına reel GSYH serilerinin zaman içindeki değişimlerini inceleyen birçok ekonometrik çalışma vardır. Tek bir ülkenin ele alındığı birim kök testleri ve birden fazla ülkenin ele alındığı panel birim kök testleri seçilen ülke veya ülke gruplarına, seçilen döneme ve de teste bağlı olarak farklı sonuçlar ortaya koymuşlardır.

Nelson ve Plosser'a (1982) kadar reel çıktının deterministik bir trend etrafında geçici dalgalanmalar olarak modellenmesi ampirik çalışmalarda olağan hale gelmiştir. Nelson ve Plosser (1982), reel çıktıda bir birim kökün varlığının, konjonktür dalgalanmalarının bir deterministik trend etrafındaki durağan dalgalanmalardır görüşü ile uyumlu olmadığını ifade etmişlerdir. Nelson ve Plosser (1982), ADF testlerini kullanarak, reel gayrisafi milli hasılayı (GSMH) içeren ABD'nin 1909-1970 uzun dönem makro serilerinin 14'ünden 13'ü için birim kök boş hipotezini reddetmeyerek, reel çıktının durağan olmayan stokastik bir süreç ile uyumlu olduğunu ifade etmişlerdir. Böylece Nelson ve Plosser'a göre, reel çıktıya olan şokların kalıcı etkileri vardır.

Nelson ve Plosser'ın (1982) çalışması gibi, reel çıktıda birim kökün var olduğunu ve serilerin durağan olmadığını ifade eden birçok çalışma vardır. Bu çalışmalardan Amerika Birleşik Devletleri'ne (ABD) ilişkin, Campbell ve Mankiw (1987), 1947'den 1985'e kadar olan dönem için ABD reel GSMH verisini kullanarak konjonktür dalgalanmalarının geleneksel görüşünü sorgulayarak çıktıdaki dalgalanmaların trendden geçici sapmalar olup olmadığını araştırmışlar ve ekonomide ortaya çıkan şokların kalıcı olduğunu ifade etmişlerdir. Benzer şekilde Murray ve Nelson (2000), ABD'nin 1870-1994 arası reel GSYH verisinin trend durağan olmadığını ifade etmişlerdir.

GSYH serilerinin durağan olmadığına ilişkin benzer sonuçları Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (OECD) ülkeleri için Rapach (2002) elde etmiştir. Rapach, OECD ülkeleri için reel GSYH ve kişi başına reel GSYH'nin birim kök özelliklerini dört farklı panel birim kök testi uygulayarak incelemiş ve serilerin durağan olmadığı sonucunu bulmuştur. Öztürk ve Kalyoncu (2007), 27 OECD ülkesinin kişi başına reel GSYH'sinin 1950-2004 dönemi için durağanlığını incelemişlerdir. Çalışmada uygulanan Im vd. (IPS) (1997) tarafından geliştirilen test ile elde edilen sonuçlara göre, OECD ülkeleri arasında kişi başına reel GSYH durağan değildir. Çınar (2010), 1960-2008 dönemi için 27 OECD ülkesinin reel kişi başına GSYH panel verileriyle her ülke

için durağanlığı test etmiştir. Çalışmada, uygulanan panel SURADF ve CADF testleri ile OECD ülkelerinin panel serilerinin durağan olmayan süreç karakteristiğine sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bunun yanında diğer ülkeler için yapılan çalışmalarda da birim kökün varlığına ilişkin bulgular elde edilmiştir. Chang vd. (2006), 1980'den 2004'e kadar olan dönem için 47 Afrika ülkesinin reel GSYH verilerini Breuer vd. (2001) tarafından geliştirilen panel SURADF testlerini kullanarak incelemişler ve ülkelerin üçte ikisinde kişi başına reel GSYH düzeylerinde bir birim kökün var olduğunu bulmuşlardır. Zhang vd. (2007), 1952-1998 dönemi için 25 Çin vilayetinin kişi başına reel GSYH verilerini Chang vd. (2006) gibi, Breuer vd. 'nin (2001) Panel SURADF testini kullanarak incelenmişlerdir. Elde edilen sonuçlar; 4 vilayet dışında, çalışılan bütün vilayetler için kişi başına reel GSYH'nin durağan olmadığını göstermiştir. Guloglu ve Ivrendi (2010), 19 Latin Amerika ülkesi için 1965'den 2004'e kadar olan dönemi kapsayan çalışmalarında kişi başına reel çıktının zaman serisi özelliklerini incelemişlerdir. Çalışmada uygulanan SURADF ve CADF panel birim kök testleriyle elde edilen sonuçlar, Latin Amerika ülkelerindeki reel çıktının, fark durağan bir süreç tarafından karakterize edildiğini ve çıktı dalgalanmalarının kalıcı olduğunu göstermektedir. Furuoka (2011), Güneydoğu Asya Ülkeleri Birliğinin (ASEAN) 9 ülkesinin kişi başına reel GSYH'sini 1970-2007 dönemi için incelediği çalışmasında birinci ve ikinci jenerasyon panel birim kök testleri uygulamıştır. Furuoka (2011), ikinci jenerasyon panel birim kök testlerinin sonuçlarına göre, kişi başına reel GSYH'nin durağan olmayan bir süreç tarafından karakterize edildiği sonucunu bulmuştur.

Öte yandan literatürde birtakım diğer çalışmalar da birim kök hipotezinin reddi yönünde bulgular ortaya koymuşlardır. Cheung ve Chinn (1996), ABD'nin 1869-1996 dönemi GSMH verisini kullanarak, birim kök boş hipotezini reddederek, trend durağan bir süreci kabul etmişlerdir. Strauss (2000), ABD'nin 1929-1995 dönemi için kişi başına reel gelirin zaman içindeki değişimini test ettiği çalışmasında, Abuaf ve Jordan (1990), Levin ve Lin (1993) ve Im vd. (1996) panel birim kök testleriyle kişi başına reel gelirin trend durağan olduğunu bulmuştur. Yine ABD'nin reel GSYH verisini ele alarak Papell ve Prodan (2004), 1870-1998 dönemi için birim kök boş hipotezini reddetmişlerdir. Fleissig ve Strauss (1999), 15 OECD ülkesinin 1900-1987 dönemi için kişi başına reel GSYH verilerini ve panel tabanlı birim kök testleri kullanarak, OECD ülkeleri için kişi başına reel GSYH'nin trend durağan olduğunu bulmuşlardır. Hadri ve Rao (2009) da, OECD ülkelerinin 14 makroekonomik değişkenin durağanlığını inceledikleri çalışmalarında, reel GDP'nin durağanlığına ilişkin bulgular elde etmişlerdir.

Afrika ülkelerinde de kişi başına reel GSYH'nin durağan olduğunu gösteren çeşitli çalışmalar vardır. Chang vd. (2005), 1960-2000 dönemi için seçilmiş 26 Afrika ülkesi için kişi başına reel GSYH'nin zaman içindeki değişimini Leybourne vd. (1998) tarafından geliştirilen birim kök testini kullanarak araştırmışlar ve ülkelerin üçte

birinden fazlası için birim kök sürecinin boş hipotezini reddetmişlerdir. Murthy ve Anoruo (2009), 1960'dan 2007 yılına kadar olan dönemde 27 Afrika ülkesindeki kişi başına reel GSYH serilerinin durağan olup olmadığını Kapetanios vd. (2003) tarafından geliştirilen birim kök testlerini kullanarak incelemişler ve ülkelerin üçte birinde serilerin durağan olduğunu ortaya koymuşlardır. Chang vd. (2014), Afrika ülkelerindeki GSYH şoklarının geçici mi yoksa kalıcı mı olduğunu inceledikleri çalışmalarında, 1969'dan 2011'e kadar olan dönem için 52 Afrika ülkesinin kişi başına reel GSYH verisine Panel KSS testini kullanan Sıralı Panel Seçim Yöntemi (Sequential Panel Selection Method) (SPSM) uygulamışlardır. Elde edilen sonuçlar 52 Afrika ülkesinin 50'sinde kişi başına reel GSYH'nin durağan olduğunu göstermiştir.

Bu çalışmaların yanında diğer ülke grupları için de reel çıktının durağan bir süreç izlediğini destekleyen çeşitli çalışmalar vardır. Li (2000), 1952-1998 dönemi için Çin'in reel GSYH'si ve onun sektörel bileşenlerinin verisinin durağan bir süreç olarak modellenip modellenemeyeceğini araştırdığı çalışmasında, Çin'in reel çıktı zaman serilerini trend durağan olarak bulmuştur. Aynı döneme ilişkin, Narayan (2004), 24 Çin vilayetinin reel GSYH ve kişi başına reel GSYH verilerini Im vd. (2002) tarafından geliştirilen Lagrange çarpan (LM) panel birim kök testini kullanarak incelemiştir. Narayan'ın çalışmasında (2004) reel GSYH ve kişi başına reel GSYH serilerinin durağan süreçler olduğu sonucuna varılırken; Smyth ve Inder'in (2004), 25 Çin vilayetinin kişi başına reel GSYH verilerini kullanarak birim kök hipotezini test ettikleri çalışmalarında, birim kökün varlığı üzerine karışık sonuçlar elde edilmiştir. Narayan (2008), 15 Asya ülkesinin 1950-2002 arası dönemdeki kişi başına reel GSYH'lerinin panel durağan olup olmadığını incelemiştir. Sonuçlar, Asya ülkelerinin farklı panelleri için büyük ölçüde kişi başına reel GSYH'nin panel durağan olduğunu göstermektedir. 17 Asya ülkesi için Tiwari vd. (2012) de, kişi başına GSYH'nin durağan olduğu sonucunu uyguladıkları ikinci jenerasyon birim kök testleriyle 1950-2009 dönemi için elde etmişlerdir. Narayan (2007), 1870-2001 dönemi için G7 ülkelerinin kişi başına reel GSYH'lerinin birim kök özelliklerini incelemiştir. Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen LM testi kullanılan çalışmada, İtalya ve Almanya hariç, diğer ülkeler için birim kök boş hipotezinin reddedildiği belirtilmiştir. Chen'in (2008), gelişmiş 19 ülke için 1870'den 2003'e kadar olan dönemi incelediği çalışmasında da Lee ve Strazicich'in (2003) LM birim kök testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar, konjonktür dalgalanmaları deterministik bir trend etrafındaki durağan dalgalanmalardır görüşü ile tutarlıdır. Shen vd. (2013), 9 Orta ve Doğu Avrupa ülkelerini ele aldıkları çalışmalarında, Chortareas ve Kapetanios (2009) tarafından geliştirilen Sıralı Panel Seçim Yöntemini (SPSM) uygulamışlardır. Yazarlar çalışmalarında 6 ülke için kişi başına reel GSYH'nin sabit bir büyüme oranı izlediğini ve politika uygulamalarının geçici etkilerinin olduğunu belirtmişlerdir.

3. Metodoloji

Zaman serileri ekonometrik literatüründe ADF testi gibi geleneksel birim kök testlerinin güçlerinin düşük olduğuna ilişkin genel bir görüş birliği vardır. Bir birim kökü test ederken gücü artırmanın yolu, panel verisi kullanmaktır. Çünkü panel birim kök yaklaşımları, tek değişkenli zaman serileri testlerine göre daha çok güce sahiptirler (Baltagi, 2005). Bu bakımdan bu çalışmada birim kök testinin gücünü artırmak için panel veri analizi kullanılacaktır. Değişik birçok panel birim kök testi vardır. Kişi başına reel GSYH'nin durağan olup olmadığının incelendiği çalışmada Choi (2001), Demetrescu vd. (2006) ve Constantini ve Lupi (2013) tarafından geliştirilen panel birim kök testleri uygulanacaktır.

Bu üç testin ortak noktası, bireysel zaman serilerinden Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testinden elde edilen p-değerlerini birleştirmesidir. Kayıp değerler herhangi bir bireysel serinin ortalarında olmadığı sürece, yöntem araştırmacılara dengesiz panel veriyi kullanım imkânı sağlamaktadır. Diğer bir ifadeyle bu üç test için, kayıp değerler bireysel serilerin başlangıcında veya sonunda olmak koşuluyla dengesiz panel kullanılabilir. Bireysel p-değerlerini birleştirmenin diğer bir avantajı, paneli oluşturan her bir seri için stokastik ve stokastik olmayan bileşenlerin farklı belirlenimine izin vermesidir. Son olarak, üç test de birim kök boş hipotezini, en az bir zaman serisi durağan değildir, alternatifine karşı test etmektedir (Yıldırım vd. 2013: 810).

Choi testi (2001), birinci jenerasyon panel birim kök testlerinden biridir. Birinci jenerasyon panel birim kök testleri yatay kesit bağımlılığını dikkate almamaktadır. Dolayısıyla Choi testi (2001) de, panel birimleri arasında yatay kesit bağımsızlığını varsaymıştır. Choi (2001), Maddala ve Wu (1999) gibi Fisher tipi bir testtir. Choi'nin (2001) p-değerlerini kullanarak önerdiği test istatistiği şu şekildedir:

$$p = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i$$

Bu test, panel verideki birim kökü test etmek için her bir yatay-kesit i için birim kök testlerinden p-değerlerini birleştirir. Burada, $-2 \ln p_i$ 'nin 2 serbestlik dereceli χ^2 dağılımı vardır ve $-2 \sum \ln p_i$ bu durumda $2N$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımı gösterir. Choi (2001), Fisher'in ters ki-kare test istatistiği, p , yanında, ters normal testi (veya diğer adıyla Z testi) de önermiştir. Z testi şu şekildedir:

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \quad (1)$$

$p_i (i = 1, \dots, N)$ ayrı p-değerleri olduğunda, probitler $\Phi^{-1}(p_i)$ olarak tanımlanır. Burada, $\Phi(\cdot)$ standart normal birikimli dağılım fonksiyonudur. $0 \leq p_i \leq 1$ olduğu

için, $\Phi^{-1}(p_i)$ $N(0,1)$ standart normal dağılıma sahip rassal değişkendir ve bütün i 'ler için $T_i \rightarrow \infty$ olduğunda, $Z \Rightarrow N(0,1)$ 'dir (Baltagi, 2005: 245).

Demetrescu vd. (DHT) (2006) tarafından geliştirilen ikinci jenerasyon panel birim kök testi, yatay kesit bağımlılığını dikkate almaktadır. Diğer bir ifadeyle, Demetrescu vd. (2006), zaman serisi test istatistikleri arasındaki bağımlılığı modellemiştir. Demetrescu vd. (2006)'nın yaklaşımı, Choi (2001) tarafından kullanılan ters normal metodun uzantısıdır ve paneldeki birim kökün boş hipotezini durağanlık alternatifine karşı test etmektedir (Caporale, ve Hanck, 2010: 210).

DHT testi, ADF birim kök testlerinin her bir (bireysel) p-değerlerinden elde edilen probitleri birleştirmektedir. Demetrescu vd. (2006)'ya göre, yatay-kesit bağımlılığı, bir bağımlılık olarak p-değerlerinde ortaya çıkar ve probitler arasındaki bir korelasyon olarak ifade edilebilir. Demetrescu vd. (2006) probitler arasında sabit bir korelasyonu, Hartung (1999)'un yaklaşımını kullanarak ele almışlardır. Buna göre, kovaryansın korelasyona eşit olduğu durumda $Cov(t_i, t_j) = \rho$, $i \neq j$, $i, j = 1, \dots, N$ (N paneldeki zaman serilerinin sayısıdır) ve probitlerin $t_i = \Phi^{-1}(p_i)$ olduğu durumda, Hartung (1999)'un modifiye edilmiş test istatistiği şu şekildedir:

$$t(\hat{\rho}^*, \kappa) = \frac{\sum_{i=1}^N \lambda_i t_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \lambda_i^2 + \left[\left(\sum_{i=1}^N \lambda_i \right)^2 - \sum_{i=1}^N \lambda_i^2 \right] \left[\hat{\rho}^* + \kappa \sqrt{\frac{2}{N+1}} (1 - \hat{\rho}^*) \right]}} \quad (2)$$

Burada λ_i , ağırlıkları göstermekte, $\hat{\rho}^* = \max\left(-\frac{1}{N-1}, \hat{\rho}\right)$,

$$\hat{\rho} = 1 - \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \left(t_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i \right)^2 \text{ ve } \kappa > 0 \text{ küçük örneklerde anlamlılık}$$

düzeyini ayarlayan bir katsayıdır. Demetrescu vd. (2006), panel birim kök testlerindeki probitler arasındaki sabit korelasyon varsayımından belirli sapmalar için testin performansının güçlü olduğunu ifade etmişlerdir. $t(\hat{\rho}^*, \kappa)$ test istatistiği, panel birim kök boş hipotezi altında standart normal dağılımı izlemektedir. Üstelik deneysel zeminde Demetrescu vd. (2006), modifiye edilmiş ters normal yönteminin ilişkili panellerde ADF testlerine uygulandığında, oldukça güvenilir olduğuna ilişkin bulgular sağlamıştır. DHT testi, test istatistiğinin büyük negatif değerleri için boş hipotezi reddetmektedir (Kappler, 2009: 536).

Constantini ve Lupi (2013), Hansen'in (1995) CADF testini küçük paneller için genişletmişlerdir. Constantini ve Lupi (2013), p-değerlerini standart ADF testlerinden ziyade, Hansen'in (1995) Eş-Değişkenli Genişletilmiş Dickey Fuller (CADF) testinden

elde ederek, Choi ve DHT birim kök testlerini detaylandırmışlardır. Bundan dolayı testin ismini pCADF olarak isimlendirmişlerdir. Standart ADF yerine Hansen'in (1995) CADF'sinin kullanılmasının nedeni, ilgilenilen değişkene bağımlı olan durağan eş-değişkenlerde somutlaşmış (şekillendirilmiş) bilgiyi kullanan daha kuvvetli bir test elde etmektir. Hansen (1995) standart ADF tipi bir veri üretici süreç (data generating process) (DGP) ile başlar (Constantini ve Lupi, 2013: 277):

$$\begin{aligned}
 y_t &= d_t + s_t , \\
 a(L)\Delta s_t &= \delta s_{t-1} + v_t , \\
 v_t &= b(L)'(\Delta x_t - \mu_x) + e_t .
 \end{aligned} \tag{3}$$

Burada d_t deterministik terim, L gecikme operatörü ve gecikme polinomu da $a(L) = (1 - a_1L - a_2L^2 - \dots - a_pL^p)$ şeklindedir. Böylece, DGP'deki v_t 'nin eş-değişkenle genişletilmiş hali eşitlik 3'de gösterilmiştir. Eşitlik 3'de q_1 gecikmeler olduğunda $b(L) = (b_0L^0 + \dots + b_{q_1}L^{q_1})$ gecikme polinomudur. Δx_t , durağan eş-değişken ve μ_x onun beklenen değeridir. Test istatistiğinin dağılımı standart Wiener süreci tarafından belirlenir. ρ^2 , v_t ve e_t arasındaki uzun dönem korelasyon karesidir. Daha sonra pCADF testi, Choi testinde olduğu gibi, doğrudan bireysel CADF testlerinden p-değerlerini birleştirmektedir veya yatay kesit bağımlılığı olan paneller için DHT testindeki gibi p-değerlerini modifiye etmektedir. pCADF testinde Hartung'un (1999) modifikasyon yöntemi, Pesaran (2004) tarafından öne sürülen yatay kesit bağımlılığı testinin p-değeri belirli bir eşik değerinin altında olduğu durumda (genellikle bu düzey 0,10 olarak alınır) uygulanır (Lupi, 2011: 6).

Constantini ve Lupi (2013) ve Lupi (2011), Hansen'in CADF testindeki durağan eş-değişkenler olarak üç alternatifin kullanılabileceğini ileri sürmüşlerdir. Birincisi, diğer serilerin ortalamasının birinci farkının durağan eş-değişken olarak kullanılabileceğidir. İkincisi, bütün bireysel serilerin temel bileşeninin farkının kullanılabileceğidir. Üçüncüsü ise, ekonomik faktörlerden dolayı (due to economic considerations) durağan bir serinin farkının seçilebileceğidir. İkinci durumda, bireysel seriler arasındaki temel bileşeni kullanan pCADF testi, otomatik olarak yatay kesit bağımlılığını dikkate alır. Bu nedenle, Hartung'un (1999) modifikasyonuna olan ihtiyaç sona erer (Yıldırım vd. 2013: 812).

4. Veri Seti ve Ampirik Sonuçlar

Çalışmada 1975-2012 dönemi için 27 OECD ülkesinin yıllık kişi başına reel GSYH verileri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan veriler Dünya Bankası'nın "World Deve-

lopment Indicator” veri tabanından elde edilmiştir. Çek Cumhuriyeti, Estonya, İsviçre, Polonya, Slovakya, Slovenya ve Yeni Zelanda’ya ait veriler elde edilemediği için çalışmaya bu ülkeler dâhil edilmemiştir.

Çalışmada 27 OECD ülkesinin kişi başına reel GSYH verilerine Choi (2001), Demetrescu vd. (2006) ve Constantini ve Lupi (2013) tarafından geliştirilen panel birim kök testleri uygulanmıştır. Tablo 1’de Choi (2001) ve DHT panel birim kök testlerine ilişkin bulgular verilmiştir.

Tablo 1. Choi ve DHT Panel Birim Kök Testlerine Ait Bulgular

	Test	Test İst.	p-değeri
Choi	Sabitsiz ve Trendsiz	12,6	0,99
	Sabitli ve Trendsiz	4,38	0,99
	Sabitli ve Trendli	-1,81	0,03**
DHT	Sabitsiz ve Trendsiz	3,06	0,99
	Sabitli ve Trendsiz	2,70	0,99
	Sabitli ve Trendli	-1,48	0,07*

** ve * sırasıyla % 5 ve % 10 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 1’deki Choi ve DHT testleri bulgularına göre, sabitsiz-trendsiz ve sabitli-trendsiz model kullanıldığında birim kök vardır boş hipotezi reddedilememektedir. Bunun yanı sıra sabitli-trendli model kullanıldığında Choi, boş hipotezi % 5 anlamlılık düzeyinde reddetmekte ve DHT testi de p-değeri 0,069 olmak üzere % 10 anlamlılık düzeyinde boş hipotezi reddetmektedir.

Tablo 2’de ise Choi ve DHT testlerinde kullanılan ülkelere ait bireysel p-değerleri sunulmaktadır. Bu tablodaki sonuçlara göre, hem Choi hem de DHT testlerinde sabitsiz-trendsiz modelde hiçbir ülke için H0 hipotezi reddedilememektedir. Buna karşın sabitli-trendsiz modelde sadece ABD için hem de % 1 anlamlılık düzeyinde birim kök vardır hipotezi reddedilmektedir. Son olarak sabitli-trendli modelde % 1 anlamlılık düzeyinde Yunanistan, % 5 anlamlılık düzeyinde Hollanda ve Şili için ve % 10 anlamlılık düzeyinde bu üç ülkeye ilaveten İzlanda, Macaristan ve Meksika için birim kök vardır boş hipotezi reddedilebilmektedir. Geri kalan yirmi bir ülke için ise boş hipotez reddedilememektedir.

Tablo 3’de pCADF testine ait bulgular verilmiştir. Tablodan görüleceği üzere, pCADF testi için eş-değişken olarak hem temel bileşenler hem de birincil fark kullanılmıştır. Tabloda pCADF.PC, temel bileşenlerden oluşan eş-değişkenli pCADF testini; pCADF.DY ise birinci farklardan oluşan eş-değişkenli pCADF testini ifade etmektedir. pCADF’in her iki versiyonu için de DHT ve Choi testleri ile çelişmeyecek şekilde sabitsiz-trendsiz ve sabitli-trendsiz modellerde birim kök vardır boş hipotezi reddedilememektedir.

Tablo 2. Choi ve DHT Panel Pirim Kök Testlerinde Faydalanılan p-değerleri

Ülkeler	Sabitsiz ve trendsiz		Sabitli ve trendsiz		Sabitli ve trendli	
	p-değeri	p	p-değeri	p	p-değeri	p
ABD	0,997	1	0,001***	0	0,671	0
Almanya	0,985	0	0,793	5	0,480	1
Avustralya	0,999	0	0,990	0	0,893	0
Avusturya	0,994	0	0,801	2	0,453	1
Belçika	0,993	5	0,913	5	0,124	1
Danimarka	0,995	5	0,788	5	0,290	1
Finlandiya	0,995	5	0,699	5	0,170	1
Fransa	0,985	0	0,855	5	0,264	1
Hollanda	0,996	5	0,926	5	0,011**	4
İngiltere	0,999	5	0,501	5	0,988	5
İrlanda	0,984	1	0,775	1	0,657	1
İspanya	0,930	1	0,743	1	0,271	1
İsrail	0,999	0	0,886	0	0,724	0
İsveç	0,996	5	0,911	5	0,644	5
İtalya	0,991	0	0,660	0	0,681	1
İzlanda	0,932	2	0,681	5	0,082*	1
Japonya	0,970	1	0,328	1	0,734	1
Kanada	0,995	1	0,933	1	0,590	1
Kore	0,999	0	0,490	0	0,818	0
Lüksemburg	0,997	5	0,913	5	0,495	5
Macaristan	0,979	1	0,901	1	0,050*	3
Meksika	0,977	2	0,895	2	0,066*	3
Norveç	0,999	0	0,976	0	0,191	1
Portekiz	0,953	1	0,747	1	0,652	1
Şili	0,945	1	0,964	1	0,032**	1
Türkiye	0,990	0	0,947	0	0,134	0
Yunanistan	0,921	1	0,731	1	0,005***	4

p gecikmeyi ifade etmektedir. ***, ** ve * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 3. pCADF Panel Birim Kök Testine Ait Bulgular

	Test	Test İst.	p-değeri	Ortalama ρ^2
pCADF.PC	Sabitli ve Trendsiz	-0,12	0,44	0,32
	Sabitli ve Trendsiz	0,56	0,71	0,28
	Sabitli ve Trendli	-3,06	0,00***	0,24
pCADF.DY	Sabitli ve Trendsiz	0,40	0,65	0,35
	Sabitli ve Trendsiz	0,90	0,81	0,30
	Sabitli ve Trendli	-3,27	0,00***	0,28

*** % 1 anlam düzeyini göstermektedir.

Buna karşın hem sabitin hem de trendin yer aldığı model kullanıldığında hem temel bileşenli hem de birincil farklı pCADF % 1 anlamlılık düzeyinden daha düşük düzeyde birim kök vardır boş hipotezini reddetmektedir. Ayrıca, ortalama ρ^2 değerinin düşük olması pCADF testlerinde kullanılan eş-değişken seçiminin başarılı olduğunu işaret etmektedir.

pCADF testinde kullanılan her bir ülkeye ait p-değerleri Tablo 4 ve Tablo 5’de gösterilmektedir. Sabitli-trendsiz modelde ve birincil farkın eş-değişken olduğu pCADF’te kullanılan p değerlerine göre sadece Almanya, Belçika, Fransa ve İsveç’e ait serilerin durağan olduğu iddia edilebilmektedir. Yine sabitli-trendsiz modelde ancak temel bileşenlerin eş-değişken olduğu pCADF’te kullanılan bireysel p değerleri Almanya, Belçika, Fransa ve İsveç’e ilaveten İzlanda’nın da serisinin durağanlık gösterdiğine dair bulgular sunmaktadır. Sabitli-trendsiz model kullanıldığında hem birincil fark hem de temel bileşenler eş-değişken iken, yalnızca ABD ve İtalya için birim kök vardır boş hipotezi reddedilebilmektedir. Hem sabitin hem de trendin bulunduğu model kullanıldığında her iki eş-değişkenin tercih edildiği pCADF testleri için Danimarka, Finlandiya, İspanya, İsveç, İtalya, İzlanda, Macaristan, Meksika, Norveç, Şili ve Türkiye’ye ait çıktı serilerinin durağan olduğuna ilişkin bulgular elde edilmiştir. Her bir ülke için kullanılan eş-değişkenin başarısını gösteren ρ^2 değeri sadece Meksika ve Şili için yüksektir. Bu durumda Meksika ve Şili için eş-değişken kullanmak çok anlamlı olmayabilir. Ancak Choi ve DHT test istatistiklerinin hesaplanmasında faydalanan p değerlerinin elde edilmesinde kullanılan ADF testi sonuçları da Meksika ve Şili’nin durağanlık gösterdiğini işaret ettiği için, eş-değişkenin kullanılıp kullanılmaması, bu ülkeler için durağanlık bulguları açısından önem arz etmemektedir. Elde edilen bu sonuçlar, Fleissig ve Strauss (1999), Narayan (2007), Chen (2008), Hadri ve Rao (2009) ve Shen vd.’nin (2013) ortaya koy-

duđu bulgular ile benzerlik göstermekte ve reel çıktıdaki durađanlık sonucunu desteklemektedir.

Tablo 4. Temel Bileşenli pCADF Panel Birim Kök Testinde Faydalanılan p-değerleri

Ülkeler	Sabitsiz ve trendsiz				Sabitli ve trendsiz				Sabitli ve trendli			
	ρ^2	p-değeri	p	q ₁	ρ^2	p-değeri	p	q ₁	ρ^2	p-değeri	p	q ₁
ABD	0,947	0,998	1	0	0,941	0,003***	0	0	0,932	0,927	0	0
Almanya	0,083	0,074***	0	0	0,056	0,135	0	0	0,060	0,332	0	0
Avustralya	0,674	0,910	0	0	0,595	0,998	0	0	0,645	0,965	0	0
Avusturya	0,216	0,560	2	0	0,098	0,153	3	0	0,074	0,403	3	0
Belçika	0,051	0,022**	0	0	0,047	0,459	0	0	0,054	0,317	0	0
Danimarka	0,140	0,580	2	3	0,059	0,109	2	0	0,007	0,021**	0	0
Finlandiya	0,546	0,575	1	1	0,513	0,574	1	1	0,176	0,005***	2	3
Fransa	0,054	0,018**	0	0	0,043	0,279	0	0	0,048	0,183	0	0
Hollanda	0,070	0,400	2	0	0,072	0,728	2	0	0,030	0,285	0	0
İngiltere	0,280	0,277	0	0	0,203	0,159	4	5	0,062	0,800	5	0
İrlanda	0,318	0,692	2	2	0,251	0,275	2	2	0,322	0,561	2	1
İspanya	0,307	0,111	0	0	0,281	0,299	0	0	0,050	0,043**	0	2
İsrail	0,222	0,731	1	0	0,226	0,718	1	0	0,257	0,745	1	0
İsveç	0,115	0,055*	3	0	0,139	0,876	3	0	0,008	0,006***	0	0
İtalya	0,173	0,192	0	0	0,093	0,011**	0	0	0,101	0,045**	0	0
İzlanda	0,304	0,009***	0	0	0,289	0,224	0	0	0,211	0,005***	1	0
Japonya	0,469	0,305	5	1	0,281	0,164	5	0	0,252	0,375	5	0
Kanada	0,659	0,981	0	0	0,648	0,979	0	0	0,532	0,499	1	0
Kore	0,776	0,961	0	0	0,756	0,405	0	0	0,771	0,691	0	0
Lüksemburg	0,088	0,500	0	0	0,068	0,279	0	0	0,076	0,279	0	0
Macaristan	0,459	0,847	1	1	0,458	0,936	1	1	0,302	0,056*	3	2
Meksika	0,944	0,909	2	1	0,945	0,952	2	1	0,774	0,002***	3	0
Norveç	0,003	0,872	0	0	0,000	0,940	0	0	0,001	0,058*	5	0
Portekiz	0,242	0,355	0	0	0,216	0,342	0	0	0,200	0,950	0	0
Şili	0,292	0,408	1	0	0,135	0,999	0	2	0,504	0,005***	5	0
Türkiye	0,213	0,491	4	3	0,024	0,989	4	3	0,011	0,054*	5	5
Yunanistan	0,243	0,360	1	0	0,235	0,637	1	0	0,218	0,640	1	0

Modelde q₁, eş-değişken gecikmesini ve p de değişkenin kendi gecikmesini göstermektedir.

***, ** ve * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 5. Birincil Farklı pCADF Panel Birim Kök Testinde Faydalanılan p-değerleri

Ülkeler	Sabitli ve trendsiz				Sabitli ve trendsiz				Sabitli ve trendli			
	ρ^2	p-değeri	p	q ₁	ρ^2	p-değeri	p	q ₁	ρ^2	p-değeri	p	q ₁
ABD	0,950	0,998	1	0	0,945	0,003***	0	0	0,934	0,926	0	0
Almanya	0,094	0,073*	0	0	0,065	0,136	0	0	0,070	0,285	0	0
Avustralya	0,724	0,926	0	0	0,652	0,998	0	0	0,709	0,966	0	0
Avusturya	0,238	0,556	2	0	0,116	0,167	3	0	0,081	0,359	3	0
Belçika	0,057	0,020**	0	0	0,052	0,463	0	0	0,063	0,263	0	0
Danimarka	0,150	0,598	2	3	0,067	0,122	2	0	0,012	0,015**	0	0
Finlandiya	0,583	0,611	1	1	0,551	0,594	1	1	0,234	0,002***	1	3
Fransa	0,065	0,019**	0	0	0,052	0,287	0	0	0,060	0,149	0	0
Hollanda	0,082	0,387	2	0	0,041	0,937	2	3	0,055	0,842	2	3
İngiltere	0,291	0,266	0	0	0,236	0,157	4	5	0,219	0,838	4	5
İrlanda	0,342	0,717	2	2	0,276	0,298	2	2	0,348	0,561	2	1
İspanya	0,325	0,107	0	0	0,299	0,308	0	0	0,056	0,028**	0	2
İsrail	0,251	0,757	1	0	0,257	0,732	1	0	0,302	0,741	1	0
İsveç	0,158	0,031**	0	1	0,152	0,877	3	0	0,016	0,004***	0	0
İtalya	0,204	0,209	0	0	0,119	0,014**	0	0	0,067	0,014**	0	5
İzlanda	0,225	0,544	5	0	0,323	0,238	0	0	0,234	0,003***	1	0
Japonya	0,493	0,331	5	1	0,296	0,154	5	0	0,261	0,350	5	0
Kanada	0,685	0,983	0	0	0,673	0,981	0	0	0,555	0,501	1	0
Kore	0,819	0,970	0	0	0,800	0,417	0	0	0,811	0,695	0	0
Lüksemburg	0,243	0,671	0	1	0,068	0,279	0	0	0,079	0,215	0	0
Macaristan	0,485	0,854	1	1	0,484	0,943	1	1	0,329	0,067*	3	2
Meksika	0,929	0,921	2	1	0,930	0,948	2	1	0,712	0,001***	3	0
Norveç	0,004	0,859	0	0	0,037	0,975	0	2	0,003	0,060*	5	0
Portekiz	0,256	0,335	0	0	0,231	0,345	0	0	0,216	0,931	0	0
Şili	0,337	0,445	1	0	0,132	0,999	0	2	0,835	0,033**	3	0
Türkiye	0,276	0,532	4	3	0,040	0,992	4	3	0,004	0,052*	5	5
Yunanistan	0,272	0,365	1	0	0,264	0,664	1	0	0,297	0,215	0	4

Modelde q₁, eş-değişken gecikmesini ve p de değişkenin kendi gecikmesini göstermektedir.

***, ** ve * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlam düzeylerini göstermektedir.

5. Sonuç

Bu çalışmada 1975-2012 dönemi için 27 OECD ülkesinin kişi başına reel GSYH'sinin zaman serisi özellikleri incelenmiştir. Bu amaçla, bireysel zaman serileri birim kök testleriyle karşılaştırıldığında panel birim kök testleri daha güçlü oldukları için, çalışmada birinci ve ikinci nesil panel birim kök testlerinden Choi (2001), Demetrescu vd. (2006) tarafından geliştirilen DHT testi ve Constantini ve Lupi (2013) tarafından geliştirilen pCADF testi uygulanmıştır. Özellikle pCADF testi literatürde yeni geliştirilmiş ve uygulamada çok az kullanılmış bir test olduğu için çalışmada bu testin tercih edilmesi çalışmanın diğer ampirik çalışmalara göre farklılığını ortaya koymaktadır.

Çalışmada uygulanan Choi, DHT ve pCADF testleri, ele alınan OECD ülkelerinin geneli için reel çıktıda trendli model için birim kök vardır boş hipotezini reddetmekte başarılı olmuşlardır. Diğer bir ifadeyle, ilgili ülkelerin kişi başına GSYH'si trend durağandır. Bu sonuçlar bu ülkelerde reel çıktının deterministik bir sürece sahip olduğunu ortaya koymakta ve çıktı dalgalanmalarının trend etrafındaki geçici dalgalanmalar olduğunu ifade etmektedir. Bu nedenle reel çıktıya olan şokların geçici etkileri vardır. Reel çıktının durağanlığı sonucu, çıktı dalgalanmalarını trendden geçici sapmalar olarak gören konjonktür dalgalanmalarının geleneksel görüşü ile tutarlıdır. Elde edilen bu sonuç, ilgili ülkelerde uygulanan makroekonomik politikalar için hem araştırmacılara hem de politika yapıcılarına yol göstermektedir. Buna göre, çalışmada hem sabitin hem de trendin bulunduğu model kullanıldığında pCADF testlerinde ulaşılan bulgular, Danimarka, Finlandiya, İspanya, İsveç, İtalya, İzlanda, Macaristan, Meksika, Norveç, Şili ve Türkiye için para ve maliye politikaları uygulamalarının bu ülkelerin reel çıktısını geçici olarak etkileyebileceğini göstermektedir. Uzun dönemde ise bu ülkelerde para ve maliye politikaları uygulamaları reel etkiler yaratmayacaktır. Bununla birlikte, diğer 17 OECD ülkesinde para ve maliye politikaları uygulamalarına gidilmesi, ekonomilerin reel çıktı düzeyleri üzerinde uzun dönemde de kalıcı etkiler yaratabilecektir. Bu konuya ilişkin olarak, gelecekte yapılabilecek benzer çalışmalarda farklı ülke grupları seçilerek veya doğrusal olmayan panel birim kök testleri kullanılarak çalışmageliştirilebilir.

Kaynaklar

Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Chichester: John Wiley & Sons, Third Edition.

Campbell, J.Y. ve G. N. Mankiw (1987), "Are Output Fluctuations Transitory?", *The Quarterly Journal of Economics* 102: 857–80.

Caporale, G. M. ve C. Hanck (2010), "Are PPP Tests Erratically Behaved? Some Panel Evidence", *International Review of Applied Economics*, Vol. 24, No. 2: 203–221.

Chang, T., H-P. Chu, ve O. Ranjbar (2014), "Are GDP Fluctuations Transitory or Permanent in African Countries? Sequential Panel Selection Method", *International Review of Economics and Finance*, 29: 380-399.

Chang, T., H.-L. Chang, H.-P. Chuve ve C. -W. Su (2006), "Is Per Capita Real GDP Stationary in African Countries? Evidence From Panel SURADF Test", *Applied Economics Letters*, 13: 1003–1008.

Chang, T., C.-C. Nieh, ve C.-C. Wei (2005), "Is Per Capita Real GDP Stationary? Evidence From Selected African Countries Based on More Powerful Nonlinear (Logistic) Unit Root Tests", *Economics Bulletin*, 3(24): 1–9.

Chen, S.W. (2008), "Are 19 Developed Countries' Real Per Capita GDP Level Nonstationary? A Revisit", *Economics Bulletin*, 3: 1-11.

Cheung, Y.W., ve D. Chinn (1996), "Deterministic, Stochastic and Segmented Trends in Aggregate Output: A Cross-Country Analysis", *Oxford Economic Papers*, 48: 134–162.

Choi, I. (2001), "Unit Root Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 20: 249-272.

Constantini, M. ve C. Lupi (2013), "A Simple Panel-CADF Test for Unit Roots", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 75 (2): 276-296.

Çınar, S. (2010), "OECD Ülkelerinde Kişi Başına GSYİH Durağan mı? Panel Veri Analizi", *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, Cilt: XXIX, Sayı: II: 591-601.

Demetrescu M., U. Hassler ve A.I. Tarcolea (2006), "Combining Significance of Correlated Statistics with Application to Panel Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68 (5): 647-663.

Fleissig, A. R. ve J. Strauss (1999), "Is OECD Real Per Capita GDP Trend or Difference Stationary? Evidence From Panel Unit Root Test", *Journal of Macroeconomics*, 21: 673–690.

- Furuoka, F. (2011), "Is GDP in ASEAN Countries Stationary? New evidence from panel unit root tests", *Economics Bulletin*, Vol. 31 No.2: 1391-1400.
- Guloglu, B. ve M. Ivrendi (2010), "Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin America", *Applied Economics Letters*, 17(4): 381-386.
- Hadri, K. ve Y. Rao (2009), "Are OECD Macroeconomic Variables Trend Stationary? Evidence From Panel Stationarity Tests Allowing for a Structural Break and Cross-Sectional Dependence", *The Singapore Economic Review*, Vol. 54, No. 3: 427-440.
- Hansen, B. E. (1995), "Rethinking the Univariate Approach to Unit Root Testing: Using Covariates to Increase Power", *Econometric Theory*, 11: 1148-1171.
- Kappler, M. (2009), "Do Hours Worked Contain a Unit Root? Evidence From Panel Data", *Empir Econ.*, 36: 531-555.
- Li, X.-M. (2000), "The Great Leap Forward, Economic Reforms and the Unit Root Hypothesis: Testing for Breaking Trend Functions in China's GDP Data", *Journal of Comparative Economics*, 28: 814-27.
- Lupi, C. (2011), "Panel-CADF Testing with R: Panel Unit Root Tests Made Easy", *University of Molise Economics & Statistics Discussion Paper*, No. 063/11:1-19.
- Maddala, G.S. ve S. Wu (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue: 631-652.
- Murray, C. J. ve C. Nelson (2000), "The Uncertain Trend in US GDP", *Journal of Monetary Economics*, Volume 46, Issue 1: 79-95.
- Murthy, V. N. R. ve E. Anoruo (2009), "Are Per Capita Real GDP Series in African Countries Non-stationary or Non-linear? What does Empirical Evidence Reveal?", *Economics Bulletin*, Vol. 29 no.4: 2492-2504.
- Narayan, P.K (2008), "Is Asian Per Capita GDP Panel Stationary?", *Empirical Economics* 34: 439-449.
- Narayan, P.K. (2007), "Are G7 Per Capita Real GDP Levels Non-stationary, 1870-2001?", *Japan and the World Economy*, 19: 374-379.
- Narayan, P.K. (2004), "Are Output Fluctuations Transitory? New Evidence from 24 Chinese Provinces", *Pacific Economic Review*, 9: 327-336.
- Nelson, C. ve C. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10: 139-162.
- Ozturk, I. ve H. Kalyoncu (2007), "Is Per Capita Real GDP Stationary in the OECD Countries?", *Ekonomski Pregled*, 58 (11): 680-688.

Papell, D. H. ve R. Prodan (2004), "The Uncertain Unit Root in U.S. Real GDP: Evidence with Restricted and Unrestricted Structural Change", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Volume 36, Number 3 (Part 1): 423-427.

Pesaran M. H. (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels." *Cambridge Working Papers in Economics*, 0435, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Rapach, D. E. (2002), "Are real GDP Levels Nonstationary? Evidence From Panel Data Tests", *Southern Economic Journal*, 68: 473-495.

Shen, P-L., C-W. Su, ve H-L. Chang (2013), "Are Real GDP Levels Nonstationary Across Central and Eastern European Countries?", *Baltic Journal of Economics* 13(1): 99-108.

Smyth, R. ve B. Inder (2004), "Is Chinese Provincial Real GDP Per Capita Nonstationary? Evidence From Multiple Trend Break Unit Root Tests", *China Economic Review* 15: 1-24.

Strauss, J. (2000), "Is There a Permanent Component in US Real GDP", *Economics Letters* 66: 137-142.

Tiwari, A. K., A. Chaudhari ve K. G. Suresh (2012), "Are Asian Per Capita GDP Stationary? Evidence from First and Second Generation Panel Unit Root Tests", *Transit Stud Rev* (2012) 19: 3-11.

Yıldırım, S., B.K. Özdemir ve B. Doğan (2013), "Is There a Persistent Inflation in OECD Energy Prices? Evidence From Panel Unit Root Tests", *Procedia Economics and Finance* 5: 809-818.

Zhang, N-J., P. Lii, Y-S. Huang ve C-W. Su (2007), "Is Per Capita Real GDP Stationary in China? Evidence Based on A Panel SURADF Approach", *Economic Bulletin*, Vol. 3, No. 31: 1-12.

