

PAPER DETAILS

TITLE: Çok Faktörlü Hata Yapisi Varliginda Yumusak Kirilmalarla GDP Duraganlik Sinamasi: OECD Ülkelerinden Kanitlar

AUTHORS: Tayfur BAYAT,Gökhan KONAT

PAGES: 15-23

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/1767859>



Gönderiliş Tarihi: 14/05/2021

Kabul Tarihi: 09/06/2021

ORCID 0000-0002-4427-0999

ORCID 0000-0002-0964-7893

ÇOK FAKTÖRLÜ HATA YAPISI VARLIĞINDA YUMUŞAK KIRILMALARLA GDP DURAĞANLIK SINAMASI: OECD ÜLKELERİNDEN KANITLAR

Tayfur BAYAT¹
Gökhan KONAT²

ÖZ

İktisat politikaların temel amacı sürdürülebilir ve dengeli büyümeyi sağlamaktır. Uygulanan ekonomik politikalarının etkinliğinin gözlemlendiği makroekonomik değişken ise gayrisafi yurtiçi hâsıladır. Bu çalışmada 1970–2018 döneminde Avusturya, Belçika, Kanada, Şili, Danimarka, Fransa, Almanya, Yunanistan, İtalya, Hollanda, Norveç, Meksika, İspanya, İsveç, İsviçre, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri'nden oluşan panelde ortak faktör olarak brüt sermaye oluşumu, küreselleşme endeksi ve mülteci nüfusu, temel değişken olarak kişi başı reel gayrisafi yurtiçi hasılanın çok faktörlü hata yapısı varlığında durağan olup olmadığı test edilmektedir. Bu amaçla Lee vd. (2016) tarafından geliştirilen test kullanılmıştır. Bu test, Pesaran vd. (2013) tarafından önerilen yatay-kesitsel olarak genişletilmiş panel birim kök testinin (CIPS) genişletilmiş hali olup Fourier fonksiyonları ile modellenen deterministik terimlerdeki yumuşak yapısal değişimleri yakalamayı amaçlamaktadır. Burada önerilen istatistik, kırılma ile genişletilmiş CIPS (BCIPS) istatistiği olarak adlandırılmıştır. BCIPS panel birim kök testi, değişkenler arasındaki yatay kesit bağımlılığını hesaba katan ikinci nesil bir birim kök testidir. Ampirik analiz sonuçlarına göre Klasik iktisadın konjonktürel dalgalanmaların deterministik bir trend etrafında durağan dalgalanmalar olduğu öngörüsünü desteklemektedir.

Anahtar Kelimeler: GSYİH, Panel Birim Kök, Çok Faktörlü Hata, Fourier, BCIPS

Jel Kodları: A13-E6-O1-C4

GDP STATIONARITY TEST BY SMOOTH BREAKS IN THE PRESENCE OF A MULTIFACTOR ERROR STRUCTURE: EVIDENCE FROM OECD COUNTRIES

ABSTRACT

The main purpose of economic policies is to ensure sustainable and balanced growth. The macroeconomic variable in which the effectiveness of the applied economic policies is observed is the gross domestic product. In this study, it is tested whether the gross capital formation, globalization index and the refugee population as common factors in the panel composed of the Austria, Belgium, Canada, Chile, Denmark, France, Germany, Greece, Italy, Netherlands, Norway, Mexico, Spain, Sweden, Switzerland, United Kingdom and United States of America in the period of 1970-2018 and the real gross domestic product per capita as the main variable are stable in the presence of a multi-factor error structure. For this purpose, test developed by Lee (2016) were used. This test is an extension of the cross-sectional expanded panel unit root test (CIPS) proposed by Pesaran (2013) and aims to capture smooth structural changes in deterministic terms modeled by Fourier functions. The statistic proposed here is called the CIPS (BCIPS) statistic extended by break. BCIPS panel unit root test is a second generation unit root test that takes into account the cross sectional dependency between variables. According to the results of empirical analysis, it supports the prediction that cyclical fluctuations of classical economics are stable fluctuations around a deterministic trend.

Keywords: GDP, Panel Unit Root, Multifactor Error, Fourier, BCIPS

Jel Codes: A13-E6-O1-C4

¹ Prof. Dr., İnönü Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, tayfur.bayat@inonu.edu.tr

² Arş. Gör.Dr., Abant İzzet Baysal Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, gokhan.konat@inonu.edu.tr

1. GİRİŞ

Makro iktisat politika yapıcılarının en temel hedefi ekonomik büyüme ile birlikte refah artışı sağlamaktır. İktisat teorisinin temel savı istikrarlı ve kalıcı bir ekonomik büyüme ile birlikte refah seviyesinde artışın olacağıdır. Her ülkenin kendine ait makroekonomik sorunları ve ulusal ekonomilerin giderek artan bir şekilde uluslararası piyasalara entegre olması beraberinde söz konusu ekonomileri içsel ve dışsal şoklara açık hale getirmektedir. Bu nedenle iktisat teorisinde gayrisafi yurtiçi hasılanın (GSYİH) herhangi bir içsel-dışsal pozitif-negatif iktisadi şoka maruz kalıp kalmadığının tespit edilmesi durağanlık sınamasını ön plana çıkarmaktadır. Gayrisafi yurtiçi hasılanın trend bozulumunun olup olmadığının ortaya konulması halinde politika yapıcılarının iktisat politikaları aracılığıyla önlem almaları tedavi gecikmelerini engelleyecektir. Gayrisafi yurtiçi hasılaya birim kök testi uygulamak suretiyle durağan olup olmadığının test edilmesi fikri ilk olarak Nelson ve Plosser (1982) tarafından ele alınmıştır. Akabinde iktisat ve ekonometri teorisindeki gelişmeler ile birlikte konu hem zaman hem de panel veri yöntemleri ile detaylı bir şekilde incelenmektedir. Bu çalışmanın diğer çalışmalardan farkı ise gayrisafi yurtiçi hasılanın durağanlığı test edilirken ortak faktör olarak brüt sermaye oluşumu, küreselleşme endeksi ve mülteci nüfusu değişkenlerinin dikkate alınmasıdır. Çalışmanın en temel amacı paneli oluşturan ülkelerde gayrisafi yurtiçi hasılanın yaşadığı iktisadi krizlerin ekonominin büyüme trendini etkileyip etkilemediği ve söz konusu şokların kalıcı veya geçici olup olmadığını ortaya koymaktır.

Çalışmanın amaç ve öneminin yer aldığı bu bölümün devamında gayrisafi yurtiçi hasılanın gösterdiği konjonktürel dalgalanmaların iktisat teorisindeki yeri ve ampirik analizlerin dahil edildiği bölüm yer almaktadır. Üçüncü bölümde ise veri setine yönelik tanımlayıcı istatistikler, Lee vd. (2016) tarafından geliştirilen çok faktörlü hata yapısı varlığında yumuşak kırılmalı panel birim kök testine ait metodoloji ve ampirik sonuçlar bulunmaktadır.

2. TEORİK ALTYAPI VE LİTERATÜR İNCELEMESİ

Gayrisafi yurtiçi hasılanın birim köke sahip olması negatif talep ve arz şoklarının kalıcı hale geldiğini ve gayrisafi yurtiçi hasılanın uzun dönem denge değerinin altına düştüğünü işaret etmektedir (Narayan, 2007). Bu durum gelişmiş ülkeler için refah kaybına, gelişmekte olan ülkeler içinse iraksama olgusunu ortaya çıkarmaktadır. Konjonktürel dalgalanmaların boyu ve trend değişimi her ne kadar ilk defa 1900'li yılların başlarında Schumpeter tarafından ortaya konulmaya çalışılsa da teorideki gelişmelere paralel olarak 1970'li yıllarda ortaya çıkan ekonomik krizler ile birlikte gayrisafi yurtiçi hasılanın iktisadi krizlerin etkilerini taşıyıp taşımadığı sorusu iktisat teorisinde kendine yer bulmuştur. Klasik iktisat rasyonel birey, tam rekabet piyasası ve piyasaların sürekli temizlendiği varsayımları ile birlikte ekonomide ortaya çıkan içsel ve dışsal şokların geçici olduğunu ve trendde bir değişime yol açmayacağını iddia etmektedir (Durlauf, 1989, Ben-David ve Papell, 1995). Bu görüşün arka planında uygulanan genişletici-daraltıcı para-maliye politikalarının serbest piyasa mekanizmasını bozduğu, aslında politikasızlığın konjonktürel dalgalanma yaratmayacağı yatmaktadır. Öte yandan uluslararası piyasalara entegrasyon ile birlikte ulusal ekonomilerin negatif arz-talep şoklarını sürekli olarak dışsal şoklara maruz kalması ekonomik büyüme rakamlarında dalgalanmalara ve refah kaybının ortaya çıkmasında rol oynamıştır. Uzun dönem toplam arza yönelik bu baskı kendini saf bir şekilde fiyatlar genel seviyesinde yükselme ve ekonomik küçülme olarak göstermektedir. Bu nedenle ortaya çıkan içsel veya dışsal olumsuz şokların fark edilememesi nedeniyle ortaya çıkan teşhis ve tedavi gecikmeleri gayrisafi yurtiçi hasılayı kendi ortalamasından uzaklaştırmakta ve trend bozulumuna yol açmaktadır (Murthy ve Anoruo, 2009).

Literatürde yapılan çalışmalar ülke grubu ve analiz yöntemi farklı olmakla birlikte gayrisafi yurtiçi hasılanın durağan olup olmaması bağlı olarak iki farklı eksende gitmektedir. Çalışmaların tamamında temel soru gayrisafi yurtiçi hasılanın iktisadi şoklara maruz kalıp kalmadığını test etmek olduğu için zaman serisi veya panel veri birim kök testleri kullanılmaktadır. Zaman serisi kullanan çalışmalar Nelson ve Plosser (1982) ve Utrera (2001) gibi doğrusal birim kök testleri ile kullanmış ve ekonometri teorisindeki gelişmeler ile birlikte Chang vd. (2014), Cuestas ve Grratt (2011) gibi doğrusal olmayan birim kök testleri, Ying vd. (2014) fourier birim kök testleri ile devam etmektedir. Bu gelişmeler kendisini panel birim kök testinde de göstermektedir. Fleissing ve Strauss (1999) gibi yatay kesit bağımlılığını dikkate almayan ve daha sonra birinci nesil panel birim kök testleri olarak nitelendirilen birim kök testi kullanılırken süreç ilerledikçe Solarin ve Anoruo (2015) gibi doğrusal olmayan panel birim kök testi

veya Zeren ve İşlek (2019) gibi çok faktörlü panel birim kök test ile devam etmektedir.

Nelson ve Plosser (1982) 1909-1970 döneminde Amerika Birleşik Devletleri için Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) birim kök testi ile, Hegwood ve Papell (2007) 2. Dünya Savaşı sonrası 1956-2003 döneminde 13 OECD ülkesi için Murray ve Papell (2001) yapısal kırılmalı panel birim kök testi ile, Öztürk ve Kalyoncu (2007) 1950-2004 döneminde 27 Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD) ülkesi için Im vd. (2003) panel birim kök testi ile, Çınar (2010) 1960-2008 döneminde 27 OECD ülkesi için Zellner (1962) tarafından geliştirilen Görünürde İlişkisiz Regresyon (SURADF) ve Peseran (2006) tarafından geliştirilen yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Dickey-Fuller (CADF) birim kök testi ile, Murthy ve Anoruo (2009) 1960-2007 döneminde 27 Afrika ülkesinin 24 için Kapetanios vd. (2003) doğrusal olmayan birim kök testi ile, Güloğlu ve İvrendi (2010) 1965-2004 döneminde 19 Latin Amerika ülkesi için SUARDF ve CADF birim kök testi ile, Chang ve Su (2011) 1980-2008 döneminde 6 Geçiş Ekonomisi için SUARDF ve CADF birim kök testi ile, Nahar vd. (2013) 1970-2009 döneminde 16 Asya ülkesi için Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) ve Elliot vd. (1996) DF-GLS birim kök testi ile gayrisafi yurtiçi hasılanın durağan olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Öte yandan Fleissing ve Strauss (1999) 1900-1987 dönemi için 15 OECD ülkesi için Im vd. (1997) panel birim kök testi ile, Utrera (2001) 1970-2000 döneminde Arjantin için Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) birim kök testi ile, Chen (2008) 1960-2000 döneminde 20 Latin Amerika ülkesi için Im vd. (2005) yapısal kırılmalı panel birim kök testi ile, Hadri ve Rao (2009) 1953-2003 döneminde OECD ülkeleri için SURADF ve CADF birim kök testi ile, Cuestas ve Grratt (2011) 1870-2003 döneminde 19 OECD ülkesi için Kapetanios vd. (2003) doğrusal olmayan birim kök testi ile, Chang vd. (2008) 1960-2000 döneminde 20 Latin Amerika ülkesi için Carrioni-Silvestre vd. (2005) panel birim kök testi ile, Furuoka (2011) 1970-2007 döneminde 11 Asya ülkesi için Im. vd. (2005) panel birim kök testi ile, Tiwari vd. (2012) 1950-2009 döneminde 17 Asya ülkesi için SURADF ve CADF birim kök testi ile, Shen vd. (2013) 1991-2012 döneminde 9 Geçiş ekonomisinden 6'sı için fourier panel birim kök testi ile, Ying vd. (2014) 1960-2011 döneminde 32 Afrika ülkesinden 7'si için Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen fourier birim kök testi ile, Aslanidis ve Fountas (2014) 1870-2008 döneminde 18 gelişmiş ülke ekonomisi için SURADF ve CADF birim kök testi ile, Fırat (2016) 1960-2011 döneminde 35 gelişmiş ülke ekonomisinde CADF panel birim kök testi ile gayrisafi yurtiçi hasılanın durağan olduğunu tespit etmişlerdir.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada 1970–2018 dönemi için yıllık kişi başına ekonomik büyüme verileri kullanılarak 17 OECD ülkesi (Avusturya, Belçika, Kanada, Şili, Danimarka, Fransa, Almanya, Yunanistan, İtalya, Hollanda, Norveç, Meksika, İspanya, İsveç, İsviçre, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri) için GDP serisinin çok faktörlü hata yapısı varlığında durağan olup olmadığı sınanmak istenmektedir. Ülke ya da ülke topluluklarının ortak ekonomik koşulları, ekonomik göstergeler üzerinde etkili olabilmektedir. Tek bir çatı altında toplanabilmesi muhtemel olan bu koşulların değişimlerinden ve gelişmelerinden ekonomilerin etkilenmesi kaçınılmaz olmaktadır. Bu nedenle GDP'nin durağanlığı incelerken bir takım bazı ek değişkenlerdeki ya da faktörlerdeki bilgileri kullanmak daha doğru yorumlamalar yapma açısından faydalı olmaktadır. Dolayısıyla ekonomik büyümeyi etkileyen birçok faktörün olduğu göz önüne alınırsa, bu bağlamda ekonomik büyümeyi etkileme ihtimali olan bazı faktörleri kullanarak sınama yapmak önem kazanmaktadır. Bu yüzden OECD ülkeleri için araştırılan GDP durağanlık incelemesinde Lee, Wu ve Yang (2016) tarafından geliştirilen çok faktörlü hata yapısı varlığında yumuşak kırılmalı panel birim kök testi kullanılmıştır. Ortak faktör olarak brüt sermaye oluşumu, küreselleşme endeksi ve mülteci nüfusu alınmıştır.

Table 1. Seriler İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Ülke	1970	2018	Maksimum oran ve yılı	Minimum oran ve yılı
Avusturya	2058.769	51478.285	2058.769 (1970)	51717.50 (2014)
Belçika	2765.891	47583.074	2765.891 (1970)	48106.89 (2008)
Kanada	4121.932	46313.171	4121.932 (1970)	52678.39 (2012)
Şili	932.861	15924.794	719.599 (1975)	15924.79 (2018)
Danimarka	3464.455	61598.536	3464.455 (1970)	64322.06 (2008)
Fransa	2857.252	41631.090	2857.252 (1970)	45334.11 (2008)
Almanya	2761.166	47810.507	2761.166 (1970)	47959.99 (2014)
Yunanistan	1494.387	20324.304	1494.387 (1970)	31997.28 (2008)
İtalya	2106.863	34615.756	2106.863 (1970)	40778.34 (2008)
Hollanda	2927.072	53044.532	2927.072 (1970)	57644.48 (2008)
Norveç	3306.219	81734.465	3306.219 (1970)	102913.5 (2013)
Meksika	689.794	9686.513	689.794 (1970)	10928.92 (2014)
İspanya	1212.289	30389.360	1212.289 (1970)	35366.26 (2008)
İsveç	4736.217	54589.060	4736.217 (1970)	61126.94 (2013)
İsviçre	3927.287	82818.108	3927.287 (1970)	88415.63 (2011)
Birleşik Krallık	2347.544	43043.227	2347.544 (1970)	50566.826 (2007)
ABD	5234.297	62996.471	5234.297 (1970)	62996.471 (2018)

Veri setinin 1970 ve 2018 yılları arasındaki kişi başı GSYİH'nin maksimum ve minimum değerleri ile ilk ve son gözlem değerleri Tablo1'de sunulmaktadır. Buna göre Meksika hariç diğer tüm OECD ülkelerinde minimum GDP değeri 1970 yılında görülmektedir. ABD için kişi başı GDP oranının sürekli arttığı gözlemlenirken genel olarak diğer ülkelerde maksim gözlem değeri 2008 ve 2013 yıllarında görülmektedir. Yani 2008 ve 2013 krizlerinden sonra ülkelerin kişi başı GDP oranlarında düşüş olduğu görülmektedir.

3.1. BCIPS Fourier Panel Birim Kök Testi

Son güncel birim kök test literatüründe kırılmaları yakalamak için kukla değişkenler kullanmak yerine, deterministik bileşenlerdeki yumuşak kırılmalarını hesaba katmak için Gallant (1981) tarafından önerilen esnek Fourier formu uygulanmaktadır. Bu Fourier formu kullanmak modeldeki uygun bileşenin belirlenmesine yardımcı olmakta ve dolayısıyla kırılma tarihlerini, kırılma sayısını ve kırılma şeklini seçmedeki karmaşıklığın önüne geçmektedir. Lee vd. (2016) tarafından önerilen bu test, Pesaran vd. (2013) tarafından geliştirilen yatay-kesitsel olarak genişletilmiş panel birim kök testinin (CIPS) genişletilmiş hali olup Fourier fonksiyonları ile modellenen deterministik terimlerdeki yumuşak yapısal değişimleri yakalamayı amaçlamaktadır. Burada önerilen istatistik, kırılma ile genişletilmiş CIPS (BCIPS) istatistiği olarak adlandırılmıştır. BCIPS panel birim kök testi, değişkenler arasındaki yatay kesit bağımlılığını hesaba katan ikinci nesil bir birim kök testidir. Fourier fonksiyonlarının deterministik bileşenlerdeki kırılmaları yakalamak için kullanılması ve çok faktörlü hata yapısını hesaba katmaları bu yöntemdeki en önemli faktörlerdir. Deterministik bileşenlerdeki yumuşak kırılmalar için Pesaran vd. (2013) çok faktörlü hata yapısı modelini genişletmişler ve ardından değişkenler arasında yatay-kesitsel bağımlılığı ve deterministik bileşenlerdeki yumuşak kırılmalar için yeni basit panel birim-kök testi önermişlerdir. Öncelikle, heterojen genişliklere sahip tek frekanslı bir Fourier fonksiyonunu dahil etmek için yatay-kesitsel olarak artırılmış ADF (CADF) regresyonunu genelleştirerek kırılmaları ve yatay-kesitsel bağımlılığı artırılmış ADF (BCADF) istatistiğini ve ortalama istatistiğini genişletmişlerdir. Kırılmalar ve yatay-kesitsel bağımlılık artırılmış IPS (BCIPS) istatistiği, BCADF istatistiklerinin bireysel ortalaması alınarak önerilmektedir.

Pesaran (2007) ADF regresyonunu, yatay-kesitsel bağımlılık için öngörülen faktörlerden sapmalar yerine, gecikmeli seviyelerin kesit ortalamaları ve bireysel serilerin ilk farkları ile geliştirmiştir. Bununla

birlikte, bu test tek faktörlü bir kalıntı modeli üzerine inşa edilmiştir. Ardından Pesaran vd. (2013), çok faktörlü bir hata yapısı için Pesaran (2007) testini güncellemişlerdir. Bağımlı değişken y_{it} ile ortak faktörleri paylaşan k sayıda ek değişken hakkında bilgi kullanımını önermişlerdir. Ekonomik ve finansal etkenler ortak ekonomik ortamlarla karşı karşıyadır ve teknolojik şoklar, zevkler ve maliye politikası gibi yaygın gözlemlenemeyen faktörlerden etkilenirler (Zeren ve İşlek, 2019: 74).

Lee vd. (2016) tarafından geliştirilen BCIPS panel birim kök testi, diğer yöntemlerden farklı olarak deterministik bileşenlerdeki kırılmaları tespit etmek için Fourier fonksiyonlarını kullanır. Enders ve Lee (2012), Fourier fonksiyonlarını kullanmanın çeşitli avantajlarını bildirmişlerdir. Bu avantajlardan ilki, Fourier fonksiyonlarının ekonomik analizde geleneksel yöntemlere göre kırılmaları tespit etmede daha iyi olmasıdır. İkinci olarak, tek frekanslı bir Fourier fonksiyonu, periyodik olmasa bile bilinmeyen biçimdeki kırılmaları makul bir şekilde tahmin edebilir. Üçüncüsü, Fourier fonksiyonları, kırılmanın tarihini, sayısını ve şeklini belirlemek yerine modeldeki en uygun bileşenleri belirler. Enders ve Lee (2012), önerdikleri testlerin, bilinmeyen formların ve sayıların deterministik trend fonksiyonlarındaki çeşitli olası kırılma mekanizmalarına karşı sağlam olduğunu ifade etmişlerdir ve Fourier testleri, gölge değişkenler kullanarak birim kök test sürecini tamamlamaktadırlar.

y_{it} , t zamanında, yatay-kesitsel birimi temsil eden bir gözlemdir ve $\delta_i(t)$ basit bir dinamik doğrusal heterojen panel veri modelinin sabit bilinmeyen zamana bağlı terimidir. $\zeta_i t$ doğrusal trend iken f_t , $m \times 1$ boyutunda gözlenmeyen genel durağan stokastik faktördür. Yani, birimler arasındaki eşzamanlı korelasyon derecesini yansıtan ilişkili faktör yüküdür. ε_{iyt} kendine özgü hata iken, basit dinamik doğrusal heterojen panel veri modeli aşağıdaki gibi gösterilmiştir (Lee vd., 2016: 367).

$$(1 - \phi_i L) - (y_{it} - \delta_i(t) - \zeta_i t) = u_{it}, u_{it} = \gamma'_{iy} f_t + \varepsilon_{iyt}, t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

Lee vd. (2016) ilk olarak tek bir Fourier frekansını içeren bir veri oluşturma sürecini ele almışlardır. Deterministik bileşenlerdeki çeşitli kırılmaları taklit ettiği için yalnızca tek bir Fourier frekansı (κ) içeren veri yaratma süreci aşağıdaki gibidir:

$$\delta_i(t) = \omega_{i,\kappa,t} = \mu_i + \alpha_{iy,1} \sin(2\pi \kappa t/T) + \alpha_{iy,2} \cos(2\pi \kappa t/T) \quad (2)$$

burada k , örneklem periyodundaki dalgalanama sayısını yansıtan frekans parametresidir ve faktörler arasında homojen olduğu varsayılır ve sırasıyla faktörler arasında sinüs bileşenlerin heterojenliğini ve yer değiştirmesini ölçmektedir. Denklem 2'deki $\omega_{i,\kappa,t}$, sabitteki yumuşak kırılmaları yakalamaktadır. $\alpha_{iy,1}$ ve $\alpha_{iy,2}$ faktörlerle birlikte heterojenliği ölçer ve bileşenleri sinüs eğrisi şeklindedir. Birimlerin homojen olduğu gerçeği, kısıtlayıcı bir varsayım değildir, çünkü birimlerde benzer sayıda kırılma olduğu anlamına gelmez. Bunun nedeni, $\alpha_{iy,1}$ ve $\alpha_{iy,2}$ varyasyonlarının her birim için belirli bir dereceye kadar farklı kırılmalara uyum sağlamaktadır.

Lee vd. (2016), (1) nolu ve (2) nolu eşitlikten aşağıdaki denklemi elde etmişlerdir:

$$\Delta y_{it} = \beta_i y_{it-1} - \beta_i \alpha'_{iy} d_t + \phi_i \alpha'_{iy} \Delta d_t + \gamma'_{iy} f_t + \varepsilon_{iyt}, t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

Burada $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$, $\beta_i = \phi_i - 1$, $d_t = (1, \sin(2\pi \kappa t/T), \cos(2\pi \kappa t/T), t)'$ deterministik ortak bileşenlerin 4×1 boyutlu vektörü ve $\Delta d_t = (0, \Delta \sin(2\pi \kappa/T), \Delta \cos(2\pi \kappa/T), 1)'$ ve $\alpha_{iy} = (\mu_i, \alpha_{iy,1}, \alpha_{iy,2}, \zeta_i)'$ 'dır. $d_0 = 0$ olduğu varsayılır. Tüm i 'ler için $\phi_i = 1$ birim kök hipotezi aşağıdaki şekilde ifade etmişlerdir:

$$H_0: \beta_i = 0$$

olası heterojen alternatif hipotez ise şu şekilde ifade edilebilir:

$$H_1: \beta_i < 0, i = 1, 2, \dots, N_1; \beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

Lee vd. (2016), kırılmaları ve yatay-kesit bağımlılığını dikkate alarak IPS (BCIPS) istatistiklerini aşağıdaki gibi tanımlamışlardır:

$$BCIPS(N, T) = t - \bar{t} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (4)$$

ve BCIPS test istatistiğinin kesikli formunu aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir:

$$BCIPS^*(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i^*(N, T) \quad (5)$$

$$t_i^*(N, T) = t_i(N, T), \text{ if } -M_1 < t_i(N, T) < M_2 \quad (6)$$

$$t_i^*(N, T) = -M_1, \text{ if } t_i(N, T) \leq -M_1 \quad (7)$$

$$t_i^*(N, T) = M_2, \text{ if } t_i(N, T) \geq M_2 \quad (8)$$

M_1 ve M_2 iki sabit sayıdır ve $\Pr(-M_1 < t_i(N, T) < M_2)$ yeterince büyüktür. Lee vd. (2016), tek bir faktör olması durumunda gözlemlenemeyen faktörleri tahmin etmek için ek değişkenlere ihtiyaç olmadığını, bu durumda kırılmaları ve yatay-kesitsel bağımlılığı hesaba katan ADF denkleminin EKK yöntemi ile tahmin edilebileceğini belirtmişlerdir:

$$\Delta y_{it} = c_{i,0} + c_{i,1} \sin(2\pi kt/T) + c_{i,2} \cos(2\pi kt/T) + c_{i,3} \bar{y}_{t-1} + c_{i,4} \Delta \bar{y}_t + b_i y_{i,t-1} + e_{it} \quad (9)$$

Çok faktörlü durumda modelde yer alması sonucunda kırılmaları ve yatay-kesitsel bağımlılığı dikkate alan ADF denkleminin şu şekilde olduğunu belirtmişlerdir:

$$\Delta y_{it} = c_{i,0} + c_{i,1} \sin(2\pi kt/T) + c_{i,2} \cos(2\pi kt/T) + c_{i,3} \bar{z}_{t-1} + c_{i,4} \Delta \bar{z}_t + c_{i,5} \Delta \bar{z}_{t-1} + c_{i,6} \Delta \bar{y}_{i,t-1} + b_i y_{i,t-1} + e_{it} \quad (10)$$

Hatalar otokorelasyona sahip ise model şu aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir:

$$\Delta y_{it} = c_{i,0} + c_{i,1} \sin(2\pi kt/T) + c_{i,2} \cos(2\pi kt/T) + c_{i,3} \bar{z}_{t-1} + c_{i,4} \Delta \bar{z}_t + \sum_{j=1}^p c'_{i,5,j} \Delta \bar{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^p c'_{i,6,j} \Delta \bar{y}_{i,t-j} + b_i y_{i,t-1} + e_{it} \quad (11)$$

Bu denklemler için parametre tahmini $\hat{b}_i$ 'nin test istatistiğini aşağıdaki gibi hesaplamışlardır:

$$t_i^p(N, T) = \frac{\Delta y'_i M_z^p y_{i-1}}{\bar{\sigma}_i (y'_{i-1} M_z^p y_{i-1})^{1/2}} \quad (12)$$

BCIPS testini gerçekleştirmek için önce Fourier frekansı (k) ve gecikme uzunluğu (p) belirlenmelidir. Lee vd. (2016) çalışmalarında, Enders ve Lee (2012)'nin Grid-Search Metodunu k ve p 'nin birlikte tanımlanabilmesi için düzenlemişlerdir. İlk olarak, maksimum Fourier frekans parametresi (k^{max}) 5'e ayarlanır ve maksimum gecikme uzunluğu (p^{max}) 4'e ayarlanır. Daha sonra, verilen bir k değerindeki farklı gecikmeler için (11)nolu eşitlik tahmin edilir. SBC kuralı, belirli bir k değeri için optimum gecikme uzunluğunu belirlemek için uygulanır. SBC kuralı:

$$SBC = -\frac{TN}{2} (1 + \ln 2\pi) - \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln \left(\frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it}^2}{T} \right) \quad (13)$$

şeklinde. Belirli bir k değeri için, kalıntı karelerin toplamı ($SSR_{k,p}$), farklı gecikme uzunlukları için denklem (11) tahmin edilerek elde edilir. SBC değerleri, $SSR_{k,p}$ (13) nolu eşitlikte yerine konarak hesaplanır ve verilen k değeri için minimum SBC değerine sahip gecikme uzunluğu optimal gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Bu işlem k 'nin farklı değerleri için tekrarlanır ve farklı k değerleri için optimal gecikme uzunlukları belirlenir. Son olarak, farklı k değerleri için optimal gecikme uzunluklarının minimum kalıntı kareler toplamına sahip olan, optimal k ve p 'nin birlikte belirlenmesine izin verilmektedir. Optimal faktör sayısı bilinmediğinden faktör sayısındaki bu belirsizlik Pesaran vd. (2013) tarafından önerilen iki yöntemle ortadan kaldırılabilir. Bunlardan birincisi, BCADF regresyon denklemindeki ek açıklayıcı değişken k ise $k = m_{max} - 1$ 'dir. İkincisi, Bai ve Ng (2002) ve Moon ve Perron (2004) tarafından önerilen bilgi kriterleri gibi uygun istatistiksel teknikler yardımıyla m 'nin tahminidir. Bu durumda $k = \hat{m} - 1$ olarak belirlenmiştir. Hem sabit hem de sabit trend modeli için farklı k (frekans), p , k (faktör) ve N kombinasyonları için kritik değerler elde edilmiştir. Testin gücünün genellikle $T > 50$ olduğunda iyi olduğunu ve $T \geq 100$ olduğunda oldukça yüksek olduğunu raporlamışlardır. Ayrıca hatalar negatif seri korelasyon durumundan ziyade pozitif seri korelasyona sahip ise testin gücü daha zayıf olmaktadır. Testin gücü k (frekans) ve T 'nin artmasıyla artmaktadır (Lee vd., 2016: 378-379, Zeren ve İşlek, 2019: 77).

Ortak faktör olarak brüt sermaye oluşumu (*GrosCap*), küreselleşme endeksi (*Glob*) ve mülteci nüfusu (*Ref*) ve temel değişken olarak kişi başı reel GDP'nin kullanıldığı bir sınama gerçekleştirilmiştir. Eickmeier (2009) gözlemlenemeyen faktörlerin sayısının makroekonomik değişkenler için 2 ile 6 arasında olması yeterli olacağını ifade etmiş ve bu çalışmada $m_{max} = 4$ belirlenmiştir. Pesaran vd. (2013), çalışmada gözlenemeyen ortak faktörlerin etkisinin dikkate alınması gerektiğini vurgulayarak

Pesaran (2007) çalışmasının geliştirmişlerdir. Bu test, çok faktörlü hata yapısını dikkate alan bir CIPS testidir. Bu çalışmada Lee vd. (2016) tarafından önerilen BCIPS testi ve Pesaran vd. (2013) Fourier fonksiyonları ile geliştirilmiş versiyonu olduğundan Fourier fonksiyonlarının etkisini görmek için CIPS ve BCIPS testlerinin sonuçları birlikte raporlanmıştır. Panel birim kök testi sonuçları, hem sabitli model hem de sabitli ve trendli model için Tablo 1'de sunulmaktadır.

Table 2. BCIPS Fourier Panel Birim Kök Test Sonuçları

	GDP_{it}	$(\hat{p}, \hat{k})$	$[N, T]$	CD	$CIPS$	$BCIPS$
$m = 1$						
Sabitli	No	(1,2)	[17,49]	49.861	-2.656**	-3.166**
Sabitli ve Trendli	No	(1,2)	[17,49]	49.744	-2.774*	-3.391*
$m = 2$						
	$\overline{Glob}$	(1,2)	[17,49]	49.861	-2.660*	-3.209**
Sabitli	$\overline{GrosCap}$	(1,2)	[17,49]		-2.681**	-3.166**
	$\overline{Ref}$	(1,2)	[17,49]		-2.717**	-3.349**
Sabitli ve Trendli	$\overline{Glob}$	(1,2)	[17,49]	49.744	-2.805	-3.488*
	$\overline{GrosCap}$	(1,2)	[17,49]		-2.887*	-3.601*
	$\overline{Ref}$	(1,2)	[17,49]		-2.759	-3.764**
$m = 3$						
	$\overline{GrosCap}, \overline{Glob}$	(1,2)	[17,49]	49.861	-2.585	-3.261*
Sabitli	$\overline{Ref}, \overline{Glob}$	(1,2)	[17,49]		-2.695*	-3.453**
	$\overline{Ref}, \overline{GrosCap}$	(1,2)	[17,49]		-2.778*	-3.452**
Sabitli ve Trendli	$\overline{GrosCap}, \overline{Glob}$	(1,2)	[17,49]	49.744	-2.686	-3.492
	$\overline{Ref}, \overline{Glob}$	(1,2)	[17,49]		-2.833	-3.755*
	$\overline{Ref}, \overline{GrosCap}$	(1,2)	[17,49]		-2.909	-3.721*
$m = 4$						
Sabitli	$\overline{Ref}, \overline{Glob}$ and $\overline{GrosCap}$	(1,2)	[17,49]	49.861	-2.489	-3.434**
Sabitli ve Trendli	$\overline{Ref}, \overline{Glob}$ and $\overline{GrosCap}$	(1,2)	[17,49]	49.744	-2.703	-3.733**

Not: Kritik değerler için bkz. Pesaran (2007), Pesaran vd. (2013) ve Lee vd. (2016). * ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Sabitli model için CIPS testi sonuçlarına göre, GSYİH birim kökü içerdiğine dair sıfır hipotezi tüm faktör durumlarında reddedilememekte ve durağan olmadığı görülmektedir. $m = 1$ için hem sabit hem de sabit ve trend durumunda durağan olduğu $m = 2$ için sabitli durumda durağan olduğu görülmektedir. $m = 3$ durumu için sabitli modelde Ref ve $Glob$ ve Ref ve $GrosCap$ için, sabitli ve trendli model de ise hiçbir faktör durumunda durağan olmadığı görülmektedir. Aksine BCIPS test sonuçlarına göre serinin tüm faktörler dikkate alındığı durumda birim kök içermediği yani durağan olduğu görülmektedir. Ayrıca yumuşak kırılmalar dikkate alınarak gerçekleştirilen BCIPS sınamalarının diğer tüm faktör durumları için ($m = 1, 2$ ve 3) de durağan yapıda olduğu görülmektedir. Sadece sabitli ve trendli model için $GrosCap$ ve $Glob$ faktörlerinin dikkate alındığı durumda birim köke sahip olduğu görülmektedir.

SONUÇ

Ekonomik büyümenin tasarruf-yatırım dengesi, ticari ve finansal açıklık, ekonomik entegrasyonlar, iç ve dış denge, politik istikrar, demografik faktörler, sektörel dağılım gibi bir çok belirleyicisi bulunmaktadır. Her bir belirleyicide ortaya çıkan kısa ve uzun dönemli dengesizlikler gayrisafi yurtiçi hasıla üzerinde pozitif veya negatif etki yaratmaktadır. Ortaya çıkan etkilerin önceden tespit edilmesi ve

makro iktisadi politikalar aracılığı ile hafifletilmesi politika yapımcıların en temel amaçlarından birisidir. Bu çalışmada 1970–2018 dönemi için yıllık kişi başına gayrisafi yurtiçi hasıla değişkeni üzerindeki şokların geçicimi yoksa kalıcımı olduğu sorusu Lee vd. (2016) tarafından önerilen BCIPS testi ve fourier fonksiyonlarının etkisini görmek için Pesaran vd. (2013) tarafından geliştirilen panel birim kök testleri ile analiz edilmektedir. Panel Avusturya, Belçika, Kanada, Şili, Danimarka, Fransa, Almanya, Yunanistan, İtalya, Hollanda, Norveç, Meksika, İspanya, İsveç, İsviçre, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri olmak üzere 17 OECD ülkesinden oluşmaktadır. Her iki test bir bütün halinde değerlendirildiğinde kişi başı gayrisafi yurtiçi hasıla değişkeninin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu sonuca göre Klasik iktisadın makroekonomik politikalar uygulanması nedeniyle konjonktürel dalgalanmaların oluştuğu görüşü geçerlidir. Paneli oluşturan ülkelerin kişi başı gelir seviyelerinin nispeten yüksek olması gayrisafi yurtiçi hasılanın iktisadi şokları mass etme kapasitesini yükselttiği öngörülmektedir. Ampirik analiz periyodu içinde yer alan 1973 Petrol krizleri, 1997 Asya Krizi, 2000 Dot-Com Balonu ve 2008 Küresel ekonomik krizlerin yayılma etkisinin giderek farklılaşması nedeniyle ülkelerin krizlerden etkilenme derecelerinin farklı ve düşük olduğu görülmektedir. Paneli oluşturan bir çok ülkenin ekonomik entegrasyon içerisinde yer alması gayrisafi yurtiçi hasıla üzerindeki negatif arz-talep şoklarını geçici hale getirdiği düşünülmektedir. Ancak uluslararası ticari ve finans piyasalarının entegrasyonu ile birlikte analiz periyodunun öne çekilmesi durumunda iktisadi şokların gayrisafi yurtiçi hasılda yarattığı etki daha çok belirgin hale geleceği beklenmektedir.

KAYNAKÇA

- Aslanidis, N. & Fountas S. (2014). Is Real GDP Stationary? Evidence From A Panel Unit Root Test With Cross-Sectional Dependence And Historical Data. *Empirical Economics*, 46, 101-108.
- Bai, J., and Ng, S. (2002). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, 70(1), 191–221.
- Ben-David D, Papell DH (1995) The great wars, the great crash, and the steady state growth: some new evidence about an old stylized fact. *J Monet Econ* 36:453–475.
- Carrion-i-Silvestre, Joseph Lluis., Tomas del Barrio-Castro and Enrike Lopez-Bazo. (2005) Breaking the panels. An application to the GDP per capita, *Econometrics Journal*, 8, 159-175.
- Chang, T., Lee, K. C., Kang, S. C., & Liu, W. C. (2008). Is per capita real GDP stationary in Latin American countries? Evidence from a panel stationary test with structural breaks. *Economics Bulletin*, 3(31), 1-12.
- Chang, H.L. & Su, C.W. (2011). Is Per Capita Real Gdp Stationary? Non-Linear Panel Unit-Root Tests From Eastern-European Countries. *Journal of Economics and Business*, Volume: XIV, No: 2, 65-74.
- Chang, T., H-P. Chu & Ranjbar. O. (2014). Are GDP Fluctuations Transitory or Permanent in African Countries? Sequential Panel Selection Method. *International Review of Economics and Finance*, 29: 380-399.
- Cuestas, J. C., & Garratt, D. (2011). Is real GDP per capita a stationary process? Smooth transitions, nonlinear trends and unit root testing. *Empirical Economics*, 41(3), 555-563.
- Çınar, S. (2010). OECD Ülkelerinde Kişi Başına GSYİH Durağan mı? Panel Veri Analizi. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, Cilt: XXIX, Sayı: II: 591-601.
- Durlauf SN (1989) Output persistence, economic structure, and the choice of stabilization policy. *Brook Pap Econ Activity* 2:69–136.
- Eickmeier, S. (2009). Comovements and Heterogeneity in the Euro Area Analyzed in a Non-Stationary Dynamic Factor Model. *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), 933–959.
- Elliott, G., Tothenberg, T. J., Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica* 64:813–836.
- Enders, W., and Lee, J. (2012). A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574–599.
- Fleissig, A.R. & Strauss, J. (1999). Is OECD Real Per Capita GDP Trend Or Difference Stationary? Evidence From Panel Unit Root Test. *Journal of Macroeconomics*, 21(4), 673-690.
- Firat, H. (2016). Is real GDP stationary? Evidence from some unit root tests for the advanced economies. *Journal of Social and Economic Statistics*, 5(2), 60-80.
- Furuoka, F. (2011). Is GDP in ASEAN Countries Stationary? New Evidence from Panel Unit Root Tests. *Economics Bulletin*, Vol. 31 No.2: 1391-1400.
- Güloğlu, B. & Ivrendi M. (2010). Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin America. *Applied Economics Letters*, 17(4): 381–386.

- Hadri, K. & Rao Y. (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*, 54(03), 427-440.
- Hegwood, N., & Papell, D. H. (2007). Are real GDP levels trend, difference, or regime-wise trend stationary? Evidence from panel data tests incorporating structural change. *Southern Economic Journal*, 104-113.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Im, K. S., Lee, J., & Tieslau, M. (2005). Panel LM unit-root tests with level shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(3), 393-419.
- Kapetanios G, Shin Y, Snell A (2003) Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *J Econom* 112:359–379.
- Lee, C., Wu, J. L., & Yang, L. (2016). A Simple Panel Unit-Root Test With Smooth Breaks in the Presence of a Multi factor Error Structure. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(3), 365–393.
- Murray, C. J., & Papell, D. H. (2001). Testing for unit roots in panels in the presence of structural change with an application to OECD unemployment. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*. Emerald Group Publishing Limited.
- Murthy, V. N., & Anoruo, E. (2009). Are Per Capita Real GDP Series in African Countries Non-stationary or Non-linear? What does Empirical Evidence Reveal?. *Economics Bulletin*, 29(4), 2492-2504.
- Moon, H. R., and Perron, B. (2004). Testing for a Unit Root in Panels With Dynamic Factors. *Journal of Econometrics*, 122(1), 81–126.
- Nahar, J. N., Nayeem, S., & Israt, R. M. (2013). Are the real GDP series in Asian countries nonstationary or nonlinear stationary?. *Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences*, 18(6).
- Narayan, P. K. (2007). Are G7 per capita real GDP levels non-stationary, 1870–2001?. *Japan and the World Economy*, 19(3), 374-379.
- Nelson, C. & Plosser, C. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monetary Economics*, 10: 139–162.
- Öztürk, I. & Kalyoncu, H. (2007). Is Per Capita Real GDP Stationary in the OECD Countries? Evidence from a Panel Unit Root Test. *Ekonomski Pregled*, 58(11), pp. 680-688.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in The Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.
- Pesaran, M. H., Smith, L. V., and Yamagata, T. (2013). Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure. *Journal of Econometrics*, 175(2), 94–115.
- Solarin, S., & Anoruo, E. (2015). Nonlinearity and the Unit Root Hypothesis for African Per Capita Real GDP. *International Economic Journal*, 29(4), 617–630.
- Tiwari, A. K., A. Chaudhari & K. G. Suresh (2012), “Are Asian Per Capita GDP Stationary? Evidence from First and Second Generation Panel Unit Root Tests”, *Transit Stud. Rev.* 19: 3–11.
- Utrera, G. E. (2001). Is the Argentine GDP Stationary Around a Broken Trend?. *Documentos de Investigación*.
- Ying, Z., Dong, C. R., Chang, H. L., & Su, C. W. (2014). Are Real GDP Levels Stationary in African Countries?. *South African Journal of Economics*, 82(3), 392-401.
- Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.
- Zeren, F. & İşlek H., (2019). Is Per Capita Real GDP Stationary in the D-8 Countries? Evidence from a Panel Unit Root Test. *Selected Topics in Applied Econometrics*, SBN:978-3-631-79571-2.