21. BÖLÜM / CHAPTER 21

OECD ÜLKELERİNDE ENFLASYON ORANI DURAĞAN MI? FOURIER KANTİL BİRİM KÖK TESTİNDEN BULGULAR

ARE INFLATION RATES STATIONARY IN OECD COUNTRIES? EVIDENCE FROM A FOURIER QUANTILE UNIT ROOT TEST

Oktay KIZILKAYA*

*Doç. Dr., Malatya Turgut Özal Üniversitesi, İşletme ve Yönetim Bilimleri Fakültesi,
Uluslararası Ticaret ve Finansman Bölümü, Malatya, Türkiye

E-mail: oktay.kizilkaya@ozal.edu.tr

DOI: 10.26650/B/SS10.2021.013.21

ÖZ

Enflasyon konusu ülkeler için en önemli sorunlardan biri haline gelmiştir. Enflasyon oranının durağanlık özelliklerinin bilinmesi para politikasını yürütmekle görevli organlar için enflasyonla mücadele politikalarının uygulanmasında oldukça önemlidir. Bu çalışmada, 20 OECD ülkesinin enflasyon oranı serisinin durağanlık özellikleri Fourier kantil birim kök testi kullanılarak araştırılmıştır. Geleneksel ve Fourier birim kök/durağanlık testleri karmaşık sonuçlara işaret etmektedir. Fourier kantil birim kök testi sonuçları ise 20 OECD ülkesinin 17'si (Lüksemburg, Norveç ve İspanya hariç) için enflasyon oranı serisinin durağan olduğu göstermektedir. Enflasyon oranı serileri durağan olan 17 ülkenin para otoriteleri için enflasyonla mücadele politikalarını uygulamak, durağan olmayan enflasyonu olan ülkelere kıyasla daha az maliyetli olacaktır. Lüksemburg, Norveç ve İspanya için ise hızlandırmacı hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, elde edilen sonuçlar çoğu OECD ülkesi için enflasyon oranlarının dinamik davranışlarının asimetrik olduğunu, yani bazı kantillerde durağan olduğunu, bazı kantillerde ise birim kök içerdiğini göstermektedir. Kanada, Fransa, İtalya, Yeni Zelanda, Portekiz, İsveç, Türkiye, Birleşik Krallık ve ABD'nin enflasyon oranları büyük kantillerde birim köklü iken küçük kantillerde durağan davranış göstermektedir. Bu sonuç, söz konusu ülkelerin enflasyon oranlarının düşük seviyelerdeyken durağan olduğunu, ancak göreceli olarak yüksek seviyelerde kaldıklarında ise birim kök içerdiğini göstermektedir. Bu durum, hükümetin yüksek enflasyon oranına müdahale etmek için gerekli önlemleri alabileceği anlamına gelmektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, Kantil Birim Kök Testi, Fourier Yaklaşımı

Extended Abstract

Given the assumptions specific to the unit root hypothesis regarding inflation rates, if inflation rates are nonstationary, the shocks affecting a series will have permanent effect. In this case, policy action is required to return inflation to its original level. If inflation rates have a unit root, it can be concluded that the accelerationist hypothesis is valid. It is also generally acknowledged that nominal interest rates contain a unit root. Therefore, if inflation and interest rate series are integrated as order one, the existence of the Fisher effect can be tested. Conversely, if inflation rates are stationary, the shocks affecting the series will have a transitory effect. In this case, the need for policy action will become less mandatory as inflation will eventually return to its equilibrium level.

This study examines the stationarity of inflation rate series of 20 OECD countries using quarterly observations for the period 1956Q2–2019Q2. These countries include Australia, Belgium, Canada, Finland, France, Germany, Greece, Italy, Japan, Korea, Luxembourg, New Zealand, Norway, Portugal, Spain, Sweden, Switzerland, Turkey, the United Kingdom, and the United States. The inflation series used are obtained with the following equation:

$$\pi_t = \log(CPI_t) - \log(CPI_{t-1})$$

where *CPI* indicates consumer price indices.

Becker et al. (2006) asserted that the actual nature of breaks is completely unknown. Accordingly, there is no specific guide to indicate where or how many breaks there are for a unit root/stationarity test. To overcome this challenge, we apply a flexible Fourier form. The Fourier approximation can be used in the existence of an unknown number of smooth breaks. The methodology of this study depends on the Fourier quantile unit root test, developed by Bahmani-Oskooee et al. (2017). First, we estimate the following equation by ordinary least squares (OLS) for $k = 0.1, 0.2, \dots, 4.9, 5$.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \xi_t$$

We select the optimum frequency (k^*) when the sum of squared residuals is minimized. We then compute the OLS residuals:

$$e_t = Y_t - \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\beta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right)$$

In the second stage, the null hypothesis of a unit root in τ_{th} conditional quantile of e_t is tested by estimating the quantile regression:

$$\varphi_{e_t}(\tau|\xi_{t-1}) = \alpha_0(\tau) + \rho_1(\tau)e_{t-1} + \sum_{p=1}^{p=1} \rho_{1+p}(\tau)\Delta e_{t-p} + \vartheta_t$$

where $\varphi_{e_t}(\tau|\xi_{t-1})$ denotes the τ_{th} quantile of e_t conditional on the ξ_{t-1} past information set. $\alpha_0(\tau)$ is the τ_{th} conditional quantile of ϑ_t , and its estimated values capture the magnitude of Real Exchange Rate (RER) shock in each quantile. $\rho_1(\tau)$ measures the speed of the mean reversion of e_t in each quantile. As with the standard Augmented Dickey–Fuller (ADF) test, we use the t-ratio statistic:

$$t_n(\tau_i) = \frac{\hat{f}(F^{-1}(\tau_i))}{\sqrt{\tau_i(1-\tau_i)}} (R'_{-1}P_X R_{-1})^{1/2} (\hat{\rho}_1(\tau_i) - 1)$$

where $\hat{f}(\cdot)$ indicates the probability and $F(\cdot)$ denotes cumulative density functions of e_t . R_{-1} is the vector of the lagged dependent variables (e_{t-1}), and P_X is the projection matrix onto the space orthogonal to $X = (1, \Delta e_{t-1}, \dots, \Delta e_{t-p})$. Furthermore, $\hat{f}(F^{-1}(\tau_i))$ is a consistent estimator of $f(F^{-1}(\tau_i))$. Koenker and Xiao (2004) suggested quantile regression-based Kolmogorov–Smirnov (QKS) statistics for testing the null hypothesis of a unit root:

$$QKS = \sup_{\tau_i \in [\underline{\lambda}, \bar{\lambda}]} |t_n(\tau)|$$

This study investigates the mean-reverting properties of inflation series using three different unit root/stationarity tests: (a) Conventional unit root tests, including ADF and Kwiatkowski et al. (KPSS). (b) Fourier-type unit root tests, which include the Fourier–KPSS (Becker et al. 2006), and the Fourier–ADF (Christopoulos and León-Ledesma 2010). Finally, (c) the Fourier quantile unit root test, developed by Bahmani-Oskooee et al. (2017).

Conventional and Fourier unit root/stationarity tests indicate mixed results. Fourier quantile unit root test results indicate that the inflation rate series is stationary for 17 of the 20 OECD countries (except Luxembourg, Norway, and Spain). It would be less costly for the monetary authorities to implement a disinflationary policy in those 17 OECD countries with stationary inflation than those countries with nonstationary inflation. It is concluded that the accelerationist hypothesis is valid for Luxembourg, Norway, and Spain. In addition, the dynamic behavior of the inflation rates is asymmetric.

Keywords: Inflation, Quantile Unit Root Test, Fourier Approach

1. Giriş

Birim kök testi literatürü Dickey-Fuller (1979, 1981)'in çalışmaları ile başlamıştır. Nelson ve Plosser (1982) ise Dickey-Fuller (DF) birim kök testlerini kullanarak Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'ne ait 14 zaman serisinin durağanlığını araştırmış ve bu serilerin 13'ünün durağan olmadığı sonucunu elde etmişlerdir. Nelson ve Plosser'in (1982) bu öncü çalışmasından sonra zaman serilerinin durağan olup olmadığı konusu, geniş bir literatürün oluşmasına neden olmuştur. Makroekonomiyi anlamada anahtar değişkenlerden biri olan enflasyonun durağan olarak mı yoksa bir birim köklü süreç olarak mı tanımlanmasının bir takım ekonomik sonuçları bulunmaktadır. Enflasyon oranının durağanlık özelliklerinin bilinmesi sadece farklı ekonomik hipotezleri test etmede değil, aynı zamanda para politikasını yürütmekle görevli organlar için enflasyonla mücadele politikalarının uygulanmasında da oldukça önemlidir. Enflasyon oranı durağan olan ülkelerde para politikasını yürütmekle görevli organlar için enflasyonla mücadele politikalarını (örneğin, enflasyon hedeflemesi) uygulamak, enflasyon oranı durağan olmayan ülkelere göre daha az maliyetli olacaktır (Chen ve Hsu, 2016: 23).

Enflasyon oranındaki birim kök hipotezine özgü varsayımlar dikkate alındığında, eğer enflasyon oranı birim kök süreci izliyorsa seriyi etkileyen şokların etkisi kalıcı olacaktır. Bu durumda enflasyonu orijinal seviyesine döndürmek için politika eylemi gerekecektir. Enflasyonun birim köklü olması durumunda hızlandırmacı (accelerationist) hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılabilmektedir. Ayrıca genellikle nominal faiz oranlarının birim kök içerdiği kabul edilmektedir. Dolayısıyla, enflasyon ve faiz oranı serileri birinci mertebeden bütünleşik ise Fisher etkisi varlığı test edilebilmektedir. Diğer taraftan, enflasyon oranı durağan ise şokların etkisi geçici olacaktır. Bu durumda enflasyon sonuçta denge seviyesine döneceği için politika eylemine olan ihtiyaç daha az zorunlu hale gelecektir (Chang vd., 2013: 245; Lee ve Wu, 2001: 477).

Bu çalışma, enflasyon oranı serisinin durağanlığını Fourier kantil birim kök testi kullanarak araştırmayı amaçlamaktadır. Fiyatların logaritmasının ilk farkı olarak tanımlanan enflasyon dağılımları genellikle normal dağılımdan belirgin bir şekilde farklı olan çarpık ve çok basıktır (Charemza vd., 2005: 901). Bu durumda, Koenker ve Xiao (2004), kantil otoregresyon temelli birim kök testinin, En Küçük Kareler (EKK) yöntemini temel alan birim kök testlerinden daha güçlü olduğunu ifade etmişlerdir. Ayrıca bu çalışmada yapısal kırılmaları dikkate almak için Fourier yaklaşımı kullanılmıştır. Fourier yaklaşımının kullanılmasının temel sebebi, kırılma tarihlerinin, kırılma sayısının veya kırılma yapılarının önsel olarak bilindiği varsayımının

gerekli olmamasıdır. Bu yaklaşım, kırılma tarihleri ve kırılma sayısını doğrudan tahmin etmek yerine, bilinmeyen yapı ve bilinmeyen sayıdaki muhtemel yapısal kırılmaları yakalayabilmek için kullanılmaktadır (Tsong vd., 2016: 1108). Bu çalışma literatürde OECD ülkeleri için enflasyon oranı serilerinin durağanlığını Fourier kantil birim kök testi ile inceleyen ilk çalışma olduğu düşünülmektedir. Çalışmanın planlaması sırasıyla şu şekildedir: İkinci bölümde seçili ampirik literatür taramasına yer verilmektedir. Üçüncü bölümde uygulamada kullanılacak verilere ilişkin bilgiler ve Fourier kantil birim kök testine yönelik metodolojik açıklamalar yer almaktadır. Analiz bulgularının tartışılacağı dördüncü bölümün ardından, çalışma sonuç bölümü ile tamamlanmaktadır.

2. Literatür

Enflasyonun durağanlığına ilişkin ampirik literatür incelendiğinde ele alınan ülkelere ve kullanılan ekonometrik yöntemlere bağlı olarak çalışmaların sonuçlarının değişkenlik gösterdiği ifade edilebilir. Doğrusal birim kök testlerinin kullanıldığı çalışmalarda enflasyonun çoğunlukla birim köklü olduğuna, doğrusal olmayan veya yapısal kırılmaları dikkate alan testlerin kullanıldığı çalışmalarda ise enflasyonun çoğunlukla durağan olduğuna dair kanıtlar sunulmuştur. Tablo 1’de literatürde enflasyon oranının durağanlık özelliklerini inceleyen çalışmaların özeti verilmiştir.

Tablo 1
Literatür Özeti

Yazar(lar)	Ülke(ler)-Dönem	Kullanılan Ekonometrik Yöntem	Sonuç
Lee ve Wu (2001)	13 OECD Ülkesi 1957M2-1999M4	Im, Pesaran ve Shin (1997), Taylor ve Sarno (1998) Panel Birim Kök Testi	Sonuçlar, enflasyonun oranlarının durağan olduğunu göstermektedir.
Basher ve Westerlund (2008)	13 OECD Ülkesi 1957M2-1994M9	Panel Birim Kök Testleri	Sonuçlar, enflasyon oranlarının durağan olduğunu göstermektedir.
Ho (2009)	13 OECD Ülkesi 1981-2002	Chang (2002) Panel Birim Kök Testi	Yatay kesit bağımlılığı dikkate alındığında enflasyon oranlarının durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Lee ve Tsong ve (2009)	G-10 Ülkeleri 1957:Q1-2008:Q2	Jansson (2004) Birim Kök Testi	Bootstrap testleri, çoğu G-10 ülkesinde enflasyon oranlarının durağan olduğunu göstermektedir.
Zhou (2010)	12 Euro Bölgesi Ülkesi 1973Q1-2008Q	KSS Birim Kök Testi	Ülkelerin çoğu için enflasyon oranı serileri durağan olarak elde edilmiştir.

Narayan ve Narayan (2010)	13 OECD Ülkesi 1960M1-2004M12	Carrion-i-Silvestre vd. (2005) Panel Birim Kök Testi	Sonuçlar, enflasyon oranlarının durağan olduğunu göstermektedir.
Tsong ve Lee (2011)	12 OECD Ülkesi 1957Q1-2010Q1	Kantil Birim Kök Testi	Sonuçlar, enflasyonun oranlarının durağan olduğunu göstermektedir.
Özcan (2013)	11 Akdeniz Ülkesi 1960-2011	Lee-Strazicich (2003), Narayan-Popp (2010), ve Im vd. (2010) Birim Kök Testi	Sonuçlar, yapısal kırılmalar dikkate alındığında enflasyonun oranlarının durağan olduğunu göstermektedir.
Chang vd. (2013)	22 OECD Ülkesi 1961-2011	Fourier KPSS	Geleneksel birim kök testleri ile karmaşık sonuçlar elde edilirken, Fourier KPSS testi sonuçları ele alınan ülkelerin enflasyon oranlarının durağan olduğunu göstermektedir.
Chen ve Hsu (2016)	14 Avrupa Ülkesi 1970Q1-2013Q4	TAR, MTAR, ESTAR-tipi ve LNV Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	Sonuçlar birkaç istisna dışında ele alınan ülkelerin enflasyon oranlarının durağan olduğunu göstermektedir.
Chen vd. (2016)	6 Asya Ülkesi 1970Q1-2014Q2	Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan ve Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	Geleneksel birim kök testleri ile karmaşık sonuçlar elde edilirken, yapısal kırılmaları dikkate alan ve doğrusal olmayan birim kök testleri sonuçları ele alınan ülkelerin enflasyon oranlarının durağan olduğunu göstermektedir.
Yaya (2017)	21 OECD Ülkesi	GARCH Temelli Birim Kök Testleri	Geleneksel birim kök testleri ülkelerin çoğu için enflasyon oranı serilerinin durağan olmadığını gösterirken, yapısal kırılmalı birim kök testleri ülkelerin çoğu için enflasyon oranı serilerinin durağan olduğunu göstermektedir.
Herve (2018)	ECOWAS Ülkeleri 1985-2015	PANIC Panel Birim Kök Testi	Sonuçlar, enflasyon oranlarının durağan olduğunu göstermektedir.

3. Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışmada, 20 OECD ülkesine ait enflasyon oranı serilerinin durağanlığı 1956Q2-2019:Q2 dönemi üç aylık gözlemler kullanılarak incelenmektedir. Bu ülkeler Avustralya, Belçika, Kanada, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İtalya, Japonya, Kore, Lüksemburg, Yeni Zelanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, Türkiye, Birleşik Krallık ve ABD'yi kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan veriler, OECD Temel Ekonomik Göstergeler¹ veri tabanından elde edilmiştir. Örnekleme dönemi, öncelikle verilerin ulaşılabilirliği temelinde belirlenmiş ve toplam 253 gözlemden oluşmaktadır. Ekonometrik analizlerde kullanılacak enflasyon serisi aşağıdaki denklem kullanılarak elde edilmiştir;

$$\pi_t = \log(CPI_t) - \log(CPI_{t-1}) \quad (1)$$

1 <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm>

Burada CPI tüketici fiyat endeksini t ise zamanı göstermektedir. Tablo 2’de çalışmada ele alınan ülkelere ait enflasyon oranları serilerinin özet istatistikleri verilmiştir.

Tablo 2
Özet İstatistikler

Ülkeler	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera (p-value)
Avustralya	0.011	0.009	0.059	-0.013	0.011	1.293	5.351	0.000*
Belçika	0.008	0.007	0.041	-0.007	0.008	1.240	5.610	0.000*
Kanada	0.009	0.008	0.034	-0.015	0.008	0.748	3.481	0.000*
Finlandiya	0.011	0.008	0.049	-0.006	0.011	1.141	3.883	0.000*
Fransa	0.010	0.007	0.067	-0.005	0.011	1.507	6.354	0.000*
Almanya	0.006	0.006	0.026	-0.011	0.006	0.557	3.451	0.000*
Yunanistan	0.018	0.015	0.136	-0.025	0.025	0.936	4.388	0.000*
İtalya	0.013	0.009	0.063	-0.010	0.014	1.528	5.166	0.000*
Japonya	0.007	0.004	0.089	-0.014	0.012	2.142	12.255	0.000*
Kore	0.019	0.012	0.144	-0.091	0.027	1.555	9.371	0.000*
Lüksemburg	0.008	0.007	0.032	-0.008	0.008	0.717	3.419	0.000*
Yeni Zelanda	0.013	0.009	0.085	-0.008	0.014	1.457	5.847	0.000*
Norveç	0.011	0.009	0.063	-0.017	0.010	1.185	6.101	0.000*
Portekiz	0.018	0.013	0.132	-0.051	0.023	1.320	5.983	0.000*
İspanya	0.016	0.013	0.080	-0.020	0.015	0.721	3.929	0.000*
İsveç	0.010	0.008	0.055	-0.014	0.011	1.070	4.442	0.000*
İsviçre	0.006	0.005	0.046	-0.014	0.008	0.861	5.789	0.000*
Türkiye	0.062	0.043	0.328	-0.029	0.057	1.097	4.137	0.000*
Birleşik Krallık	0.012	0.009	0.090	-0.012	0.013	2.072	9.347	0.000*
ABD	0.009	0.008	0.039	-0.029	0.008	0.592	6.283	0.000*
Not: *, %5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.								

Tablo 2, ele alınan OECD ülkelerine ait enflasyon oranlarının ortalama, standart sapma, çarpıklık ve basıklık gibi özet istatistiklerini göstermektedir. İlk olarak, tüm serilerin çarpıklık değerleri pozitif olarak elde edilmiştir. Bu durum enflasyon oranlarının normal dağılıma göre sağa daha çarpık olduğunu göstermektedir. İkincisi, tüm enflasyon oranları için basıklık değerleri 3’den büyüktür. Bu durum enflasyon oranlarının ampirik dağılımlarının çok basık olduğunu göstermektedir. Elde edilen çarpıklık ve basıklık değerleri tüm enflasyon oranı serilerinin normal olmayan bir dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca Tablo 2 ile

sunulan Jarque-Bera test istatistiğinin p-değerleri bu sonucu desteklemektedir. Bu durum, Koenker ve Xiao (2004) tarafından önerilen kantil regresyon yaklaşımını kullanmak için güçlü bir kanıt olarak karşımıza çıkmaktadır. Koenker ve Xiao (2004), verilerin normal dağılmadığı durumlarda kantil otoregresyon (QAR) temelli birim kök testinin geleneksel birim kök testlerinden daha yüksek güce sahip olduğunu ortaya koymuşlardır.

3.1. Fourier Kantil Birim Kök Testi

Kantil regresyon yöntemi, ele alınan örneği seçilen farklı kantillerdeki birçok alt örneğe bölebilmektedir. Ayrıca, kantil regresyon yöntemini temel alan birim kök testleri kullanılarak, ele alınan kantillerde durağanlık sınaması yapılabilmektedir. Yani seriye gelen şokların etkileri (kalıcı veya geçici) farklı kantillerde araştırılabilmektedir. Koenker ve Xiao (2004), kantil otoregresyon yaklaşımına dayanan bir birim kök testi önermişlerdir. Bununla birlikte, Koenker ve Xiao (2004) tarafından önerilen yöntem, yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Perron (1989)’a göre, birim kök testlerinde yapısal kırılmaların varlığını görmezden gelmek, “düşük güç” ve “yanlılık” problemlerine yol açmaktadır. Bu doğrultuda Perron (1989) tarafından geliştirilen birim kök testi, kırılma tarihlerinin dışsal olarak belirlendiği bir prosedüre sahiptir. Perron (1989)’un çalışmasında kırılma tarihlerinin dışsal olarak belirlenmesi eleştirilerek, yapısal kırılma tarihlerinin içsel olarak belirlendiği yeni birim kök testleri (örneğin, Zivot ve Andrews (1992), Lee ve Strazicich (2003, 2004), Narayan ve Popp (2010)) geliştirilmiştir. Bu test yöntemleri, yapısal değişimleri yakalayabilmek için yapay (dummy) değişken kullanmaktadır. Bu test prosedürlerine göre kırılmalar, belirli noktalarda yer almaları ve etkilerinin ani bir şekilde gerçekleşmesi nedeniyle “keskin” bir yapıda modellenmektedir. Ancak bazı yazarlar (örneğin, Leybourne vd. (1998), Kapetanios vd. (2003)) yapısal değişimlerin keskin olmaktan ziyade kademeli bir şekilde gerçekleşebileceğini ileri sürmüşlerdir. Fakat bu tip birim kök testleri, bilinen bir kırılma sayısına veya spesifik bir doğrusal olmayan forma sahip olduğu varsayımlarına dayanmaktadır. Becker, Enders ve Lee (2006) ise kırılmaların doğasının tam olarak bilinemeyeceğini, birim kök/ durağanlık testi için kırılmaların nerede veya kaç tane olduğunu gösterecek özel bir rehberin bulunmadığını ifade etmektedir. Bu durumdan hareketle bazı yazarlar (örneğin, Becker vd. (2006), Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), Enders ve Lee (2012)) ise Fourier yaklaşımını temel alan birim kök testlerini geliştirmişlerdir. Fourier yaklaşımını temel alan birim kök testlerinin diğer birim kök testlerine göre en büyük avantajı kırılma tarihlerinin, kırılma sayısının veya kırılma yapılarının önsel olarak bilindiği varsayımının gerekli olmamasıdır.

Bahmani-Oskooee vd. (2017), çalışmalarında Koenker ve Xiao (2004) tarafından geliştirilen kantil birim kök prosedürüne Fourier yaklaşımını ekleyerek yapısal kırılmaları dikkate almaktadır. Stokastik bir Y_t değişkeninin Denklem (2) ile üretildiğini varsayalım:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \xi_t \quad (2)$$

Burada k Fourier fonksiyonunun frekans sayısını, t trend terimini, T ise örneklem büyüklüğünü ifade etmektedir. Birim kökün varlığını ifade eden boş hipotez şu şekilde ifade edilebilir:

$$H_0: \xi_t = \xi_{t-1} + \varepsilon_t$$

Burada ε_t 'nin sıfır ortalama ile durağan bir süreç olduğu varsayılmaktadır. Öncelikle, Denklem (2), $k = [0.1, 0.2, \dots, 4.9, 5]$ frekans değerleri kullanılarak EKK yöntemi ile tahmin edilir. Kalıntı kareler toplamını minimum yapan k değeri uygun frekans sayısı (k^*) olarak seçilmektedir. Daha sonra EKK kalıntıları hesaplanır:

$$e_t = Y_t - \left[\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\beta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \right] \quad (3)$$

İkinci aşamada, e_t 'nin τ . koşullu kantilinde birim kökün varlığı ifade eden boş hipotez Denklem (4) ile verilen kantil regresyon tahmini kullanılarak test edilmektedir:

$$\varphi_{e_t}(\tau|\xi_{t-1}) = \alpha_0(\tau) + \rho_1(\tau)e_{t-1} + \sum_{p=1}^{p=1} \rho_{1+p}(\tau)\Delta e_{t-p} + \vartheta_t \quad (4)$$

Burada $\varphi_{e_t}(\tau|\xi_{t-1})$, geçmiş bilgi kümesi ξ_{t-1} üzerine koşullu e_t 'nin τ . kantilini ifade etmektedir. $\alpha_0(\tau)$, ϑ_t 'nin τ . koşullu kantilidir. ve bunun tahmin edilen değerleri, her bir kantildeki şokun büyüklüğünü belirtmektedir. $\rho_1(\tau)$ ise her bir kantilde e_t 'nin ortalamaya dönme hızını ölçmektedir. Koenker ve Xiao (2004), standart ADF testinde olduğu gibi *t-oranı* istatistiklerinin kullanılmasını önermektedir:

$$t_n(\tau_i) = \frac{\hat{f}(F^{-1}(\tau_i))}{\sqrt{\tau_i(1-\tau_i)}} (R'_{-1}P_X R_{-1})^{0.5} (\hat{\rho}_1(\tau_i) - 1) \quad (5)$$

Burada R_{-1} gecikmeli bağımlı değişkenin (e_{t-1}) vektörüdür, $P_X, X = (1, \Delta e_{t-1}, \dots, \Delta e_{t-p})$ ortogonal olan uzayda izdüşüm matrisidir. Diğer taraftan, $\hat{f}(F^{-1}(\tau_i))$, ise $f(F^{-1}(\tau_i))$ 'nin tutarlı bir tahmincisidir. Koenker ve Xiao (2004) bunu Denklem (6) ile ifade etmiştir.

$$\hat{f}(F^{-1}(\tau_i)) = \frac{(\tau_i - \tau_{i-1})}{G'(\omega(\tau_i) - \omega(\tau_{i-1}))} \quad (6)$$

Denklem (6)'da, $\omega(\tau_i) = (\alpha_0(\tau_i), \rho_1(\tau_i), \rho_2(\tau_i), \dots, \rho_{1+p}(\tau_i))$ ve $\tau_i \in [0.1, 0.9]$ 'dir. Birim kökün varlığını ifade eden boş hipotezin test edilmesi için Denklem (7) ile verilen kantil regresyona dayalı Kolmogorov-Smirnov (QKS) istatistiği kullanılmaktadır:

$$QKS = \sup_{\tau_i \in [\min, \max]} |t_n(\tau)| \quad (7)$$

Bu çalışmada maksimum $|t_n(\tau)|$ istatistikleri seçilerek QKS istatistikleri oluşturulmuştur. Kritik değerleri üretmek için Koenker ve Xiao (2004) ve Bahmani-Oskooee, Chang ve Ranjbar'ın (2017) yeniden örnekleme prosedürleri uygulanmıştır.

4. Ampirik Sonuçlar

Her bir ülkenin enflasyon oranı serilerinde durağanlığı incelemek için öncelikle ADF ve KPSS geleneksel birim kök/durağanlık testleri, daha sonra ise Becker vd. (2006) tarafından geliştirilen Fourier KPSS ile Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından geliştirilen Fourier ADF birim kök/durağanlık testleri uygulanmıştır. Bu testlerin sonuçları Tablo 3'te yer almaktadır.

Tablo 3
Geleneksel ve Fourier Tipi Birim Kök Testleri Sonuçları

Ülkeler	Geleneksel Birim Kök Testleri		Fourier Tipi Birim Kök Testleri		
	ADF	KPSS	FADF	FKPSS	F-istatistiği
Avustralya	-1.883 (14)	0.511 [11]*	-2.928 (14)	0.155 [11]	59.72
Belçika	-2.327 (15)	0.534 [11]*	-4.038 (13)*	0.147 [11]	57.87
Kanada	-2.116 (8)	0.566 [11]*	-3.122 (12)	0.186 [11]*	75.39
Finlandiya	-1.755 (13)	1.042 [11]*	-3.874 (12)*	0.057 [10]	85.06
Fransa	-1.057 (15)	0.986 [11]*	-2.062 (15)	0.075 [10]	81.38
Almanya	-2.477 (15)	0.617 [11]*	-3.760 (15)	0.050 [11]	26.79
Yunanistan	-1.217 (15)	0.484 [12]*	-2.858 (15)	0.110 [12]	81.81
İtalya	-2.016 (13)	0.622 [11]*	-3.192 (13)	0.137[11]	138.08
Japonya	-2.012 (14)	1.068 [11]*	-3.791 (14)*	0.062 [10]	69.63
Kore	-1.739 (15)	1.330 [10]*	-4.186 (15)*	0.136 [9]	22.07
Lüksemburg	-2.357 (15)	0.449 [11]	-3.384 (15)	0.128 [11]	40.47
Yeni Zelanda	-1.329 (15)	0.656 [11]*	-2.312 (15)	0.183 [10]*	99.85
Norveç	-1.480 (15)	0.820 [11]*	-4.204 (7)*	0.167 [9]	61.04
Portekiz	-1.379 (15)	0.645 [11]*	-3.306 (14)	0.256 [10]*	96.92
İspanya	-1.790 (12)	0.975 [11]*	-3.516 (12)	0.069 [11]	78.83
İsveç	-1.225 (15)	0.908 [11]*	-3.426 (11)	0.088 [10]	89.64
İsviçre	-2.803 (8)	0.927 [11]*	-5.131 (10)*	0.040 [11]	46.04
Türkiye	-1.201 (15)	0.449 [11]	-2.456 (15)	0.387 [10]*	143.61
Birleşik Krallık	-1.393 (15)	0.612 [11]*	-2.175 (15)	0.154 [11]	66.75
ABD	-2.475 (10)	0.478 [11]*	-3.612 (10)	0.133 [11]	53.46

Not: *, %5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içindeki değerler t-istatistiği (genelden özele anlamlılık testi) kullanılarak elde edilen gecikme uzunluğunu, köşeli parantez içindeki değerler ise Bartlett-Kernel kullanılarak elde edilen bant genişliğini ifade etmektedir.

Tablo 4’te Bahmani-Oskooee, Chang ve Ranjbar (2017) tarafından geliştirilen Fourier kantil birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Optimal frekans seçiminin geçerliliğini gösteren F-istatistikleri değerleri trigonometrik terimlerin modele dâhil edilmesi gerektiğini göstermektedir. QKS testi, her enflasyon oranı serisinin ortalamaya dönme özellikleri hakkında genel bir bakış açısı sağlamaktadır. Buna göre 20 OECD ülkesinin 17’si (Lüksemburg, Norveç ve İspanya hariç) için birim kök boş hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla söz konusu ülkeler için enflasyon oranı serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Şekil 1’de her bir ülke için enflasyon oranı serileri ve tahmin edilen Fourier serileri verilmiştir.

Şekil 1. Enflasyon Oranı Serileri ve Tahmin Edilen Fourier Serileri

Tablo 5’de, her bir kantildeki enflasyon davranışını incelemek amacıyla sabit terim $\alpha_0(\tau)$ ve otoregresif katsayı $\rho_1(\tau)$ değerlerinin tahmini ve bunların p-değerleri sunulmuştur. Daha önce belirtildiği gibi $\alpha_0(\tau)$ değerleri τ . kantilde enflasyon oranına gelen şokun büyüklüğünü belirtmektedir. Negatif işaret, daraltıcı para politikası veya ekonomik durgunluktan kaynaklanabilecek negatif şoku temsil etmektedir. Pozitif işaret ise genişletici para politikası veya ekonomik patlamadan kaynaklanabilecek pozitif şoku temsil ifade etmektedir (Tsong ve Lee, 2011:674). Tablo 5’den görülebileceği gibi şokların büyüklüğü ülkeler arasında farklılık

göstermektedir. Türkiye için şoklar -0.034 ile 0.031 arasında değişerek en geniş aralığa, Fransa için ise -0.004 ile 0.005 arasında değişerek en dar aralığa sahiptir. Aynı zamanda Türkiye'nin enflasyon serisinin uzun dönem denge seviyesinden uzaklaşmasına neden olan ve incelenen tüm ülkeler arasında en büyük olan şok yaklaşık 0.034 birimdir. Bu değer incelenen ülkeler arasında en büyük değerdir.

Otoregresif katsayı $\rho_1(\tau)$ değerleri, her bir kantildeki enflasyon oranlarının durağanlığı hakkında bilgi vermektedir. Tablo 3'de $\rho_1(\tau)$ değerlerinin p-değerleri incelendiğinde bazı kantillerde enflasyon oranlarının birim köklü, bazı kantillerde ise durağan olduğu görülmektedir. Örneğin Kanada, Fransa, İtalya, Yeni Zelanda, Portekiz, İsveç, Türkiye, Birleşik Krallık ve ABD'nin enflasyon oranları büyük kantillerde birim köklü iken küçük kantillerde durağan davranış göstermektedir. Bu sonuç, enflasyon oranlarının düşük seviyelerdeyken durağan olduğunu, ancak göreceli olarak yüksek seviyelerde kaldıklarında ise birim kök içerdiğini göstermektedir. Bu durum, hükümetin yüksek enflasyon oranına müdahale etmek için gerekli önlemleri alabileceği anlamına gelmektedir. Finlandiya'nın enflasyon oranları ise küçük kantillerde birim köklü iken büyük kantillerde durağan davranış göstermektedir. Ayrıca Avustralya, Yunanistan ve İsviçre'nin enflasyon oranları bütün kantillerde, Belçika, Almanya, Japonya, Kore, Lüksemburg, Norveç ve İspanya'nın enflasyon oranları çoğu kantilde ortalamaya dönme özelliği göstermektedir.

Tablo 5

Tahmin Edilen Sabit Terim $\alpha_0(\tau)$ ve Otoregresif Katsayı $\rho_1(\tau)$ Değerleri

Ülkeler		0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Avustralya	$\alpha_0(\tau)$	-0.008	-0.005	-0.004	-0.002	0.000	0.001	0.003	0.005	0.007
	p-value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.281	0.029*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.460	0.525	0.563	0.606	0.650	0.667	0.698	0.721	0.632
	p-value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.003*	0.009*
Belçika	$\alpha_0(\tau)$	-0.005	-0.004	-0.003	-0.001	0.000	0.001	0.002	0.004	0.006
	p-value	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.460	0.016*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.495	0.536	0.521	0.589	0.605	0.616	0.626	0.837	0.617
	p-value	0.001*	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.001*	0.003*	0.155	0.020*
Kanada	$\alpha_0(\tau)$	-0.006	-0.004	-0.003	-0.001	0.000	0.001	0.003	0.004	0.007
	p-value	0.000*	0.000*	0.000*	0.002*	0.322	0.011*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.534	0.507	0.571	0.732	0.757	0.802	0.833	0.821	0.939
	p-value	0.010*	0.000*	0.001*	0.031*	0.047*	0.081	0.152	0.154	0.383

Finlandiya	$\alpha_0(\tau)$	-0.007	-0.005	-0.003	-0.002	-0.001	0.001	0.002	0.004	0.007
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.109	0.047*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.797	0.899	0.858	0.773	0.667	0.721	0.672	0.732	0.613
	p -value	0.071	0.217	0.118	0.020*	0.001*	0.004*	0.003*	0.044*	0.041*
Fransa	$\alpha_0(\tau)$	-0.004	-0.003	-0.002	-0.001	0.000	0.001	0.001	0.003	0.005
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.222	0.057	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.654	0.697	0.792	0.856	0.893	0.902	0.892	0.946	0.873
	p -value	0.002*	0.000*	0.004*	0.028*	0.078	0.113	0.112	0.314	0.197
Almanya	$\alpha_0(\tau)$	-0.005	-0.003	-0.002	-0.001	0.000	0.001	0.002	0.003	0.005
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.002*	0.382	0.007*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.634	0.765	0.749	0.681	0.639	0.572	0.416	0.591	0.549
	p -value	0.038*	0.101	0.074	0.018*	0.005*	0.001*	0.000*	0.013*	0.043*
Yunanistan	$\alpha_0(\tau)$	-0.012	-0.008	-0.006	-0.002	0.000	0.002	0.003	0.007	0.012
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.332	0.009*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.337	0.420	0.521	0.622	0.688	0.737	0.750	0.521	0.452
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.002*	0.005*	0.013*	0.000*	0.003*
İtalya	$\alpha_0(\tau)$	-0.006	-0.004	-0.002	-0.001	0.000	0.001	0.002	0.003	0.007
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.002*	0.499	0.008*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.618	0.711	0.755	0.801	0.824	0.873	0.889	0.931	1.057
	p -value	0.001*	0.000*	0.000*	0.000*	0.001	0.020*	0.073	0.214	0.339
Japonya	$\alpha_0(\tau)$	-0.009	-0.005	-0.003	-0.002	-0.001	0.001	0.002	0.004	0.008
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000	0.115	0.042*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.289	0.449	0.591	0.628	0.803	0.752	0.751	0.671	0.592
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.059	0.027*	0.040*	0.022*	0.043*
Kore	$\alpha_0(\tau)$	-0.017	-0.009	-0.004	-0.003	0.000	0.001	0.004	0.008	0.017
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.246	0.069	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.387	0.495	0.564	0.673	0.624	0.644	0.498	0.542	0.735
	p -value	0.024*	0.004*	0.001*	0.002*	0.000*	0.002*	0.000*	0.012*	0.228
Lüksemburg	$\alpha_0(\tau)$	-0.006	-0.004	-0.002	-0.001	0.000	0.001	0.002	0.003	0.005
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.441	0.001*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.539	0.630	0.781	0.703	0.947	0.892	0.882	0.834	0.614
	p -value	0.005*	0.004*	0.046*	0.011*	0.339	0.207	0.190	0.131	0.036*
Yeni Zelanda	$\alpha_0(\tau)$	-0.008	-0.005	-0.003	-0.002	0.000	0.001	0.002	0.004	0.008
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.002*	0.389	0.012*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.483	0.653	0.787	0.796	0.743	0.769	0.883	0.959	1.129
	p -value	0.002*	0.006*	0.044*	0.032*	0.005*	0.008*	0.119	0.387	0.296

Norveç	$\alpha_0(\tau)$	-0.008	-0.005	-0.003	-0.002	0.000	0.001	0.003	0.004	0.008
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.212	0.014*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.108	0.381	0.665	0.747	0.662	0.475	0.573	0.532	1.067
	p -value	0.001*	0.001*	0.065	0.115	0.046*	0.003*	0.023*	0.040*	0.431
Portekiz	$\alpha_0(\tau)$	-0.014	-0.009	-0.005	-0.003	-0.001	0.002	0.004	0.007	0.014
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.080	0.028*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.212	0.313	0.495	0.611	0.717	0.743	0.729	0.858	0.762
	p -value	0.002*	0.000*	0.001*	0.005*	0.026*	0.055	0.051	0.246	0.227
İspanya	$\alpha_0(\tau)$	-0.009	-0.007	-0.005	-0.002	0.000	0.002	0.003	0.005	0.011
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.003*	0.330	0.010*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.688	0.657	0.711	0.742	0.776	0.824	0.868	0.651	0.973
	p -value	0.019*	0.004*	0.014*	0.017*	0.030*	0.061	0.120	0.009*	0.453
İsveç	$\alpha_0(\tau)$	-0.008	-0.005	-0.004	-0.002	-0.001	0.001	0.002	0.004	0.008
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.091	0.079	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.009	0.147	0.268	0.432	0.505	0.703	0.719	0.844	0.874
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.029*	0.058	0.268	0.375
İsviçre	$\alpha_0(\tau)$	-0.006	-0.004	-0.002	-0.001	0.000	0.001	0.002	0.004	0.006
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.444	0.003*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.219	0.181	0.256	0.236	0.309	0.326	0.393	0.469	0.267
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.000*
Türkiye	$\alpha_0(\tau)$	-0.034	-0.020	-0.014	-0.006	-0.001	0.004	0.009	0.015	0.031
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.323	0.033*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.491	0.471	0.618	0.640	0.757	0.809	0.814	0.785	0.826
	p -value	0.003*	0.000*	0.002*	0.001*	0.014*	0.050	0.075	0.079	0.243
Birleşik Krallık	$\alpha_0(\tau)$	-0.008	-0.005	-0.003	-0.001	0.000	0.001	0.002	0.005	0.008
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.002*	0.160	0.133	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.587	0.676	0.739	0.765	0.749	0.790	0.854	1.069	1.163
	p -value	0.007*	0.006*	0.006*	0.005*	0.002*	0.012*	0.089	0.306	0.200
ABD	$\alpha_0(\tau)$	-0.005	-0.004	-0.002	-0.001	0.000	0.001	0.002	0.003	0.005
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.367	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*
	$\rho_1(\tau)$	0.478	0.464	0.582	0.607	0.691	0.945	0.939	1.002	1.091
	p -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.297	0.281	0.495	0.278
Not: *, %5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.										

Şekil 2. Enflasyon Oranı Serileri ve Tahmin Edilen Fourier Serileri

Sabit terim $\alpha_0(\tau)$ ve otoregresif katsayı $\rho_1(\tau)$ sonuçları sonuçları, % 95 bootstrap güven aralığı ile birlikte Şekil 2’de gösterilmektedir. Her bir kantilde enflasyon oranına gelen şokun büyüklüğünü ifade eden $\alpha_0(\tau)$ değerleri, 0.5 kantilde sıfır noktasından geçen ve genellikle yukarı doğru düz bir çizgi şeklindedir. Yani τ değerleri arttıkça $\alpha_0(\tau)$ değerleri de artmaktadır. Ayrıca $\alpha_0(\tau)$ sıfırdan küçük olduğunda, şokun negatif büyük olduğunda ise

şokun pozitif olduğu anlamına gelmektedir. Elde edilen $\rho_1(\tau)$ değerleri Avustralya, Belçika, Kanada, Fransa, Yunanistan, İtalya, Japonya, Kore, Lüksemburg, Yeni Zelanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, Türkiye, Birleşik Krallık ve ABD için yukarı doğru düz bir çizgi veya içbükey yukarı doğru bir eğri oluşturur. Bu durum, düşük kantillerdeki $\rho_1(\tau)$ değerlerinin yüksek kantillere göre daha küçük olduğunu göstermektedir. Ayrıca, $\alpha_0(\tau)$ ve $\rho_1(\tau)$ sonuçları birlikte değerlendirildiğinde, söz konusu ülkeler için negatif şokların varlığında enflasyon oranının uzun dönem denge seviyesine geri döneceği yani negatif şokların geçici etkilere sahip olduğu, pozitif şokların ise kalıcı etkilere sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan Almanya ve Finlandiya için ise enflasyon serisine gelen pozitif şoklar geçici etkilere sahipken negatif şoklar ise kalıcı etkilere sahiptir.

5. Sonuç

Bu çalışmada 20 OECD ülkesi için enflasyon oranı serisinin durağanlığı Fourier kantil birim kök testi ile incelenmiştir. Geleneksel ve Fourier birim kök/durağanlık testleri karmaşık sonuçlara işaret etmektedir. Fourier kantil birim kök testinden elde edilen bulgular, 20 ülkenin 17'si (Avustralya, Belçika, Kanada, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İtalya, Japonya, Kore, Yeni Zelanda, Portekiz, İsveç, İsviçre, Türkiye, Birleşik Krallık ve ABD) için enflasyon oranı serisinin durağan olduğu göstermektedir. Enflasyon oranı serileri durağan olan 17 ülkenin para otoriteleri için enflasyonla mücadele politikalarını uygulamak, durağan olmayan enflasyonu olan ülkelere kıyasla daha az maliyetli olacaktır. Ayrıca, Lüksemburg, Norveç ve İspanya için ise hızlandırmacı hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Elde edilen sonuçlar çoğu OECD ülkesi için enflasyon oranlarının dinamik davranışlarının asimetrik olduğunu, yani bazı kantillerde durağan olduğunu, bazı kantillerde ise birim kök içerdiğini göstermektedir. Kanada, Fransa, İtalya, Yeni Zelanda, Portekiz, İsveç, Türkiye, Birleşik Krallık ve ABD'nin enflasyon oranları büyük kantillerde birim köklü iken küçük kantillerde durağan davranış göstermektedir. Bu sonuç, söz konusu ülkelerin enflasyon oranlarının düşük seviyelerdeyken durağan olduğunu, ancak göreceli olarak yüksek seviyelerde kaldıklarında ise birim kök içerdiğini göstermektedir. Bu durum, hükümetin yüksek enflasyon oranına müdahale etmek için gerekli önlemleri alabileceği anlamına gelmektedir. Finlandiya'nın enflasyon oranları ise küçük kantillerde birim köklü iken büyük kantillerde durağan davranış göstermektedir. Ayrıca Avustralya, Yunanistan ve İsviçre'nin enflasyon oranları bütün kantillerde, Belçika, Almanya, Japonya, Kore, Lüksemburg, Norveç ve İspanya'nın enflasyon oranları ise çoğu kantilde ortalamaya dönme özelliği göstermektedir.

Kaynakça/References

- Bahmani-Oskooee, M., Chang T., & Ranjbar O. (2017). The Fourier quantile unit root test with an application to the PPP hypothesis in the OECD. *Applied Economics Quarterly*, 63(3), 295–317. doi: 10.3790/aeq.63.3.295.
- Basher, S. A., & Westerlund, J. (2008). Is there really a unit root in the inflation rate? More evidence from panel data models. *Applied Economics Letters*, 15(3), 161–164.
- Becker, R., Enders W., & Lee J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381–409. doi:10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x.
- Chang, T., Ranjbar, O., & Tang, D. P. (2013). Revisiting the mean reversion of inflation rates for 22 OECD countries. *Economic Modelling*, 30, 245–252.
- Charemza, W. W., Hristova, D., & Burridge, P. (2005). Is inflation stationary? *Applied Economics*, 37(8), 901–903.
- Chen, S. W., & Hsu, C. S. (2016). Threshold, smooth transition and mean reversion in inflation: New evidence from European countries. *Economic Modelling*, 53, 23–36.
- Christopoulos, D. K., & León-Ledesma, M. A. (2010). Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(6), 1076–1093.
- Enders, W., & Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196–199.
- Herve, D. B. G. (2018). Re-examining the mean reversion of inflation rate in ECOWAS. *Asian Economic and Financial Review*, 8(5), 653.
- Ho, T. W. (2009). The inflation rates may accelerate after all: panel evidence from 19 OECD economies. *Empirical Economics*, 36(1), 55–64.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359–379.
- Koenker, R., & Xiao Z. (2004). Unit Root Quantile Autoregression Inference”. *Journal of the American Statistical Association*, 99(467), 775–787. doi: 10.1198/016214504000001114.
- Lee, C. F., & Tsong, C. C. (2009). Bootstrapping covariate stationarity tests for inflation rates. *Economic Modelling*, 26(6), 1443–1448.
- Lee, H. Y., & Wu, J. L. (2001). Mean reversion of inflation rates: evidence from 13 OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 23(3), 477–487.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082–1089.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. Manuscript, Department of Economics, *Appalachian State University*, 1–16.
- Leybourne, S., Newbold, P., & Vougas, D. (1998). Unit roots and smooth transitions. *Journal of time series analysis*, 19(1), 83–97.
- Narayan, P. K., & Popp, S. (2010). A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time. *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425–1438.
- Ozcan, B. (2013). Are inflation rates stationary in 11 Mediterranean countries? Evidence from univariate and panel unit root tests. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 6(12), 79–96.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 57(6), 1361–1401.
- Tsong, C. C., & Lee, C. F. (2011). Asymmetric inflation dynamics: evidence from quantile regression analysis. *Journal of Macroeconomics*, 33(4), 668–680.
- Tsong, C.-C., Lee, C.-F., Tsai, L.-J., & T.-C. Hu (2016). The Fourier approximation and testing for the null of cointegration. *Empirical Economics*, 51(3), 1085–1113. doi: 10.1007/s00181-015-1028-6.

- Yaya, O. S. (2018). Another look at the stationarity of inflation rates in OECD countries. *Statistics in Transition. New Series*, 19(3), 477–493.
- Zhou, S. (2010). Nonlinearity and stationarity of inflation rates: evidence from the euro-zone countries. *University of Texas at San Antonio Working Paper Series*, 0006ECO-106-2010, 849–856.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 25–44.