

Ortalama Tüketim Eğilimi Durağan Mıdır? Türkiye Ekonomisi için Bir Zaman Serisi Analizi

Uğur SİVRİ¹

Belgin SEVEN²

Özet

Bu çalışma ortalama tüketim eğiliminin durağan olup olmadığını Türkiye ekonomisi için incelemektedir. Daha önce bu konuda yapılan çalışmalardan farklı olarak üçer aylık bir veri seti ile çalışılmış ve bu veri setinden yararlanarak üç ayrı Ortalama Tüketim Eğilimi (APC) serisi oluşturulmuştur. Ayrıca her seri mevsimsellikten arındırılarak analiz edilmiştir. Analizlerde ADF ve PP gibi geleneksel birim kök testleri yanında daha yüksek bir güce veya daha düşük bir hacim çarpıklığına sahip testler de kullanılmıştır. Ayrıca içsel bir biçimde bir ve iki yapısal kırılmaya izin veren birim kök testleri de kullanılmıştır. Yapısal kırılmanın dikkate alınmadığı bazı test sonuçları durağanlık hipotezi lehine kanıtlar sunmaktadır. Yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda ise bu kanıtlar genel olarak güçlenmektedir.

Anahtar Kelimeler: Ortalama Tüketim Eğilimi, Tüketim Gelir Oranı, Birim Kök, Durağanlık, Yapısal Kırılmalar, Türkiye

JEL Sınıflandırması: E21, C22

Is Average Propensity to Consume Stationary? A Time Series Analysis for Turkish Economy

Abstract

This article investigates whether average propensity to consume is stationary for Turkish economy. Contrary to other studies which have investigated the same issue for Turkish economy a quarterly data set is used and three different Average Propensity to Consume (APC) series are calculated by using this data set. Besides, each series is seasonally adjusted and analysed in this form. In addition to widely used unit root tests such as the ADF and the PP tests, some other tests which generally have much power or less size distortions are used. Unit root tests which allow one and two structural breaks endogenously are also used. Results of the tests without structural breaks give some support for the stationarity hypothesis. When structural breaks are accounted for, evidence supporting for the stationarity hypothesis is generally strengthened.

Keywords: Average Propensity to Consume, Consumption Income Ratio, Unit Root, Stationarity, Structural Breaks, Turkey

JEL Classification: E21, C22

1. Giriş

Tüketim-Gelir oranı veya Ortalama Tüketim Eğilimi (APC) değişkeninin durağanlık özelliği incelenerek elde edilecek bilgiler iktisadi olarak çeşitli açılardan

¹ Doç. Dr., Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ugur.sivri@erdogan.edu.tr

² Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, SBE, İktisat Anabilim Dalı, belgin_svn@hotmail.com

önem taşımaktadır. Öncelikle, Sarantis ve Stewart (1999)'da da belirtildiği gibi, bazı tüketim teorileri durağan bir APC ile uyumlu iken bazıları durağan olmayan bir APC ile uyumludur. Nispi Gelir Hipotezi, Sürekli Gelir Hipotezi, Alışkanlıkların Sürekliliği Modeli ve Yaşam Boyu Gelir Hipotezi ilk gruba, Mutlak Gelir Hipotezi, Marksist Yetersiz Tüketim Teorisi ve Gönülsüz Tasarruflar Teorisi ikinci gruba örnek olarak gösterilebilir. Ayrıca sürpriz politikalar da dâhil olmak üzere şokların APC üzerindeki etkisinin kalıcılığı, APC'nin durağan olup olmamasına göre değişir. APC durağan ise şokların etkisi geçici olacak, aksi halde şokların etkisi kalıcı olacaktır.

Gerek teorik gerek iktisat politikası uygulaması açısından taşıdığı öneme bağlı olarak hem ulusal hem uluslararası düzeyde APC'nin durağanlığını inceleyen çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalar APC'nin entegrasyon derecesi ile ilgili net kanıtlar sunmaktan uzaktır. Örneğin uluslararası literatürde Cook (2005), Romero-Avila (2009), Elmi ve Ranjbar (2013), Gözgör (2013), Yılcı vd. (2013), Chen ve Xie (2015) APC'nin durağan olduğunu, Sarantis ve Stewart (1999), Cook (2003), Romero-Avila (2008), Fallahi (2012), Cerrato vd. (2013) ve Solarin (2017) ise durağan olmadığını tespit etmiştir. Ulusal literatürde ise Arı ve Özcan (2015) APC'nin ağırlıklı olarak durağan olmadığını tespit etmiştir.

Bu çalışmanın amacı APC'nin durağan olup olmadığını Türkiye ekonomisi için yeniden incelemektir. Bu çalışma ile mevcut literatüre şu açılardan katkıda bulunulması hedeflenmektedir: Öncelikle bu çalışmada daha önce analiz edilmeyen bir veri seti kullanılmıştır. Pek çok uluslararası çalışmada olduğu gibi Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmalarda da daha ziyade Penn World Tablosundan alınan yıllık veriler kullanılmıştır. Buna karşılık bu çalışmada 1987 yılından başlayan ve günümüze kadar uzanan üçer aylık bir veri seti ile analiz yapılmıştır. İkinci olarak incelenen dönemde farklı baz yıllara sahip ulusal gelir istatistikleri olmasından yararlanarak birden çok APC serisi hesaplanmış ve analiz edilmiştir. Üçüncü olarak verideki mevsimsel özellikler göz önüne alınarak, tüm değişkenler ayrıca mevsimsellikten arındırılmış (SA) ve çalışma boyunca hem ham seri hem de mevsimsellikten arındırılmış seri analiz edilmiştir. Dördüncü olarak bu çalışmada Dickey-Fuller (1979, bundan sonra DF) testinin genişletilmiş versiyonu (ADF), Phillips ve Perron (1988, bundan sonra PP) ve Kwiatkowski vd. (1992, bundan sonra KPSS) gibi literatürde yaygın olarak kullanılan birim kök ve durağanlık testleri yanında genel olarak daha yüksek bir güce veya daha az hacim çarpıklığına sahip testler de kullanılmıştır. Beşinci ve son olarak muhtemel bir yapısal kırılmanın birim kök hipotezinin ret edilememesine yol açabileceği göz önünde bulundurularak bu çalışmada ayrıca bir ve iki yapısal kırılmaya izin veren birim kök testleri de kullanılmıştır.

Çalışmanın geri kalan bölümü şu şekilde düzenlenmiştir. İkinci bölümde literatürde bu konuda yapılan çalışmaları temel özellikleri itibariyle inceleyen bir literatür taraması yer almaktadır. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntemler tanıtılmaktadır. Dördüncü bölümde çalışmanın temel bulguları sunulmakta ve beşinci ve son bölümde ise genel bir değerlendirme yapılmaktadır.

2. Literatür Taraması

APC hem ulusal hem de uluslararası literatürde birçok çalışmanın araştırma konusunu oluşturmuştur. Bu çalışmalarda APC'nin durağanlığı çeşitli dönemler için farklı örnekler üzerinden birim kök testleri kullanılarak analiz edilmiştir.

Sarantis ve Stewart (1999), 20 OECD ülkesinin APC serilerini 1955-1994 dönemi için analiz etmiştir. Analiz, test gücünün zayıflığı nedeniyle geleneksel birim kök testleri yerine panel birim kök testleriyle yapılmış ve analize konu olan tüm ülkeler için serinin durağan olmadığı görülmüştür. Cook (2003) çalışmasında test gücü daha yüksek olan ağırlıklandırılmış simetrik DF testi ile tekrarlı ortalamaya göre düzeltilmiş DF testini kullanarak Birleşik Krallığın APC serisinin durağanlığını 1955:Q1-2001:Q3 dönemi için analiz etmiştir. Seride birim kökün varlığına rastlanmıştır. Bir diğer çalışmada Cook(2005), 20 OECD ülkesinin APC serilerini 1955-1994 dönemi için incelerken bir ve iki kırılmalı LM birim kök testlerini kullanmıştır. 6 ekonomi için tek kırılmalı, 14 ekonomi için ise iki kırılmalı durumda serilerin durağan olduğu gözlemlenmiştir.

Romero-Avila (2008), 1960-2015 dönemi için 23 OECD ülkesinde APC serisinin durağanlığını araştırmıştır. Tek değişkenli birim kök testleri ile panel birim kök testleri kullanılmış ve incelenen seride birim kökün varlığına rastlanmıştır. Bir diğer çalışmada Romero-Avila (2009), 23 OECD ülkesinin APC serilerinin stokastik özelliklerini 1960-2005 dönemi için analiz etmiştir. Panel birim kök testleri kullanılmış ve serilerin birim kök içerdiği görülmüştür. Çok kırılmalı birim kök testleri uygulandığında ise seri durağan bulunmuştur. Fallahi (2012) çalışmasında 23 OECD ülkesinin APC serilerini 1950-2007 dönemi için incelemiştir. Çalışmada ADF ve M testlerinin yanı sıra serilerin durağanlığı % 90 güven aralıklarıyla üç farklı bootstrap tekniği ile analiz edilmiş ve pek çok ülke için serinin durağan olmadığı görülmüştür. Cerrato, Peretti ve Stewart (2013) çalışmalarında 24 OECD ülkesi ile OECD üyesi olmayan 33 ülkenin APC serilerinin durağanlığı, 1951-2003 dönemi için analiz edilmiştir. Analizde heterojen doğrusal olmayan panel birim kök testi ile yatay kesit bağımlılığı dikkate alan doğrusal panel birim kök testi kullanılmıştır. Serilerin % 78'inin birim kök içerdiği tespit edilmiştir. Elmi ve Ranjbar (2013) 16 OECD ülkesinin APC serilerinin durağanlığını 1960-2010 dönemi için araştırmışlardır. Esnek doğrusal olmayan durağanlık testi kullanılmıştır. 12 ekonomi için serinin durağan olduğu görülmüştür.

Gözgör (2013), 11 Merkez ve Doğu Avrupa ülkelerinin APC serilerini 1997:3-2012:9 dönemi için araştırırken yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel birim kök testi ile düzeltilmiş ADF testlerini kullanmıştır. Analize konu olan 9 ülke için (Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Estonya, Macaristan, Letonya, Litvanya, Polonya, Romanya ve Slovakya) serinin durağan, diğer 2 ülke için ise (Hırvatistan ve Slovenya) serinin durağan olmadığı görülmüştür. Yılcı, Zeren ve Arı (2013) 9 Güneydoğu Asya ülkesini inceledikleri çalışmalarında, 1970-2010 döneminin APC serilerini kullanmışlardır. Çalışmada panel LM birim kök testleri uygulanmıştır. Analize konu olan tüm ülkeler için serilerin durağan olduğu görülmüştür. Arı ve Özcan (2015) Türkiye ekonomisini inceledikleri çalışmalarında, APC serisini 1955-2010 dönemi için analiz etmişlerdir. Analiz yapılırken yapısal kırılmalı birim

kök testleri ile doğrusal olmayan birim kök testi kullanılmıştır. Test sonuçları ağırlıklı olarak serinin durağan olmadığı yönündedir. Chen ve Xie (2015) 20 OECD ülkesi için 1950-2010 dönemini incelemişlerdir. Seri incelenirken yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılmış ve serilerin durağan olduğu görülmüştür. Solarin (2017) 1970-2015 dönemi için 10 ASEAN üyesi ülkeyi incelediği çalışmasında, doğrusal olmayan panel birim kök testi ile yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel birim kök testlerini kullanmıştır. Serinin birim kök içerdiği tespit edilmiştir.

3. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada üçer aylık verilerden yararlanarak 1987:I-2017:I dönemi kapsanmıştır. Bu dönemde Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından 1987, 1998 ve 2009 bazlı olmak üzere üç ayrı GDP serisi hesaplanmaktadır. İlk seri 1987:I-2007:III dönemini, ikinci seri 1998:I-2016:II dönemini ve son seri ise 1998:I-2017:I dönemini kapsamaktadır ve bu son seri halen daha hesaplanmaya devam edilmektedir. Dolayısıyla aynı dönemi kapsayan ve farklı baz yıllara sahip ulusal gelir serileri mevcuttur. Bu serilerden yararlanarak üç ayrı APC serisi hesaplanmış ve çalışma boyunca analiz edilmiştir. Bu seriler şu şekilde oluşturulmuştur:

APC₁: Nominal değerler üzerinden hesaplanmıştır. 1987:I-2017:I dönemini kapsamaktadır (121 gözlem). 1987:I - 1997:IV Dönemi 1987 bazlı seriden “Özel Nihai Tüketim Harcamaları (Pay)” olarak alınmıştır. 1998:I - 2016:II Dönemi 1998 bazlı seriden “Yerleşik Hanhalklarının Tüketimi (Pay)” olarak alınmıştır. 2016:III-2017:I Dönemi 2009 bazlı seriden “Yerleşik Hanhalklarının ve Hanhalkına Hizmet Eden Kâr Amacı Olmayan Kuruluşların Tüketimi (Pay)” olarak alınmıştır.

APC₂: Nominal değerler üzerinden hesaplanmıştır. 1987:I-2017:I dönemini kapsamaktadır (121 gözlem). 1987:I - 1997:IV Dönemi 1987 bazlı seriden “Özel Nihai Tüketim Harcamaları (Pay)” olarak alınmıştır. 1998:I-2017:I Dönemi 2009 bazlı seriden “Yerleşik Hanhalklarının ve Hanhalkına Hizmet Eden Kâr Amacı Olmayan Kuruluşların Tüketimi (Pay)” olarak alınmıştır.

APC₃: Reel değerler üzerinden hesaplanmıştır. 1987:I-2016:II dönemini kapsamaktadır (118 gözlem). 1987:I-1997:IV dönemi 1987 bazlı seriden “Özel Nihai Tüketim Harcamaları (Pay)” olarak alınmıştır. 1998:I-2016:III dönemi 1998 bazlı seriden “Yerleşik Hanhalklarının Tüketimi (Pay)” olarak alınmıştır.

Neden üç ayrı APC serisi oluşturulmuştur? Farklı bir ifadeyle neden ilk iki APC serisinde nominal değerlerle çalışılması tercih edilmiştir? Bunun gerekçesi şudur: TÜİK 2009 bazlı yeni seri ile birlikte GDP hesabını Laspeyres tipi bir endeks yerine Fisher tipi (zincir ağırlıklı) bir endeks biçiminde hesaplamaya başlayarak çok önemli bir değişiklik yapmıştır. Fisher tipi endekslerin temel özelliklerinden bir tanesi reel değişkenler üzerinden yapılan oran hesabının bir anlam taşımamasıdır (Whelan, 2002). Bunun gerekçelerinden bir tanesi reel payların toplamının bire eşit olmamasıdır. Fisher tipi bir indekste oran hesabı yalnızca nominal değerler üzerinden yapıldığında bir anlam taşımaktadır. Bu hususa bağlı olarak ve kendi

içinde tutarlı serilerle çalışma isteği mümkün olduğunca güncel ve çok sayıda gözlem içeren bir veri seti ile çalışma isteğine eklenince APC'nin ilk iki seride olduğu gibi nominal değişkenler üzerinden tanımlanması kaçınılmaz olmuştur.

Gerek tüketim harcamaları gerekse GDP serisinde mevsimsel bileşenler olduğu açıktır. Söz konusu mevsimselliği gidermek için her bir APC serisi Census X-13 yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış ve bu şekilde elde edilen seriler SA biçiminde gösterilmiştir. Bundan sonra birim kök veya durağanlık testleriyle analizlere başlamadan önce her serinin doğal logaritması alınmıştır.

Bu çalışmada APC'nin durağan olup olmadığını incelemek için öncelikle yapısal kırılmayı dikkate almayan testler kullanılmıştır. Bu amaçla literatürde yaygın olarak kullanılan ADF, PP ve KPSS testleri yanında Elliott vd. (1996, bundan sonra ERS) tarafından geliştirilen Dickey-Fuller GLS (DF-GLS) ve Point Optimal Test ile Ng ve Perron (2001) tarafından geliştirilen M Testleri de kullanılmıştır. Bu son grup testlerin kullanılma nedeni genel olarak daha yüksek bir güce veya daha düşük bir hacim çarpıklığına sahip olmalarıdır.³

Bu çalışmada APC'nin durağan olup olmadığını incelemek için ayrıca yapısal kırılmayı dikkate alan testler de kullanılmıştır. Bu amaçla içsel olarak bir ve iki kırılmaya izin veren sırasıyla Lee ve Strazicich (2004) ve Lee ve Strazicich (2003) testleri kullanılmıştır. Lee ve Strazicich (2004) minimum Lagrange Multiplier (LM) birim kök testinde aşağıdaki veri üretim süreci ele alınmaktadır:

$$y_t = \delta'Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada Z_t dışsal değişkenler vektörüdür ve $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$. Lee ve Strazicich (2004) iki yapısal değişim modelini ele almışlardır: Model A alternatif hipotez altında sabit terimde bir defalık kırılmaya izin vermektedir. Bu model $Z_t = [1, t, D_t]'$, $D_t = \begin{cases} 1, & t \geq T_B + 1 \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$ biçiminde gösterilebilir. Burada T_B yapısal kırılma zamanıdır ve $\delta' = (\delta_1, \delta_2, \delta_3)$. Model C alternatif hipotez altında sabit terimde ve trend katsayısında bir defalık değişime izin vermektedir. Bu model $Z_t = [1, t, D_t, DT_t]'$, $DT_t = \begin{cases} t - TB, & t \geq T_B + 1 \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$ biçiminde gösterilebilir.

Pek çok ekonomik zaman serisinde sadece bir kırılma olduğunu varsaymanın çok kısıtlayıcı olabileceğini ifade eden Lee ve Strazicich (2003) iki kırılmaya izin veren bir test geliştirmişlerdir. Yukarıda (1) numara ile gösterilen veri üretim süreci için Model A'nın genişletilmiş versiyonu Model AA sabit terimde iki kırılmaya izin vermektedir. Bu model $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$, $D_{jt} = \begin{cases} 1, & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} j = 1, 2$ biçiminde

³ Literatürde yaygın bir biçimde kullanılmaları nedeni ile kırılma içermeyen birim kök ve durağanlık testlerinin teorik altyapısı ile ilgili bu çalışmada bilgi verilmeyecektir. Kırılma içermeyen birim kök veya durağanlık testlerini bu konu ile ilgili literatürde kullanan çalışmalara örnek olarak diğerleri yanında Romero-Avila (2008), Fallahi (2012) ve Chen ve Xie (2015) gösterilebilir.

gösterilebilir. Burada T_{Bj} yapısal kırılma tarihleridir. Model AA'da β 'nin değerine bağlı olarak sıfır ve alternatif hipotezler şu şekildedir:

$$H_0 : y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t}$$

$$H_1 : y_t = \mu_1 + \gamma + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t}$$

Burada $B_{jt} = \begin{cases} 1, & t = T_{Bj} + 1 \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$ $j=1,2$ için, $d = (d_1, d_2)'$ ve v_{1t} ile v_{2t} durağan hata

terimleridir. Model CC, Model C'nin genişletilmiş versiyonudur ve sabit terimde ve trendde iki değişime izin vermektedir. Bu model $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$,

$DT_{jt} = \begin{cases} t - T_{Bj}, & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$, $j=1,2$ biçiminde gösterilebilir. Model CC'de β 'nin

değerine bağlı olarak sıfır ve alternatif hipotezler şu şekildedir:

$$H_0 : y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + y_{t-1} + v_{1t}$$

$$H_1 : y_t = \mu_1 + \gamma + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_3 DT_{1t} + d_4 DT_{2t} + v_{2t}$$

Lee ve Strazicich (2003 ve 2004)'de belirtildiği gibi, LM prensibi ile birim kök test istatistikleri aşağıdaki regresyon denklemi yardımı ile hesaplanabilir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \bar{S}_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Burada $\bar{S}_t = y_t - \hat{y}_x - Z_t \hat{\delta}$, $t=2,3,\dots,T$; $\hat{\delta}$ Δy_t 'nin ΔZ_t üzerine koşulmasıyla elde edilen regresyon katsayılarıdır; \hat{y}_x $y_1 - Z_1 \hat{\delta}$ biçiminde hesaplanır ve y_1 ile Z_1 , y_t ile Z_t 'nin sırasıyla ilk gözlem değerleridir. Birim kökü içeren sıfır hipotezini ($\phi=0$) test eden LM t-test istatistiği, $\phi=0$ sıfır hipotezini test eden $\hat{t} = t -$ istatistiğidir. Kırılma tarihleri, olası tüm kırılma tarihleri minimum birim kök t-test istatistikleri yardımıyla araştırılarak ve hesaplanan istatistiklerin en küçüğü seçilerek belirlenir:

$$\text{Inf } \hat{t}(\hat{\lambda}) = \text{Inf } \hat{t}(\lambda) \quad (3)$$

Burada $\lambda = T_B / T$. İçsel bir biçimde yapısal kırılmaya izin veren tüm birim kök testlerinde olduğu gibi uç noktaları elimine etmek için % 10'luk bir "trim" uygulanmış ve yapısal kırılma araştırması $(0.10T, 0.90T)$ aralığında, T gözlem sayısıdır, gerçekleştirilmiştir. Ayrıca otokorelasyonu gidermek için $\Delta \bar{S}_{t-j}$, $j=1,2,\dots,k$ terimleri (2) numaralı denkleme açıklayıcı değişken olarak ilave edilmiştir. Bu işlemde k 'nin derecesi Ng ve Perron (1995) tarafından önerilen "Genelden Özele" prosedürüne göre belirlenmiştir. Bir kırılmalı birim kök testi için kritik değerler Lee ve Strazicich (2004)'de, iki kırılmalı birim kök testi için kritik değerler ise Lee ve Strazicich (2003)'de rapor edilmiştir.

4. Bulgular

Aşağıdaki Tablo1'de çalışmada kullanılan ve henüz logaritması alınmamış tüm APC değişkenleri için tanımlayıcı bazı istatistikler verilmiştir.

Tablo1: APC İçin Tanımlayıcı Bazı İstatistikler

	APC ₁	SA APC ₁	APC ₂	SA APC ₂	APC ₃	SA APC ₃
Aritmetik Ortalama	69.385	69.348	65.280	65.253	68.814	68.793
Medyan	69.8	69.591	64.7	65.299	69.2	68.836
Maksimum	78.9	74.136	78.9	74.137	76.6	73.530
Minimum	58.3	58.266	58.2	59.02	61.1	64.929
Standart Sapma	4.050	2.456	4.055	3.187	3.423	1.557
Skewness	-0.342	-1.566	0.458	0.029	-0.084	0.217
Kurtosis	3.236	7.865	2.665	2.233	2.630	3.019
Jargue-Bera	2.637	168.8 ***	4.79 *	2.980	0.812	0.924
Gözlem Sayısı	121	121	121	121	118	118

Notlar: i. SA ilgili değişkenin Census X-13 yöntemi ile mevsimsellikten arındırıldığını göstermektedir.

ii. Jargue-Bera testinin sıfır hipotezi ilgili değişkenin normal dağıldığı biçimindedir. Jargue-Bera test istatistiği $\chi^2(2)$ dağılımına uyar.

iii. ***, ** ve * ilgili istatistiğin sırasıyla 1%, 5% ve 10% düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo1’de ortalama itibariyle APC değerinin 0.65 ile 0.70 aralığında değişmekle beraber 0.70’e oldukça yakın olduğu gözlenmektedir. Ayrıca standart sapma değerleri incelendiğinde SA serilerinin göreceli olarak daha dar bir aralıkta dalgalandığı görülmektedir. Dağılımın simetrisini ölçen Skewness değerleri itibariyle seriler arasında bazı farklılıklar olduğu gözlenmektedir. APC₁, SA APC₁ ve APC₃ serileri, bazen çok küçük de olsa, sola çarpık iken diğer seriler sağa çarpıktır. Göze çarpan farklılıklar Jargue-Bera test istatistiğine de yansımaktadır. Jargue-Bera testine göre sadece SA APC₁ ve APC₂ serileri normal dağılıma uymamaktadır. Aşağıdaki Tablo2’de logaritması alınan seriler için birim kök ve durağanlık test sonuçları rapor edilmiştir.

Tablo2: Birim Kök ve Durağanlık Test Sonuçları

Test	APC ₁		SA APC ₁		APC ₂		SA APC ₂		APC ₃		SA APC ₃	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
ADF	-1.927 (4)	-1.009 (4)	-2.913 (1)**	-2.158 (0)	-0.780 (4)	-3.555 (4)**	-2.661 (0)*	-5.113 (0)***	-3.154 (4)**	-3.305 (4)*	-4.705 (0)***	-4.721 (0)***
PP	-8.741 (10)***	-8.691 (9)***	-2.691 (6)*	-2.592 (6)	-7.441 (10)***	-9.742 (10)***	-2.575 (6)	-5.215 (2)***	-9.883 (10)***	-9.879 (10)***	-4.719 (4)***	-4.746 (4)***
DF-GLS	-0.009 (4)	-2.031 (4)	-0.774 (0)	-1.946 (0)	0.578 (4)	-2.658 (4)	-0.070 (1)	-3.571 (0)***	-0.697 (4)	-2.166 (4)	-2.460 (0)**	-3.866 (0)***
Point Optimal	45.834 (10)	107.080 (9)	17.032 (4)	30.902 (4)	297.913 (11)	84.736 (3)	75.139 (4)	10.393 (4)	75.769 (3)	98.271 (3)	7.198 (4)	9.143 (4)
$\bar{M}Z_{\alpha}^{GLS}$	1.332 (9)	-1.436 (9)	2.045 (5)	-2.467 (4)	0.764 (8)	-1.408 (8)	1.056 (4)	-7.623 (4)	0.122 (8)	-1.349 (8)	-3.030 (4)	-9.081 (4)
$\bar{M}SB^{GLS}$	0.717 (9)	0.513 (9)	0.283 (5)	0.299 (4)	1.470 (8)	0.563 (8)	0.905 (4)	0.256 (4)	0.983 (8)	0.604 (8)	0.383 (4)	0.232 (4)
$\bar{M}Z_t^{GLS}$	0.955 (9)	-0.737 (9)	0.578 (5)	-0.738 (4)	1.124 (8)	-0.793 (8)	0.955 (4)	-1.952 (4)	0.120 (8)	-0.814 (8)	-1.159 (4)	-2.110 (4)
$\bar{M}P_T^{GLS}$	41.627 (9)	51.515 (9)	13.124 (5)	24.354 (4)	135.754 (8)	59.310 (8)	59.034 (4)	11.955 (4)	55.954 (8)	66.633 (8)	7.957 (4)	10.117 (4)
KPSS	0.295 (9)	0.176 (9)**	0.350 (7)*	0.224 (6)***	1.208 (9)***	0.119 (9)	1.217 (9)***	0.147 (7)**	0.179 (10)	0.102 (10)	0.221 (7)	0.127 (7)*

Notlar: i. Parantez içinde rapor edilen değerler ADF ve DF-GLS testleri için Schwarz bilgi kriterine göre bulunan gecikme uzunluğunu, PP ve KPSS testleri için Bartlett ağırlıkları ile Newey ve West (1994) prosedürüne göre bulunan bant genişliğini, Point Optimal testi için ERS tarafından önerilen otoregresyonda düzenlenmiş Akaike bilgi kriterine göre hesaplanan gecikme uzunluğunu ve son olarak \bar{M}^{GLS} testleri için Point optimal testde olduğu gibi ancak ondan farklı olarak deterministik açıklayıcı değişkenler olmadan ve trendden arındırılmış serilerin kullanıldığı otoregresyonda düzenlenmiş Akaike bilgi kriterine göre hesaplanan gecikme uzunluğunu göstermektedir.

ii. Testlerin sabitli versiyonları için % 5 düzeyinde kritik değerler şu şekildedir: ADF -2.887, PP -2.886, DF-GLS -1.944, Point Optimal 3.123, $\bar{M}Z_{\alpha}^{GLS}$ -8.1, $\bar{M}SB^{GLS}$ 0.233, $\bar{M}Z_t^{GLS}$ -1.980, $\bar{M}P_T^{GLS}$ 3.170 ve KPSS 0.463. Testlerin sabitli ve trendli versiyonları için % 5 düzeyinde kritik değerler şu şekildedir: ADF -3.449, PP -3.448, DF-GLS -3.014, Point Optimal 5.644, $\bar{M}Z_{\alpha}^{GLS}$ -17.3, $\bar{M}SB^{GLS}$ 0.168, $\bar{M}Z_t^{GLS}$ -2.910, $\bar{M}P_T^{GLS}$ 5.480 ve KPSS 0.146.

iii. ADF ve DF-GLS testleri için ii nolu dipnotta rapor edilen % 5 kritik değerler, tablonun ikinci ve üçüncü sütunlarında rapor edilen gecikme uzunluğunun izin verdiği kullanılabilir gözlem sayısı içindir. Gecikme uzunluğundaki ve buna bağlı olarak kullanılabilir gözlem sayısındaki değişiklikler, kritik değerlerde de çok küçük değişikliklere yol açmaktadır.

iv. ***, ** ve * ilgili istatistiğin sırasıyla 1%, 5% ve 10% düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo2’de görüldüğü üzere APC₁ serisi PP testine göre % 1 düzeyinde durağandır. Ayrıca sabitli denklemde KPSS testi de serinin durağan olduğunu göstermektedir. APC₂ serisinin durağan olduğuna yönelik kanıtlar APC₁ serisine göre daha fazladır. Bir kere, APC₁ serisinde olduğu gibi, APC₂ serisinde de PP test sonuçları serinin durağan olduğunu göstermektedir. Ayrıca sabitli ve trendli denklem için KPSS testi de serinin durağan olduğunu göstermektedir. APC₁ serisinden farklı olarak burada sabitli ve trendli ADF sonuçlarına göre de seri % 5 anlamlılık düzeyinde durağandır. APC₃ serisinin durağan olduğuna yönelik kanıtlar ise göreceli olarak daha fazladır. Bu durumda tüm denklemler için ADF, PP ve KPSS test sonuçları serinin durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo2’de yer alan test sonuçları mevsimsel olarak uyarlanmış seriler için incelendiğinde öne çıkan hususlar şu şekildedir: SA APC₁ serisi sadece sabitli denklem için ADF ve PP testlerine göre durağandır. SA APC₂ serisinin durağan olduğuna yönelik kanıtlar SA APC₁ serisi ile kıyaslandığında yine daha fazladır. ADF test sonuçları tüm denklemler için, bunun yanında PP ve DF-GLS test sonuçları sadece sabitli ve trendli denklem için serinin durağan olduğunu göstermektedir. Son olarak SA APC₃ serisinin durağan olduğuna yönelik kanıtlar yine göreceli olarak en kuvvetli olanlardır. ADF, PP ve DF-GLS testlerine göre tüm denklemlerde ve KPSS testine göre sabitli denklemde seri durağan bulunmuştur.

Test sonuçları bir bütün olarak değerlendirildiğinde öne çıkan hususlar şu şekildedir: Bir kere “Point Optimal” ve M testleri serilerin durağan olmadığını göstermektedir. Buna karşılık PP test sonuçları serilerin durağan olduğuna yönelik en güçlü kanıtların elde edildiği testlerdir. PP testi yanında kısmen ADF, DF-GLS ve KPSS test sonuçları da serilerin durağan olduğuna yönelik kanıtlar sunmuştur. İkinci olarak APC’nin hangi baz yıllı serilerden yararlanılarak oluşturulduğu hususunun önemli olabileceğine yönelik kanıtlar bulunmuştur. Özellikle APC₃ serisi, mevsimsellikten arındırılmalı ya da arındırılmasın, durağanlık hipotezine en güçlü kanıtların bulunduğu seridir. Son olarak bu çalışmada mevsimselliğin ele alınış biçiminin test sonuçları üzerinde kalitatif olarak önemli etkiler yapmadığı söylenebilir.

Aşağıdaki Tablo3’de logaritması alınan seriler için Lee ve Strazicich (2004) bir kırılmalı minimum LM birim kök test sonuçları rapor edilmiştir.

Tablo3: Bir Kırılmalı Minimum LM Birim Kök ((Lee ve Strazicich(2004)) Test Sonuçları

	APC ₁		SA APC ₁		APC ₂		SA APC ₂		APC ₃		SA APC ₃	
	Model A	Model C	Model A	Model C	Model A	Model C	Model A	Model C	Model A	Model C	Model A	Model C
Gecikme Uzunluğu	8	8	14	14	8	8	0	0	8	8	0	0
LM Test İstatistiği	-2.328	-3.439	-1.949	-2.808	-3.335*	-4.918**	-3.741**	-4.910**	-2.848	-4.901**	-4.714***	-5.524***
Kırılma Dönemi	1998:III	1998:I	1992:IV	2002:II	1992:II	1995:I	2013:IV	1994:III	2001:III	2003:I	2001:III	2004:I
B(t)	0.056* (1.883)	-0.099*** (-3.110)	-0.056*** (-2.680)	-0.046** (-2.058)	-0.034 (-1.406)	-0.038 (-1.541)	-0.043** (-2.381)	0.035* (1.946)	0.048* (1.977)	-0.027 (-1.035)	0.024 (1.498)	0.013 (0.809)
D(t)	-	0.051*** (2.994)	-	0.024** (2.456)	-	0.063*** (4.074)	-	0.015*** (3.244)		0.063*** (4.703)		0.008** (2.393)
Gözlem Sayısı	121	121	121	121	121	121	121	121	118	118	118	118

Notlar: i. Gecikme uzunluğu (2) numaralı denklemde yer alan bağımlı değişken gecikme sayısını göstermektedir. Bu sayı, en uzun gecikme 16 alınarak, Ng ve Perron (1995) tarafından önerilen “Genelden Özele” yöntemiyle hesaplanmıştır.

ii. B(t) sabit terimdeki, D(t) ise eğimdeki kırılmayı gösteren kukla değişken katsayılarıdır. Bu kukla değişkenler için kritik değerler standart normal dağılım tablosundan alınmıştır (1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyinde sırasıyla 2.576, 1.96 ve 1.645).

iii. Parantez içindeki değerler t-istatistikleridir.

iv. ***, ** ve * ilgili istatistiğin sırasıyla 1%, 5% ve 10% düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

v. Model A için 1%, 5% ve 10% düzeyinde kritik değerler sırasıyla -4.239, -3.566 ve -3.211’dir. Model C için kritik değerler kırılmanın meydana geldiği döneme bağlı olarak bir ölçüde değişmektedir ve Lee ve Strazicich(2004, s.12) Tablo 1’de rapor edilmiştir.

Tablo3’de yer alan Lee ve Strazicich (2004) bir kırılmalı minimum LM birim kök test sonuçları incelendiğinde göze çarpan hususlar şu şekildedir: Bir kere APC₁ serisi bir kırılmanın dikkate alınması durumunda dahi durağan değildir. Buna karşılık APC₂ serisi için hem model A hem Model C’de, APC₃ serisi için ise sadece Model C’de sıfır hipotezi ret edilmekte ve ilgili serilerin bir kırılmanın dikkate alınması durumunda durağan olduğu görülmektedir. Bu seriler için tahmin edilen modele bağlı olarak ve her seri için en az bir modelde, sabit terimde veya eğim katsayısında değişme olduğunu gösteren kukla değişkenlerin en az birinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu da görülmektedir.

Tablo3’de yer alan Lee ve Strazicich (2004) bir kırılmalı minimum LM birim kök test sonuçları mevsimsel olarak uyarlanmış seriler için incelendiğinde dikkat çeken hususlar şunlardır: Öncelikle SA APC₁ serisi için, APC₁ serisinde olduğu gibi, sıfır hipotezi ret edilememiştir. Diğer taraftan gerek SA APC₂ serisi, gerek SA APC₃ serisi için kullanılan modele bağlı olmaksızın birim kök hipotezi ret edilmiştir. Üstelik sıfır hipotezi en az % 5 anlamlılık düzeyinde ret edilmiştir. Bu sonuçlar bir kırılmanın dikkate alınması durumunda serilerin durağan olduğunu göstermektedir. Yine tahmin edilen modele bağlı olarak ve her seri için en az bir modelde, sabit terimde veya eğim katsayısında değişme olduğunu gösteren kukla değişkenlerin en az birinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu da görülmektedir.

Test sonuçları bir bütün olarak değerlendirildiğinde öne çıkan hususlar şu şekildedir: bir kırılma dikkate alındığında incelenen serilerin durağan olduğuna yönelik kanıtlar güçlenmiştir. APC₂, SA APC₂ ve SA APC₃ serileri için tüm modellerde, APC₃ serisi için ise Model C’de sıfır hipotezi ret edilmiş ve incelenen serilerin bir kırılma ile durağan olduğu bulunmuştur. İkinci olarak APC₃ serisinin bir kırılma ile durağan olduğuna yönelik kanıtlar, sıfır hipotezinin ret edildiği anlamlılık düzeyi açısından değerlendirildiğinde, en güçlü olanlardandır. Bu husus kırılmanın analize katılmadığı birim kök ve durağanlık testleri ile elde edilen sonuçlarla örtüşmektedir. Ayrıca APC₁ serisi için sıfır hipotezi ret edilememiş ve bu serinin durağan olduğuna yönelik bir kanıt bulunamamıştır. Son olarak mevsimsel uyarılmanın kalitatif olarak sonuçlar üzerinde önemli bir etki yapmadığını yine belirtmek gerekir.

Aşağıdaki Tablo4’de logaritması alınan seriler için Lee ve Strazicich (2003) iki kırılmalı minimum LM birim kök test sonuçları rapor edilmiştir.

Tablo4: İki Kırılmalı Minimum LM Birim Kök ((Lee ve Strazicich(2003)) Test Sonuçları

	APC ₁		SA APC ₁		APC ₂		SA APC ₂		APC ₃		SA APC ₃	
	Model AA	Model CC	Model AA	Model CC	Model AA	Model CC	Model AA	Model CC	Model AA	Model CC	Model AA	Model CC
Gecikme Uzunluğu	8	8	14	5	8	8	0	7	8	14	0	0
LM Test İstatistiği	-2.896	-5.317	-2.228	-4.627	-3.979 **	-6.111 **	-3.939 **	-5.506 ***	-3.371	-5.790 **	-5.135 ***	-6.232 **
1. Kırılma Dönemi	2001:III	1994:I	1992:IV	1994:II	1998:IV	1994:I	1994:III	1994:II	1998:III	1999:II	2003:III	2003:I
2. Kırılma Dönemi	2002:IV	2011:IV	2001:III	2012:III	2006:IV	1997:III	2013:IV	2007:I	2004:IV	2005:III	2011:IV	2011:IV
B1(t)	0.057 * (1.844)	-0.024 (-0.855)	-0.057 *** (-2.750)	0.005 (0.248)	0.069 *** (2.906)	-0.038 (-1.591)	0.035 * (1.936)	0.003 (0.182)	0.080 *** (3.466)	-0.104 *** (-3.862)	0.026 * (1.679)	-0.018 (-1.204)
B2(t)	0.051 (1.539)	-0.046 * (-1.721)	0.034 (1.599)	-0.040 ** (-2.019)	-0.017 (-0.739)	0.056 ** (2.457)	-0.041 ** (-2.313)	0.012 (0.771)	-0.029 (-1.213)	0.104 *** (3.953)	-0.016 (-1.020)	-0.008 (-0.537)
D1(t)	-	0.051 *** (4.002)	-	0.018 *** (2.910)	-	0.065 *** (5.006)	-	0.028 *** (3.782)	-	0.106 *** (5.992)	-	0.027 *** (4.907)
D2(t)	-	-0.004 (-0.593)	-	0.008 (1.213)	-	-0.042 *** (-4.735)	-	-0.009 ** (-2.358)	-	-0.074 *** (-6.339)	-	-0.011 ** (-2.210)
Gözlem Sayısı	121	121	121	121	121	121	121	121	118	118	118	118

Notlar: i. Gecikme uzunluğu (2) numaralı denklemde yer alan bağımlı değişken gecikme sayısını göstermektedir. Bu sayı, en uzun gecikme 16 alınarak, Ng ve Perron (1995) tarafından önerilen “Genelden Özele” yöntemiyle hesaplanmıştır.

ii. B1(t) ve B2(t) sabit terimdeki, D1(t) ve D2(t) ise eğimdeki kırılmaları gösteren kukla değişken katsayılarıdır. Bu kukla değişkenler için kritik değerler standart normal dağılım tablosundan alınmıştır (1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyinde sırasıyla 2.576, 1.96 ve 1.645).

iii. Parantez içindeki değerler t-istatistikleridir.

iv. ***, ** ve * ilgili istatistiğin sırasıyla 1%, 5% ve 10% düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

v. Model AA için 1%, 5% ve 10% düzeyinde kritik değerler sırasıyla -4.545, -3.842 ve -3.504'dür. Model CC için kritik değerler kırılmanın meydana geldiği döneme bağlı olarak bir ölçüde değişmektedir ve Lee ve Strazicich(2003, s.1084) Tablo 2'de rapor edilmiştir.

Tablo4'de yer alan Lee ve Strazicich (2003) iki kırılmalı minimum LM birim kök test sonuçları incelendiğinde öne çıkan hususlar şunlardır: APC₁ serisi, bir kırılmanın dikkate alınması durumunda olduğu gibi, iki kırılmanın dikkate alınması durumunda da durağan değildir. Her ne kadar Model CC için test istatistiği kritik değere çok yaklaşırsa da sıfır hipotezi kabul edilebilir düzeylerde ret edilememiştir. İkinci olarak APC₂ serisi için hem model AA hem Model CC'de, APC₃ serisi için ise sadece Model CC'de sıfır hipotezi ret edilmekte ve ilgili serilerin iki kırılmanın dikkate alınması durumunda durağan olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar bir kırılmanın dikkate alındığı durumda elde edilen sonuçlara çok benzemektedir. Son olarak incelenen tüm seriler için, tahmin edilen modele bağlı olarak ve her seri için en az bir modelde, sabit terimde veya eğim katsayısında değişimler olduğunu gösteren kukla değişkenlerin en az birinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo4'de yer alan Lee ve Strazicich (2003) iki kırılmalı minimum LM birim kök test sonuçları mevsimsel olarak uyarlanmış seriler için incelendiğinde şu hususlar öne çıkmaktadır: SA APC₁ serisi için, bir kırılmanın dikkate alınması durumunda olduğu gibi iki kırılmanın dikkate alınması durumunda da sıfır hipotezi ret edilememiştir. Buna karşılık gerek SA APC₂ serisi, gerek SA APC₃ serisi için kullanılan modele bağlı olmaksızın sıfır hipotezi en az % 5 anlamlılık düzeyinde ret edilmiştir. Bu sonuçlar bir kırılmanın dikkate alınması durumunda elde edilen sonuçlara çok benzemektedir ve incelenen serilerin kırılmaların dikkate alınması durumunda durağan olduğunu göstermektedir. Yine tahmin edilen modele bağlı olarak ve her seri için en az bir modelde, sabit terimde veya eğim katsayısında değişimler olduğunu gösteren kukla değişkenlerin en az birinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

İki kırılmalı minimum LM birim kök test sonuçları ile bir kırılmalı minimum LM birim kök test sonuçları önemli ölçüde birbiriyle örtüşmektedir. Söz konusu testler APC₁ serisi hariç ve mevsimsel uyarlamaya bağlı olmaksızın, APC'nin durağan olduğu yönünde güçlü kanıtlar sunmaktadır. Ayrıca, daha önce ifade edildiği gibi yapısal kırılmanın dikkate alınmadığı PP testi ile kısmen ADF, KPSS ve DF-GLS testlerinde de APC serileri durağan bulunmuştur. Bu husus yapısal kırılmanın dikkate alındığı testler ile elde edilen bulgularla birleştirildiğinde bu çalışmada ağırlıklı olarak APC'nin durağan olduğuna yönelik kanıtlar bulunduğu söylenebilir.

Bu durumda Türkiye ekonomisi için elde edilen bu sonuçlar Arı ve Özcan (2015)'in aksine alternatif tüketim teorilerinden Nispi Gelir Hipotezi, Sürekli Gelir Hipotezi, Alışkanlıkların Sürekliliği Modeli ve Yaşam Boyu Gelir Hipotezi ile uyumlu görünmektedir. Bu uyum ilgili modellerin APC'nin durağanlığına ilişkin değerlendirmesi ile sınırlıdır. Ayrıca yine bu çalışma ile elde edilen sonuçlar şokların APC üzerindeki etkisinin geçici olacağı yönündedir. Bu sonuçlar uluslararası literatürde yer alan ve farklı ekonomileri kapsayan Cook (2005), Romero-Avila (2009), Elmi ve Ranjbar (2013), Gözgör (2013), Yılcı vd. (2013) ve Chen ve Xie (2015) ile uyumludur.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Tüketim-Gelir Oranı veya Ortalama Tüketim Eğilimi (APC) değişkeninin durağanlık özelliği gerek iktisat teorisi gerekse iktisat politikası açısından önemli bilgiler taşımaktadır. Bazı tüketim teorileri durağan bir APC ile uyumlu iken bazıları durağan olmayan bir APC ile uyumludur. Ayrıca şokların APC üzerindeki etkisinin sürekliliği doğrudan doğruya APC'nin durağanlık özelliği ile ilişkilidir.

Bu çalışmada APC'nin durağan olup olmadığı Türkiye ekonomisi için yeniden incelenmiştir. Öncelikle bu çalışmada Türkiye ekonomisi için daha önce analiz edilmeyen üçer aylık bir veri seti kullanılmıştır. Bu veri setinden yararlanarak oluşturulan birden çok APC serisi ayrıca mevsimsellikten arındırılarak analiz edilmiştir. Üstelik analizler hem yapısal kırılmayı dikkate almayan hem de dikkate alan birim kök veya durağanlık testleri yardımıyla gerçekleştirilmiştir.

Bu çalışmada uygulanan tüm testler bir arada değerlendirildiğinde şu hususlar öne çıkmaktadır: Yapısal kırılmanın dikkate alınmadığı durumda özellikle PP test sonuçları incelenen seriye bağlı olmaksızın durağanlık hipotezi lehine kanıtlar sunmaktadır. Bunun yanında bazı seriler için ADF, KPSS ve DF-GLS testleri de incelenen serilerin durağan olduğuna yönelik kanıtlar sunmaktadır. Bilindiği üzere bu testler durağanlık analizinde geleneksel ve yaygın olarak kullanılan testlerdir. Yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda ise durağanlık hipotezi lehine kanıtlar genel olarak güçlenmektedir. Bu noktada bir veya iki olarak incelenen kırılma sayısı önemli olmaktan çıkmakta ve test sonuçları önemli ölçüde örtüşmektedir: yapısal kırılmalar altında incelenen seriler durağandır. Bu tespit mevsimselliğin bu çalışmada ele alınış biçiminden etkilenmese de APC serisinin oluşturulma biçiminden bir ölçüde etkilenmektedir.

Yapılan analizlere bağlı olarak bu çalışmada ağırlıklı olarak APC'nin durağan olduğuna yönelik kanıtlar bulunduğu söylenebilir. Bu durumda bu sonuçlar Türkiye ekonomisi için alternatif tüketim teorilerinden Nispi Gelir Hipotezi, Sürekli Gelir Hipotezi, Alışkanlıkların Sürekliliği Modeli ve Yaşam Boyu Gelir Hipotezi ile uyumlu görülmektedir. Ayrıca yine bu çalışma ile elde edilen sonuçlar şokların APC üzerindeki etkisinin Türkiye ekonomisi için geçici olacağı yönündedir.

Kaynakça

Arı, A., Özcan, B. (2015), "Tüketim-Gelir Oranının Durağanlığı: Türkiye Örneği", *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(3): 23-46.

Cerrato, M., Peretti, C., Stewart, C. (2013), "Is the Consumption-Income Ratio Stationary? Evidence from Linear and Non-linear Panel Unit Root Tests for OECD and Non-OECD Countries", *The Manchester School*, 81(1): 102-120.

Chen, S. W., Xie, Z. (2015), "Nonlinear Mean Reversion in the Consumption-Income Ratio: New Evidence from the OECD countries", *International Review of Accounting, Banking and Finance*, 7(3/4): 30-56

Cook, S. (2003), "The Nonstationarity of the Consumption-Income Ratio: Evidence from More Powerful Dickey-Fuller Tests", *Applied Economics Letters*, 10: 393-395.

- Cook, S. (2005), "The Stationarity of Consumption-Income Ratios: Evidence from Minimum LM Unit Root Testing", *Economics Letters*, 89: 55-60.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366): 427-431.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., Stock, J. H. (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64(4): 813-836.
- Elmi, Z. M., Ranjbar, O. (2013), "Nonlinear Adjustment to the Mean Reversion of Consumption-Income Ratio", *Economic Modelling*, 35: 477-480.
- Fallahi, F. (2012), "The Stationarity of Consumption-Income Ratios: Evidence from Bootstrapping Confidence Intervals", *Economics Letters*, 115: 137-140.
- Gözgör, G. (2013), "Stochastic Properties of the Consumption-Income Ratios in Central and Eastern European Countries", *Proceedings of Rijeka Faculty of Economics: Journal of Economics and Business*, 31(2): 193-207.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54(1-3): 159-178.
- Lee, J., Strazicich, M. C. (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *The Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1082-1089.
- Lee, J., Strazicich, M. C. (2004), "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", Appalachian State University Faculty of Economics Working Papers, No.04-17. Boone, NC: Appalachian State University. <http://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf> (10. 09. 2017).
- Ng, S., Perron, P. (1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90(429): 268-281.
- Ng, S., Perron, P. (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69(6): 1519-1554.
- Phillips, P. C. B., Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Romero-Avila, D. (2008), "A Confirmatory Analysis of the Unit Root Hypothesis for OECD Consumption-Income Ratios", *Applied Economics*, 40(17): 2271-2278.
- Romero-Avila, D. (2009), "Are OECD Consumption-Income Ratios Stationary After All?", *Economic Modelling*, 26: 107-117.
- Sarantis, N., Stewart, C. (1999), "Is the Consumption-Income Ratio Stationary? Evidence From Panel Unit Root Tests", *Economics Letters*, 64: 309-314.

Uğur SİVRİ, Belgin SEVEN

Solarin, S. A. (2017), "The Stationarity of Consumption-Income Ratios: Nonlinear Evidence in ASEAN Countries", *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 20(2): 109-123.

Whelan, K. (2002), "A Guide to U.S. Chain Aggregated NIPA Data", *Review of Income and Wealth*, 48(2): 217-233.

Yılandı, V., Zeren, F., Arı, A. (2013), "Tüketim-Gelir Oranı Güneydoğu Asya Ülkelerinde Durağan Mı?: Panel Birim Kök Testi", *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, (21): 130-139.