

ÖZET

Şokların Yabancı Ziyaretçi Sayısı ve Yabancı Ziyaretçi Harcamaları Üzerindeki Etkisi Kalıcı Mıdır?

Bu çalışmada şokların turizm ekonomisi ile ilişkili üç zaman serisi üzerindeki etkisinin kalıcı mı yoksa geçici mi olduğu araştırılmaktadır. Sağlık endişeleri (örneğin domuz gribi salgını), doğal afetler (örneğin deprem), politik istikrarsızlık (örneğin askeri darbe ve terör saldırıları) veya iktisadi krizler gibi pek çok olası şok turizm ekonomisini etkileyebilir. Eğer bir zaman serisi durağansa, şokun bu seri üzerindeki etkisinin muhakkak kısa süreli olacağı ve şokun ardından serinin denge değerine veya istikrarlı büyüme sürecine geri döneceği bilinmektedir. Bu çalışmada 1963-2008 dönemi Türkiye ekonomisi için yabancı ziyaretçi sayısı, yabancı ziyaretçi harcamaları ve kişi başına yabancı ziyaretçi harcamalarının durağanlık özellikleri incelenmektedir. Yapısal kırılmanın dikkate alınmadığı durağanlık testleri, yani Ng ve Perron (2001) tarafından geliştirilen M testleri, serilerin durağan olmadığını göstermektedir. Buna karşılık bir ve iki yapısal kırılmaya izin veren durağanlık testleri kullanıldığında, sırasıyla Zivot ve Andrews (1992) ve Lee ve Strazicich (2003) testleri, test sonuçları tamamen değişmektedir. Bu durumda, test sonuçları serilerin yapısal kırılma(lar) ile durağan olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlar Türk turizm sektörünün uzun dönemde sürdürülebilir olduğu görüşünü desteklemektedir.

JEL Sınıflaması: C22, L83

Anahtar Kelimeler: Yabancı Ziyaretçi Sayısı, Yabancı Ziyaretçi Harcamaları, Şoklar, Birim Kök, Yapısal Kırılma(lar)

ABSTRACT

Do Shocks Have Permanent Effect on the Number of Foreign Visitors and Foreign Visitor Expenditures?

This study investigates whether shocks have permanent or transitory effects on three time series related to tourism economics. There are many possible shocks, such as health scares (e.g. swine flu epidemic), natural disasters (e.g. earthquake), political instability (e.g. military coup and terrorist attacks) or economic crises that might affect tourism economics. It is well known that if a time series is stationary, then effects of shock on this series will necessarily be short-lived and after the shock series will eventually return its equilibrium value or stable growth path. In this study, stationary properties of the number of foreign visitors, foreign visitor expenditures and per capita foreign visitor expenditures are examined for Turkish case during 1963-2008 period. Unit root tests without structural break, namely M Tests developed by Ng and Perron (2001), show that series are nonstationary. However, when unit root tests that allow one and two structural breaks are employed, namely Zivot and Andrews (1992) and Lee and Strazicich (2003) tests respectively, the test results are completely changed. In this case test results show that series are stationary with structural break(s). These results support the idea that Turkish tourism sector is sustainable in the long run.

JEL Classification: C22, L83

Keywords: The Number of Foreign Visitors, Foreign Visitor Expenditures, Shocks, Unit Root, Structural Break(s)

Şokların Yabancı Ziyaretçi Sayısı ve Yabancı Ziyaretçi Harcamaları Üzerindeki Etkisi Kalıcı Mıdır?



Yrd. Doç. Dr. Uğur Sivri



İRİŞ

Turizm ekonomisine ilişkin değişkenlerin bireysel zaman serisi özellikleri incelenerek şokların ilgili seriler üzerindeki etkisinin kalıcı olup olmadığı tespit edilebilir. İncelenen serilerin durağan olmaması (birim kök içermesi) durumunda şokların etkisi kalıcı olacak, buna karşılık serilerin durağan olması (birim kök içermesi) durumunda şokların etkisi geçici olacaktır. İlk durumda, yani şokların etkisinin kalıcı olması halinde, turizm sektöründen sağlanan kazançların sürdürülebilirliği kuşku hale gelecektir.

Turizm sektörü üzerinde etkili olabilecek şokların çok farklı kaynakları olabilir. Terör saldırıları, salgın hastalıklar (kuş gribi, domuz gribi gibi), doğal afetler (sel, deprem gibi), politik kargaşalar (askeri darbe veya savaş tehdidi gibi) ve turist kaynağı ülkelerdeki krizlerin neden olacağı gelir kayıpları muhtemel olumsuz şoklardan bazılarıdır. Bu alandaki literatürün daha ziyade negatif şoklar üzerinde durduğu görülse de şokların pozitif olabileceği durumlar da söz konusu olabilir. Örneğin turist çekmek için birbirleriyle rekabet halinde olan ülkelerden sadece bazılarını etkileyen askeri darbe, savaş olasılığı veya terör saldırısı gibi negatif şoklar, diğer ülkeler için pozitif bir şok olarak değerlendirilebilir.

Uluslararası literatürde turizm ekonomisine ilişkin değişkenlerin durağanlık özelli-

ğini inceleyerek, şokların ilgili seriler üzerindeki etkisinin kalıcı olup olmadığını belirlemeye çalışan nispeten güncel bir çalışma alanı mevcuttur. Bunlardan Narayan (2005), 1970-2002 yıllarını kapsayan “turist harcamaları” serisinin durağanlığını Fiji için araştırmıştır. Genişletilmiş Dickey-Fuller (Dickey ve Fuller (1979) ve Said ve Dickey (1984), *Augmented Dickey-Fuller*, bundan sonra ADF) testi serinin durağan olmadığını, Zivot ve Andrews (1992) ve Lumsdaine ve Papell (1997) testleri ise askeri müdahale tarihlerine denk gelen yapısal kırılmanın dikkate alınması halinde serinin durağan olduğunu göstermiştir. Bhattacharya ve Narayan (2005), 1980-1999 yılları arasında 10 ayrı ülkeden Hindistan’a gelen “ziyaretçilerin” sayısını gösteren serilerin durağanlığını hem zaman serileri hem de panel veri analiziyle incelemişlerdir. Zaman serileri analizinin aksine panel veri analizi serilerin durağan olduğunu göstermiştir. Hou, Huang ve Huang (2006), ADF ve Phillips ve Perron (1988, bundan sonra PP) testleriyle, 1984-2004 dönemi Çin için “uluslararası turizm gelirleri” ve “uluslararası turist sayısı” serilerinin seviyesinde durağan olmadığını tespit etmişlerdir. Narayan (2008) diğer bir çalışmasında 1991M1-2003M9 döneminde 28 ayrı ülkeden Avustralya’ya gelen “ziyaretçilerin” sayısını gösteren serilerin durağanlığını incelemiştir. Panel birim kök testleri serilerin durağan olduğunu göstermiş, bireysel birim kök testleri ise sadece yapısal kırılmanın dikka-

te alındığı durumda bu sonucu desteklemiştir. Lean ve Smyth (2009), 1995M1-2005M12 döneminde 10 ayrı ülkeden Malezya’ya gelen “uluslararası ziyaretçilerin” sayısını gösteren serilerin, yapısal kırılmanın dikkate alınması halinde durağan olduğunu göstermişlerdir. Lee (2009), 2004M1-2007M9 döneminde 12 ayrı ülkeden Singapur’a gelen “turist” sayısını gösteren serilerin durağanlığını Teyit Edici Veri Analizi¹ (*Confirmatory Data Analysis*) ile araştırmış ve 3 ülke hariç serilerin durağan olduğunu tespit etmiştir. Smyth, Nielsen ve Mishra (2009), 11 ayrı ülkeden Bali’ye gelen “uluslararası ziyaretçilerin” sayısını gösteren serilerin durağanlığını zaman serileri analiziyle 1983:M1-2005:M12 dönemi için, panel veri analiziyle 1986-2005 dönemi için incelemişlerdir. Zaman serileri analizi serilerin durağan olmadığını, panel veri analizi ise yapısal kırılmanın dikkate alınması halinde serilerin durağan olduğunu göstermiştir.

Turizm, Türkiye ekonomisi için oldukça önemli bir sektördür ve Türkiye’nin uzun vadeli turizm stratejisinin temel hedefi, 2023 yılına kadar dünyanın en çok turist çeken ve en fazla turizm geliri elde eden ilk 5

¹ Lee (2009), sıfır hipotezi farklı iki ayrı testi -ADF ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992, bundan sonra KPSS)- tüm serilere uygulamıştır. ADF testi ile sıfır hipotezinin ret edilip (edilemeyip), KPSS testi ile ret edilemediği (edildiği) durumlarda seriler durağan (durağan değil) olarak sınıflandırılmış, diğer durumlarda ise serilerin durağanlığına ilişkin bir karar verilemediği ifade edilmiştir.

ülkesinden biri olmaktadır (T.C. Kültür ve Turizm Bakanlığı, 2007, s.3). 2008 yılı verilerine göre Türkiye dünyada en çok turist çeken (günübirlikçiler hariç) ilk 10 ülke arasında, 25 milyon turist sayısı ile 8. sıradadır. Bu sayı dünyadaki toplam turist sayısının % 2,7'sine tekabül etmektedir. Toplam turizm geliri açısından değerlendirildiğinde aynı yıl Türkiye'nin ilk on ülke arasındaki yeri 9. sıradır. Türkiye'nin elde ettiği 22 milyar dolarlık turizm gelirinin, dünya toplam turizm geliri içindeki payı ise % 2,3'dür (Türkiye Turizm Yatırımcıları Derneği (TYD), 2009, s.26). Toplam turizm geliri, 2008 yılı Türkiye GSMH'sinin % 2,9'unu, ihracatının ise % 16,6'sını oluşturmaktadır (TYD, 2009, s.14). 2008 yılında turizm sektöründe bir kişilik istihdam yaratmanın maliyeti 88.337 \$ iken, bu değer Türkiye genelinde 220.822 \$'dır (TYD, 2009, s.15). Buna göre turizm sektörü, bir kişilik istihdam yaratma maliyeti en düşük sektör olan sağlık sektörünün (72.739 \$) ardından ikinci sırada yer almaktadır. Aynı yıl Türkiye genelinde 1 \$'lık yatırımın % 48,4'ü ithalatla karşılanırken, bu oran turizm sektöründe sadece % 6,2'dir (TYD, 2009, s.16). Buna göre turizm sektörü yatırımda ithalat oranı en düşük olan sektördür ve onu % 21,7 ile çimento sektörü izlemektedir.

Bu çalışmanın amacı şokların “yabancı ziyaretçi sayısı”, “yabancı ziyaretçi harcamaları” ve “kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları” üzerindeki etkisinin kalıcı

olup olmadığını Türkiye örneğinde belirlemektir. Bu amaçla durağanlık testlerinden yararlanılacaktır. Durağanlık testleri, ADF ve PP gibi yaygın olarak kullanılan testlere nazaran daha iyi güç (power) ve hacim (size²) özelliklerine sahip “M Testleri” kullanılarak gerçekleştirilecektir. Ayrıca olası bir yapısal kırılmanın durağanlık analizi üzerindeki etkisini dikkate alacak şekilde bir kırılmaya izin veren Zivot ve Andrews (1992) testi ile iki kırılmaya izin veren Lee ve Strazicich (2003) testleri de yapılacaktır. Çalışmanın geri kalan bölümü şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölümde çalışmada kullanılan durağanlık testleri ve veri seti tanıtılacaktır. Üçüncü bölümde bulgular sunulacak, dördüncü ve son bölümde ise genel bir değerlendirme yapılacaktır.

1. Ekonometrik Yöntem ve Veri Seti

1.1 Yapısal Kırılmanın Dikkate Alınmadığı Birim Kök Testleri: Ng ve Perron (2001) Testleri

Ng ve Peron (2001), Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (*Generalized Least Squares*, bundan sonra GLS) yöntemiyle trendden arındırılmış seriler (y^d) seriler üzerine kurulu dört ayrı test önermişlerdir. GLS trend-

2 Bir testin hacmi, bilindiği gibi, anlamlılık düzeyine veya birinci tip hata yapma olasılığına eşittir. Diğer bir ifadeyle bir testin hacmi, sıfır hipotezi doğruyken onu reddetme olasılığıdır. Hacim çarpıklığı (size distortion) ise, gerçek anlamlılık düzeyinin seçilen anlamlılık düzeyinden farklı olmasıdır. Buna bağlı olarak bir testin daha iyi hacim özelliğine sahip olması ile kastedilen, söz konusu testin daha az hacim çarpıklığı göstermesidir.

den arındırma, sadece sabitli ve hem sabitli hem de trendli olmak üzere iki ayrı durumda ele alınır ve şu şekilde gerçekleştirilir:

$$y_t^d = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 t \quad (1)$$

(1) numaralı denklemde yer alan t doğrusal zaman trendini, (y_t^d) GLS trendden arındırılmış seriyi, $\hat{\beta}_0$ ve $\hat{\beta}_1$ ise aşağıdaki şekilde tanımlanan \bar{y} serisinin, \bar{z} serisi üzerine standart En Küçük Kareler yöntemiyle koşullaması neticesinde elde edilen katsayıları göstermektedir.

$$\bar{y} = [y_1, (1 - \bar{\alpha}L)y_2, \dots, (1 - \bar{\alpha}L)y_T] \quad (2)$$

$$\bar{z} = [z_1, (1 - \bar{\alpha}L)z_2, \dots, (1 - \bar{\alpha}L)z_T] \quad (3)$$

$$z_t = (1, t)' , \quad \bar{\alpha} = 1 + \frac{\bar{c}}{T} \quad (4)$$

(2) ve (3) numaralı eşitliklerdeki L gecikme işlemcisini ($Ly_t = y_{t-1}$), (4) numaralı eşitlikteki T ise gözlem sayısını göstermektedir. (2) ve (3) numaralı eşitliklerde görüldüğü gibi \bar{y} ve \bar{z} vektörünün ilk gözlem değerleri değişmezken, diğer gözlem değerleri bir dönüşüme tabi tutulmaktadır. Ayrıca trendin olmadığı durumda, hem (1) numaralı denklemde hem de z_t vektöründe t değişkeninin olmadığını not etmek gerekir. Elliott, Rothenberg ve Stock (1996), \bar{c} katsayısının sabitli denklemde -7, sabitli ve trendli denklemde ise -13,5 olarak kullanılmasını önermişlerdir.

Seri GLS yöntemiyle trendden arındırıldıktan sonra, Ng ve Perron (2001) testlerini

hesaplamak amacıyla öncelikle bir katsayı tanımlanır:

$$k = \frac{\sum_{t=2}^T (y_{t-1}^d)^2}{T^2} \quad (5)$$

Söz konusu katsayıya bağlı olarak M testleri şu şekilde hesaplanabilir:

$$MZ_a^d = (T^{-1}(y_T^d)^2 - f_0)/(2k) \quad (6)$$

$$MZ_r^d = MZ_a^d * MSB^d \quad (7)$$

$$MSB^d = (k / f_0)^{1/2} \quad (8)$$

$$MR_r^d = \frac{(\bar{c}^2 k - \bar{c} T^{-1}(y_T^d)^2) / f_0, \quad z_t = (1, 0)' \text{ ise}}{(\bar{c}^2 k + (1 - \bar{c}) T^{-1}(y_T^d)^2) / f_0, \quad z_t = (1, 1)' \text{ ise}} \quad (9)$$

Yukarıdaki istatistiklerde yer alan y_T^d GLS trendden arındırılmış serinin son gözlem değerini, f_0 ise uzun dönemli varyans olarak da ifade edilen sıfır frekansta hata terimleri spektrum (*residual spectrum at frequency zero*) tahminidir. Bu tahmin için Ng ve Perron (2001)'in önerisi doğrultusunda aşağıdaki otoregresif spektral tahminciden yararlanılmıştır:

$$\Delta y_t^d = \beta_1 y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^k \lambda_i y_{t-i}^d + v_t \quad (10)$$

$$f_0 = \frac{\sigma_v^2}{(1 - \sum_{i=1}^k \lambda_i)^2} \quad (11)$$

(11) numaralı eşitliğin sağ tarafındaki kesrin payı $\sigma_v^2 = \sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2 / T$ şeklinde he-

saplanmıştır. (10) numaralı denklemdeki k , Ng ve Perron (2001)'un önerisi doğrultusunda Değiştirilmiş Akaike Bilgi Kriteri (*Modified Akaike Information Criterion*, bundan sonra MAIC) vasıtasıyla şu şekilde hesaplanmıştır:

$$MAIC = -2(l/T) + 2(q + \tau)/T \quad (12)$$

Burada l olabirlik fonksiyonunun logaritmik değeri, q ise denklemde tahmin edilen katsayı sayısıdır. (12) numaralı istatistiği, standart Akaike Bilgi Kriteri'nden farklı kılan düzeltme faktörü τ şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\tau = \frac{\hat{\beta}_1^2}{\hat{\sigma}_e^2} \sum_{i=1}^T (Y_{i-1}^*)^2 \quad (13)$$

(13) numaralı denklemdeki k_{\max} optimal gecikme uzunluğu hesabında kullanılan en uzun gecikmeyi göstermektedir. (6)-(9) numaralar ile ifade edilen M testleri için kritik değerler Ng ve Perron (2001, s.1524) Tablo 1'de rapor edilmiştir. Söz konusu testlerin tümü için, hesaplanacak test istatistiğinin tablo değerinden küçük olması halinde birim kök hipotezi ret edilecektir.

1.2 Tek Yapısal Kırılmalı Bir Birim Kök Testi: Zivot ve Andrews (1992) Testi

Yapısal kırılmalı trend durağan bir seri ile entegre olmuş seriyi birbirinden ayırt etmeyi amaçlayan ilk test Perron (1989) tarafından geliştirilmiştir. Perron (1989) ihmal edilen bir yapısal kırılmanın gerçekte olmayan bir birim kökü varmış gibi gösterebile-

ceğini (*spurious unit root*) ortaya koymuş ve yapısal kırılma zamanının dışsal olarak ele alındığı bir test önermiştir. Bu çalışmanın ardından bu alandaki tartışma çoğalmış ve özellikle yapısal kırılma zamanının dışsal olarak ele alınması eleştirilmiştir. Buna bağlı olarak Zivot ve Andrews (1992, bundan sonra ZA) yapısal kırılma zamanının içsel olduğu, diğer bir ifadeyle önceden bilinmediği bir test önermişlerdir. ZA testinin sıfır hipotezi şu şekildedir:

$$H_0 : Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

(14) numaralı hipotez, Perron (1989)'dan farklı olarak, tüm yapısal kırılma seçeneklerini dışarıda bırakarak serinin yönlü tesadüfi yürüyüş süreci izlediğini ifade etmektedir. Alternatif hipotez ise Perron (1989)'da olduğu gibi üç farklı şekilde ele alınmaktadır. Model A sadece sabit terimde, Model B sadece trend değişkeni katsayısında, Model C ise hem sabit terimde hem de trend değişkeni katsayısında bir kırılmaya (değişime) izin vererek serinin trend durağan olduğunu ifade etmektedir. Sıfır hipotezini Model A, B ve C'ye karşı test etmek için tahmin edilmesi gereken regresyon denklemleri sırasıyla şu şekildedir:

$$\Delta Y_t = \mu + \delta t + \theta DU_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta t + \gamma DT_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Yukarıdaki denklemlerde yer alan kukla değişkenler şu şekilde tanımlanmışlardır:

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > TB \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} t - TB, & t > TB \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$$

Burada TB kırılma zamanını göstermektedir ve daha önce de ifade edildiği gibi önceden bilinmemektedir. ZA testinde, ilk ve son gözlem değeri arasındaki her gözlem değeri muhtemel bir kırılma zamanı olarak görülmektedir. Buna göre oluşturulan kukla değişkenlerle tahmin edilen regresyon denklemlerinde $\alpha = 0$ için hesaplanan t istatistiklerinin en küçüğüne karşılık gelen TB, kırılma zamanı olarak alınmaktadır. Testin simülasyonla hesaplanan asimptotik kritik değerleri, Perron (1989) kritik değerlerinden daha küçüktür.

1.3 İki Yapısal Kırılmalı Bir Birim Kök Testi: Lee ve Strazicich (2003) Testi

Ekonomik zaman serilerinde tek bir kırılma olduğunu varsaymanın oldukça kısıtlayıcı olduğunu belirten Lee ve Strazicich (2003, bundan sonra LS), iki kırılmaya izin veren bir test geliştirmişlerdir. LS testi sıfır hipotezinde yapısal kırılmaya izin vermesiyle Perron (1989) testine, en çok iki kırılmaya izin vermesiyle de Lumsdaine ve Pappell (1997) testine benzemektedir. Aşağıdaki veri üretim süreci ele alınsın:

$$y_t = \delta Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (18)$$

Burada Z_t dışsal değişkenlerden oluşan bir vektör ve $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ 'dir. Model A sabit terimde iki kırılmaya izin vermekte-

dir ve şu şekilde gösterilir:

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]. \text{ Burada}$$

$$D_{jt} = \begin{cases} 1, & t \geq TB_j + 1 \text{ ve } j = 1, 2 \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} \quad (19)$$

şeklinde tanımlanmıştır. TB_j daha önce de ifade edildiği gibi kırılma zamanını göstermektedir. β 'nın değerine bağlı olarak Model A için sıfır ($\beta = 1$) ve alternatif ($\beta < 1$) hipotezler şu şekildedir:

$$H_0 : y_t = \mu_0 + d_1\beta_{1t} + d_2\beta_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (20)$$

$$H_1 : y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1D_{1t} + d_2D_{2t} + v_{2t} \quad (21)$$

Burada v_{1t} ve v_{2t} durağan hata terimleridir ve

$$B_{jt} = \begin{cases} 1, & t \geq TB_j + 1 \text{ ve } j = 1, 2 \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} \quad (22)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Model C hem sabit terimde hem de trend değişkeni katsayısında iki kırılmaya izin vermektedir ve şu şekilde gösterilir:

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]. \text{ Burada da}$$

$$DT_{jt} = \begin{cases} t - TB_j, & t \geq TB_j + 1 \text{ ve } j = 1, 2 \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} \quad (23)$$

şeklinde tanımlanmıştır. β 'nın değerine bağlı olarak Model C için sıfır ($\beta = 1$) ve alternatif ($\beta < 1$) hipotezler şu şekildedir:

$$H_0 : y_t = \mu_0 + d_1B_{1t} + d_2B_{2t} + d_3D_{1t} + d_4D_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (24)$$

$$H_1 : y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1D_{1t} + d_2D_{2t} + d_3DT_{1t} + d_4DT_{2t} + v_{2t} \quad (25)$$

İki kırılmalı Minimum Lagranj Çarpanı (Lagrange Multiplier, bundan sonra LM) birim kök test istatistiği aşağıdaki regres-

yon denkleminin tahmini ile hesaplanabilir:

$$\Delta y_t = \delta \Delta Z_t + \phi \bar{\Delta}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Burada $\bar{\Delta}_t = y_t - \psi_t - Z_t \delta$, $t = 2, 3, \dots, T$; $\delta \Delta y_t$ 'nin ΔZ_t 'e üzerine koşulmasıyla elde edilen regresyon denklemi katsayıları; $\psi_t = y_t - Z_t \delta$; y_1 ve Z_1 sırasıyla y_1 ve Z_1 'nin ilk gözlem değerleridir. Yukarıdaki regresyon denkleminde $\phi = 0$ için hesaplanan t istatistiği LM test istatistiğidir. Bu istatistiği, olası tüm kırılma noktaları içerisinde en küçük yapan değere karşılık gelen dönemler kırılma noktaları olarak seçilir.

(26) nolu regresyon denklemi hata terimlerindeki muhtemel bir otokorelasyonu gidermek amacıyla $\Delta \bar{S}_{t-j}$, $j = 1, 2, \dots, k$ değişkenleri denklemin sağ tarafına ilave edilir. İlave edilecek değişkenlerin derecesini gösteren k 'yı belirlemek amacıyla “genelden özele” yöntemi kullanılabilir. Bu yöneme göre, regresyon denklemi öncelikle en yüksek gecikme uzunluğu için tahmin edilir ve son gecikmenin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığına bakılır. Son gecikme istatistiksel olarak anlamlı değilse, gecikme uzunluğu bir azaltılarak denklem yeniden çalıştırılır. İlave edilen son gecikme anlamlı bulununcaya kadar bu işleme devam edilir. İstatistiksel olarak anlamlı bir katsayı bulunamaması durumunda ise $k = 0$ olarak alınır.

Son olarak şu hususları belirtmek gerekir: Öncelikle LS, pek çok ekonomik zaman serisinin Perron (1989)'un Model A

veya Model C'si ile uygun bir biçimde incelenebileceği şeklindeki görüşe atıfta bulunarak Model B'yi testlerinin kapsamı dışında bırakmışlardır. Buna bağlı olarak bu çalışmada da Model B, hem ZA hem de LS testi için uygulamalı analizin kapsamı dışında tutulacaktır. İkinci olarak, kırılma zamanının içsel olarak alındığı tüm testlerde uç noktaları elimine etmek amacıyla veri setinin ilk ve son gözlem değerlerine yakın bir miktar gözlemin testin kapsamı dışında bırakıldığı görülmektedir. LS veri setinin hemen başında ve sonunda % 10'luk bir gözlemi analizin dışında bırakmışlardır. Bu çalışmada da gerek ZA, gerekse LS testlerinde veri setinin başında ve sonunda yer alan % 10'luk bir gözlem analizin dışında bırakılacaktır.

1.4 Veri Seti

Çalışmada 1963-2008 yıllarını kapsayan “yabancı ziyaretçi sayısı (Y.Z. Sayısı)”, “yabancı ziyaretçi harcamaları (Y.Z. Harcamaları)” ve “kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları (K.B.Y.Z. Harcamaları)” serileri incelenmiş ve veriler T.C. Kültür ve Turizm Bakanlığı'nın internet sitesinde yer alan “Turizm İstatistikleri”nden derlenmiştir.³ Aşağıdaki tabloda veri setine ilişkin tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır:

³ Veri seti ve ekonometrik analize ilişkin ayrıntılı bilgi yazardan istenebilir.

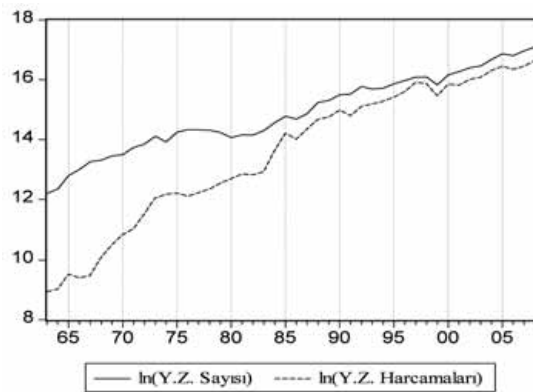
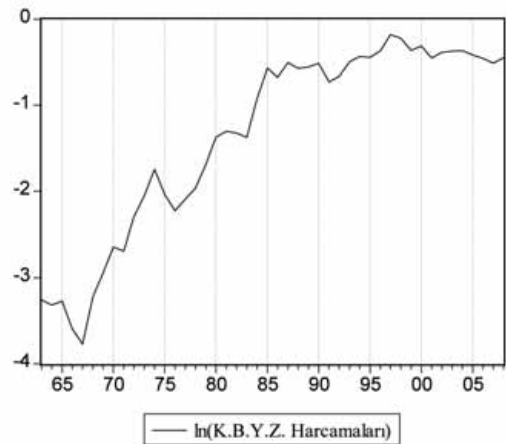
Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Ortalama	S. Sapma	Skewness	Kurtosis	JB	N
Y.Z. Sayısı (Kişi)	5.923.967	6.753.388	1,47	4,33	20,05 a	46
Y.Z. Harcamaları (1000 \$)	3.617.034	4.622.427	1,27	3,54	12,95 a	46
K.B.Y.Z. Harcamaları (1000 \$)	0,3959	0,27	-0,10	1,38	5,09 c	46

Not: Tabloda yer alan JB ilgili serinin normal dağılıp dağılmadığını ölçen Jargue-Bera test istatistiğidir. JB testi için sıfır hipotezi seri normal dağılıma uyar şeklindedir. N gözlem sayısını, a ve c ise ilgili istatistiğin sırasıyla % 1 ve % 10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 1’de görüldüğü gibi 1963-2008 yılları arasında Türkiye’ye bir yılda gelen yabancı ziyaretçi sayısı ortalaması yaklaşık olarak 5,9 milyon, yıllık yabancı ziyaretçi harcamaları ortalaması yaklaşık olarak 3,6 milyar dolar, yıllık kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları ortalaması ise yaklaşık olarak 395 dolardır. Skewness istatistiği yabancı ziyaretçi sayısı ve yabancı ziyaretçi harcamalarının sağa, buna karşılık kişi ba-

şına yabancı ziyaretçi harcamalarının (hafif) sola çarpık olduğunu göstermektedir. JB istatistiğinin yabancı ziyaretçi sayısı ve yabancı ziyaretçi harcamaları için % 1, kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları için ise % 10 düzeyinde anlamlı olması nedeniyle üç seri de normal dağılıma uymamaktadır. Ekonometrik analizden önce serilerin logaritmaları alınmıştır. Logaritması alınmış serilerin grafikleri aşağıda verilmiştir:

Şekil 1: Yabancı Ziyaretçi Sayısı ve Yabancı Ziyaretçi Harcamalarının Logaritmik Düzeyleri**Şekil 2: Kişi Başına Yabancı Ziyaretçi Harcamalarının Logaritmik Düzeyi**

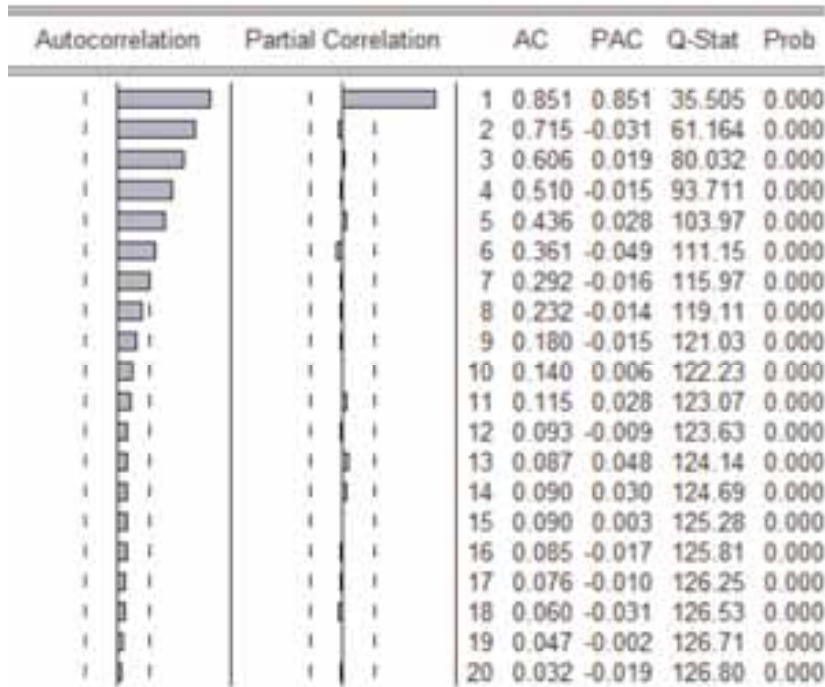
Şekil 1’de her iki seride de var olan artış eğiliminin yabancı ziyaretçi harcamalarında daha yüksek olduğu görülmektedir. Şekil 2’de ise genel olarak 1985 yılına kadar önemli ölçüde artış gösteren kişi başına yabancı ziyaretçi harcamalarının, bu tarihten sonra çok az arttığı görülmektedir.

Analize konu olan her bir seriye ilişkin otokorelasyon fonksiyonu (*autocorrelation function, bundan sonra ACF*) ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu (*partial autocorrelation function, bundan sonra PACF*) aşağıda verilmiştir.

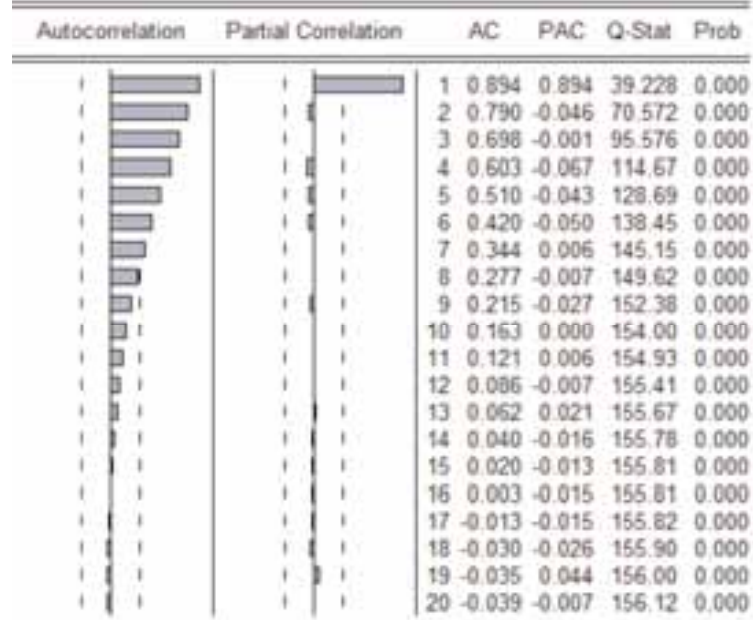
Üç seriye ilişkin ACF ve PACF’lerin

birbirine oldukça benzediği görülmektedir. Her üç fonksiyonda da kısmi korelasyon katsayıları yalnızca ilk gecikmede yüksek ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Aynı zamanda başlangıçta yüksek değerler alan otokorelasyon katsayıları, nispeten yavaşça azalarak 8. veya 9. gecikmeden itibaren istatistiksel olarak sifıra eşit hale gelmektedirler. Buna bağlı olarak incelenen serilerin durağan olmadığı söylenebilir. Bu ön bilgilere ilave olarak incelenen serilerin zaman serisi özelliklerini daha açık bir biçimde ortaya çıkaracak formel testler bundan sonraki bölümde değerlendirilecektir.

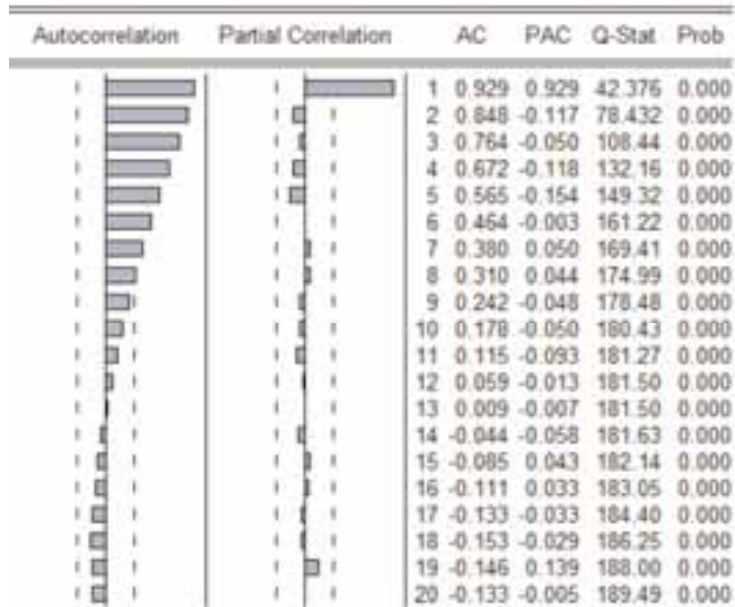
Şekil 3: $\ln(Y.Z.Sayı)$ Serisine İlişkin ACF ve PACF



Şekil 4: $\ln(Y.Z.Harcamaları)$ Serisine İlişkin ACF ve PACF



Şekil 5: $\ln(K.B.Y.Z.Harcamaları)$ Serisine İlişkin ACF ve PACF



2. Bulgular

Ng ve Perron (2001) testlerinin sabitli durum için hesaplanan test istatistikleri Tablo 2’de verilmiştir:⁴

Tablo 2’de yer alan test istatistikleri incelendiğinde, birim kökü ifade eden sıfır hipotezinin ne yabancı ziyaretçi sayısı, ne yabancı ziyaretçi harcamaları ne de kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları için ret edilebildiği görülmektedir. Aşağıdaki Tablo 3’de sabitli ve trendli durum için hesaplanan birim kök test istatistikleri verilmiştir.

Tablo 3’de yer alan test istatistikleri incelendiğinde birim kökü ifade eden sıfır hipotezinin yine ne yabancı ziyaretçi sayısı, ne yabancı ziyaretçi harcamaları ne de kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları için ret edilebildiği görülmektedir. Bu sonuçlar yapısal kırılmanın dikkate alınmadığı durumda incelenen serilerin seviyesinde duran olmadığını göstermektedir.

⁴ Ng ve Perron (2001) testleri EViews (versiyon 5.0), ZA ve LS testleri ise GAUSS (versiyon 8.0) paket programları kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Tablo 2: Ng ve Perron (2001) Birim Kök Test İstatistikleri (Sabitli)

Değişken	Gecikme	MZ_{α}^d	MZ_t^d	MSB^d	MP_T^d
Y.Z. Sayısı	4	1,516	1,444	0,952	70,130
Y.Z. Harcamaları	5	-0,949	-0,433	0,456	14,340
K.B.Y.Z. Harcamaları	1	-0,155	-0,113	0,731	31,894

Not: %1, % 5 ve % 10 düzeyinde asimtotik kritik değerler sırasıyla MZ_{α}^d için -13,8 -8,10 ve -5,70, MZ_t^d için -2,58 -1,98 ve -1,62, MSB^d için 0,174 0,233 ve 0,275, MP_T^d için ise 1,78 3,17 ve 4,45’dir. Gecikme uzunluğu MAIC ile tespit edilmiş ve en yüksek gecikme 9 olarak alınmıştır.

Tablo 3: Ng ve Perron (2001) Birim Kök Test İstatistikleri (Sabitli ve Trendli)

Değişken	Gecikme	MZ_{α}^d	MZ_t^d	MSB^d	MP_T^d
Y.Z. Sayısı	0	-7,153	-1,888	0,264	12,743
Y.Z. Harcamaları	0	-3,335	-1,111	0,333	23,915
K.B.Y.Z. Harcamaları	0	-2,955	-1,014	0,343	25,779

Not: %1, % 5 ve % 10 düzeyinde asimtotik kritik değerler sırasıyla MZ_{α}^d için -23,8 -17,3 ve -14,2, MZ_t^d için -3,42 -2,91 ve -2,62, MSB^d için 0,143 0,168 ve 0,185, MP_T^d için ise 4,03 5,48 ve 6,67’dir. Gecikme uzunluğu MAIC ile tespit edilmiş ve en yüksek gecikme 9 olarak alınmıştır.

Daha önce de ifade edildiği gibi ihmal edilen bir yapısal kırılma, durağan bir serinin durağan değilmiş gibi bulunmasına neden olabilir. Bu hususu incelemek amacıyla ilk olarak tek kırılmaya izin veren ZA testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 4’de verilmiştir:

Tablo 4’de görüldüğü üzere yapısal kırılma dikkate alındığında yabancı ziyaretçi sayısı için birim kökü ifade eden sıfır hipotezi, kullanılan modele bağlı olmaksızın ret edilmektedir. Hesaplanan test istatistiği Model A için % 5, Model C için ise % 10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Her iki model de 1978 yılını kırılma zamanı olarak seçmiştir. Yabancı ziyaretçi harcamaları için ise birim kök hipotezi sadece Model C için % 5 anlamlılık düzeyinde ret edilebilmektedir. Bu seri ve bu model için yapısal kırılma yılı 1994 olarak bulunmuştur. Kişi başına ya-

bancı ziyaretçi harcamaları için ise, yabancı ziyaretçi harcamalarında olduğu gibi, birim kök hipotezi sadece Model C’nin kullanıldığı durumda ve % 10 anlamlılık düzeyinde ret edilebilmektedir. Yapısal kırılma yılı ise 1983 olarak bulunmuştur. Test sonuçları bir arada değerlendirildiğinde bir yapısal kırılmanın göz önüne alınması halinde birim kök hipotezinin reddi yönünden güçlü kanıtlar bulunduğu söylenebilir.

ZA testi ile tespit edilen yapısal kırılma yıllarında, incelenen değişkenlerin zaman patikasında bir değişime neden olacak önemde hangi olaylar gerçekleşmiştir? Bu soruya verilebilecek bir yanıt şudur: Yabancı ziyaretçi sayısı için 1978 olarak tespit edilen yapısal kırılma yılı, hem petrol şokunun dünya ve Türkiye ekonomisini olumsuz etkilediği, hem de Türkiye için siyasal ve ekonomik istikrarsızlığının hüküm sür-

Tablo 4: Zivot ve Andrews (1992) Test İstatistikleri

Değişken	Model	Gecikme	TB	Minimum T İstatistiği
Y.Z. Sayısı	A	8	1978	-5,186 ^b
	C	8	1978	-5,072 ^c
Y.Z. Harcamaları	A	5	1998	-3,927
	C	8	1994	-5,389 ^b
K.B.Y.Z. Harcamaları	A	1	2000	-2,206
	C	1	1983	-5,041 ^c

Not: ZA testi kritik değerleri % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde Model A için sırasıyla -5,34 -4,80 ve -4,58, Model C için ise -5,57 -5,08 ve -4,82’dir. a, b ve c ilgili istatistiğin sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Gecikme uzunluğu “genelden özele” yöntemiyle tespit edilmiş ve en yüksek gecikme 8 olarak alınmıştır.

düğü bir döneme denk gelmektedir. Yabancı ziyaretçi harcamaları için 1994 olarak bulunan yapısal kırılma yılı, hem Türkiye için bir ekonomik kriz yılıdır, hem de PKK'nın turistik hedeflere yönelik terör uygulamaya başladığı 1993 yazını izleyen yıldır. Kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları için 1983 olarak tespit edilen yapısal kırılma yılı ise, ASALA'nın, diğer pek çok terörist eylemi yanında, Ankara Esenboğa havalimanında 1982 yazında düzenlediği terörist saldırıyı izleyen yıldır.

İncelenen serilerde birden çok yapısal kırılma olabileceği göz önüne alınarak gerçekleştirilen LS testi sonuçları Tablo 5'de verilmiştir:

Tablo 5 incelendiğinde göze çarpan hususlar birkaç başlıkta toplanabilir. Öncelik-

le gecikme uzunluğunun, kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları serisi hariç, ZA testi ile aynı bulunduğu görülmektedir. İkinci olarak tüm seriler için Model A'nın kullanılması durumunda ret edilemeyen sıfır hipotezi, Model C'nin kullanılması durumunda ret edilebilmektedir. Yabancı ziyaretçi sayısı için % 5 düzeyinde ret edilen hipotez, yabancı ziyaretçi harcamaları ve kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları için % 1 düzeyinde ret edilebilmektedir.⁵ Buna göre hem sabit terim hem de trend değişkeni kat-

5 Model C için kırılmanın meydana geldiği zamanın kritik değerler üzerindeki etkisi göz önüne alındığında sıfır hipotezi yabancı ziyaretçi sayısı için % 10, kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları için ise % 5 anlamlılık düzeyinde ret edilebilmektedir. Buna karşılık yabancı ziyaretçi harcamaları için sıfır hipotezi aynı anlamlılık düzeyinde (% 1) ret edilebilmektedir.

Tablo 5: Lee ve Strazicich (2003) Test İstatistikleri

Değişken	Model	Gecikme	TB ₁	TB ₂	Minimum T İstatistiği
Y.Z. Sayısı	A	8	1974	1979	-2,600
	C	8	1977	1996	-5,594 ^b
Y.Z. Harcamaları	A	5	1990	1998	-3,275
	C	8	1980	1997	-8,069 ^a
K.B.Y.Z. Harcamaları	A	4	1975	1978	-3,215
	C	8	1985	1997	-6,159 ^a

Not: Model A için LS testi kritik değerleri % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla -4,545 -3,842 ve -3,504'dür. Model C için LS testi kritik değerleri, Model A'nın aksine yapısal kırılmanın meydana geldiği zamana göre -çok önemli ölçüde olmasa da- değişmektedir. Bu hususun ihmal edildiği durumda % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde Model C için kritik değerler sırasıyla -5,823 -5,286 ve -4,989'dur. a, b ve c ilgili istatistiğin sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Gecikme uzunluğu "genelden özele" yöntemiyle tespit edilmiş ve en yüksek gecikme 8 olarak alınmıştır.

sayısındaki kırılmanın göz önüne alınması durumunda tüm seriler trend durağandır.⁶ Son olarak hem ZA hem de LS testleri, bir kırılmanın, yabancı ziyaretçi sayısı için 1970’li yılların ikinci yarısında, yabancı ziyaretçi harcamaları için 1990’lı yıllarda ve kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları için 1980’li yılların ortasına doğru gerçekleştiğine işaret etse de kırılma tarihlerinin tam olarak birbiriyle örtüşmediği görülmektedir.

LS testi ile tespit edilen yapısal kırılma yıllarında, incelenen değişkenlerin zaman patikasında bir değişime neden olacak önemde hangi olaylar gerçekleşmiştir? Yabancı ziyaretçi sayısı için yapısal kırılma yılları 1977 ve 1996 olarak bulunmuştur. 1977 yılı, daha önce de ifade edildiği gibi, petrol şokunun dünya ve Türkiye ekonomisini olumsuz etkilediği ve Türkiye’de siyasal, toplumsal ve ekonomik istikrarsızlığın hüküm sürdüğü bir döneme denk gelmektedir. 1996 yılı ise, tespit edilen diğer yapısal kırılma yıllarından şu özelliği ile ayrılmaktadır: 1996 yılından sonra Türkiye’ye gelen yabancı ziyaretçi sayısındaki artışın, 1978-1996 dönemine göre az da olsa yükseldiği görülmektedir. Yabancı ziyaretçi harcamaları için yapısal kırılma yılları 1980 ve 1997 olarak bulunmuştur. 1980 yılı, 12 Eylül askeri darbesinin yapıldığı ve Türkiye Cumhuriyeti tarihinde siyasal ve toplumsal istikrarsızlığın en yüksek düzeye ulaştığı yıllardan biridir. 1997 yılı ise Asya krizinin ortaya çıktığı ve krizin yaşandığı ülkelerin ulu-

sal paralarının döviz piyasasında önemli ölçüde değer kaybettiği bir yıldır. Ayrıca söz konusu krizle birlikte uluslararası camiada, dünyanın pek çok bölgesindeki gelişmekte olan ülkelere karşı bir güvensizlik hissedilmeye başlanmıştır. Buna bağlı olarak gerek krizin yaşandığı, gerekse krizin etkilediği ülkelere (Japonya, ABD ve Rusya gibi) Türkiye’ye gelen ziyaretçilerin harcama düzeylerinin olumsuz etkilenmiş olması muhtemeldir. Kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları için ise yapısal kırılma yılları 1985 ve 1997 olarak bulunmuştur. 1997 yılı yabancı ziyaretçi harcamaları için de bir yapısal kırılma yılı olarak bulunmuştur. 1985 yılı ise, ASALA’nın terörist eylemlerine devam ettiği ve diğerleri yanında, Türkiye’nin Kanada büyükelçiliğine baskın düzenlediği bir yıldır.

3. Sonuç ve Değerlendirme

Şokların yabancı ziyaretçi sayısı ve yabancı ziyaretçi harcamaları üzerindeki etkisinin kalıcı olup olmadığının belirlenmesi, turizm sektöründen elde edilen kazançların sürdürülebilirliğini belirlemek açısından oldukça önemlidir. Söz konusu değişkenlerin durağan olmaması (olması), şokların ilgili değişkenler üzerindeki etkisinin sürekli (geçici) olacağını gösterecektir ki bu da bu

⁶ *İncelenen serilerin grafiklerinde (Şekil 1 ve Şekil 2) var olduğu görülen trendin, ZA ve LS testleri neticesinde stokastik olmadığı anlaşılmıştır. Ayrıca ZA ve LS test denklemlerindeki trend değişkenlerinin veya trenddeki kırılmayı temsil eden değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı olması nedeniyle serilerin trend durağan olduğu ifade edilmiştir.*

sektörden elde edilen kazançların sürdürülebilirliğini kuşku hale getirecektir. Bu çalışmada Türk turizmine ilişkin yabancı ziyaretçi sayısı, yabancı ziyaretçi harcamaları ve kişi başına yabancı ziyaretçi harcamaları serilerinin durağan olup olmadığı araştırılmıştır. Kullanılan M Testleri serilerin durağan olmadığını göstermiştir. Bu aşamada muhtemel bir yapısal kırılmanın ihmal edilmesinin böyle bir sonuca varılmasına neden olabileceği düşünülerek bir kırılmaya izin veren Zivot ve Andrews (1992) ve iki kırılmaya izin veren Lee ve Strazicich (2003) durağanlık testleri de yapılmıştır. Bu durumda elde edilen sonuçlar tamamen değişmiş ve yapısal kırılmanın dikkate alınması halinde serilerin trend durağan olduğu bulunmuştur. Bu husus (muhtemel olumsuz) herhangi bir şokun ilgili seriler üzerindeki (olumsuz) etkisinin geçici olacağını göstermektedir. Uzun dönemde şokun etkisi ortadan kalkacak ve seri denge değerine veya istikrarlı büyüme sürecine geri dönecektir.

Test sonuçları yapısal kırılmanın ne zaman meydana geldiği sorusuna ise farklı yanıtlar vermiştir. Yabancı ziyaretçi sayısı ve Model C için ZA testi 1978, LS testi ise 1977 ve 1996'yı yapısal kırılma yılı olarak seçmiştir. Yabancı ziyaretçi harcamaları ve Model C için ZA testi 1994, LS testi ise 1980 ve 1997'yi yapısal kırılma yılı olarak seçmiştir. Kişi başına yabancı ziyaretçi har-

camaları ve Model C için ZA testi 1983, LS testi ise 1985 ve 1997'yi yapısal kırılma yılı olarak seçmiştir. Özellikle yabancı ziyaretçi harcamaları için oldukça farklı olan bu seçimlerin şu iki husustan kaynaklandığı düşünülmektedir. Öncelikle kullanılan testlerin sıfır hipotezleri tam olarak aynı değildir. Daha önce de ifade edildiği gibi ZA testi sıfır hipotezi tüm yapısal kırılma seçeneklerini dışarıda bırakarak serinin durağan olmadığını ifade etmektedir. Buna karşılık LS testi sıfır hipotezi durağan olmayan seride yapısal kırılmalar olduğunu ifade etmektedir. Buna bağlı olarak testlerin alternatif hipotezleri de farklıdır. Ayrıca, Lee ve Strazicich (2001)'in, ZA testinin yapısal kırılma zamanını hatalı bir biçimde seçtiğini gösteren simülasyon deneyleri rapor ettiğini de not etmek gerekir.

Bu çalışmanın sahip olduğu kısıtlardan bir tanesi ilgili değişkenlerin toplam değerleri üzerinden bir analizin yapılmış olmasıdır. Şokların farklı ülkelerden gelen ziyaretçiler veya ziyaretçi harcamaları üzerindeki etkisinin farklı olabileceği göz önüne alınarak benzer bir analiz Türkiye'ye (en çok) ziyaretçi gönderen ülkelerin her biri için ayrı ayrı yapılabilir. Ayrıca turizm ekonomisine ilişkin daha yüksek frekanslarda (aylık gibi) derlenen seriler için, söz konusu frekansları da dikkate alacak şekilde geliştirilen birim kök testleri (Franses (1990) gibi) ile de benzer bir analiz yapılabilir. ○

KAYNAKÇA

- Bhattacharya, M. ve Narayan, P.K. (2005). Testing for the Random Walk Hypothesis in the Case of Visitor Arrivals: Evidence from Indian Tourism. *Applied Economics*. 37, 1485-1490
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 74, 427-431
- Elliott, G., Rothenberg, T.J. ve Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*. 64, 813-836
- Franses, P.H. (1990). Testing for Seasonal Unit Roots in Monthly Data. *Econometric Institute Report*. No. 9032A. Erasmus University, Rotterdam
- Hou, J.H., Huang, P. ve Huang, D. (2006). A Unit Root Test for Two Time Series in China's Tourism Industry. *The Chinese Economy*. 39, 39-48
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*. 54, 159-178
- Lean, H.H. ve Smyth, R. (2009). Asian Financial Crisis, Avian Flu and Terrorist Threats: Are Shocks to Malaysian Tourist Arrivals Permanent or Transitory. *Asia Pacific Journal of Tourism Research*. 14, 301-321
- Lee, C.G. (2009). Are Tourist Arrivals Stationary? Evidence from Singapore. *International Journal of Tourism Research*. 11, 1-6
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2001). Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 63, 535-558
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*. 85, 1082-89
- Lumsdaine, R.L. ve Papell, D.H. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*. 79, 212-218
- Narayan, P.K. (2005). The Structure of Tourist Expenditure in Fiji: Evidence from Unit Root Structural Break Tests. *Applied Economics*. 37, 1157-1161
- Narayan, P.K. (2008). Examining the Behaviour of Visitor Arrivals to Australia from 28 Different Countries. *Transportation Research Part A*. 42, 751-761

- Ng, S. ve Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*. 69, 1519-1554
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*. 57, 1361-1401
- Phillips, P.C.B. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. 75, 335-346
- Said, S.E. ve Dickey, D.A. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika*. 71, 599-607
- Smyth, R., Nielsen, I. ve Mishra, V. (2009). 'I've Been to Bali too' (and I Will Be Going Back): Are Terrorist Shocks to Bali's Tourist Arrivals Permanent or Transitory? *Applied Economics*. 41, 1367-1378
- T.C. Kültür ve Turizm Bakanlığı. (2007). *Türkiye Turizm Stratejisi 2023, Eylem Planı 2007-2013*. Ankara
- TYD. (2009). *Türkiye Turizmi ile İlgili Seçilmiş Veriler 2008*. TYD Yayınları. 25 Mayıs 2010 tarihinde <http://www.ttyd.org.tr/tr/page.aspx?id=1462> adresinden erişildi.
- Zivot, E. ve Andrews, W.K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*. 10, 251-270