

## TÜRKİYE'DE TURİZM GELİRLERİNİN EKONOMİK BÜYÜMEYE ETKİSİNİN TESTİ : YAPISAL KIRILMA VE NEDENSELLİK ANALİZİ

### TEST FOR THE EFFECT OF TOURISM RECEIPTS ON ECONOMIC GROWTH IN TURKEY : STRUCTURAL BREAK AND CAUSALITY ANALYSIS

**Nilgün ÇİL YAVUZ**

*İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü*

**ÖZET:** Bu çalışmada Türkiye'de 1992:Q1- 2004:Q4 dönemindeki turizm gelirindeki artışın ekonomik büyüme etkisi araştırılmaktadır. Geleneksel birim kök testinin(Augmented Dickey Fuller) yanı sıra, yapısal kırılmanın varlığının tespiti için, Zivot ve Andrews'in(1992) birim kök testi kullanılmıştır. Zivot ve Andrews'in test sonuçları, ADF testinin aksine, gayri safi yurtiçi hasıla ve turizm değişkenlerinin trend durağan olduğunu göstermektedir. Standart Granger nedensellik testi sonuçları ve Toda-Yamamoto(1995) yaklaşımına göre, turizm gelirleri ile iktisadi büyüme arasında nedensellik ilişkisi yoktur.

**Anahtar Kelimeler:** Turizm geliri, Ekonomik Büyüme, Yapısal kırılma, Nedensellik.

**ABSTRACT:** This study investigates the causal relations between tourism growth and economic growth in Turkey over the 1992:Q1-2004:Q4 period. In this study, in addition to the conventional unit root test( Augmented Dickey-Fuller), Zivot and Andrews's(1992)unit root test is employed to find out whether there is a structural break or not. Results of Zivot and Andrews test show that Gross Domestic Product and tourism variables are trend stationary on the contrary Augmented Dickey-Fuller test. According to Standart Granger causality test results and Toda-Yamamoto(1995) approach, there is not causality relation between tourism receipts and economic growth.

**Keywords:** Tourism receipts, Economic Growth, Structural break, Causality.

### 1. Giriş

Dünya ekonomisinde en hızlı gelişen sektörlerden biri haline gelen turizm sektörü, özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler açısından ekonomik kalkınmanın bir aracı olarak görülmektedir. Turizm sektörü milli gelire olan katkısının yanı sıra, sağladığı döviz geliri ile dış açıkların giderilmesi ve ödemeler bilançosunun iyileştirilmesi yönündeki özelliğiyle de ülke ekonomisi açısından önemli rol oynamaktadır. Turizm, yeni istihdam olanakları yaratma özelliği ile, işsizlik oranının yüksek olduğu ülkeler açısından önemli bir sektör konumundadır.

Türkiye açısından aktif dış turizm özellikle 1980'li yıllardan itibaren önemli bir gelişme göstermiştir. 1985 yılında ekonomide uygulamaya konulan program ile teşvik edilen sektörler arasında yer alan turizm sektörü, bu alandaki yatırımların artması ile ülke ekonomisine büyük oranda katkı sağlayan kaynaklardan biri

durumuna gelmiştir. Turizm gelirlerinin gayri safi milli hasıla içindeki payına bakıldığında, 1985 yılında %1.6, 1990'da %2.1, 2000'de %3.7 ve 2003' de ise %5.5 oranında gerçekleştiği görülmektedir. Türkiye ekonomisi için turizm sektörü, 2003 yılı itibariyle %68.2 düzeyinde gerçekleşen ihracatın ithalatı karşılama oranının düşük oluşu nedeniyle döviz geliri sağlaması açısından, genç nüfusun(15-24 yaş arası) toplam nüfus içindeki payının %20'ler seviyesinde oluşu nedeniyle istihdam imkanları yaratma açısından önemlidir.

Turizm üzerine yapılan ampirik çalışmalar, genellikle turizm talebi üzerine(Kim-Song(1998), Lathiras-Siripoulos(1998) vb.) yoğunlaşmıştır. Son yıllarda zaman serisi analiz yöntemlerindeki gelişmeler ve bu yöntemlerin iktisadın çeşitli alanlarına uygulaması paralelinde, turizmin iktisadi büyüme katkısını araştırmaya yönelik çalışmalar da yapılarak, turizme dayalı büyüme hipotezi test edilmektedir. Balaguer ve Cantavella-Jorda (2002), eşbütünleşme ve nedensellik analizlerini kullanarak İspanya için turizm ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. 1975-1997 dönemi için turizm gelirleri, reel döviz kuru ve gayri safi yurt içi hasıla değişkenlerine ilişkin üçer aylık verilerin kullanıldığı çalışmada, turizm ile iktisadi büyüme arasında durağan uzun dönem ilişkisi ve turizmden iktisadi büyüme doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Dritsakis(2004) benzer yöntem ile 1960-2000 arası turizm geliri, reel döviz kuru ve gayri safi yurt içi hasıla verilerini kullanarak, Yunanistan için turizm geliri ile iktisadi büyüme arasında güçlü Granger nedensellik ilişkisi bulmuştur. Oh(2005) VAR modelinin tahmini çerçevesinde Kore ekonomisi için yaptığı çalışmada, 1975- 2001 dönemi için üçer aylık veriler kullanarak iktisadi büyüme ile turizm arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını sadece kısa dönemde iktisadi büyümeden turizme doğru tek yönlü bir ilişkinin olduğunu tespit etmiştir. Gündüz ve Hatemi-J(2005) bootstrap simülasyonuna dayandırılmış nedensellik ilişkisini test ederek, Türkiye için turizme dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini araştırmışlardır. Gündüz ve Hatemi-J 1963-2002 dönemi için yıllık veriler kullanarak, turizmden iktisadi büyüme doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Bu çalışmada çoklu doğrusal bağlantı ihtimali nedeniyle turizm geliri yerine turist sayısı, reel döviz kuru ve gayri safi yurt hasıla değişkenleri kullanılmıştır.

Bu çalışmanın amacı ise, yukarıda da kısaca değindiğimiz Türkiye turizm sektörünün içinde olduğu gelişim sürecinde, 1992-2004 dönemi için turizm gelirleri ile gayri safi milli hasıla arasındaki nedensellik ilişkisinin tespit edilmesine yöneliktir. Nedensellik analizinden önce tespit edilmesi gereken durağanlık özelliklerinin tespitinde geleneksel birim kök testlerinden genelleştirilmiş Dickey-Fuller testi(ADF)'nin yanı sıra Zivot-Andrews testi de kullanılarak olası kırılmalar dikkate alınmıştır. Turizm ile iktisadi büyüme arasındaki nedensellik analizi için standart Granger nedensellik testinin yanı sıra birim kök ve eşbütünleşme testleri dikkate alınmaksızın uygulanan Toda-Yamamoto yaklaşımı kullanılacaktır.

## 2. Model ve Veri

Bu çalışmada, 1992 ile 2004 arası dönem için turizm gelirleri ile iktisadi büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmaktadır. Analizlerde Gayri Safi Yurtiçi Hasıla(GDP) ve turizm gelirinin (TR) doğal logaritmaları kullanılmıştır. Değişkenlerin doğal logaritmalarının kullanılması durumunda tahmin edilen parametreler elastikiyete eşit olacak, bu da parametrelerin yorumunda kolaylık

sağlayacaktır. Analizlerde nominal değerleri ile kullanılan GDP ve TR değişkenlerinin, ölçü birimi “dolar”dır. Üçer aylık verilerin kullanıldığı bu çalışmada, değişkenlere mevsimsel düzeltme işlemi uygulanmamıştır. Üçer aylık verilerin kullanıldığı çalışmalarda genellikle, mevsimsel etkilerden arındırılmış veriler kullanılmaktadır. Ancak Davidson-MacKinnon (1993) birim kök testlerinin uygulamasında mevsimsel etkilerden arındırılmış verilerin kullanımının, eğilimli sonuçlara neden olabileceğini ileri sürmüşlerdir. Oh(2005), yukarıda bahsedildiği üzere, turizm sektörünün ekonomik gelişmeye etkisini araştırdığı çalışmasında mevsimsel etkilerden arındırılmış verilerin kullanımının bilgi kaybı olduğunu ileri sürerek, modeline gölge değişken dahil etmiştir. Çalışmamızda da, benzer şekilde değişkenleri mevsim etkisinden arındırmak için, gölge değişkenlerin(DUM<sub>1</sub>, DUM<sub>2</sub>, DUM<sub>3</sub>) modele dahil edilmesi uygun bulunmuştur.

### 3. Metodoloji ve Ampirik Sonuçlar

#### 3.1. Birim Kök Testleri

Vektör otoregresif model(VAR) ve kısıtlanmış biçimi olan hata düzeltme modellerine(VEC) dayalı ekonometrik analizlerde, değişkenlere birim kök testlerinin uygulaması ilk ve zorunlu temel aşamadır. Gayri safi yurtiçi hasıla(Ln GDP) ve turizm geliri(Ln TR) verilerine ilişkin birim kökün tespitinde, öncelikle Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (1979,1981) birim kök testi uygulanacaktır. ADF birim kök testi için regresyonlar aşağıdaki gibidir.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta T + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Yukarıdaki denklemlerin tahmini ile,  $y_t$  değişkeninin birim kökünün varlığı test edilmektedir. Denklem 1’deki  $T$  deterministik trendi göstermektedir. Gecikmeli fark terimleri, hata teriminin otokorelasyonsuz olmasını sağlamak amacıyla, modele dahil edilmektedir. Denklem 1’de  $y_t$  değişkeninin trend durağan olduğu alternatifine karşı birim kökü olduğu temel hipotezi test edilmektedir. Denklem 2’de ise  $y_t$  değişkeninin ortalama etrafında durağan olduğu alternatifine karşı birim kökü olduğu temel hipotezi test edilmektedir. Buna göre:

$$H_0 : \varphi = 0 \quad H_1 : \varphi < 0$$

$\varphi$  tahmini sıfırdan farklı değilse, birim kök temel hipotezi reddedilemez.  $\varphi < 0$  ise,  $y_t$  değişkeninin trend durağan veya ortalama durağan alternatif hipotezleri kabul edilecektir. Gayri safi yurtiçi hasıla(Ln GDP) ve turizm geliri(Ln TR) değişkenlerinin verilerine uygulanan ADF test sonuçları Tablo 1’de verilmiştir.

**Tablo 1. Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi**

Değişkenler	Gecikme Uzunluğu(k)	ADF
Ln GDP	4	-2.569 ( $\tau_r$ )
Ln TR	4	-1.789 ( $\tau_r$ )
$\Delta$ Ln GDP	4	-3.186** ( $\tau_\mu$ )
$\Delta$ Ln TR	4	-2.764*** ( $\tau_\mu$ )

<sup>1</sup>  $\tau_r$ , birim kök regresyon denklemlerinde trend değişkeninin yer aldığı,  $\tau_\mu$  ise trend değişkeninin yer almadığını gösterir.

<sup>2</sup> ADF testi için Mac Kinnon (1991) kritik değerleri kullanılmıştır.

<sup>3</sup> (\*\*), (\*\*\*) , %5 ve %10 önem derecesinde temel hipotezin reddini gösterir.

Tablo 1'deki ADF test sonuçları %10 anlamlılık düzeyinde Mac Kinnon kritik değeri (-3.184) ile karşılaştırıldığında, her iki değişken için birim kök temel hipotezi reddedilemez. Böylece gayri safi yurt içi hasıla(Ln GDP) ve turizm gelirleri(Ln TR) düzey değerleri ile durağan olmayan değişkenlerdir. İlk farkları alınmış serilere ADF testi uygulanması sonucunda, her iki değişkenin de durağan olduğu tespit edilmiştir. Böylece ADF test sonucuna göre, Ln GDP ve Ln TR fark durağan değişkenlerdir,  $I(1)$ .

ADF(1979,1981) ve PP(1988) testi gibi standart birim kök testlerinin kullanımları yaygın olmakla birlikte, örnek dönemi içinde önemli olayların gerçekleşmesi, bu testlerin sonuçlarını etkileyebilmektedir. Perron(1989,1990) ve Zivot-Andrews(1992), zaman serileri verilerindeki yapısal kırılmaların varlığı durumunda, geleneksel birim kök yöntemlerinin birim kök temel hipotezinin kabulüne doğru eğilimli olduğunu göstermişlerdir.

1992-2004 yılları arasındaki verilerin kullanıldığı çalışmamız, Türkiye Ekonomisinde 1994 Nisan, 2000 Kasım, 2001 Şubat krizlerinin yaşandığı dönemi kapsamaktadır. Dolayısıyla bu krizlerin Gayri safi yurtiçi hasıla(Ln GDP) ve turizm geliri(Ln TR) değişkenleri üzerinde sebep olabilecekleri olası yapısal kırılmanın gözönüne alınması ve ilgili değişkenlerin durağanlık özelliklerinin tespitinde verilerdeki kırılmayı dikkate alan bir testin kullanılması gerektiğine karar verilmiştir.

Bu amaçla uygulanabilecek testlerden biri Perron(1990)'a aittir. Perron, bir serinin birim köke sahip olduğunu gösteren hipotezi test etmek için, belirli bir zamanda meydana gelen dışsal yapısal kırılmanın dikkate alındığı bir yöntem geliştirmiştir. Zivot ve Andrews(1992) Perron'un dışsal kırılma noktası varsayımını eleştirmişler ve Perron'un kullandığı verileri kullanarak trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya izin veren alternatif hipotezi altında, yeni bir birim kök test yöntemi geliştirmişlerdir. Zivot ve Andrews testindeki gibi yapısal kırılmanın içsel kabul edilmesi daha uygun görülmekte, böylece Zivot-Andrews testi Perron testine göre üstünlük arz etmektedir. Bu üstünlüğünden dolayı bu çalışmada da Zivot –Andrews testi tercih edilmiştir.

Zivot ve Andrews(ZA) testi, aşağıdaki regresyon denklemlerinin tahminine dayanmaktadır. ZA testinde, ardışık ADF test yöntemi ile örnek içindeki mümkün olan her kırılma noktası için, regresyon denklemi tahmin edilmekte ve tahmin edilen parametreler için  $t$ - istatistiği hesaplanmaktadır. Bilinmeyen bir zaman noktasında otonom ve trend fonksiyonu eğiminde tek zaman kırılmalı( $T_B$ ) trend durağan hipotezine karşın, birim kök temel hipotezi test edilmektedir. ZA testinin uygulamasında tahmin edilen aşağıdaki üç modelden ilki Model A ortalama kırılma ile ilgili iken, ikincisi Model B eğimdeki kırılmayı göstermektedir. Model C ise yapısal bir değişimin hem ortalama hem de eğimi değiştirdiğini gösteren denklemdir.

Model A :

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Model B:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Model C:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Denklem (3), (4) ve (5)'de  $\Delta$  fark operatörü,  $\varepsilon_t$  otokorelasyonsuz ve normal dağılımlı hata terimi,  $t$  zamanı(  $t = 1, \dots, T$ ) göstermektedir. Denklemlerin sağ tarafındaki  $\Delta y_{t-j}$  terimi, hata teriminin otokorelasyonsuz olmasını sağlamak amacıyla modele dahil edilmektedir.  $\lambda = T_B/T$  ve  $\lambda \in [0.15, 0.85]$ ,  $T_B$  kırılma noktasıdır. Kırılma noktası  $T_B$ 'de temel hipotezin testi için  $t$ -istatistiği minimum değere sahiptir. ZA testine göre birim kökün varlığı,  $y_{t-1}$ 'in katsayısının istatistiksel açıdan anlamlılığı ile test edilir. Eğer  $t$ -istatistiği Zivot ve Andrews'ın kritik değerinden daha büyükse(mutlak değer), ilgili değişkenin durağan olmadığı temel hipotezi reddedilir.

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1 & \text{ise } t > TB \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

ve

$$DT_t(\lambda) = \begin{cases} t - TB & \text{ise } t > TB \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

ZA testinin uygulamasında öncelikle Model C tahmin edilmekte,  $DU$  ile  $DT$  gölge değişkenlerine ait parametrelerin anlamlılığına göre uygun model seçilmektedir.  $DU$  ile  $DT$  gölge değişkenlerinin her ikisi de istatistiksel açıdan anlamlı iseler Model C, sadece  $DU$  anlamlı ise model A ve nihayet sadece  $DT$  anlamlı ise Model B'in tahmini uygundur. Yukarıdaki üç modelden hangisinin daha üstün olduğu konusunda fikir birliği yoktur ancak uygulamada genellikle Model A ve Model C

kullanılmaktadır. Diğer birim kök testlerinde olduğu gibi, ZA testi de gecikme uzunluğuna duyarlıdır.

Yukarıda da ifade edildiği üzere 1992-2004 döneminde yapısal kırılmaya sebep olabilecek ekonomik gelişmeler yaşandığı için, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla(Ln GDP) ve turizm geliri(Ln TR) değişkenlerine Zivot ve Andrews birim kök testi uygulanmış ve test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir. Testin uygulamasında gözlem sayısı nispeten küçük sayılabileceği için, gecikme uzunluğu 5 alınmıştır.

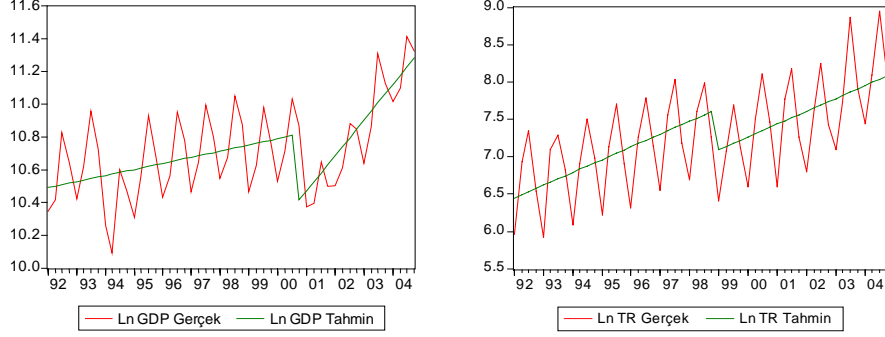
**Tablo 2. Bir Kırılma İçin Zivot ve Andrews Testi**

$k=5$	<u>Log GDP</u> Model C	<u>Log TR</u> Model A
<i>TB</i>	2000:Q4 ( $\hat{\lambda} = 0.70$ )	1999:Q1 ( $\hat{\lambda} = 0.54$ )
$\alpha$	-0.8202(-5.1398)	-1.3470(-5.0703)
$\theta$	-0.3572(-4.1291)	-0.5177(-4.1168)
$\gamma$	0.0349(4.3119)	-
$k^*$	4	5
<b>Kritik Değerler</b>		
% 1	-4.75	-4.32
% 2.5	-4.44	-4.01
% 5	-4.18	-3.76

( $k^*$ ) seçilen gecikme uzunluğunu gösterir. Parantez içindeki değerler t-istatistikleridir. Kritik değerler Zivot-Andrews (1992) Tablo2 ve Tablo 4’den alınmıştır.

Her iki değişken için öncelikle Model C tahmin edilmiştir. Gayri safi yurt içi hasıla(Ln GDP) için uygulanan Model C’ nin tahmin sonuçlarına göre, gerek  $\theta$  parametresi gerekse  $\gamma$  parametresinin tahminleri istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Model C’ye dayanan ZA testi sonucu 2000’in dördüncü çeyreğinde kırılmanın varlığını işaret etmektedir. Gerçekten 2000 yılının dördüncü çeyreği Türkiye ekonomisinin yaşadığı 2000 Kasım krizinin gerçekleştiği dönemdir.  $\alpha$  parametresi Zivot-Andrews(1992) kritik değerleri ile karşılaştırıldığında, %1 anlamlılık düzeyinde birim kök temel hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuca göre 2000 Kasım krizinin Gayri Safi Yurtiçi Hasılda kalıcı etkisi olmamıştır.

Turizm gelirleri(Ln TR) için Model C’nin tahmininde ise trende ilişkin gölge değişkene(DT) ait parametrenin istatistiksel açıdan anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Turizm gelirleri için Model A’nın tahmin sonuçları 1999’un ilk çeyreğinde yapısal kırılmayı göstermektedir. Turizm gelirleri için 1999’un ilk çeyreğinde kırılmanın olduğu tespit edilmiştir. Gerçekten turizm gelirlerinin yıllar itibariyle gayri safi milli hasıla içindeki payı incelenirse, bu oranın 1998 yılında %3.5, 1999 yılında % 2.8 ve 2000 yılında %3.8 olarak gerçekleştiği görülmektedir. Ancak, Ln Tr değişken için de, %1 anlamlılık düzeyinde birim kök temel hipotezi reddedilmektedir.



Şekil 1. Ln GDP ve Ln TR'nin Gerçek ve Tahmini Değerleri

ADF test sonuçları 1992-2004 dönemi için Gayri safi yurt içi hasıla(Ln GDP) ve turizm gelirlerinin(Ln TR) fark durağan olduğunu gösterirken, ZA testi bu değişkenlerin bir kırılma ile trend durağan olduğunu göstermektedir. Altınay ve Karagöl(2004), bu gibi durumda, durağanlığı sağlamak amacıyla değişkenlerin farklarının alınmasının uygun olmadığını ve ilk farklara uygulanan nedensellik testi sonuçlarının sahte olabileceğini ileri sürmüşlerdir. Altınay ve Karagöl(2004,2005), durağan serilerin, tahmin edilen kırılma noktasının dikkate alındığı aşağıdaki regresyonun tahmini ile sağlanabileceğini belirtmişlerdir.

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \tilde{y}_t \quad (6)$$

Yukarıdaki denklemde  $\tilde{y}_t$  trendden arındırılmış durağan seri özeliğine sahiptir.

### 3.2. Nedensellik Analizi

Gayri safi yurt içi hasıla ile turizm gelirleri arasındaki nedenselliğin yönünün belirlenmesi aşamasında, ilk olarak Denklem 6'nın tahmini ile trendden arındırılmış veriler(Ln GDP', Ln TR') elde edilecek, ikinci aşamada bu verilere standart Granger testi uygulanacaktır. VAR 'da belirlenen optimal gecikme uzunluğu 2'dir.

$$\text{Ln GDP}'_t = \lambda_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{1i} \text{Ln GDP}'_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{1i} \text{Ln TR}'_{t-i} + \phi_{11} \text{DUM}_1 + \phi_{12} \text{DUM}_{2_1} + \phi_{13} \text{DUM}_3 + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$\text{Ln TR}'_t = \lambda_2 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{2i} \text{Ln GDP}'_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} \text{Ln TR}'_{t-i} + \phi_{21} \text{DUM}_1 + \phi_{22} \text{DUM}_{2_1} + \phi_{23} \text{DUM}_3 + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

Turizmin(Ln Tr), Gayri Safi Yurtiçi Hasılanın(Ln GDP) Granger nedeni olup/olmadığı, Denklem 7'nin tahmini ile  $H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = 0$  temel hipotezinin  $F$ - istatistiği(Wald testi) ile testinin sonucuna bağlıdır. Benzer şekilde Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'dan turizme doğru Granger nedenselliğinin testi  $H_0 : \alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$  temel hipotezinin testi ile mümkündür. Buna göre trendden arındırılmış verilere uygulanan Granger nedensellik test sonuçları aşağıdaki tabloda verilmiştir.

**Tablo 3. Trendden Arındırılmış Verilere Uygulanan Granger Nedensellik Test Sonuçları**

Temel Hipotez	Gecikme Uzunluğu	F-istatistiği	p-değeri
Ln TR' ≠ >Ln GDP'	2	0.593	0.556
Ln GDP' ≠ >Ln TR'	2	0.000	0.999

Tablo 3' deki test sonuçlarına göre, ekonomik gelişmeden turizm gelirlerindeki büyümeye doğru Granger nedensellik ilişkisinin olmadığı temel hipotezi reddedilemez. Benzer şekilde turizm sektöründeki büyümenin ekonomik gelişmenin nedeni olmadığı temel hipotezi de reddedilememiştir. Son yıllarda turizm gelirlerindeki artış ve turizmin gayri safi milli hasıladaki giderek artan payı dikkate alındığında test sonuçları iktisaden beklentimizin dışında gerçekleşmiştir. Ancak, Altınay ve Karagöl(2004), Perron(1997) ve içsel kırılmaya izin veren Zivot – Andrews(1992) testlerinin küçük örneklerde düşük güce sahip olduklarını ve sonuçlara dikkatle yaklaşılması gerektiği görüşünü ileri sürmüşlerdir.

Turizm gelirleri ile iktisadi büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi sonuçlarının dayanıklı (robust) olabilmesi için, son yıllardaki uygulamalarda sıkça tercih edilen Toda ve Yamamoto(1995) yaklaşımı ile yeniden test edilecektir. VAR ve VEC modellerinin tahminlerine dayanan Granger nedensellik analizlerinde genellikle *F* testi kullanılmaktadır. Toda ve Yamamoto(1995) sistemdeki serilerin durağan olmadığı durumda, geleneksel F-istatistiğinin standart dağılıma sahip olmayacağı için Granger nedensellik testi için kullanılan bu testin sonucunun geçerli olmayabileceğini göstermişlerdir. Toda ve Yamamoto(1995)'ya göre seriler durağan olmasalar da serilerin düzey değerlerinin yer aldığı VAR modelinin tahmin edilebileceğini ve standart Wald testinin uygulanabileceğini belirtmişlerdir. Bu yöntemde Granger nedensellik testi için,  $[k+(d_{max})]$ . dereceden VAR model tahmin edilmekte ve katsayılar matrisinin ilk *k* tanesine Wald testi uygulanmaktadır. Toda ve Yamamoto(1995), ilgili serinin durağan, trend etrafında durağan veya eşbütünleşik olup olmadığı dikkate alınmaksızın, bu testin *k* serbestlik derecesi ile asimptotik  $\chi^2$  dağılımına sahip olduğunu göstermişlerdir. Burada; *k*, tahmin edilen VAR modelinin uygun gecikme uzunluğunu,  $d_{max}$  ise modeldeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini ifade etmektedir. Böylece yöntemin ilk aşaması sistemde yer alan değişkenlerin bütünleşme derecesinin tespiti, ikinci aşaması ise sistemin tahminidir. Buna göre yöntemin başarısı, sistemin gecikme uzunluğunun(*k*) ve serilerin bütünleşme derecelerinin ( $d_{max}$ ) doğru tespitine bağlıdır. Toda ve Yamamoto tarafından önerilen bu yöntemin önemli bir özelliği, birim kök ve eşbütünleşme özelliklerinin tespitinde kullanılan potansiyel eğilimli ön testlere gereksinim olmayışıdır. Böylece, ilgili yöntemin kullanımı ile serilerin bütünleşme derecesinin yanlış tespit edilmesi ile ilgili risk minimize edilmektedir. Toda-Yamamoto yaklaşımına göre nedenselliğin araştırılacağı Ln GDP ve Ln TR değişkenlerine ait verilerin düzey değerlerinin yer aldığı denklemler aşağıdaki gibidir.

$$\text{Ln GDP}_t = \lambda_1 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \text{Ln GDP}_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \alpha_{2j} \text{Ln GDP}_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \text{Ln TR}_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{2j} \text{Ln TR}_{t-j} \quad (9)$$

$$+ \phi_{11} \text{DUM}_1 + \phi_{12} \text{DUM}_2 + \phi_{13} \text{DUM}_3 + e_{1t}$$



$$\text{Ln TR}_t = \lambda_2 + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \text{Ln GDP}_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \alpha_{2j} \text{Ln GDP}_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \text{Ln TR}_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \beta_{2j} \text{Ln TR}_{t-j} \quad (10)$$

$$+ \phi_{21} \text{DUM}_1 + \phi_{22} \text{DUM}_{2_1} + \phi_{23} \text{DUM}_3 + e_{2t}$$

Denklem 9’da,  $\forall_i \beta_{1i} \neq 0$  ise turizm gelirlerinden ekonomik büyüme doğru nedensellik ilişkisinin var olduğu sonucuna varılır. Benzer şekilde Denklem 10’ da,  $\forall_i \alpha_{2i} = 0$  ise iktisadi büyüme turizm gelirlerindeki büyümenin nedenidir. Model görünürde ilişkisiz regresyon (SUR) kullanılarak tahmin edilir.

**Tablo 4. Todo-Yamamoto Yaklaşımına Dayalı Granger Nedensellik Test Sonuçları**

Temel Hipotez	Gecikme uzunluğu $k=2, d_{\max}=1$	$\chi^2$ -istatistiği	p-değeri
Ln TR $\neq$ >Ln GDP	3	2.342	0.310
Ln GDP $\neq$ >Ln TR	3	2.268	0.321

Tablo 4’teki test istatistikleri değerlendirildiğinde sonuçların, trendden arındırılmış verilere uygulanan standart Granger nedensellik test sonuçları ile örtüştüğü tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto yaklaşımına göre, Denklem 9’un tahmin sonuçlarına dayanarak turizm gelirlerinin gayri safi yurt içi hasılanın nedeni olmadığı temel hipotezi, Denklem 10’un tahminine göre ise gayri safi yurt içi hasılanın turizm gelirlerinin nedeni olmadığı temel hipotezi reddedilememiştir. Böylece 1992:1 ve 2004:IV dönemi için, turizm gelirleri ile iktisadi büyüme arasında nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna varılmıştır. Gündüz ve Hatemi-J(2005)’nin bulguları ile benzerlik arz etmeyen sonuçların sebebi, bu çalışmada örneklem döneminin farklı olmasının yanı sıra serilerde yapısal kırılmanın dikkate alınması ve üçer aylık verilerin kullanılması olabilir.

#### 4.Sonuç

Bu çalışmada son yıllardaki turizm sektöründe gerçekleşen gelişimin iktisadi büyüme etkisi nedensellik analizi ile araştırılmıştır. Nedensellik analizinin ilk aşaması, birçok zaman serisi analizinde olduğu gibi değişkenlere ait zaman serisi özelliklerinin belirlenmesidir. Ancak bu amaçla kullanılan geleneksel birim kök testlerinin(ADF, PP) yapısal kırılma durumunda, birim kök temel hipotezinin kabulüne doğru eğilimli olacağı için, sonuçlar yanıltıcı olacaktır. Nitekim bu çalışmada da ADF birim kök testi ile ilk farkları durağan olduğu tespit edilen turizm gelirleri ve gayri safi yurt içi hasılanın, içsel bir kırılma varsayımına dayanan Zivot ve Andrews testi sonucuna göre durağan oldukları tespit edilmiştir. Bu çalışmanın önemli bir sonucu yapısal kırılma için uygulanan Zivot ve Andrews testinin gayri safi yurt içi hasıla için 2000 Kasım krizini kırılma noktası olarak tespit etmesidir. Gerek Gayri Safi Yurtiçi Hasıla gerekse turizm gelirlerindeki kırılmalar kalıcı etki yapmamıştır. Değişkenlerin ilgili dönem içinde trend durağan olduklarının tespiti ile, trendden arındırılmış verilere uygulanan standart Granger nedensellik test sonuçlarına göre, turizm gelirleri ile iktisadi büyüme arasında Granger anlamında nedensellik ilişkisi söz konusu değildir. Türkiye Ekonomisinin son on beş yılı dikkate alındığında bu sonuç gerek son yıllarda turizm gelirlerinin artış trendinde olması gerekse GSMH’daki payının giderek artıyor olması nedeniyle, iktisaden beklentimizin dışında gerçekleşmiştir. Ancak Toda ve Yamamoto’nun yaklaşımıyla turizm gelirleri ile gayri safi yurt içi hasıla arasındaki ilişki yeniden test edilmiş ve

aynı sonuçlar elde edilmiştir. Bu bağlamda, 1992-2004 dönemi için turizm gelirindeki artış ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisi söz konusu değildir.

### Referanslar

- ALTINAY, G., KARAGÖL, E. (2004). Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey. *Energy Economics* 26, pp. 985-994.
- . (2005). Electricity consumption and economic growth: Evidence from Turkey. *Energy Economics*, 27, pp. 849-856.
- BALAGUER, L., CANTAVELLA-JORDA, M.,(2002). Tourism as a long-run economic growth factor : the Spanish case. *Applied Economics* 34, pp.877-884.
- DAVIDSON, R., MACKINNON, J.G. (1993). Estimation and inference in econometrics. Oxford, Oxford University Press.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. (1979). Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, pp.427-431.
- . (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, pp.1057-1072.
- DRITSAKIS, N. (2004). Tourism as a long-run economic growth factor : an empirical investigation for Greece using causality analysis. *Tourism Economics*, 10 (3), pp.305-316.
- GÜNDÜZ, L., HATEMİ-J,A. (2005). Is the tourism-led growth hypothesis valid for Turkey?. *Applied Economics Letters*, 12(8), pp.499-504.
- KIM S.,SONG, H. (1998). Analysis of tourism demand in South Korea : a cointegration and error correction approach. *Tourism Analysis*, 3, pp.25-41.
- LATHIRAS, P., SIRIOPOULOS, C. (1998). The demand for tourism to Greece : a cointegration approach. *Tourism Economics*, 4, pp171-185.
- OH, C-O., (2005). The contribution of tourism development to economic growth in the Korean economy. *Tourism Management*, 26, pp.39-44.
- PERRON, P. (1989). The Great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, pp.1361-1401.
- . (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, pp.153-162.
- PHILLIPS, P., PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75. pp.335-346.
- TODA, H. Y.,YAMAMOTO, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated process. *Journal of Econometrics*, 66, pp 225-250.
- ZIVOT, E., ANDREWS, D.W.K., (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock,and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistic*, 10, pp.251-270.