



Journal of Recreation and Tourism Research

Journal home page: www.jrtr.org

ISSN:2148-5321

TÜRKİYE’DE REEL DÖVİZ KURUNUN TURİZM GELİRLERİ ÜZERİNE ETKİSİ: 2010-2017 DÖNEMLERİ İÇİN AMPİRİK BİR UYGULAMA

Şerife Gamze ALBAYRAK^a 

^aGazi Üniversitesi, Turizm Fakültesi, Ankara, Türkiye (galbayrak@gazi.edu.tr)

ARTICLE HISTORY

Received:
14.10.2017

Accepted:
01.12.2017

Anahtar Kelimeler:

Reel döviz kuru
Turizm gelirleri
Eşbütünlük analizi
Granger testi

Keywords:

Real exchange rate
Tourism revenue
Cointegration analysis
Granger test

ÖZ

Bu çalışmada, Türkiye’de reel döviz kuru ile turizm gelirleri arasındaki ilişki, geleneksel birim kök testi Dickey Fuller (ADF) ile Phillips Perron (PP) yöntemi çerçevesinde incelenmiştir. Türkiye’de 2010:1-2017:6 dönemlerini kapsayan birer aylık veriler kullanılarak yapılan test sonuçlarına göre, reel döviz kurunun Türkiye’nin turizm gelirleri üzerinde etkili olduğu tespit edilmiştir. Eşbütünlük modeli incelendiğinde ise, turizm geliri ile döviz kuru arasında negatif eğimli uzun dönemli ilişkilerin olduğu görülmektedir. Yapılan Granger Nedensellik Analizi sonucunda, döviz kurundan turizm gelirine doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre, turizm sektörünün ekonomik boyutunun daha fazla ön plana çıkartılarak sektörden sağlanan gelirlerin artırılmasına yönelik düzenlemelerin getirilmesi gerekmektedir.

ABSTRACT

This study analyzes the correlation between the real exchange rate and tourism receipts in Turkey using the conventional unit root test Augmented Dickey-Fuller (ADF), and the Phillips-Perron (PP) test. According to the analysis results for a monthly data set covering the period from 2010:1 to 2017:6, the real exchange rate has an impact on Turkey’s tourism receipts. Based on the cointegration model, there are long-term negative correlations between the real exchange rate and tourism receipts. The results of the Granger causality test have yielded a one-way causality running from the exchange rate to the tourism receipts. Considering the research results, the economic dimension of the tourism sector in Turkey should be more foregrounded and regulations should be introduced to increase the receipts from the sector.

***Sorumlu Yazar:** Şerife Gamze ALBAYRAK

E posta: galbayrak@gazi.edu.tr

GİRİŞ

Turizm sektörü gerek ülke ekonomisinde gerek dünya ekonomisinde önemi gittikçe artan sektörlerden biri haline gelmiştir. Turizm sektörüne yapılacak olan tüm yatırımlar, ülke ekonomisine olumlu bir etkiye sahip olmakla birlikte, ekonomik anlamda önem arz eden turizm gelirlerinin artmasına sebep olacaktır. Turizm, günümüzde döviz girdisi ve istihdam artırıcı özellikleriyle ulusal ekonomiye katkısının yanı sıra uluslararası kültürel ve toplumsal iletişimi sağlayıcı ve bütünleştirici etkisi ile dünya barışının korunmasında büyük payı olan bir sektördür. Aynı zamanda turizm sektörü, azalan kentsel alanların ve kültürel faaliyetlerin tekrar canlanmasına ve uzak kırsal alanların ekonomiye kazandırılmasına da katkı sağlamaktadır (UNCTAD, 2007: 6).

Türkiye’de turizm sektörü 1988 ve sonrası dönemlerde; işletme anlayışı, çevresel konulara gösterilen hassasiyet ve yatırımların yönlendirilmesi açısından önceki dönemlere göre farklılık arz etmektedir (TÇG, 2004).

1980 yılında ve sonrası dönemlerde sektör bazında önemli gelişmeler sağlanmıştır. 1980 yılında turizm gelirlerinin Gayri Safi Milli Hâsıla içindeki payı %0,6 iken, 2000 yılında bu pay %5,3’e yükselmiş, bu gelişme 2016 yılında yaşanan olumsuzluklardan dolayı %2.6 düşmüştür. 2014-2015 dönemleri için dünya turizm trendlerine bakılacak olursa gerek en çok ziyaret edilen ülkeler gerekse turizm gelirleri açısından dünya turizmi içerisinde ilk 10 ülke arasına girebilmeyi başarmıştır.

Turizm gelirleri son verilere göre 2017 Temmuz, Ağustos ve Eylül aylarından oluşan III. çeyrekte bir önceki yılın aynı çeyreğine göre %37,6 artarak 11 milyar 391 milyon 668 bin \$ oldu (TÜİK, 2017).

Reel döviz kuru (RDK), yabancı ülkelerde üretilen malların yurtiçinde üretilen mallar cinsinden görelî fiyatını yansıtan ve uluslararası rekabeti ölçmek için yaygın bir şekilde kullanılan göstergelerden birisidir. RDK, ekonomik birimlerin üretim ve tüketim kararlarının yurtiçinde ve yurtdışında üretilen mallar arasında dağılımını etkileyerek, cari işlemler dengesi üzerinde belirleyici bir rol oynamaktadır. Teorik çalışmaların büyük bir çoğunluğunda RDK, ticarete konu olmayan ve olan malların görelî fiyatı olarak tanımlanmaktadır (Edwards 1988,s.56).

Reel döviz kurunun artması yani reel kurda görülen bir değerlenme, ticarete konu olan malların yurtiçi üretim maliyetinin görelî olarak arttığını göstermektedir. Diğer koşulların değişmediği varsayımı altında, reel döviz kurunun değerlenmesi, ülkenin uluslararası rekabet gücünün azaldığını göstermektedir: Ülke ticarete konu olan malları önceye kıyasla daha düşük bir etkinlik seviyesi ile üretmektedir. Buna karşılık, reel döviz kurunun azalması ülkenin rekabet gücünde bir artışı göstermektedir. (Albayrak, 2012, s.7) Döviz kurlarının turizm gelirlerini etkilemesi turistik mal ve hizmetlerin göreceli fiyatlarıyla alakalı bir durumdur. Geleneksel teoriye göre, bir ülke parasının değerindeki değişimler ile onun gerçekleştirdiği uluslararası ticaret akımları arasında sıkı bir ilişki vardır (Seyyidoğlu, 2009: 312).

Bu açıdan Türkiye'deki turizm gelirlerinin artma ya da azalma durumlarını döviz kurundaki değişime bağlamak mümkün olabilmektedir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde dış ticaret dengesinin sağlanmasında turizm geliri, önemli bir döviz kaynağı olarak görülmektedir (Uğuz ve Topbaş, 2011: 2).

Turizm gelirlerindeki artışlar; ekonomik büyüme oranını arttırmakta ve sürdürülebilir kılmakta, (Arslantürk ve Atan 2012, s. 36) ülkeye giren döviz miktarını arttırarak, ödemeler bilançosu açıklarının kapanması ve makroekonomik istikrarın sağlanmasında önemli katkı sağlamaktadır.

Turizm sektöründe genel bir değerlendirme yapılacak olursa turizm gelirlerini arttırmak için sektörün performansını ve verimliliğini geliştirmenin yanında birçok değişken bulunmaktadır. Bu değişkenler ekonomik değişkenler olup, reel döviz kuru, enflasyon oranı, büyüme gibi makroekonomik faktörlerin sektörü ne yönde etkilediğinin analizinin yapılması ve sonuçlar değerlendirilerek sektörün yönlendirilmesi gerekmektedir.

Bu çalışmada; reel döviz kurunun turizm gelirleri üzerindeki etkisi araştırılmış bu ilişkinin boyutları ele alınarak yönü açıklanmıştır.

LİTERATÜR TARAMASI

Literatüre bakıldığında, gerek yurtiçi gerekse yurtdışında genel olarak turizm gelirleri ve reel döviz kuru arasında nedensellik ilişkisinin olup olmadığını inceleyen çok sayıda çalışmaya rastlanılmıştır. Reel döviz kuru ile turizm gelirleri arasındaki ilişkinin farklı değişkenler ve modeller çerçevesinde ele alındığı görülmektedir.

Çalışmanın bu kısmında sadece reel döviz kurunun turizm gelirlerine olan etkisinin incelendiği çalışmalar özetlenmiştir. Aşağıda oluşturulan Tablo 1’de seçilmiş ampirik literatür özeti verilmektedir

Tablo 1. Literatür Çalışmaları

YAZARLAR	ÜLKE-PERİYOT	YÖNTEM	SONUÇ
Algieri (2006)	Rusya (1993-2002)	Eşbütünleşme	Turizm gelirleri ile dünyadaki toplam gelir, reel döviz kuru ve uzun dönemli bir ilişki vardır.
Vogt (2008)	A.B.D. (1973-2002)	Eşbütünleşme	Turizm gelirlerini TÜFE, reel döviz kuru ile 11 Eylül 2011 saldırıları olumsuz etkilemiştir.
Belloumi (2010)	Tunus (1970-2007)	Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	Turizm gelirleri ile reel döviz kuru ve büyüme değişkenleri arasında uzun dönemli ilişki vardır.
Ghartey (2010)	Jamaica (1963-2008)	Eşbütünleşme, Granger nedensellik, ADL	Uzun dönemde turist gelirlerinden döviz kuru değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik vardır.
Uğuz ve Topbaş (2011)	Türkiye (1990- 2010)	Eşbütünleşme, EGARCH	Döviz kuru, turizm talebi ve kur oynaklığı değişkenleri arasında uzun dönemli istatistiksel anlamlı bir ilişki vardır.
Mahmoudinia vd. (2011)	Mena Ülkeleri (1995-2007)	Panel Eşbütünleşme	Döviz kurundan, ekonomik büyüme ve turizm gelirlerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. MENA ülkeleri, kısa ve uzun dönemde turizm endüstrilerini geliştirerek ekonomik büyümelerini arttırabilirler.
Kara vd. (2012)	Türkiye (1992-2011)	VAR, EngleGranger	Büyümeden turizm gelirlerine tek yönlü; turizm gelirlerinden cari işlemler dengesine doğru çift yönlü ve döviz kurundan turizm gelirlerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır.
Erkan, Kara ve Harbalıoğlu (2013)	Türkiye (2005-2012)	VAR, Granger Nedensellik	Türkiye’de turizm gelirleri ile turist sayısı arasında çift taraflı nedensellik ilişkisinin varlığı, reel döviz kurunun ise turizm gelirleri üzerinde herhangi bir etkisi yoktur.
Cheng. (2013)	A.B.D. (1973-2010)	VAR	Reel kurdaki artışın ABD’nin turizm gelirleri üzerinde olumlu etkisi vardır.
JAYAT HİLAKKE (2013)	Sri Lanka (1967- 2011)	Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	Uzun dönemde, Reel GSYİH, uluslararası tursit gelirleri, reel döviz kuru arasında nedensellik ilişkisi vardır. Analiz sonuçları turizm temelli büyümeyi desteklemektedir. Turist gelirlerinden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır.
KILIÇ ve BAYAR (2014)	Türkiye (1994- 2013)	Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	Reel döviz kuru, turizm gelirleri ve yatırımlar arasında uzun dönemli pozitif bir ilişki vardır.
AKTAŞ, vd. (2014)	Türkiye (Aralık 2003- Ocak 2011)	Eşbütünleşme	Döviz kuru oynaklığı, turizm gelirleri üzerinde negatif etkiye sahiptir. Turizm gelirleri ve döviz kuru değişkenleri arasında uzun dönemde zayıf bir ilişki tespit edilmektedir.
KOYUNCU (2015)	Türkiye (1980-2014)	Granger Nedensellik	Turizm gelirinden döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır
NASİR (2015)	Endülüs,İspanya (2005-2012)	Çoklu regresyon analizi, EKK	Reel döviz kuru, uluslararası turist sayısı, otel fiyatları ve yıldızlı otel sayısı, turizm gelirlerini etkileyen önemli faktörlerdendir.
ŞEN ve ŞİT (2015)	Türkiye (2000-2012)	Frekans Dağılımı ve Bootstrap Tabanlı Toda	Reel döviz kurunun Türkiye’nin turizm gelirleri üzerinde etkili olduğu ve turizm gelirleri de reel döviz kurunu etkilemektedir.

		Yamamoto nedensellik	
BARATI ve RANJBAR (2016)	Güneydoğu Asya, Latin Amerika ve İran (1995-2011)	GMM	Reel milli gelir ve reel döviz kuru katsayıları, bağımsız değişken olan turizm geliri ile pozitif ilişkiye sahiptir
Öncel (2016)	Türkiye (2003-2015)	Frekans Dağılımı ve Bootstrap Tabanlı Toda Yamamoto nedensellik	Reel döviz kurunun yükselmesi sonucunda ülkedeki turistik mal ve hizmetlerin nispeten daha ucuz hale gelmesi ve bunun da neticesinde ülkenin turizm gelirlerini artırmış olması; ve benzer şekilde turizm gelirlerindeki artışın da ülkeye döviz girişini artırması ve döviz kurlarındaki değişimin nedeni olması şeklindedir.

METODOLOJİ VE VERİ SETİ

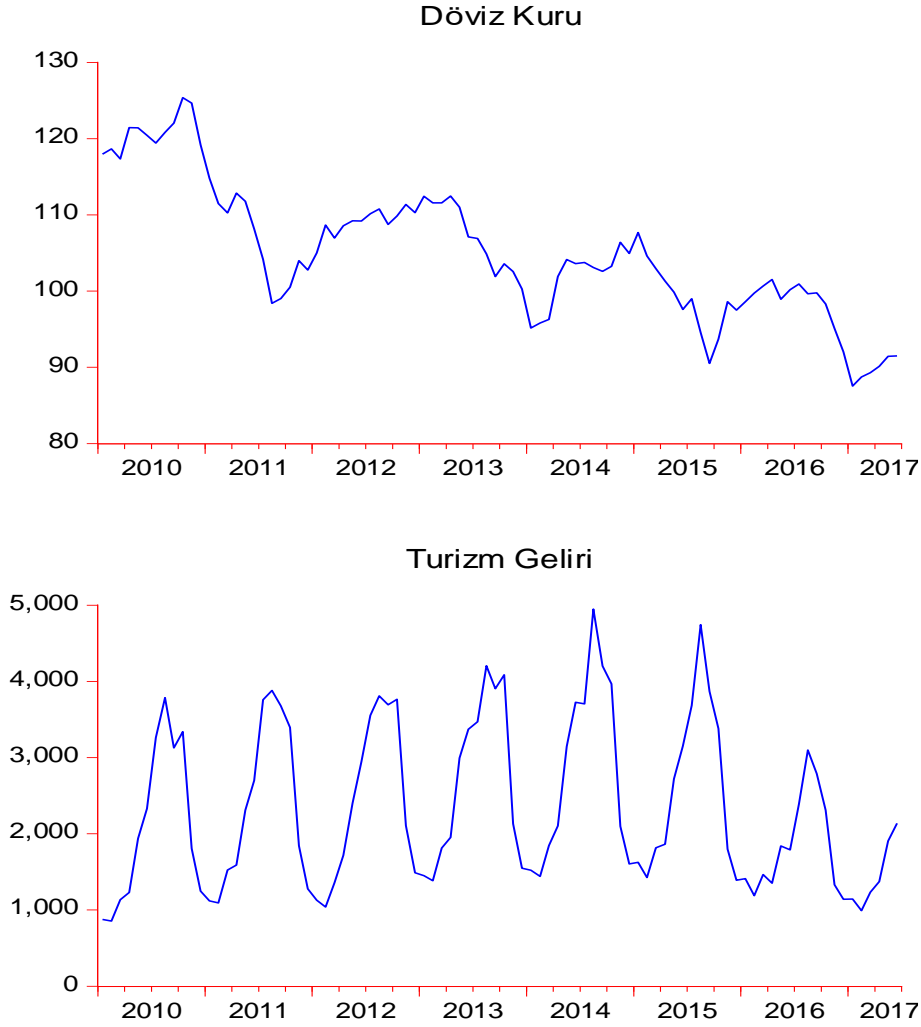
Bu çalışmanın amacı, Türkiye'de 2010:1-2017:6 arasındaki 90 aylık reel döviz kuru endeksi ve turizm gelirleri arasındaki ilişki ve etkinlik durumu incelenmiş olup, araştırma konusu olan veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve Türkiye İstatistik Kurumundan elde edilmiştir. Analizlerde öncelikli olarak veri setlerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler ve Kartezyen grafikler verilecektir. Serilerin karakteristik yapılarının çözümlenmesi adına mevsimsel birim kök ve Düzeltilmiş Dickey Fuller (ADF) ile Phillips Perron (PP) testleri uygulanacaktır. Son olarak da iki seri arasındaki uzun dönemli ilişkilerin tespit edilebilmesi için eş bütünleşme analizi yapılacaktır.

Serilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler aşağıdaki tabloda verilmiştir;

Tablo 2. Serilere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	Döviz Kuru	Turizm Geliri
Ortalama	105.0539	2345.263
Maximum	125.3700	4946.631
Minimum	87.55000	855.6100
Standart Sapma	8.777894	1069.970
Skewness	0.285056	0.518200
Kurtosis	2.617620	1.987992
Jarque-Bera	1.767158	7.868572
J&B p.	0.413301	0.019560
N	90	90

Tablo 2 incelendiğinde, döviz kurunun normal dağılıma sahip olduğu görülmektedir (J&B p (0,41) > p (0,05)). Turizm geliri ise normal dağılım göstermemektedir. Tanımlayıcı istatistikler verildikten sonra, ilgilenilen serilerdeki trendin incelenmesi adına E-Views 8™ programı aracılığıyla kartezyen grafikleri çizdirilmiş ve sonuçlar aşağıda verilmiştir;



Grafik 1. 2010-2017 Yılları Arasında Döviz Kuru ve Turizm Geliri

Grafikler incelendiğinde, döviz kuru serisinin yıllar itibariyle düzensiz olmakla beraber azalan bir trende sahip olduğu görülmektedir. Bu düzensiz dalgalanmaların serinin durağanlığı üzerinde etkili olup olmadığı Oto korelasyon Testi (ACF) ve Birim Kök testleri sonucunda kesinleşecektir. Birim kök testleri deterministik trendin (incelenen zaman serisinin beklenen değerinin zamana bağlı olması) varlığının belirlenmesi için önemlidir. Bir zaman serisi birim kök içeriyorsa, serinin hareketi stokastik trend (kovaryanstan kaynaklanan) adı verilen sistematik bir yapı izleyecektir. Aslında birim kök içeren zaman serileri çoğunlukla stokastik trendli zaman serileri olarak da adlandırılmaktadır. Eğer seri stokastik bir trend içeriyorsa mutlaka fark alma işlemi yapılmalıdır. Birim kök testleri serilerin durağanlığının araştırılması için literatürde sıklıkla kullanılan yöntemlerdir.

Bir zaman zaman serisinin (Y_t) birim köke sahip olup olmadığını test edebilmek için;

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^N \varphi \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Δ : fark alma operatörü, t : trend, N : hata terimlerinin ardışık bağımlılığını gidermek için bilgi kriterlerine göre belirlenen bağımlı değişen gecikme sayısı.

Yukarıdaki model, Düzeltilmiş Dickey Fuller (ADF) testi için oluşturulmuş bir modeldir ve “Seride birim kök vardır (seri durağan değildir)” hipotezine karşı serinin durağan olduğunu iddia eden alternatif hipotezi test eder. ADF testi temelde, δ parametresinin tahminine ve bu parametrenin anlamlılığına dayanır ve temelde bu parametrenin anlamlılığını test etmektedir.

ADF testlerinde hata terimlerinin bağımsız, normal dağılıma ve sabit varyansa sahip olduğu kabul edilmektedir. Yapılan çalışmalarda bu ilişkinin varlığına dikkat edilmemektedir. Phillips ve Perron (1988) geliştirdikleri bir yöntemle DF prosedürü çerçevesinde kabul edilen bu varsayımı biraz yumuşatmışlardır. Phillips ve Perron, (1988, s. 336);

Aşağıdaki denklem modelleri ele alınırsa;

$$y_t = m_0 + m_1 y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

$$y_t = m_0^* + m_1^* y_{t-1} + m_2^* \left(t - \frac{T}{2}\right) + e_t \quad (3)$$

Denklemlerde T gözlem sayısını göstermektedir. $e_t E(e_t) = 0$ olduğundan artık terimlerin seri korelasyon içinde olmaması veya homojen olmaları için bir zorunluluk bulunmamaktadır. Phillips ve Perron (PP) testi DF testinin tersine artık terimler arasında zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin vermektedir. PP testi;

$$y_t = y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Süreci 4 numaralı denklem şeklinde üretilen veriler için m^* ve m_i katsayılarına karşı sıfır hipotezi sınamasına başvurulur.

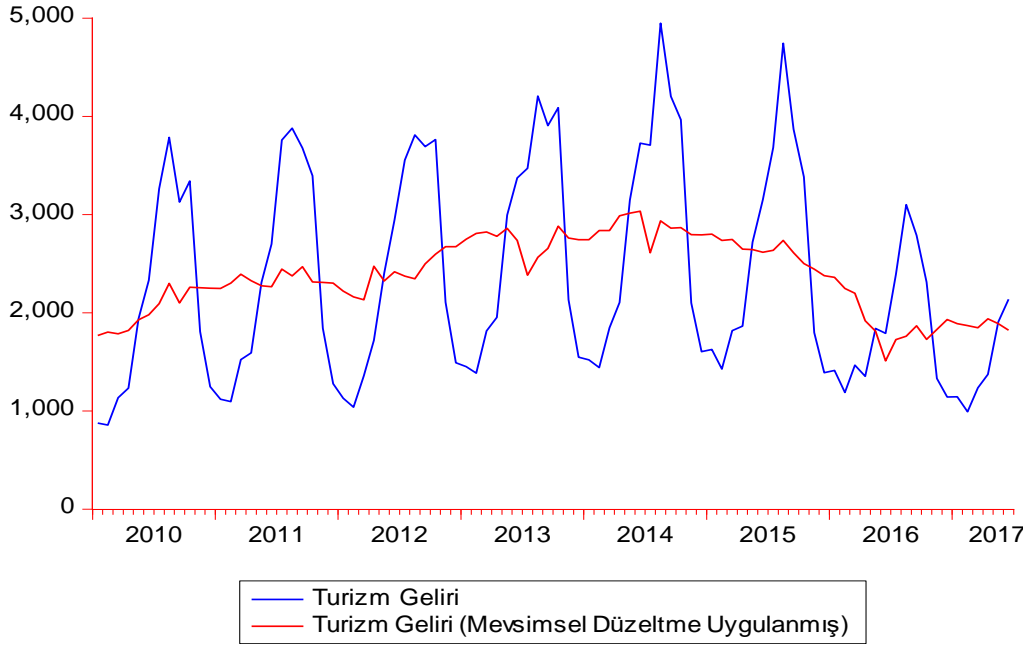
Bunun yanında mevsim etkisinin olduğu düşünülen serilerdeki mevsimsel birim kökleri ortaya çıkarmak için literatürde mevsimsel birim kök testleri olarak da bilinen testler uygulanmalıdır. Analizler yürütülürken mevsimsel birim kök testleri için literatürde HEGY Mevsimsel Birim Kök testi olarak bilinen Hylleberg vd. (1990), tarafından geliştirilen test uygulanacaktır.

Turizm gelirlerine ilişkin seri incelendiğinde ise serinin mevsimsel konjonktürün etkisinde olduğu görülebilmektedir. Ancak mevsimsellik etkisinin kesin olarak belirlenebilmesi adına literatürde HEGY testi olarak bilinen mevsimsel birim kök testi uygulanmış ve sonuçlar aşağıda verilmiştir.

Tablo 3. HEGY Mevsimsel Birim Kök Testi Sonuçları

Null	Critical values 5%*	Statistical
Nonseasonal unit root (Zero frequency)	-2.720000	-0.902058
Seasonal unit root (2 months per cycle)	-1.840000	-2.584407
Seasonal unit root (4 months per cycle)	3.010000	4.213116
Seasonal unit root (2.4 months per cycle)	2.970000	6.334079
Seasonal unit root (12 months per cycle)	3.000000	10.35353
Seasonal unit root (3 months per cycle)	2.980000	10.56214
Seasonal unit root (6 months per cycle)	3.030000	4.055496

Tablo 3 incelendiğinde Turizm Geliri serisinin mevsimsel birim köke sahip olduğunu iddia eden ($H_0: \pi_x = 0$) hipotezinin 0 frekansı, 2 aylık, 4 aylık, 3 aylık, 6 aylık, 12 aylık ve 24 aylık dönemler için reddedilemeyeceği görülmektedir. Dolayısıyla turizm gelirinin mevsimsel konjonktürün etkisinde olduğu ve mevsimsel düzeltme işlemine tabi tutulması gerektiği söylenebilir. E-Views 8™ programı aracılığıyla Turizm Geliri serisine mevsimsel düzeltme uygulanmış ve sonuçlar aşağıda verilmiştir;



Grafik 2: Mevsimsel Düzeltme Uygulanmış Turizm Geliri Serisi

Grafik 2 incelendiğinde mevsimsel düzeltme sonrası serinin mevsimsel etkilerden arındırıldığı görülmektedir. Serilerin durağanlıklarının incelenmesi adına birim kök testleri uygulanmış ve sonuçlar aşağıda verilmiştir;

Tablo 4. Phillips- Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Phillips & Perron Birim Kök Testi Sonuçları			
		Düzye	
Sabitli	t-Statistic	DK	TGMD
	Prob.	-1.3889	-1.5766
Sabitli Trendli	t-Statistic	0.5844	0.4903
	Prob.	n0	n0
Sabitli Trendsiz	t-Statistic	-2.7727	-1.5314
	Prob.	0.2113	0.8114
Sabitli Trendsiz	t-Statistic	n0	n0
	Prob.	-1.2806	-0.1835
Sabitli Trendsiz	t-Statistic	0.1834	0.6174
	Prob.	n0	n0
1 Fark Alınmış			
Sabitli	t-Statistic	d(DK)	d(TGMD)
	Prob.	-7.2900	-11.3890
Sabitli Trendli	t-Statistic	0.0000*	0.0001*
	Prob.	-7.2455	-12.0019
Sabitli Trendsiz	t-Statistic	0.0000	0.0000
	Prob.	-7.2669	-11.4546
Sabitli Trendsiz	t-Statistic	0.0000*	0.0000*
	Prob.		

*p<0,05 (H₀: Seride Birim Kök Vardır), DK: Döviz Kuru Serisi, d(DK): Fark Alınmış Döviz Kuru Serisi, TGMD: Mevsimsel Düzeltme Uygulanmış Turizm Geliri Serisi, d(TGMD): Fark Alınmış Mevsimsel Düzeltme Uygulanmış Turizm Geliri Serisi

Tablo 5. Düzeltilmiş Dickey & Fuller Birim Kök Testi Sonuçları

Düzeltilmiş Dickey & Fuller Birim Kök Testi Sonuçları			
		Düzye	
		DK	TGMD
Sabitli	t-Statistic	-1.6965	-1.3550
	Prob.	0.4295	0.6007
Sabitli Trendli	t-Statistic	-4.2720	-1.4289
	Prob.	0.0057	0.8455
Sabitli Trendsiz	t-Statistic	-1.0861	-0.1677
	Prob.	0.2494	0.6229
		n0	n0
1 Fark Alınmış			
Sabitli	t-Statistic	-7.3283	-11.4124
	Prob.	0.0000*	0.0001*
Sabitli Trendli	t-Statistic	-7.2850	-6.6180
	Prob.	0.0000*	0.0000*
Sabitli Trendsiz	t-Statistic	-7.2703	-11.4788
	Prob.	0.0000*	0.0000*

*p<0,05

Tablolar incelendiğinde, döviz kuru ve turizm geliri serilerinin düzeyde durağan olmadığı, ancak 1 fark alınmış serilerin durağanlığı sağladığı görülmüştür.

Eşbütünlük analize başlamadan önce uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi için VAR modellerinden faydalanılmıştır. Seriler arasındaki eşbütünlük yapının ortaya çıkarılmasından sonra, aralarındaki uzun dönemli ilişkinin tespit edilebilmesi için Vektör Otoregresif Model (VAR) modeli uygulanmıştır. VAR modelleri zaman serileri analizinde yapısal modeller üzerinde herhangi bir kısıtlama getirmediği için literatürde sıklıkla kullanılmaktadır. İki değişkenli bir VAR modeli;

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i}y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i}x_{t-i} + v_{1t}$$

$$x_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i}y_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i}x_{t-i} + v_{2t}$$

p : gecikme uzunluğu, v : ortalaması sıfır, kendi gecikmeli değerleriyle olan kovaryansları sıfır ve varyansları sabit, normal dağılıma sahip, rassal hata terimleri.

Şeklinde ifade edilmektedir.

VAR modelinde hataların kendi gecikmeli değerleriyle ilişkisiz olması varsayımı, modele herhangi bir kısıt getirmemektedir. Çünkü değişkenlerin gecikme uzunluğunun artırılmasıyla otokorelasyon sorunu ortadan kaldırılabilmektedir. Hataların, zamanın belli bir noktasında birbirleriyle ilişkili olması durumunda yani aralarındaki korelasyonun sıfırdan farklı olması durumunda ise, hatalardan birindeki değişim, zamanın belli bir noktasında diğerini etkilemektedir. Ayrıca hata terimleri, modelin sağındaki tüm değişkenlerle ilişkisizdir. Modelin sağ tarafında, sadece içsel değişkenlerin gecikmeli değerleri yer aldığı için, eş anlılık sorunuyla karşılaşmamaktadır. Bu durumda modeldeki her bir denklem, klasik en küçük kareler yöntemiyle öngörülebilmektedir (Özgen ve Güloğlu, 2004: 96).

Eş bütünleşme analizine başlamadan önce uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi için gecikme uzunluğu uygunluk testi sonuçları aşağıda verilmiştir.

Tablo 6. VAR Modeli Aracılığıyla Uygun Gecikme Uzunluğunu Belirleyen Hata Kriterleri

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	491.7172	NA*	2.96e-08	-11.65993	-11.60206*	-11.63667*
1	496.4510	9.129452	2.91e-08*	-11.67741*	-11.50378	-11.60761
2	497.8940	2.714217	3.09e-08	-11.61652	-11.32714	-11.50019
3	499.6638	3.244600	3.26e-08	-11.56342	-11.15829	-11.40056
4	501.9417	4.067709	3.40e-08	-11.52242	-11.00153	-11.31303
5	502.8050	1.500464	3.67e-08	-11.44774	-10.81110	-11.19181

Tablo 6 incelendiğinde, tüm hata kriterleri açısından 1. Gecikme uzunluğunun uygun gecikme olduğu görülmektedir. Serilerin kaçınıcı dereceden eş bütünleşik olduklarını belirlemek için Eş bütünleşme testleri yapılmıştır.

Eş bütünleşme Analizi ile her biri ayrı ayrı durağan olmayan iki ya da daha fazla zaman serisi arasındaki ilişki açıklanabilmektedir ve ekonomik uygulamalarda, birinci dereceden bütünleşik değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin varlığına bakılır. Eğer değişkenler eş bütünleşik ise denge ilişkisinden olan sapma 0. dereceden bütünleşiktir (durağandır).

Banerjee vd. (1993), eş bütünleşmeyi, böyle denge ilişkilerinin yapısının istatistiksel ifadesi olarak tanımlamaktadırlar. Eş bütünleşme kavramının temelleri aslında ilk olarak Granger (1981) ve (1983) tarafından yapılan çalışmalarda atılmış olsa da bu konu detaylı olarak Granger (1986) ile Engle and Granger (1987) tarafından yapılan çalışmalarda literatüre girmiştir. Engle ve Granger (1987), regresyon analizi kullanılarak eş bütünleşme ilişkilerini tahmin edilmesini önermiştir. Bu tahmin ediciler, Phillips ve Durlauf (1986), Stock (1987), Engle ve Yoo (1987), Stock ve Watson (1988) ve Phillips ve Ouliaris (1990) tarafından incelenmiştir.

Eş bütünleşme analizinin uygulandığı durumlar;

1. Tek denklemler modeller,
2. Denklemler sistemi,

olmak üzere 2 gruba ayrılmaktadır

Tek denkleme dayanan modelde değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tahmin edilmesi, en küçük kareler metoduyla yapılmaktadır. Eşbütünleşmeyi sağlayan birden fazla vektör varsa, çok değişkenli yöntemler geçerlidir. Engle-Granger (1987), tarafından tek denkleme dayalı eş bütünleşme analizini geliştirilmiştir. Daha sonra Johansen (1988), çoklu eş bütünleşme vektörünün tahmin edilmesi için VAR modelinde en çok olabilirlik yöntemine dayanan bir yöntem geliştirmiştir. Eğer bir seri birinci fark alınmadan durağan ise seri düzeyde durağandır ve I(0) olur. X ve Y, I(1) (birinci dereceden farkı alınmış) olan iki zaman serisi olmak üzere, bu iki serinin doğrusal birleşimi de I(1) olacaktır. Ancak bazı koşullar altında iki I(1) değişkeninin doğrusal birleşimi I(0) olan bir değişken ortaya çıkarabilir. Bu durumda bu iki değişkene **eş bütünleşik seriler** denir. Yani, X_t ve Y_t serileri I(1) ise;

$$\varepsilon_t = Y_t - \alpha X_t$$

denkleminde ε , I(0) ise X_t ve Y_t serileri **eşbütünleşiktir** denir ve CI(1,1) ile gösterilir. Denkleminde yer alan α **eşbütünleşme katsayısıdır**. Eğer değişken sayısı ikiden fazla ise, **eşbütünleşme vektörü** adını alır. Engle ve Granger (1987), tek denkleme dayalı eşbütünleşme analizini geliştirmiştir. Daha sonra Johansen (1988), çoklu eşbütünleşme vektörünün tahmin edilmesi için VAR (Vector Autoregressive) modelinde en çok olabilirlik

yöntemine dayanan bir test geliştirmiştir. Johansen yöntemi olarak adlandırılan yaklaşım iki amaç için kullanılmaktadır. Bu amaçlar:

1. İlgilenilen değişkenler arasındaki en fazla sayıda eşbütünleşme vektörünü belirlemek,
2. Eşbütünleşme vektörü ve ayarlama parametrelerinin en çok olabilirlik (maximum likelihood) tahminlerini elde etmektir

Serilerin durağanlık yapısı incelendikten sonra, turizm geliri ve döviz kuru arasında eşbütünleşik bir yapının olup olmadığını test eden Trace ve Maksimum Özdeğer yöntemine dayanan testler aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 7. Trace ve Maksimum Özdeğer Testleri

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

Tablo 7 incelendiğinde, Trace ve Maksimum Özdeğer kriterlerine göre serilerin 2.dereceden eşbütünleşik yapıda olabilecekleri görülmektedir. Eşbütünleşme modelini belirlemek için yapılan test sonuçları aşağıda verilmiştir.

Tablo 8. Eşbütünleşme Modeli

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood)					
0	484.0061	484.0061	484.0115	484.0115	484.0231
1	500.7575	500.8628	500.8628	502.6347	502.6347
2	515.5959	516.0582	516.0582	518.1798	518.1798
Akaike Criteria					
0	-11.03462	-11.03462	-10.98877	-10.98877	-10.94306
1	-11.32776	-11.30719	-11.28420	-11.30195	-11.27896
2	-11.57692*	-11.54157	-11.54157	-11.54436	-11.54436
Schwarz Criteria					
0	-10.92125	-10.92125	-10.81871	-10.81871	-10.71631
1	-11.10101	-11.05210	-11.00076	-10.99017	-10.93883
2	-11.23679*	-11.14476	-11.14476	-11.09086	-11.09086

Tablo 8 incelendiğinde Akaike ve Schwarz hata kriterlerine göre 2.dereceden trendsiz ve sabitsiz modelin uygun eşbütünlüşme modeli olduğu görülmektedir.

Tablo 9. Trace Kriterine Göre Rank Testi Sonuçları

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.304290	55.10700	12.32090	0.0000*
At most 1 *	0.242670	23.90424	4.129906	0.0000*

*p<0,01, H_0 :Eşbütünlüşme Yoktur ($r = 0$)

Tablo 10. Trace Kriterine Göre Rank Testi Sonuçları

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.304290	31.20276	11.22480	0.0000
At most 1 *	0.242670	23.90424	4.129906	0.0000

*p<0,01, H_0 :Eşbütünlüşme Yoktur ($r = 0$)

Maksimum Özdeğer ve Trace istatistiği sonuçlarına göre değişkenler arasında eşbütünlüşme yoktur ($r=0$) şeklindeki sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Aynı şekilde “değişkenler arasında eşbütünlüşme vektörü sayısı en fazla 1’e eşittir” şeklindeki sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Dolayısıyla En yüksek özdeğer ve Trace istatistiğine göre en çok 2 eşbütünlüşmenin olduğu görülmektedir.

Elde edilen eşbütünlüşme denklemi ise;

Turizm Geliri= -249,0433 – 1,089*Reel Döviz Kuru

Buna göre turizm gelininin döviz kurundan negatif yönde etkilendiği sonucuna ulaşılabilir. Reel Döviz kurunda meydana gelecek 1 standart birimlik değişim turizm geliri üzerinde %-1,089'luk bir azalışa neden olacaktır da denebilir.

Eşbütünlüşme modeli incelendiğinde ise, turizm geliri ile döviz kuru arasında negatif eğimli uzun dönemli ilişkilerin olduğu görülmektedir. Ancak ilişkinin tam manasıyla ortaya çıkarılabilmesi için nedensellik testlerine ihtiyaç vardır. Uygulanan Granger Nedensellik Testi sonuçları aşağıda verilmiştir.

Tablo 11. Granger Nedensellik Test Sonuçları

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
TG does not Granger Cause DK	78	1.19353	0.3120
DK does not Granger Cause TG		2.37303	0.0157*

Yapılan Granger Nedensellik testi sonucuna göre, Reel Döviz Kuru (RDK) serisinin Turizm Geliri (TG) serisinin nedeni olmadığını iddia eden “Sıfır” hipotezinin %95 güvenlilikle reddedileceği, dolayısıyla, döviz kurunun turizm gelirinin “Granger anlamda bir nedeni” olduğu sonucuna ulaşılabilir.

SONUÇ

Turizm hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler için gelişme gösteren sektörlerden biri olup, sektörün performansını arttırmaya yönelik ekonomik ve sosyal politikaların geliştirilmesi gerekmektedir. Turizm sektörüne yapılacak yatırımların ülke ekonomisine önemli katkılar sağlayarak, ülkenin ödemeler dengesini iyileştirme, gelir arttırma, döviz kazandırıcı etkisi ve istihdama olumlu birçok makroekonomik sonuçları beraberinde getirecektir.

Reel döviz kurunun turizm gelirlerinin bir nedeni olması iktisadi olarak şu şekilde açıklanabilir. Reel döviz kurunun artması ile yabancı paralar ülke içinde değerlenmekte, böylece Türkiye turizmi daha ucuz hale gelmektedir. Bunun sonucunda da, Türk turizmine yönelik turizm talebi artmakta ve turizm gelirlerinde artış görülmektedir. Aksine reel kurların düşmesi yabancı turistler açısından Türk turizmini pahalı hale getirip, Türkiye’ye olan turizm talebini azaltacağından turizm gelirlerinde de azalış görülecektir.(Şen ve Şit, 2015:6761) Döviz kurlarına doğrudan müdahale olmayacağından, turizmin özellikle fiyat avantajlarından yararlanmak için uygun döviz kuru politikalarının belirlenmesi ve uygulanması yararlı olacaktır.

Çalışma sonuçlarına göre turizm gelirinin döviz kurundan negatif yönde etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Döviz kurunda meydana gelecek 1 standart birimlik değişim turizm geliri üzerinde % -1,089’luk bir azalışa neden olacaktır. Eşbütünleşme modeli incelendiğinde ise, turizm geliri ile döviz kuru arasında negatif eğimli uzun dönemli ilişkilerin olduğu görülmektedir.

Yapılan analizler sonucunda;

- I. Turizm geliri mevsimsellik özelliği göstermektedir, bu özellikten kurtulması için mevsimsel düzeltme işlemlerinin uygulanması gerekmektedir,
- II. Yapılan birim kök testleri sonucunda, döviz kuru ve turizm geliri düzeyde durağan değildir ancak 1 dereceden logaritmik farklar alındığı zaman seriler durağan hale gelmektedir,
- III. Turizm geliri ve döviz kuru arasında 1.dereceden eşbütünleşik bir yapı söz konusudur. Dolayısıyla bu iki seri arasında uzun dönemli ortak eğilimlerin olduğu söylenebilir,
- IV. Yapılan eşbütünleşme analizi sonucunda 2010-2017 yılları arası aylık turizm gelirlerinin döviz kurlarından olumsuz yönde etkilendikleri görülmüştür,
- V. Yapılan Granger Nedensellik Analizi sonucunda, döviz kurundan turizm gelinine doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir. Turizm gelirinde meydana gelen değişimin nedenlerinden bir tanesi de döviz kurudur. Ancak turizm gelirinden döviz kuruna doğru bir nedenselliğin olmadığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla turizm gelirinin döviz kurundaki değişimlerin nedeni olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Sonuç olarak, döviz kuru ile turizm gelirleri arasında nedenselliğin olmaması yabancıların Türkiye'nin turizm sektörüne olan talebinin döviz kuruna karşı duyarlılığının olmadığı anlamını taşımaktadır. Son dönemde turizm gelirlerinin ve turist sayısının artmasına rağmen sektöre yapılan yatırım-harcama ve teşviklerin yeterli olamaması sektörden beklenen pozitif sonuçları azalmasına sebep olmaktadır. Bundan sonra turizm sektörünün ekonomik boyutunun daha fazla ön plana çıkartılarak sektörden sağlanan gelirlerin arttırılmasına yönelik düzenlemelerin getirilmesi gerekmektedir.

KAYNAKÇA

- Albayrak, G. (2016). “Reel Döviz Kuru Oynaklığının Doğrudan Yabancı Sermaye Girişleri Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği (1992-2008)“, Doktora Tezi, Selçuk Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Konya
- Algieri, Bernardina. 2006. “An Econometric Estimation Of the Demand for Tourism: The Case of Russia”, *Tourism Economics*, 12: 5–10.

- Aktaş A.R., B. Özkan, F. Kaplan ve R. G. Brumfield (2014), “Exchange Rate Volatility: Effect on Turkish Tourism Income”, *Management Studies*, Vol. 2, No. 8, 493-499.
- Arslantürk Y. ve S. ATAN (2012), “Dynamic Relation Between Economic Growth, Foreign Exchange and Tourism Incomes: An Econometric Perspective on Turkey”, *Journal of Business, Economics & Finance*, Vol. 1(1), Issue. 1, 30-37.
- Baratie E. and H. Ranjbar (2016), “Granger Causality and Dynamic Relationship Between the Actual Values of Receipt Derived from Tourism, National Income and Exchange Rates in Selected Countries in Selected Countries with Tourist Attraction”, *International Business Management*, 10 (16), 3389-3395
- Belloumi M. (2010), “The Relationship between Tourism Receipt, Real Effective Exchange Rate and Economic Growth in Tunisia”, *International Journal of Tourism Research*, 12(5):550 – 560.
- Banerjee, A., Dolado, J.J., Galbraith, J.W. and Hendry, D.F., (1993), *Co-Integration Error Correction and The Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press.
- Cheng Ka Ming, K.; Hyeongwoo H., Thompson. 2013. “The Real Exchange Rate and the Balance of Trade in US Tourism”, *International Review of Economics and Finance* 25: 122–128
- Edwards, S. (1988). *Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence From Developing Countries*. Erişim: 08.08.2011, National Bureau of Economic Research Working Paper No:2721, <http://papers.nber.org/papers/w2721.pdf>
- Engle, R.F. and Granger, C.W..J. (1987), *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, *Econometrica*, Vol:55, No:2, (March,1987), 251-276.
- Erkan B., O. Kara ve M. Harbalıoğlu (2013), “Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Belirleyicileri”, *Akademik Bakış Dergisi*, S. 39, 1-20.
- Ghartey E. E. (2010), “Tourism, “Economic Growth and Monetary Policy in Jamaica”, 11th Annual Salises 2010 Conference in Port of Spain, Trinidad-Tobago, 24-26 March, 1-25.
- Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1), 121-130.
- Granger, C. W. (1983). *Co-integrated variables and error-correcting models* (Doctoral dissertation, Discussion Paper 83-13. Department of Economics, University of California at San Diego).
- Granger, C.W.J., 1986, *Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48,3,213-228.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of econometrics*, 44(1), 215-238.
- Jayathilake E Bandula P. M. (2013), “Determinants of Demand for International Tourism in Sri Lanka: An Econometric Evaluation”, *International Journal of Business, Economics and Law*, vol. 2, issue. 2, 22-27
- Kara O., İ. Çömlekçi ve V. Kaya (2012), “Turizm Gelirlerinin Çeşitli Makro Ekonomik Göstergeler İle İlişkisi: Türkiye Örneği (1992-2011)”, *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, Cilt. 8, Yıl. 8, S. 1, 8: 75-100.
- Kılıç C. ve Y. Bayar (2014), “Effects of Real Exchange Rate Volatility on Tourism Receipts and Expenditures in Turkey”, *Advances in Management & Applied Economics*, Vol. 4, No. 1,
- Koyuncu F. T. (2015), “Turizm Gelirinin Türkiye’nin Makro Ekonomik Performansına Katkısı: Ekonometrik Bir Çözümleme”, *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, cilt. 8, sayı. 38, 959-968.
- Mahmoudinia D., E. S. Soderjani, F. Pourshahabi(2011), “Economic Growth, Tourism Receipts and Exchange Rate in MENA Zone: Using Panel Causality Technique”, *Iranian Economic Review*, vol. 15, no.29, 129-146

- Nasır A. M., J. Wu ve J. C. Guerrero (2015), “Economic Growth, Exchange Rate and Constrained Competiveness of the Tourism Sector in Andalusia”, *International Journal of Management and Economics*, No. 48, 84-100.
- Öncel A., vd (2016), “ Türkiye’de Reel Döviz kuru-Turizm Gelirleri İlişkisi :2003-2015 Dönemi İçin Ampirik Bir Uygulama “ Yüzüncüyıl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Aralık 2016, 138
- Özgen, F.B. ve Güloğlu, B. (2004), “Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi”, *METU Studies in Development*, 31, 93-114.
- Phillips, P.C.B. and Durlauf, (1986), Multiple Time Series Regression with Integrated Processes, *Review of Economic Studies*, 53,473-495.
- Seyidoğlu, H. (2009), Uluslararası İktisat, Teori, Politika ve Uygulama, İstanbul: Güzem Can Yay.
- Stock J.H., (1987), Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors, *Econometrica*, Vol 55, No:5 (September, 1987), 1035-1056.
- Stock, J.H., And Watson M.W., (1988), Testing for Common Trends, *Journal of American Statistical Association*, December, Vol:83, No:404, 1097-1107.
- Şen A. ve M. Şit (2015), “Reel Döviz Kurunun Türkiye’nin Turizm Gelirleri Üzerindeki Etkisinin Ampirik Analizi”, *Journal of Yasar University*, 10/40, 6752-6762.
- TÇG (2004) “Turizm Çalışma Grubu Raporu” Türkiye İktisat Kongresi Çalışma Grubu Raporlar II, 12: 307. T www.tuik.gov.tr
- Uğuz S. Ç. ve F. Topbaş (2011), “Döviz Kuru Oynaklığı Turizm Talebi İlişkisi”, Paper Presented at EconAnadolu 2011:Anadolu International Conference in Economics II June 15-17, 2011, s. 1-11, Eskişehir, Turkey.
- Vogt, Michael G. 2008. “Determinants of The Demand for US Exports and Imports of Tourism”, *Applied Economics*, 40: 667–672.
- https://www.tursab.org.tr/tr/turizm-verileri/istatistikler/turizmin-ekonomideki-yeri/gsmh-icin-deki-payi-1963-_79.html