

Türkiye’de Turistik Yiyecek İçecek Harcamaları ile Reel Efektif Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi (The Causality Relationship between Touristic Food and Beverage Expenditures and Real Effective Exchange Rate in Türkiye)

Kurban ÜNLÜÖNEN ^a , * Sadık GÜNDÜZ ^b 

^a Ankara Hacı Bayram Veli University, Faculty of Tourism, Department of Tourism Management, Ankara/Türkiye

^b Ankara Hacı Bayram Veli University, Graduate School of Education, Department of Gastronomy and Culinary Arts, Ankara/Türkiye

Makale Geçmişi

Gönderim Tarihi: 27.10.2023

Kabul Tarihi: 23.12.2023

Anahtar Kelimeler

Turizm geliri

Yiyecek içecek geliri

Reel döviz kuru

Yapısal kırılma

Nedensellik

Keywords

Tourism revenue

Food and beverage revenue

Real exchange rate

Structural break

Causality

Makalenin Türü

Araştırma Makalesi

Öz

Türkiye’de dış turizm gelirleri, Türkiye İstatistik Kurumu tarafından birçok alt başlık halinde açıklanmaktadır. Bunlardan biri de yiyecek içecek harcamalarıdır. Yiyecek içecek harcamaları, fizyolojik bir ihtiyacı karşıladığından dolayı toplam gelir içerisinde önemli bir paya sahip olmaktadır. Tıpkı turizm gelirlerini etkileyen faktörler bulunduğu gibi turistik yiyecek içecek harcamalarını etkileyen faktörler de bulunmaktadır. Bu faktörlerden birinin de döviz kuru olduğu düşünülmektedir. Bu bağlamda çalışmanın amacı, reel efektif döviz kuru ile turistik yiyecek içecek harcamaları arasındaki ilişkiyi ekonometrik model çerçevesinde açıklamaktır. Çalışmanın veri seti, 2009 birinci çeyrek ile 2023 birinci çeyrek dönemi arasındaki verileri kapsayan, 57 gözlemden oluşturulmuştur. Serilerin tümleşme derecelerinin tespiti için yapısal kırılmalara izin veren Kapetanios ve Zivot-Andrews birim kök testleri kullanılmıştır. Birim kök testi sonucunda analize dahil edilen değişkenlerin tümleşme derecelerinin farklı olması nedeniyle Toda-Yamamoto tarafından geliştirilen Granger nedensellik modeli kurulmuştur. Ayrıca yiyecek içecek harcamaları değişkenine ait birim kök testleri sonrası tespit edilen ilk kırılma tarihi (2020 ikinci çeyrek), modele kukla değişken olarak dahil edilmiştir. Çalışmanın bulgularından reel efektif döviz kuru ile turistik yiyecek içecek harcamaları arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca göre, Türkiye’de reel efektif döviz kuru, turistik yiyecek içecek harcamalarını etkileyebilmektedir. Ayrıca turistik yiyecek içecek harcamaları da reel efektif döviz kurunu etkileyebilmektedir.

Abstract

Foreign tourism revenues in Türkiye are described by the Turkish Statistical Institute under many sub-headings. One of these is food and beverage expenditures. Since food and beverage expenditures fulfill a physiological need, they have an important share in total income. Just as there are factors affecting tourism revenues, there are also factors affecting food and beverage expenditures. One of these factors is considered to be the exchange rate. In this context, the aim of this study is to explain the relationship between the real effective exchange rate and tourist food and beverage expenditures within the framework of an econometric model. The data set of the study is composed of 57 observations covering the data between the first quarter of 2009 and the first quarter of 2023. Kapetanios and Zivot-Andrews unit root tests that allow structural breaks are used to determine the degree of integration of the series. As a result of the unit root test, the Granger causality model developed by Toda-Yamamoto was established due to the different degrees of integration of the variables included in the analysis. In addition, the first break date (second quarter of 2020), which was determined after the unit root tests of the food and beverage expenditures variable, was included in the model as a dummy variable. The findings of the study suggest that there is a bidirectional causality relationship between the real effective exchange rate and touristic food and beverage expenditures. According to this result, the real effective exchange rate in Türkiye can affect tourist food and beverage expenditures. In addition, touristic food and beverage expenditures can also affect the real effective exchange rate.

* Sorumlu Yazar

E-posta: gunduz.sadik@hbv.edu.tr (S. Gündüz)

DOI: 10.21325/jotags.2023.1336

GİRİŞ

Turizm, öncelikle özgür zaman ve tasarrufların ne yönde kullanılacağına ilişkin ekonomik bir kararla başlayan daha sonra tüketim, yatırım, istihdam, ihracat ve kamu gelirleri gibi iktisadi yönleri bulunan bir olaydır (Kılıçlar & Şahin, 2020: s.2272; Kozak vd., 2010: s.7). Dolayısıyla ekonomi ile çok yakın bir ilişkisi bulunmaktadır (Usta, 2001: 5). Söz konusu olan bu ilişki, turistlerin yapmış oldukları harcamalar neticesinde ortaya çıkmaktadır. Turist, herhangi bir destinasyona seyahat etmek, konaklama yapmak ve en nihayetinde yiyecek içecek tüketiminde bulunmak için birtakım harcamalar yapmak zorundadır. Yapılan bu gibi harcamaların doğrudan turizm gelirleri içerisinde yer aldığı görülmektedir. Yiyecek içecek sektörü de temelde fizyolojik bir ihtiyacı karşıladığından dolayı toplam harcama düzeyi içerisinde önemli bir paya sahip olmaktadır.

Paket tur harcamaları çıkarıldıktan sonra ülke içerisinde kalan gelir düzeyi açısından en fazla paya sahip olan turistik yiyecek içecek harcamaları, ülke ekonomileri açısından oldukça önem arz etmektedir. Çünkü turistik yiyecek içecek harcamaları ile turizm gelirleri arasında doğru yönlü bir ilişki mevcuttur. Dolayısıyla turizm gelirlerini artırmanın yolu, temel ihtiyaç olan yiyecek içecek tüketimini artırmaktan geçmektedir. Fakat turistik yiyecek içecek harcamalarını etkileyen birçok faktör bulunmaktadır. Gidilecek ülke içerisindeki fiyatlar genel düzeyindeki sürekli artışlar, döviz kurları, faiz oranları, girdi fiyatları, restoran, lokanta sayısı vb. gibi faktörler turistlerin yiyecek içecek harcamalarını etkileyebilmektedir.

Bir birim yerli paranın yabancı para cinsinden ifade edilmesine nominal döviz kuru adı verilmektedir (Dinler, 2014: s.599). Nominal efektif döviz kuru ise Türkiye'nin dış ticaretinde önemli paya sahip ülkelerin para birimlerinden oluşan sepete göre, Türk lirasının ağırlıklı ortalama değerini gösteren bir ölçüdür. Nominal efektif döviz kurunun enflasyondan arındırılmasıyla da reel efektif döviz kuru elde edilmektedir (Eğilmez, 2019: s.281). Reel efektif döviz kurundaki artış Türk lirasının reel olarak değer kazandığını, diğer bir deyişle Türk mallarının yabancı mallar cinsinden fiyatının arttığını göstermektedir (TCMB, 2022: s.8).

Reel efektif döviz kurundaki değişimler, turizm sektörünü dolaylı olarak etkileyebilmektedir. Reel efektif döviz kurunun düşmesi sonucunda Türk malları, diğer yabancı mallar karşısında nispi olarak değer kaybedeceği için Türkiye turizmi daha ucuz hale gelecek, bunun sonucunda dış turizm talebi artacaktır. Yiyecek içecek de zorunlu bir ihtiyaç olduğundan turizm talebinin artması beraberinde turistik yiyecek içecek harcamalarını da artıracaktır. Aksine reel efektif döviz kurundaki yükseliş, Türkiye turizmini daha pahalı hale getireceği için turizm talebi azalacak, bu da turistik yiyecek içecek harcamalarının azalmasına neden olacaktır. Bu açıdan bakıldığında reel efektif döviz kurunun, turistik yiyecek içecek harcamalarının nedeni olduğu öngörülmektedir. Bu çalışmada da reel efektif döviz kuru ile turistik yiyecek içecek harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisi test etmek amaçlanmıştır.

Literatürde döviz kurları ile turizm sektörü arasındaki nedensellik ilişkisini test etmek amacıyla yapılmış gerek yurt içi gerekse yurt dışı birçok çalışma bulunmaktadır (Akarsu, 2023; Belloumi, 2010; Bozkurt vd., 2021; Demir, 2021; Dritsakis, 2004; Gündüz vd., 2023; Kılıç & Bayar, 2014; Kisswani vd., 2022; Öner, 2022; Sarı & Oğuz, 2018; Sinan, 2022; Şen & Şit, 2015; Tung, 2019; Tang, 2013). Fakat bu çalışmalarda turizm talebi, turizm geliri ve turist başına harcama değişkenleri incelenmiştir. Bu çalışmada ise yiyecek içecek harcamaları ele alınmıştır. Bu nedenle ilgili literatüre önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Bu çalışma, Türkiye’de 2009Q1 ile 2023Q1 yılları arasındaki dönemde çeyreklik veriler baz alınarak, reel efektif döviz kuru ile turistik yiyecek içecek harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisini incelemek amacıyla yapılmıştır. Değişkenlerin durağanlık sınaması için yapısal kırılmalara izin veren Kapetanios (2005) ve Zivot-Andrews (1992) birim kök testleri kullanılmıştır. Serilerin tümleşme dereceleri farklı olduğundan değişkenler arasındaki ilişki Toda-Yamamoto (1995) nedensellik yöntemiyle analiz edilmiştir.

Kavramsal Çerçeve

Türkiye’de Turistik Yiyecek İçecek Harcamaları

Her şeyden önce turizm, bir talep konusudur (Ünlüöner vd., 2018: s.28). Talep söz konusu olunca da tüketim kaçınılmaz olacaktır. Bu kaniya örnek olması açısından Tablo 1 üzerinde, 2022 yılı genelinde Türkiye’yi ziyarette bulunan ziyaretçilerin yapmış oldukları çeşitli tüketim harcamaları gösterilmiştir.

Tablo 1. Turizm Gelirlerinin Harcama Kalemlerine Göre Dağılımı (2022)

Paket Tur Harcamaları	11.807.895.000
Yiyecek İçecek Harcamaları	7.532.502.000
Uluslararası Ulaştırma Harcamaları	6.042.370.000
Giyecek ve Ayakkabı Harcamaları	6.008.495.000
Konaklama Harcamaları	4.779.304.000
Diğer Mal ve Hizmet Harcamaları	3.858.320.000
Yurt İçi Ulaştırma Harcamaları	2.464.018.000
Sağlık Harcamaları	1.926.094.000
Hediyelik Eşya Harcamaları	1.373.625.000
Spor, Eğitim, Kültür Harcamaları	376.720.000
Tur Hizmetleri Harcamaları	115.563.000
Dış Turizm Geliri	46.284.907.000

Kaynak: <https://www.tuik.gov.tr/> (Erişim Tarihi: 30.08.2023).

Tablo 1’e göre 2022 yılında Türkiye’yi ziyaret eden turistlerin yapmış oldukları toplam harcama miktarının %25’ini 11,8 milyar dolar ile paket tur harcamaları oluşturmaktadır. Paket tur harcamalarından sonra en fazla harcama yapılan kalem ise yiyecek içecek tüketimidir. İlgili yılda 7,5 milyar dolar olan yiyecek içecek harcamaları, toplam harcamanın %16’sını oluşturmaktadır. Diğer taraftan turizmin olmazsa olmazları konaklama ve seyahat olaylarıdır. Tabloya göre uluslararası seyahat harcamaları 6 milyar dolar, yurt içi seyahat harcamaları da 2,4 milyar dolardır. Konaklama harcamaları ise 4,7 milyar dolar ile toplam tüketimin %10’unu oluşturmaktadır. Bu dönemde tüketimin çok fazla gerçekleştiği kalemlerden biri de alışveriş olmuştur. Turistler yıl genelinde giyecek ve ayakkabı için 6 milyar dolar, hediyelik eşya için ise 1,3 milyar dolarlık bir harcama düzeyinde bulunmuşlardır. Bunlara ek olarak turistlerin ülke içerisinde yapmış oldukları; sağlık, spor, eğitim, kültür, tur hizmetleri ve diğer harcamalar gibi birçok kalem için yapılan tüketim harcamaları 6,2 milyar dolardır. Fakat bunlar sadece görülen rakamlardır. Turizmde çarpan etkisi de hesaba katıldığında bu gibi tüketim harcamalarının ekonomiyeye katkısının çok daha fazla olacağı aşikardır.

Tablo 2. Türkiye'nin Dış Aktif Turizm İstatistikleri (*Bin Dolar)

Yıllar	Turist Sayısı	Turizm Gelirleri (Bin \$)	Yiyecek İçecek Harcamaları (Bin \$)	Yiyecek İçecek Harcamalarının Turizm Gelirleri İçerisindeki Payı (%)
2003	16.302.053	13.854.866	2.551.955	18,41
2004	20.262.640	17.076.607	3.158.780	18,49
2005	24.124.501	20.322.111	3.690.170	18,15
2006	23.148.669	18.593.951	3.899.513	20,97
2007	27.214.988	20.942.500	4.746.747	22,66
2008	30.979.979	25.415.067	5.774.992	22,72
2009	32.006.149	25.064.482	5.975.660	23,84
2010	33.027.943	24.930.997	5.841.251	23,42
2011	36.151.328	28.115.692	6.476.577	23,03
2012	36.463.921	29.689.249	6.138.781	20,67
2013	39.226.226	33.073.502	6.583.641	19,90
2014	41.415.070	35.137.949	6.523.852	18,56
2015	41.617.530	32.492.212	6.178.908	19,01
2016	31.365.330	22.839.468	5.108.647	22,36
2017	38.620.346	27.044.542	5.860.227	21,66
2018	45.628.673	30.545.924	5.933.587	19,42
2019	51.860.042	38.930.474	6.645.564	17,07
2020	15.971.201	14.817.273	3.085.147	20,82
2021	30.038.961	30.173.587	5.224.179	17,31
2022	51.387.513	46.284.907	7.532.502	16,27

Kaynak: <https://www.tuik.gov.tr/> (Erişim Tarihi: 30.08.2023)

Tablo 2 üzerinde 2003 ila 2022 yılları arasındaki son 20 yıllık dönemde Türkiye'yi ziyaret eden turist sayısı, turizm gelirleri, turistik yiyecek içecek harcamaları ve yiyecek içecek harcamalarının toplam turizm gelirleri içerisindeki payı gösterilmiştir. Turist sayısı ve yiyecek içecek harcamaları birlikte incelendiğinde, 2009 yılı genelinde 32 milyon 6 bin 149 turist Türkiye'yi ziyaret ettiği ve bu turistlerin toplamda 5 milyar 975 milyon 660 bin dolar düzeyinde bir yiyecek içecek harcamasında bulunduğu görülmektedir. 2022 yılına gelindiğinde ise Türkiye'yi ziyaret eden 51 milyon 387 bin 513 turist yapmış olduğu yiyecek içecek harcaması 7 milyar 532 milyon 502 bin dolardır. Karşılaştırma yapılan bu iki yıl çerçevesinde turist sayısı %60 düzeyinde bir artış gösterirken, söz konusu olan turistlerin yapmış oldukları yiyecek içecek harcamalarındaki artış %26 düzeyinde kalmıştır.

Turizm gelirleri içerisinde yiyecek içecek harcamalarının oransal olarak değişimi incelendiğinde, en yüksek gerçekleşen yıl 2009 olmuştur. Söz konusu olan yılda yiyecek içecek harcamaları, toplam gelirin yaklaşık %23'ünü oluşturmaktadır. 2009 yılından 2022 yılına kadar ki geçen süre zarfında yiyecek içecek harcamalarının turizm gelirleri içerisindeki payı giderek azalmış ve 2022 yılında bu pay %16'ya kadar gerilemiştir.

Analize dahil edilen dönem çerçevesinde Türkiye'ye yönelik turist sayısı ile yiyecek içecek harcamaları arasında doğrusal olmayan bir artış söz konusu olmaktadır. Buna ek olarak yiyecek içecek harcamalarının turizm gelirleri içerisindeki payının da giderek azaldığı görülmektedir. Bu açıdan bakıldığında Türkiye'de turistik yiyecek içecek harcamalarını etkileyen faktörlerin de olabileceği söz konudur. Bu çalışmada da turistik yiyecek içecek harcamalarını etkilediği düşünülen reel efektif döviz kuru endeksi ele alınmıştır.

Literatür Taraması

Literatürde turizm talebi ile döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen çalışmalar mevcuttur. Bozkurt vd. (2021), 26 ülke dahilinde turizm sektöründe talep ve döviz kuru şokları arasındaki ilişkiyi 1995 ile 2017 dönemi arasındaki yıllık veriler üzerinden incelemiştir. Panel Granger nedensellik modeli kurulan çalışmada döviz kuru şoklarından talep şoklarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Tung (2019), Vietnam'ı ziyaret eden yabancı turistler ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi 2006:1 ile 2018:6 dönemi arasındaki aylık veriler üzerinden incelemiştir. Çalışmada kurulan Granger nedensellik modeline göre döviz kuru, dış turizm talebinin nedenidir. Sarı ve Oğuz (2018), Almanya, İngiltere, İspanya, İtalya ve Türkiye örneklemelerinde turizm talebi ile reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi 2002 ile 2015 yılları arasındaki aylık veriler üzerinden incelemiştir. Granger nedensellik testinin uygulandığı çalışmada Türkiye'de reel döviz kurundan turizm talebine doğru tek yönlü, Almanya ve İtalya'da ise söz konusu değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Akarsu (2023) ise Türkiye'de 2008: s.1 ile 2023: s.3 dönemi arasındaki aylık veriler kapsamında TRY/USD paritesi ile dış turizm talebi arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto nedensellik modeliyle incelemiştir. Çalışma sonucunda nominal döviz kuru ile dış turizm talebi arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Literatürde turizm geliri ile döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen çalışmalar da mevcuttur. Demir (2021), Türkiye'de 2003Q1 ile 2020Q1 dönemi arasındaki çeyreklik veriler üzerinden reel döviz kuru ile turizm gelirleri arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto testi ile analiz etmiştir. Çalışmada reel döviz kurunun turizm gelirlerinin nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Şen ve Şit (2015), Türkiye'de 2000: s.1 ile 2012: s.12 yılları arasındaki aylık veriler üzerinden reel döviz kurunun turizm gelirleri üzerindeki etkisini Bootstrap tabanlı Toda-Yamamoto nedensellik testi yardımıyla incelemiştir. Çalışma sonucunda reel döviz kurundan turizm gelirlerine doğru nedensellik tespit edilmiştir. Tang (2013), Malezya'da 1974 ile 2009 dönemi arasındaki yıllık verilerle reel döviz kuru ile reel turizm gelirleri arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik yöntemiyle analiz etmiştir. Çalışmada reel döviz kurunun reel turizm gelirlerinin nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dristakis (2004) ise Yunanistan'da 1960Q1 ile 2000Q4 dönemi arasındaki çeyreklik veriler üzerinden reel döviz kuru ile turizm gelirleri arasındaki ilişkiyi test etmiştir. VECM tabanlı Granger nedensellik testinin yapılmış olduğu çalışmada reel döviz kurunun turizm gelirlerinin nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışmaların aksine Sinan (2022), Türkiye'de 2003: s.1 ile 2021: s.6 dönemi arasındaki aylık veriler üzerinden turizm gelirleri ile reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik yöntemi ile incelemiştir. Çalışma sonucunda değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Belloumi (2010) ise Tunus için 1970 ile 2007 dönemine ait yıllık veriler üzerinden reel efektif döviz kuru ile turizm gelirleri arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik yöntemiyle incelemiştir. Çalışma sonunda değişkenler arasında nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

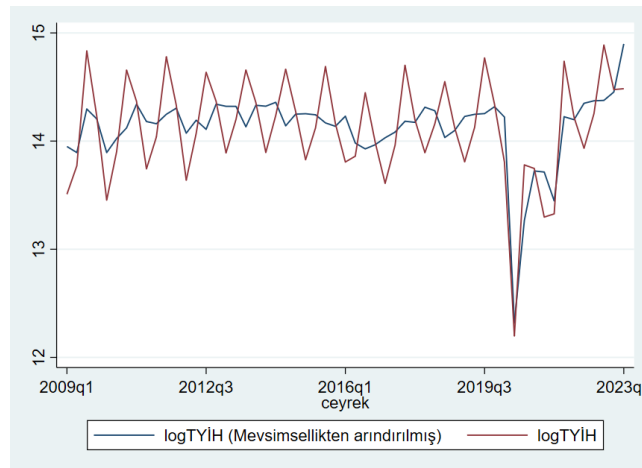
Diğer taraftan turist başına düşen harcama miktarı ile döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen çalışmalar da mevcuttur. Gündüz vd. (2023), Türkiye'de reel efektif döviz kurunun turist başına harcama miktarı üzerindeki etkisini 2002 ile 2022 dönemindeki yıllık veriler üzerinden incelemiştir. VECM tabanlı Granger nedensellik testinin uygulandığı çalışmada değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Öner (2022) ise Türkiye'de reel efektif USD/TRY döviz kuru ile turist başına harcama miktarı arasındaki ilişkiyi 2003Q1 ile 2019Q4 dönemi çerçevesinde çeyreklik verilerle incelemiştir. Granger nedensellik testine göre değişkenler arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Literatürde döviz kurlarının, turizm sektöründe talep, gelir ve harcama miktarı üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalar mevcutken; yiyecek içecek harcamaları özelinde bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu nedenle çalışmanın ilgili literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Veri Seti ve Yöntem

Veri Seti

Ekonometrik çalışmalarda değişkenler arasındaki ilişkiyi test etmek amacıyla oluşturulan veri setinin güvenilir kaynaklardan doğru bir şekilde toplanması, çalışmanın sonucunu etkilemesi açısından oldukça önem arz etmektedir (Gujarati, 2003: s.636). Bu doğrultuda çalışmanın veri seti, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ile Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) gibi ulusal kurumların resmî web sayfalarından ikincil veriler toplanarak oluşturulmuştur. Çalışmada ele alınan değişkenler, turistik yiyecek içecek harcamaları ile TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru (2003=100) endeksidir. Söz konusu olan değişkenlerin logaritması da alınmıştır. Veri seti 2009Q1 ile 2023Q1 yılları arasındaki çeyreklik verileri kapsayan 57 gözlemden oluşturulmuştur. Ayrıca turistik yiyecek içecek harcamaları serisi, STL (Seasonal Trend Decomposition) yöntemi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır (bkz. Şekil 1).



Şekil 1. Turistik Yiyecek İçecek Harcamaları Serisi

Yöntem

Reel efektif döviz kurundaki değişim, ülke içerisindeki mal ve hizmetlerin fiyatını belirlediğinden toplam talebi etkileyebilmektedir. Toplam talebin değişmesi de fizyolojik bir ihtiyaç olan turistik yiyecek içecek harcamalarını etkileyeceği düşünülmektedir. Diğer taraftan turistik yiyecek içecek harcamalarındaki değişim, ülkenin döviz arzını etkilemektedir. Kısa dönemde döviz arzındaki değişimin de reel efektif döviz kurunu etkileyeceği öngörülmektedir. Bu bağlamda çalışmada kurulan hipotezler aşağıdaki gibidir:

H₁: Reel efektif döviz kuru turistik yiyecek içecek harcamalarının nedenidir.

H₂: Turistik yiyecek içecek harcamaları, reel efektif döviz kurunun nedenidir.

Yukarıda verilen hipotezlerin sınaması için Toda-Yamamoto (1995) nedensellik modeli kurulmuştur. Çalışmada kurulan model aşağıdaki gibidir:

$$\log TYİH_t = \vartheta + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \log TYİH_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \log REDK_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \lambda_{1j} \log TYİH_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \delta_{1j} \log REDK_{t-j} + \varphi_1 Kukla + \varepsilon_{1t}$$

$$\log REDK_t = \omega + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \log TYİH_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \log REDK_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \lambda_{2j} \log TYİH_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \delta_{2j} \log REDK_{t-j} + \varphi_2 Kukla + \varepsilon_{2t}$$

$\log TYİH_t$: Turistik yiyecek içecek harcamalarını,

$\log REDK_t$: Reel efektif döviz kurunu,

Kukla: 2020Q2 dönemini,

k: Gecikme uzunluğunu,

dmax: Maksimum entegre derecesini,

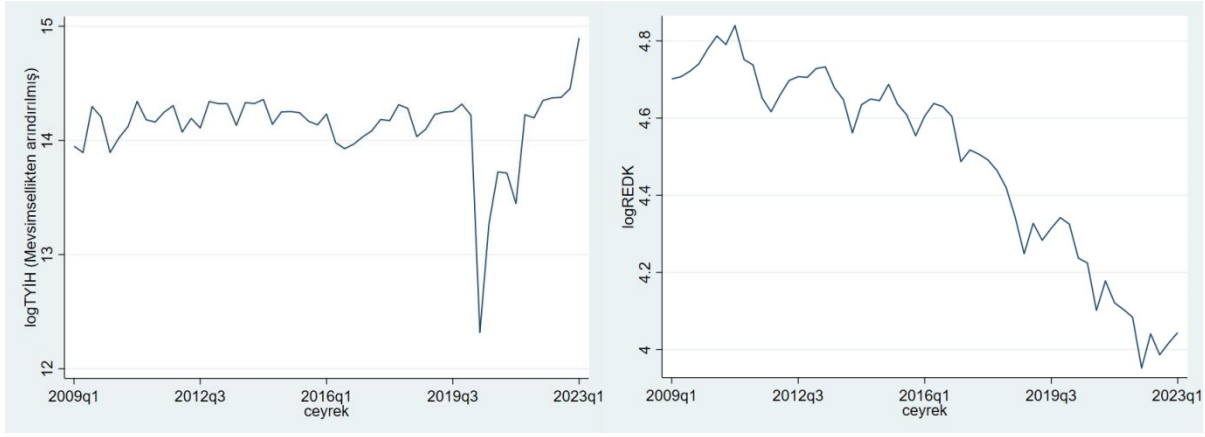
ε : Her iki modelin hata terimini ifade etmektedir.

Zaman serisi çalışmalarında tutarlı sonuçlar elde edilebilmesi için ilk olarak tüm değişkenlere ilişkin birim kök sınamalarının yapılması gerekmektedir. Bu bağlamda çalışmada, yapısal kırılmalara izin veren Kapetanios (2005) ve Zivot-Andrews (1992) birim kök testleri uygulanmıştır. Birim kök testi sonucunda analize dahil edilen değişkenlerin tümleşme derecelerinin farklı olması nedeniyle Toda-Yamamoto (1995) nedensellik modeli kurulmuştur. Seriler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti için ilk olarak uygun gecikme uzunluğu (k) belirlenmiştir. Söz konusu olan gecikme uzunluğuna (k), serilerin en yüksek eşbütünleşme derecesi olan düzey değeri (dmax) eklenmiş ve VAR (Vektör Otoregresif) modeli kurulmuştur. Kurulan VAR(k+dmax) modeline doğrulama testleri yapılmıştır. Koşulların sağlanmasından sonra VAR modelinden SUR (Seemingly Unrelated Regression) modeline geçilmiş ve modeldeki katsayılar Wald testi uygulanmıştır. Wald testi sonuçlarından nedensellik ilişkisinin tespitine dair değerler elde edilmiş ve yorumlanmıştır.

Bulgular

Birim Kök Testleri

Zaman serisi ekonometrisinde değişkenler arasındaki ilişkinin tespiti için öncelikle serilerin tümleşme dereceleri belirlenmektedir. Söz konusu tümleşme dereceleri ise birim kök testleri aracılığıyla bulunmaktadır. Bu bağlamda öncelikle serilerin grafikleri incelenmiştir. Çünkü birim kök testi için uygun model seçilmesi, serinin göstermiş olduğu eğilime uygun olmalıdır.



Şekil 2. Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri

Şekil 2’de değişkenlerin zaman serisi grafikleri incelendiğinde, logTYİH serisinin sabit bir şekilde arttığı gözlemlenmektedir. Ayrıca 2020 yılında gerçekleşen kırılma, net bir şekilde görülmektedir. Bu dönemde COVID-19 salgını nedeniyle turistik yiyecek içecek harcamaları bir önceki yıla göre %54 azalma göstermiştir (bkz. Tablo 2). logREDK serisinin ise azalan bir trend yapısına sahip olduğu gözlemlenmekle beraber yapısal kırılmaların da gerçekleştiği öngörülmektedir. Bu nedenle çalışmada serilerin durağanlığı, yapısal kırılmaları dikkate alan Kapetanios (2005) ve Zivot-Andrews (1992) birim kök testleriyle sınanmıştır. Şekil 2’de ele alınan serilerin model C (sabitli ve trendli) ile incelenmesinin daha uygun olduğu düşünülmektedir.

Zivot-Andrews (1992) yaklaşımında kırılma tarihi, model tarafından içsel olarak tahmin edilmektedir. Ayrıca model tek kırılma tahminine izin vermektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 445). Birim kök testinde kullanılan model C aşağıda verilmiştir:

$$\gamma_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU(\varphi) + \theta_2 DT(\varphi) + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Zivot-Andrews (1992) birim kök testinde yokluk hipotezi, yapısal kırılma altında değişkenlerin durağan olmadığını ifade etmektedir.

Tablo 3. Zivot-Andrews Birim Kök Test Sonuçları

Seri	τ istatistiği	Yapısal Kırılma Tarihi	%1	%5	%10
logTYİH	-12.015	2020Q2	-5.570	-5.080	-4.820
logREDK	-4.644	2016Q1	-5.570	-5.080	-4.820
Δ logREDK	-9.664	2012Q1	-5.570	-5.080	-4.820

Tablo 3 üzerinde Zivot-Andrews (1992) birim kök testine ait bulgular verilmiştir. logTYİH serisinin τ istatistik değeri %5 anlamlılık düzeyinden daha negatif çıkmıştır. Dolayısıyla temel hipotez reddedilir. Yani logTYİH serisi, yapısal kırılma altında birim kök içermediği için durağandır. Ayrıca Zivot-Andrews (1992) birim kök testi, içsel olarak tahmin edilen kırılma tarihini 2020Q2 olarak belirlemiştir. Bu dönem, Türkiye’de COVID-19 salgınının başlamış olduğu tarihe işaret etmektedir. logREDK serisinin ise τ istatistik değeri %5 anlamlılık düzeyinden daha pozitif çıkmıştır. Bu sonuç serinin yapısal kırılma altında birim kök içermekte olduğunu göstermektedir. Bu nedenle serinin birinci farkı alınmıştır. Birinci farkı alınan seri, modelde “ Δ logREDK” şeklinde gösterilmiştir. Birinci farkı alınan serinin τ istatistik değeri %5 anlamlılık düzeyinden daha negatif çıkmıştır. Dolayısıyla Δ logREDK serisinin yapısal kırılma altında durağandır. Buna ek olarak logREDK serisinde kırılma tarihi 2016Q1 dönemini işaret

etmektedir. Bu dönemde Türkiye’de sermaye hareketlerinin çıkışı söz konusu olmuştur. Bunun sonucunda da reel efektif döviz kurunda negatif bir şok gerçekleşmiştir.

Zaman serisi grafiklerinde yer alan kırılmaların dikkate alınmadığı birim kök testlerinde, seride birim kökün varlığıyla ilgili hatalı sonuçlara ulaşılabileceği gibi seride birden fazla kırılma var olduğu varsayımı altında tek kırılma varmış gibi ele alınması da hatalı sonuçlara yol açabilmektedir (Lumsdaine ve Papan, 1997: 212). Bu nedenle modelde yer alan serilere, Zivot-Andrews (1992) birim kök testine ilaveten Kapetanios (2005) birim kök testi de uygulanmıştır. Kapetanios (2005) birim kök testi, çoklu kırılmaları dikkate alan ve 5 kırılmaya izin veren bir yaklaşımdır. Ayrıca birim kök testinde maksimum kırılma sayısı içsel olarak belirlenmektedir. Birim kök testinde kullanılan model C aşağıdaki gibidir (Kapetanios, 2002: 124):

$$\gamma_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \phi_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \psi_i DT_{i,t} + \varepsilon_t$$

Kapetanios (2005) birim kök testinin yokluk hipotezi, yapısal kırılmalar altında serinin durağan olmadığını ifade etmektedir.

Tablo 4. Kapetanios Birim Kök Test Sonuçları

Seri	τ istatistiği	Yapısal Kırılma Tarihi	%1	%5	%10
logTYİH	-20.714	2020Q2: 2016Q2: 2010Q4: 2012Q4: 2018Q3	-9.039	-8.343	-8.016
logREDK	-5.309	2017Q1: 2011Q1: 2013Q3: 2020Q4: 2019Q1	-9.039	-8.343	-8.016
Δ logREDK	-12.982	2012Q1: 2014Q2: 2019Q1: 2021Q1: 2016Q1	-9.039	-8.343	-8.016

Tablo 4 üzerinde Kapetanios (2005) birim kök testine ait bulgular verilmiştir. logTYİH serisinin τ istatistik değeri %5 anlamlılık düzeyinden daha negatif çıkmıştır. Dolayısıyla temel hipotez reddedilir. Yani logTYİH serisi, yapısal kırılmalar altında birim kök içermemektedir. logREDK serisinin ise τ istatistik değeri %5 anlamlılık düzeyinden daha pozitif çıkmıştır. Yani seri, yapısal kırılmalar altında birim kök içermektedir. Bu nedenle serinin birinci farkı alınmıştır. Birinci farkı alınan serinin τ istatistik değeri %5 anlamlılık düzeyinden daha negatif çıkmıştır. Dolayısıyla Δ logREDK serisi yapısal kırılmalar altında birim kök içermediği için durağandır.

Kapetanios (2005) ve Zivot-Andrews (1992) birim kök test sonuçlarından logTYİH serisi I(0), logREDK serisi ise I(1) bulunmuştur. Değişkenlerin tümleşme dereceleri farklı olduğundan seriler arasındaki ilişkinin tespiti için Toda-Yamamoto (1995) nedensellik analizinin yapılmasının daha uygun olduğu görülmektedir. Ayrıca her iki birim kök testi sonuçlarından logTYİH serisi için ilk kırılma dönemi 2020Q2 olarak belirlemiştir. Bu nedenle 2020Q2 dönemi nedensellik modeline kukla değişken olarak dahil edilmiştir.

Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Ekonometrik metodolojide nedensellik kavramı Granger (1969) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Bu çalışmanın vurguladığı temel düşünce, x değişkeninin cari dönemdeki değeri açıklanırken, y değişkeninin gecikmeli değerleri, x değişkeninin açıklanmasına katkı sağlıyorsa değişkenler arasında nedensellik ilişkinin var olduğu söylenebilmektedir (Mert & Çağlar, 2019: s.340). Granger (1969) nedensellik analizi, değişkenlerin aynı seviyede durağan olduğunu ve eşbütünleşik olmasını varsayarken, Toda-Yamamoto (1995) nedensellik analizi, değişkenlerin farklı seviyede durağan olduğu, eşbütünleşik olduğu ya da olmadığı durumlarda da yapılabilmektedir. Toda-

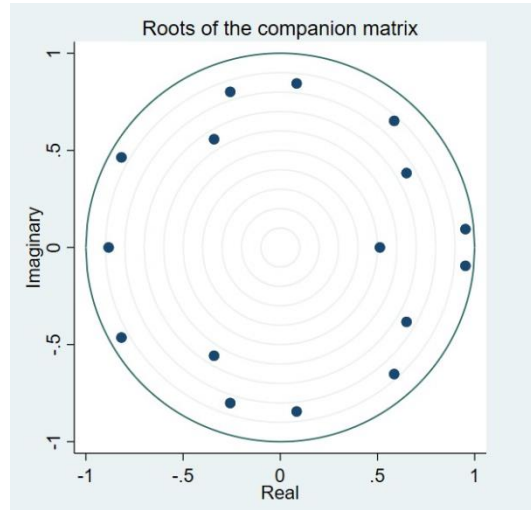
Yamamoto (1995) testinin yapılabilmesi için VAR modeli kurulmakta ve gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Kurulan VAR modelinde gecikme sayısı (k) ve maksimum entegrasyon derecesi (dmax) belirlendikten sonra k+dmax gecikme ile yeni bir VAR modeli kurulmaktadır (Toda & Yamamoto, 1995: s.230).

Tablo 5. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	NA	0.004117	-5.65588	-5.65588	-5.65588
1	197.19	0.000087	-9.51694	-9.45834	-9.3625*
2	9.2346	0.000085	-9.54213	-9.42495	-9.23326
3	10.68	0.00008	-9.59682	-9.42104	-9.13351
4	5.1638	0.000086	-9.53893	-9.30457	-8.9212
5	32.44	0.000053	-10.0377	-9.74475	-9.26554
6	11.363	0.00005	-10.1064	-9.7548	-9.17975
7	19.109*	0.00004*	-10.3331	-9.92293*	-9.25204
8	8.6611	0.000041	-10.3466*	-9.87783	-9.11109

Not: Test İstatistiği (LR), Son Kestirim Hatası (FPE), Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (HQIC), Schwarz Bilgi Kriteri (SBIC), *optimal gecikme uzunluğunu belirtmektedir.

Tablo 5'e göre uygun gecikme uzunluğu, LR (Test İstatistiği), FPE (Son Kestirim Hatası) ve HQIC (Hannan-Quinn Bilgi Kriteri) değerlerine göre "7" olarak belirlenmiştir. Buna ek olarak birim kök testleri sonucunda serilerin maksimum entegrasyon derecesi (dmax) "1" bulunmuştur. Model için belirlenen uygun gecikme sayısı (k=7) ile modele dahil edilen değişkenlerin maksimum bütünleşme derecelerinin (dmax=1) toplanmasıyla VAR(8) modeli kurulmuştur. VAR(8) modelinin yapısal bir sorun içerip içermediğini tespit edebilmek üzere durağanlık sınaması, otokorelasyon, normallik ve değişen varyans testleri yapılmıştır.



Şekil 3. VAR(8) Modelinin Kararlılığı

Şekil 3 üzerinde VAR(8) modelinin karakteristik kökleri gösterilmiştir. Burada AR (Oto regresif Süreç) köklerinin tamamının birim çember içerisinde yer aldığı görülmektedir. Dolayısıyla VAR(8) modeli kararlıdır ve durağanlık koşulunu yerine getirmektedir.

Tablo 6. Otokorelasyon LM Test Sonuçları

Gecikme	Ki-Kare	Olasılık
1	5.0265	0.28459
2	1.6453	0.80063
3	3.2461	0.51752
4	6.1159	0.19066
5	0.4451	0.97862
6	3.4953	0.47859
7	1.3792	0.84780
8	6.7881	0.14752

Modelin otokorelasyon sınaması için LM testi yapılmış ve sonuçları Tablo 6’da verilmiştir. Bütün gecikmelerde olasılık değeri, anlam düzeyi olan 0.05’ten büyük değer aldığı için VAR(8) modelinde otokorelasyon sorunu yoktur.

Tablo 7. Jarque-Bera Normallik Test Sonuçları

Bileşen	Ki-Kare	df	Olasılık
ITYİH	0.149	2	0.92829
IREDK	2.249	2	0.32487
ALL	2.398	4	0.66308

Modelin hata terimlerinin normal bir dağılım sergileyip sergilemediklerini belirlemek üzere Jargue-Bera testi yapılmış ve sonuçları Tablo 7’de verilmiştir. Olasılık değerleri, kritik değer olan 0.05’ten büyük değer aldığı için hata terimlerinin dağılımı normaldir.

Tablo 8. Değişen Varyans Test Sonuçları

Ki-Kare	df	Olasılık
102.8347	99	0.3759

Modelin değişen varyans sınaması için White testi yapılmış ve sonuçları Tablo 8’de verilmiştir. Olasılık değerinin, kritik değer olan 0.05’ten yüksek olduğu görülmektedir. Bu sonuç, modelde değişen varyans sorununun bulunmadığını, hata terimlerinin sabit varyanslı olduğunu göstermektedir.

Çalışmanın buraya kadar olan kısmında değişkenlerin maksimum entegrasyon derecesi ($d_{max}=1$) ile modelin minimum gecikme uzunluğu ($k=7$) belirlenmiştir. Ardından VAR(8) modeli kurulmuş ve modelin varsayımsal testlerine yer verilmiştir. VAR(8) modelinin doğrulama testleri açısından etkin ve tutarlı olduğu görülmüştür. Çalışmanın bundan sonraki aşamasında VAR(8) modelinden SUR modeline geçilmiş ve modeldeki katsayılar Wald testi uygulanmıştır. Elde edilen bulgular neticesinde, Toda-Yamamoto nedensellik analizine ilişkin sonuçlar, Tablo 9 üzerinde verilmiştir.

Tablo 9. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Hipotez	Ki-Kare	df	Olasılık	Nedenselliğin Yönü
H ₁ : logREDK, logTYİH’nin nedenidir.	14.50	7	0.0430	logREDK → logTYİH
H ₂ : logTYİH, logREDK’in nedenidir.	20.71	7	0.0042	logTYİH → logREDK

Tablo 9’da yer alan “Reel efektif döviz kuru turistik yiyecek içecek harcamalarının nedenidir” şeklinde kurulan H₁ hipotezi, %5 anlamlılık düzeyinde kabul edilmektedir ($0.04 < 0.05$). Diğer bir deyişle reel efektif döviz kurundan turistik yiyecek içecek harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Bu sonuç, reel efektif döviz kurundaki değişimlerin, turistlerin alım gücünü etkileyebildiği için turistik yiyecek içecek harcamalarını etkileyebileceğini göstermektedir. Diğer taraftan “Turistik yiyecek içecek harcamaları reel efektif döviz kurunun

nedenidir” şeklinde kurulan H_2 hipotezi de %5 anlamlılık düzeyinde kabul edilmektedir ($0.00 < 0.05$). Yani turistik yiyecek içecek harcamalarından reel efektif döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedenselliğin varlığı söz konusudur. Bu sonuç ise turistik yiyecek içecek harcamalarının ülkenin döviz arzını etkilediğinden dolayı reel efektif döviz kurunu da etkileyebileceğini ifade etmektedir.

Sonuç ve Tartışma

Bu çalışma Türkiye’de reel efektif döviz kuru, turistik yiyecek içecek harcamalarının nedeni midir? sorusuna yanıt aranmak amacıyla yapılmıştır. Söz konusu olan bu problemin çözümü için zaman serileri üzerinden ekonometrik model kurulmuştur. Çalışmanın veri seti 2009Q1 ile 2023Q1 dönemi arasındaki çeyreklik verileri kapsayan 57 gözlemden oluşturulmuştur. Çeyreklik veriler ile çalışıldığından logTYİH değişkeni, STL yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Verilerin durağanlığı, Kapetanios (2005) ve Zivot-Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testleriyle analiz edilmiştir. Durağanlık sınaması sonucunda analize dahil edilen logTYİH değişkeninin tümleşme derecesi $I(0)$, logREDK değişkeninin ise $I(1)$ bulunmuştur. Değişkenlerin durağanlık derecesinin farklı olmasından dolayı Toda-Yamamoto (1995) nedensellik modeli kurulmuştur. Ayrıca birim kök testleri sonucunda logTYİH serisinde belirlenen ilk kırılma tarihi (2020Q2), modele kukla değişken olarak dahil edilmiştir. Nedensellik analizi için ilk olarak uygun gecikme uzunluğu “7” olarak belirlenmiştir. Söz konusu olan gecikme uzunluğuna, serilerin en yüksek eşbütünlüşme derecesi olan “1” değeri eklenmiştir. Ardından VAR(8) modeli kurulmuş ve modele doğrulama testleri yapılmıştır. VAR(8) modelinin doğrulama testleri açısından etkin ve tutarlı olduğu görülmüştür. VAR(8) modelinden SUR modeline geçilmiş ve modeldeki katsayılara Wald testi uygulanmıştır. Wald testi sonuçlarından turistik yiyecek içecek harcamaları ile reel efektif döviz kuru arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Yani reel efektif döviz kuru, turistlerin alım gücü üzerinde etkili olduğu için turistik yiyecek içecek harcamalarının nedeni olabilmektedir. Bununla birlikte turistik yiyecek içecek harcamaları da ülkenin döviz arzını etkilediğinden dolayı reel efektif döviz kurunun nedeni olabilmektedir.

Literatürde döviz kurlarının turizm sektörünü etkilediğini ortaya koyan çalışmalar mevcuttur (Bozkurt vd., 2021; Demir, 2021; Dristakis, 2004; Sarı & Oğuz, 2018; Şen & Şit, 2015; Tang, 2014; Tung, 2019). Söz konusu çalışmalarda temel görüş; “milli paranın değer kaybetmesiyle birlikte dış turizm talebi artış göstermekte, bu da turizm gelirlerinin artmasına neden olmaktadır” şeklindedir. Bu çalışmada ise söz konusu çalışmalardan farklı olarak turistik yiyecek içecek harcamaları değişkeni ele alınmış ve benzer sonuçlar ortaya çıkmıştır. Çünkü teorik olarak reel efektif döviz kurundaki düşüş, Türk lirasının değer kaybettiğini ifade etmektedir. Liranın değer kaybetmesiyle birlikte yurt içindeki turistik mal ve hizmetlerin fiyatı, yabancı turistler tarafından daha ucuz hale gelmektedir. Bu durum, Türkiye’nin dış turizm talebini artırmaktadır. Talebin artış göstermesi öncelikle fizyolojik bir ihtiyacı karşılayan yiyecek içecek harcamalarının artmasını sağlayacaktır. Yiyecek içecek harcamalarının artması da toplam turizm gelirlerine pozitif olarak yansıtacaktır.

Bu çalışma 2009Q1 ile 2023Q1 dönemi arasındaki çeyreklik veriler baz alınarak reel efektif döviz kuru ile turistik yiyecek içecek harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisini test etmek amacıyla yapılmıştır. Bundan sonraki çalışmalarda farklı ekonometrik modeller çerçevesinde farklı değişkenlerin turistik yiyecek içecek harcamaları üzerindeki etkisinin analiz edilmesinin ilgili literatür açısından gerekli olduğu düşünülmektedir.

Beyan

Makalenin tüm yazarlarının makale sürecine verdikleri katkılar eşittir. Yazarların bildirmesi gereken herhangi bir çıkar çatışması yoktur.

KAYNAKÇA

- Akarsu, G. (2023). Interrelationships between tourist arrivals, exchange rate, inflation, and economic growth: Empirical evidence for Türkiye. *World Journal of Applied Economics*, 9(1), 49-76.
- Belloumi, M. (2010). The relationship between tourism receipts, real effective exchange rate and economic growth in Tunisia. *International Journal of Tourism Research*, 12, 550–560.
- Bozkurt, K., Armutçuoğlu Tekin, H. & Can Ergün, Z. (2021). An investigation of demand and exchange rate shocks in the tourism sector. *Applied Economic Analysis*, 29(86), 171-188.
- Demir, Y. (2021). Yapısal kırılmalar altında reel ekonomik büyüme, reel döviz kuru ile turizm gelirleri ilişkisinin ampirik analizi. *Hitit Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(1), s.26-40.
- Dinler, Z. (2014). *İktisada Giriş*. Bursa: Ekin Basım Yayın Dağıtım.
- Dritsakis, N. (2004). Tourism as a long-run economic growth factor: An empirical investigation for Greece using causality analysis. *Tourism Economics*, 10, 305–316.
- Eğilmez, M. (2019). *Ekonominin Temelleri*. İstanbul: Remzi Kitabevi.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, 38(3), 424-438.
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics*. New York: McGraw Hill.
- Gündüz, S., Çeken, H. & Yazıcıoğlu, İ. (2023). Türkiye’de reel efektif döviz kurunun turist başına düşen ortalama harcama miktarı üzerindeki etkisi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 15(3), s.2402-2412.
- Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133.
- Kılıç, C. & Bayar, Y. (2014). Effects of real exchange rate volatility on tourism receipts and expenditures in Turkey. *Advances in Management and Applied Economics*, 4(1), 89–101.
- Kılıçlar, A. & Şahin, A. (2020). Zaman kavramına bir bakış: Boş olan zaman mıdır yoksa insan mı? (A Research on the Concept of Time). *Journal of Tourism & Gastronomy Studies*, 8(3), 2263-2276.
- Kisswani, K. M., Zaitouni, M. & Kisswani, A. M. (2022). On the asymmetric link between exchange rate variability and tourism inflows: Recent evidence from the asean-5 countries. *Journal of Policy Research in Tourism, Leisure and Events*, 1-30.
- Kozak, N., Kozak, M. A. & Kozak, M. (2010). *Genel Turizm İlkeler-Kavramalar* (Gözden Geçirilmiş 10. Basım). Ankara: Detay Yayıncılık.

- Lumsdaine, R. L. & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Mert, M. & Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Öner, S. (2022). The effect of real effective USD/TRY exchange rate on tourism income: An empirical analysis of Turkey. *Journal of Tourism Management Research*, 9(2). s.97-109.
- Sarı, Y. & Oğuz, Y. E. (2018). Reel döviz kurlarının turizm talebine etkisi üzerine karşılaştırmalı nedensellik analizi. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 17(66), 603-620.
- Sevüktekin, M. & Çınar, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Dora Basım Yayım Dağıtım.
- Sinan, B. (2022). Türkiye’de turizm gelirleri, döviz kuru ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi (2003.1-2021.6). *Sakarya İktisat Dergisi*, 11(4), 544-560.
- Şen A. & Şit. M. (2015). Reel döviz kurunun Türkiye’nin turizm gelirleri üzerindeki etkisinin ampirik analizi. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 10(40), 6752-6762.
- Tang, C. F. (2013). Temporal granger causality and the dynamics relationship between real tourism receipts, real income and real exchange rates in Malaysia. *International Journal of Tourism Research*, 15(3), 272-284.
- TCMB. (2022). Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. “Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri”ne İlişkin Yöntemsel Açıklama: <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/02713545-8428-49ab-a9d9-0f770895d513/REERMetaveri.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-02713545-8428-49ab-a9d9-0f770895d513-n.VviuQ> (Erişim Tarihi: 10.09.2023)
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250
- Tung, L. (2019). Does exchange rate affect the foreign tourist arrivals? Evidence in an emerging tourist market. *Management Science Letters*, 9(8), 1141-1152.
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), Harcama türlerine göre turizm geliri: <https://www.tuik.gov.tr/> (Erişim Tarihi: 30.08.2023)
- Usta, Ö. (2001). *Genel Turizm*. İzmir: Anadolu Matbaacılık.
- Ünlüöner, K., Tayfun, A. & Kılıçlar, A. (2018). *Turizm Ekonomisi*. Ankara: Nobel Akademik Yayıncılık.
- Zivot, E. & Andrews, D. (1992). Further evidence of great crash, the oil price shock and unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-70.

The Causality Relationship between Touristic Food and Beverage Expenditures and Real Effective Exchange Rate in Türkiye

Kurban ÜNLÜÖNEN

Ankara Hacı Bayram Veli University, Faculty of Tourism, Ankara/Türkiye

Sadık GÜNDÜZ

Ankara Hacı Bayram Veli University, Institute of Graduate Education, Ankara/Türkiye

Extended Summary

Tourists have to make certain expenditures in order to travel to a destination, to stay and ultimately to consume food and beverages. It is seen that such expenditures are directly included in tourism revenues. Since the food and beverage sector basically meets a physiological need, it has an important share in the total expenditure level.

Just as there are factors affecting tourism revenues, there are also factors affecting touristic food and beverage expenditures. Factors such as continuous increases in the general level of prices in the destination country, exchange rates, interest rates, input prices, number of restaurants, etc. can affect tourists' food and beverage expenditures.

The expression of a unit of domestic currency in terms of foreign currency is called the nominal exchange rate (Dinler, 2014: p.599). The nominal effective exchange rate is a measure that shows the weighted average value of the Turkish lira according to a basket of currencies of countries that have a significant share in Türkiye's foreign trade. The real effective exchange rate is obtained by adjusting the nominal effective exchange rate for inflation (Eğilmez, 2019: 281). An increase in the real effective exchange rate indicates that the Turkish lira has appreciated in real terms, in other words, the price of Turkish goods in terms of foreign goods has increased (TCMB, 2022: p.8).

Changes in the real effective exchange rate may indirectly affect the tourism sector. As a result of a fall in the real effective exchange rate, Turkish goods will lose relative value against other foreign goods, making tourism in Türkiye cheaper, which in turn will increase the demand for foreign tourism. Since food and beverage is also a necessity, an increase in tourism demand will also increase touristic food and beverage expenditures. From this point of view, it is predicted that the real effective exchange rate is the cause of touristic food and beverage expenditures. This study aims to test the causality relationship between the real effective exchange rate and tourist food and beverage expenditures. There is no study on tourist food and beverage expenditures in the literature. For this reason, it is thought to make an important contribution to the related literature.

The variables considered in the study are touristic food and beverage expenditures and real effective exchange rate index. The logarithm of these variables is also taken. The data set consists of 57 observations covering quarterly data between 2009Q1 and 2023Q1. In addition, the tourist food and beverage expenditure series are seasonally adjusted using the STL method. The stationarity of the data is analyzed using Kapetanios (2005) and Zivot-Andrews (1992) unit root tests with structural breaks. According to Kapetanios (2005) and Zivot-Andrews (1992) unit root test results, logTYIH series is I(0) and logREDK series is I(1). Since the degree of integration of the variables is different, Toda-Yamamoto (1995) causality analysis is more appropriate to determine the relationship between the series. In addition, the first break period for the logTYIH series was determined as 2020Q2 from the results of both unit root tests. Therefore, the 2020Q2 period is included in the causality model as a dummy variable.

The appropriate lag length for causality analysis is set as "7". To this lag length, the value of "1", which is the highest cointegration degree of the series, is added. Then, the VAR(8) model was constructed and the model was subjected to verification tests. The VAR(8) model was found to be efficient and consistent in terms of verification tests. From the VAR(8) model, the SUR model was switched to and Wald test was applied to the coefficients in the model. The results of the Wald test indicate that there is a bidirectional causality relationship between touristic food and beverage expenditures and real effective exchange rate. In other words, the real effective exchange rate can be the cause of touristic food and beverage expenditures since it affects the purchasing power of tourists. In addition, expenditures on tourist catering can also be the cause of the real effective exchange rate as it affects the country's foreign exchange supply.

The results of the study show that the change in the real effective exchange rate causes a change in touristic food and beverage expenditures. In theory, a decline in the real effective exchange rate implies a depreciation of the Turkish lira. With the depreciation of the lira, the price of domestic touristic goods and services becomes cheaper for foreign tourists. This increases Türkiye's demand for foreign tourism. The increase in demand leads to an increase in food and beverage expenditures, which primarily meet a physiological need.