

EURO/DOLAR PARİTESİNİN TÜRKİYE TURİZMİNE ETKİSİ: YAPISAL KIRILMALI EKONOMETRİK BİR ANALİZ

THE IMPACT OF EURO/DOLLAR PARITY ON TÜRKİYE TOURISM: AN ECONOMETRIC ANALYSIS WITH STRUCTURAL BREAK

Onur ŞEYRANLIOĞLU^{*} 

Öz

Bu araştırmada, Euro/Dolar paritesinin Türkiye turizmine etkilerinin 2003-2022 dönemi aylık frekanslı verilerle incelenmesi amaçlanmıştır. Kurulan modellerde BİST Turizm Pay Endeksi, turizm gelirleri ve turistlerin kişi başı ortalama turizm harcaması bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Araştırmada serilerin durağanlıkları geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri ile sınanmıştır. Kurulan modellerde uzun dönemli ilişkilerin tespit edilebilmesi için yapısal kırılmalı Gregory ve Hansen (1996) ile Hatemi J (2008) eşbütünleşme testleri kullanılmıştır. Uzun dönemli ilişki tespit edilen modellerde katsayı tahmini FMOLS yöntemi ile yapılmıştır. Bulgularda, Euro/Dolar paritesi ile turizm gelirleri arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. FMOLS bulgularında ise Euro/Dolar paritesindeki artışların Türkiye'nin turizm gelirlerini arttırdığı görülmüştür. Bu araştırma ile Euro/Dolar paritesinin Türkiye'nin turizm sektörü göstergelerine etkisi yapısal kırılmalı ekonometrik yöntemler ile analiz edilerek çok kısıtlı olan literatüre katkı sağlanmaya çalışılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Euro/Dolar paritesi, Turizm, BİST Turizm Pay Endeksi, Yapısal kırılma, Eşbütünleşme testi.

Abstract

In this study, it is aimed to analyse the effects of Euro/Dollar parity on tourism in Türkiye with monthly frequency data for the period 2003-2022. BIST Tourism Share Index, tourism revenues and average tourism expenditure per capita of tourists are used as dependent variables in the models. In the study, the stationarity of the series were tested by conventional and structural break unit root tests. Gregory and Hansen (1996) and Hatemi J (2008) cointegration tests with structural breaks were used to detect long-run relationships in the

* Giresun Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, onurseyanlioglu@gmail.com, ORCID: 0000-0002-1105-4034

models. In the models with long-run relationship, coefficient estimation was performed by FMOLS method. The findings indicate that there is a long-run relationship between Euro/Dollar parity and tourism revenues. FMOLS findings indicate that increases in the Euro/Dollar parity increase Türkiye's tourism revenues. With this research, the effect of Euro/Dollar parity on Türkiye's tourism sector indicators has been analysed by using econometric methods with structural breaks and an attempt has been made to contribute to the very limited literature.

Keywords: Euro/Dollar parity, Tourism, BIST Tourism Share Index, Structural break, Cointegration test.

1. Giriş

Dünyayı etkileyen küreselleşme trendi ve bilgi teknolojilerine dayalı yeni iletişim araçlarının keşfi ile coğrafi sınırlar önemini yitirmiş ve insanların mobilizasyonu artış göstermiştir. Dünyayı keşfetmek, bilinmeyen yerlere yolculuklar yapmak, popüler ilgi ve merak alanlarına erişim kolaylaşmıştır (İncekara, 2020, s.245). Bunların doğal bir sonucu olarak turizm, dünya ekonomisinde muazzam bir gelişme göstermiştir. Turizm faaliyetleri birçok ülkede ekonomik büyüme ve istihdamın belirleyicisi konumuna erişmiştir. Turizm ekonomisi, reel sektörün pek çok alanında yayılım etkisi göstermiştir (Proença & Soukiazis, 2008, ss.791-792). Turizm ile ülkelerin döviz gelirleri yükselmiş, dış ticaret açığı ve dış borç yükleri azaltılmış, turizm ile bağlantılı sektörlerle olan talep artmış, yeni istihdam olanakları yaratılmış, vergi gelirleri yükseltilmiş ve sonuçta toplumsal refahın artışına katkı sağlanmıştır (Hodur & Leistriz, 2006, ss.64-65). Yaratılan bu katkı da ülkelerin turizm olanakları, turistik ürün fiyatları, küresel ekonomik gelişmeler ve döviz kurlarının temel belirleyici olduğu görülmektedir. Bacasız sanayi olarak tanımlanan sektörün temel özelliği döviz kazandırıcı yeteneğidir. Döviz piyasalarındaki yaşanan dalgalanmalar sektörü bazı dönemlerde kritik hale getirebilmektedir (Çelik Uğuz & Topbaş, 2011, s.2). Özellikle Türkiye'de, 1980'li yıllardan itibaren sektörün gelişmesi için yapılan yasal düzenlemeler, belirlenen hedef ve politikalar ile en fazla döviz sağlayan sektörlerden biri haline gelmiştir (Gülbağar, 2009, s.154).

Bir ülkenin ulusal parasının yabancı paralar karşısındaki değerinin değişimi o ülkedeki turizm talebini etkilemesi teorik bir gerçekliktir. Ulusal paranın değer kaybı, yabancı turistlerin edinebileceği ürün ve hizmetlerin eskisine göre daha da ucuzlamasına neden olmaktadır (Lundberg vd., 1995, s.39). Bu durum ülkeye fiyat avantajı sağlayarak turizm talebini yaratabilir, gelen turist sayısı ve turist başına ortalama harcama miktarını arttırabilmektedir. Fakat, bu avantaj her zaman turizm talebi açısından sağlıklı sonuçlar da üretmeyebilir (Ünlüönen vd., 2015, s.186). Ulusal paranın değer kaybetmesi sonucu turizm sektöründeki olumlu etkilerin arttırılabilmesi ve ülkenin bu alanda rekabet avantajı yaratabilmesi için yüksek katma değere sahip ülke ve turist gruplarına yönelik bir turizm stratejisi geliştirmesi elzemdir (Bahar & Kozak, 2005, s.199). Eğer bir turizm ülkesinde ithalat eğilimi çok yüksekse ve turizm gelirlerinin çoğunluğu çeşitli nedenlerle ithalat harcaması şeklinde ülkeyi terk ediyorsa ulusal paranın değer kaybetmesinden kaynaklanan etki azalacaktır (Bahar, 2007, s.262). Döviz kazandırıcı gelir etkisinin yanı sıra döviz kurları turizm maliyetlerini de etkileyebilmektedir. Kurun yükselişi ile turizm sektöründeki girdi fiyatları artış gösterebilmektedir. Turizm

maliyetleri bir süre sonra turistlere yansıtılacağından turist sayısında ve turizm gelirlerinde azalma söz konusu olabilmektedir (Karadağ & Bağcı, 2019, ss.450-451).

Döviz kurlarının turizm sektörü göstergeleri üzerindeki etkisine yönelik geniş bir literatür mevcuttur. Webber (2001), Eilat ve Einav (2004), Eugenio-Martin vd. (2004), Dritsakis (2004), Patsouratis vd. (2005), Mervar ve Payne (2007), Gallego vd. (2007), Chan ve Lim (2011), Chen vd. (2012), Hamadeh ve Khoueiri (2012), Chang ve McAleer (2012), Irandoust (2019) başta olmak üzere pek çok ampirik araştırma uluslararası literatürde yer almaktadır. Ulusal literatürde ise döviz kurlarının Türkiye'nin turizm sektörü göstergelerine yönelik İçöz vd. (1998), Bahar (2007), Çelik Uğuz ve Topbaş (2011), De Vita ve Kyaw (2013), Kaya ve Çakır Çömlekçi (2013), Kılıç ve Bayar (2014), Şen ve Şit (2015), Aydın vd. (2015), Öncel vd. (2016), Demir vd. (2017), Kiracı (2019), Soyaslan (2019), Arslan ve Çetiner (2020), Oğan ve Sevim (2020), Ünal (2021), Öcal ve Ekmen (2021), Mestanoğlu ve Yıldırım (2021), Yılmaz ve Menteş (2022) olmak üzere farklı yıllarda yapılmış pek çok araştırma söz konusudur. Ulusal ve uluslararası literatürde yer alan bu araştırmaların ortak noktası major para birimlerinin ülkelerin turizm sektörü göstergeleri üzerindeki etkisini araştırmaya yöneliktir. İlgili literatürde parite etkisinin turizm sektörüne etkisine dair araştırmaların çok kısıtlı olduğu görülmektedir. Bu alanda erişilen nadir araştırmalardan Türkiye örneklemini ele alan Şanlı vd. (2011) araştırması yer almaktadır. Literatürdeki eksikliği gidermek amacı ile bu araştırmada Türk turizmde parite etkisi ele alınmıştır. Türkiye'nin turizm gelirleri, turistlerin kişi başı ortalama turizm harcaması ve Borsa İstanbul (BİST) Turizm Pay Endeksi sektör göstergeleri olarak araştırmaya dahil edilmiştir.

Parite, iki ülke parasının karşılıklı değerini gösteren bir sayıdır. Örneğin, Euro'nun Dolar karşısındaki değeri, Euro/Dolar paritesi olarak tanımlanmaktadır. Parite çiftleri, iki farklı para biriminin uluslararası para piyasasında kabul görmüş sembolleri üzerinden oluşturulmakta ve farklı para birimlerine olan arz ve talep parite değişimine neden olmaktadır. Türkiye'nin uluslararası ticaretinin büyük bir kısmı Avrupa Birliği ülkelerine olduğu için gelirler büyük oranda Euro para cinsinden, maliyetler ise önemli ölçüde Dolar bazındadır. Bu durum, Euro/Dolar paritesinin Türkiye ekonomisi açısından önemli hale gelmesine ve parite riskine neden olmaktadır (İşbankası Blog, 2020; Eğilmez, 2022). Paritedeki bir artışın turizm gelirlerini arttırması ise iki nedene bağlanmaktadır. Birincisi, turistlerin ülkeler arasındaki fiyatları döviz kurları açısından karşılaştırarak turizm talebini belirlemesidir (Şanlı vd., 2011, s.308). Özellikle Euro'nun Türk turizmine en önemli etkisi turistik ürünlerin fiyatları üzerinedir. Avrupa Birliği üyesi olmayan Türkiye, Avrupadan gelen yabancı turistler tarafından ucuz bir ülke olarak görülmekte ve bu da ekonomik açıdan rekabet avantajı yaratarak daha fazla turist Türkiye'ye çekmektedir. Ayrıca, Euro'nun TL'den daha değerli olması yabancı turistlerin Türkiye'deki alım gücünü arttırmakta ve ülkeyi turizm hareketleri için daha cazip bir ülke haline getirmektedir (Bahar, 2007, s.262). İkinci olarak, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Euro cinsinden turizm gelirlerini Dolar'a çevirerek ödeme bilançosuna gelir olarak kaydetmektedir. Bu yöntemle turizm gelirleri fiktif olarak daha yüksek gösterilmektedir (Şanlı vd., 2011, s.308).

Bu araştırmada parite etkisinin incelendiği bir diğer turizm sektör göstergesi BİST Turizm pay endeksidir. Pay fiyatlarını etkileyen birçok faktör söz konusudur. Özellikle pay fiyatlarının politik ve ekonomik gelişmelere hassas olduğu bilinmektedir (Bahmani-Oskooee & Sohrabian, 1992, s.459). Bir ülkenin ulusal para biriminin istikrarsızlığı ülke ekonomisinin olumsuz etkilenmesine ve o ülke para birimiyle işlem yapan diğer ülkelerin ekonomik faaliyetlerinin de olumsuz etkilenmesine neden olabilmektedir. Döviz kurlarındaki değişimler şirketlerin yapısını etkilemektedir (Boyacıoğlu & Çürük, 2016, s.144). Özellikle ithalat, ihracat ve turizm faaliyeti gibi uluslararası boyutta ürün ve hizmet ticareti yapan şirketler için ulusal para biriminin değerindeki ani değişimler bu şirketlerin gelir tabloları ve bilançolarında çalkantılara sebebiyet verebilmekte ve uluslararası arenada rekabet güçlerini etkileyebilmektedir. Uluslararası bağlantıları olan tüm sektörleri etkileyen bu durum, özellikle politik ve ekonomik faktörlere hassasiyeti yüksek olan turizm sektöründe döviz kuru değişimlerinin turizm şirketlerine ve bu şirketlerden oluşan borsa pay endekslerine etkilerinin araştırılmasını gerekli kılmaktadır. Ayrıca, uluslararası ticaretin yapısı gereği parite riski barındıran Türkiye gibi ülkelerde parite etkisinin turizm sektörüne etkilerinin araştırılması önem arz etmektedir.

Bu bilgilerden hareket ile bu araştırmanın amacı, Euro/Dolar paritesinin Türkiye'nin turizm sektörüne etkilerinin incelenmesidir. Araştırmaya turizm sektör göstergeleri olarak Türkiye'nin turizm gelirleri, turistlerin kişi başı ortalama turizm harcaması ve BİST Turizm Pay Endeksi dahil edilmiştir. Araştırma 2003/01-2022/09 döneminde aylık frekanslı verilerle yapılmıştır. Euro/Dolar paritesinin bağımsız, turizm sektör göstergelerinin bağımlı değişken olduğu üç regresyon modeli kurulmuştur. Araştırmada ekonomik krizler, darbeler, politika ve ekonomik rejim değişiklikleri, doğal afetler gibi ani şokları modellere dahil edebilen yapısal kırılmalı ekonometrik yöntemler kullanılmıştır. Türkiye'nin turizm sektör verilerinin ani şoklar ya da yapısal kırılma(lar) içermesi ihtimali dikkate alınarak yapısal kırılmalı ekonometrik yöntemler tercih edilmiştir. Serilerin durağanlık özellikleri geleneksel Philips ve Perron (1988), yapısal kırılmalara izin veren Zivot ve Andrews (1992), Lee ve Strazizich (2003, 2004) birim kök testleri ile sınanmıştır. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiler tek yapısal kırılmalı Gregory ve Hansen (1996) ile çift yapısal kırılmalı Hatemi J (2008) eşbütünleşme testleri ile incelenmiştir. Son olarak Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) yöntemi ile eşbütünleşik seriler arasındaki katsayı tahmini yapılmıştır.

Literatür incelemelerinde Euro/Dolar paritesinin Türk turizmine olan etkisine ilişkin araştırmaların (Şanlı vd., 2011) kısıtlı sayıda olduğu görülmüş ve bu motivasyonla araştırma ihtiyacı duyulmuştur. Bu ihtiyaca binaen araştırmanın özgün değerinin arttırılması adına ani şokların etkisinin görülebilmelerini sağlayan yapısal kırılmalı ekonometrik yöntemler kullanılmıştır. Araştırmanın çok kısıtlı olan literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Araştırmanın devam eden kısımlarında döviz kurları ile turizm sektör göstergelerine yönelik ilişkilerinin incelendiği literatür incelemesine yer verilmiştir. Devam eden aşamada veri seti ve ekonometrik yöntemler detaylandırılmış, ampirik bulgular ve sonuç bölümleri ile araştırma sonlandırılmıştır.

2. Literatür İncelemesi

Döviz kurları, turizm sektör göstergelerini farklı şekillerde etkileyebilmektedir. Literatür incelemelerinde ağırlıklı olarak döviz kurlarının bu göstergeleri etkileme noktasında belirleyici olduğu, söz konusu çalışmalarda ülke veya ülke grupları, uygulanan yöntem, incelenen dönem, araştırmalara dahil edilen değişkenler farklılaştığında elde edilen bulguların değişebildiği görülmektedir.

Döviz kurları ile turizm sektör göstergeleri arasında olumlu bulguların elde edildiği araştırmalar şu şekilde özetlenebilir; öncü araştırmalardan Crouch (1994), 85 ampirik araştırmanın kapsamlı bir incelemesini ortaya koymuş ve döviz kurlarının turizm talebi tahminde önemli bir belirleyici olduğunu tespit etmiştir. İçöz vd. (1998) Türkiye, Webber (2001) Avustralya, Eilat ve Einav (2004) gelişmiş ülkeler ve Patsouratis vd. (2005) Akdeniz havzasında Yunanistan örneklemi ile yaptıkları ampirik araştırmalarda döviz kurlarının turizm talebinin belirleyicisi olduğu görülmüştür. Gallego vd. (2007), 1995-2004 döneminde 30 OECD ülkesinde döviz kuru oynaklığının uluslararası turizm akımları üzerindeki etkisini ele almıştır. Yazarlara göre döviz kurlarındaki durağanlık turizm talebini olumlu etkilemektedir. Türkiye'de 1980 yılı sonrası devalüasyonların turizm sektörüne etkisini inceleyen Bahar (2007), 1980-2005 dönemi verileri ile devalüasyonların turist sayısını arttırdığını tespit etmiştir. Alalaya (2010), Ürdün'de turizm talebinin belirleyicilerini 1976-2008 yılları verileri ile Engle-Granger ve Johansen-Juselius eşbütünleşme testleri ile inceledikleri araştırmalarında turizm geliri ile enflasyon oranı ve döviz kuru arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Çelik Uğuz ve Topbaş (2011), 1990-2010 yılları arasında Türkiye'nin turizm talebi ile döviz kurları ilişkisini ele almışlardır. EGARCH ve Johansen eşbütünleşme testi bulguları, turizm talebinin döviz kuru/döviz kuru oynaklığı ile uzun dönemli ilişkili olduğu yönündedir. Hamadeh ve Khoueiri (2012), küresel finans krizinin Lübnan turizmi üzerindeki etkilerine vurgu yapılarak turizmin temel belirleyicileri tespit edilmiştir. Kriz sürecinde Lübnan'da turizmin canlandığı, özellikle Avrupa, Arap ve diğer ülkelerden turizm talebi ile döviz kuru arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. De Vita ve Kyaw (2013), 1996-2009 döneminde döviz kurunun Almanya'dan Türkiye'ye olan turizm talebinin önemli bir belirleyicisi olduğu görülmüştür. Kılıç ve Bayar (2014), 1994-2013 döneminde Türkiye'de reel efektif döviz kuru oynaklığı ile turizm gelirleri ve harcamaları arasındaki ilişkileri incelemişlerdir. Bulgular, reel efektif döviz kuru ile turizm geliri ve harcamaları arasında uzun dönemli pozitif bir ilişkinin varlığı yönündedir. Aydın vd. (2015), 1996-2013 döneminde Türkiye'ye yönelik uluslararası turizm talebini etkileyen faktörleri incelemişlerdir. Panel veri analizi bulgularında, döviz kurları ile turizm talebi arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Öncel vd. (2016), 2003-2015 döneminde Türkiye'de reel döviz kuru ile turizm gelirleri arasındaki ilişkiyi modellemişlerdir. Bulgular, değişkenlerin uzun dönemli ilişkili olduğu yönündedir. FMOLS ve DOLS sonuçlarında ise reel döviz kurundaki %1'lik artış turizm gelirlerini yaklaşık %0.08 oranında pozitif etkilemektedir. Irandoust (2019), 1995-2016 döneminde 10 Avrupa ülkesinde döviz kuru değişikliklerinin turizm talebi üzerinde ne ölçüde asimetrik bir etkiye sahip olduğu saklı eşbütünleşme testleri ile analiz edilmiştir. Bulgular, turizm talebi ile döviz kuru dalgalanmaları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu ve turizm talebinin döviz kuru değişikliklerine asimetrik tepki verdiği görüşü desteklenmiştir. Arslan

ve Çetiner (2020), Türkiye’de döviz kuru ile turizm gelirleri arasındaki ilişkiyi 2008-2019 dönemi ile Johansen eşbütünleşme testi ve Vektör Otoregresif (VAR) modeli ile test edilmiştir. Bulgularda, seriler arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusudur. Ayrıca, kurdaki artışın turizm gelirlerini arttırdığı görülmüştür. Timur ve Mert (2021), 2003-2020 döneminde döviz kuru ile turizm gelirleri arasındaki ilişki doğrusal olmayan ARDL (NARDL) yöntemi ile incelenmiştir. Bulgular, döviz kuru ile turizm gelirleri arasında kısa dönemde simetrik, uzun dönemde ise asimetrik bir ilişki söz konusudur. Ayrıca, döviz kurundan kaynaklı pozitif bir şok turizm gelirlerini yaklaşık %0.6; negatif bir şok ise yaklaşık %0.3 arttırmaktadır.

Döviz kuru ile turizm sektör göstergeleri arasında nötr ve olumsuz bulguların elde edildiği araştırmalar şu şekilde özetlenebilir; Eugenio-Martín, vd. (2004), Latin Amerika ülkelerinde panel veri analizi ile 1985-1988 döneminde döviz kurlarının turizm büyümesi üzerinde etkili olmadığı görülmüştür. Kaya ve Çakır Çömlekçi (2013), 2002-2011 döneminde çoklu doğrusal regresyon yöntemi ile EUR/TRY kurundaki oynaklıklar ile turizm gelirleri arasından negatif ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Erkan vd. (2013), 2005-2012 döneminde Türkiye’nin turizm gelirlerinin belirleyicilerine yönelik araştırmalarında reel döviz kurunun turizm gelirlerini etkilemediği görülmüştür. Mervar ve Payne (2007), Hırvatistan’da 1994-2004 döneminde turizm talebi belirleyicileri ARDL sınır testi yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Bulgular, turizm talebinin 1990’larda yaşanan siyasi çatışmalardan olumsuz etkilendiği, reel döviz kurunun önemli bir belirleyici olmadığı yönündedir. Chang ve McAleer (2012), 1990-2008 döneminde Tayvan örnekleme ile turist sayısı ile döviz kurları arasında negatif ilişki tespit edilmiştir. Baran vd. (2019), 1988-2016 döneminde regresyon yöntemi ile Türk marinalarına gelen yat ve yolcu sayısı ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Bulgularda, gelen yolcu ve yat sayısı ile döviz kuru arasında pozitif bir ilişki tespit edilememiştir. Mestanoğlu ve Yıldırım (2021), Türkiye’de 2003-2019 döneminde döviz kurundaki değişimlerin ülkeye gelen turist sayısı ve turizm gelirleri üzerinde bir etkisinin olmadığı görülmüştür.

Şanlı vd., (2011) araştırmasında ise hem olumlu hem de olumsuz ilişkiler tespit etmiştir. Yazarlar, 2002-2010 döneminde USD/TRY kuru ve Euro/Dolar paritesinin Türkiye’nin turizm gelirlerine etkisini araştırmışlardır. Johansen eşbütünleşme testi bulgularına göre serilerin uzun dönemli ilişkili oldukları görülmüştür. Dolar kurunda ve Euro/Dolar paritesinde %1’lik bir artış, turizm gelirlerinde sırasıyla - %1.41 ve %0.57 oranında değiştirmektedir. Ayrıca, değişkenlerin kısa dönemli davranışlarını belirlemek amacı ile kurulan vektör hata düzeltme modeli (VECM), bağımsız değişkenlerin turizm gelirinin %25’ini açıkladığı tespit edilmiştir. Bu araştırma, Euro/Dolar paritesinin Türkiye turizmüne etkisini inceleyen nadir ampirik araştırmalardandır.

Literatürde döviz kurları ile turizm sektör göstergeleri arasında nedensellik ilişkilerini inceleyen ampirik araştırmalar da söz konusudur. Dritsakis (2004), Kara vd. (2012), Şen ve Şit (2015), Demir (2021) araştırmalarında döviz kurundan turizm gelirlerine; Bozkurt ve Pekmezci (2015) araştırmasında turizm talebi şokundan döviz kuru şokuna; Oğan ve Sevim (2020) araştırmasında reel döviz kurundan turistlerin ortalama turizm harcamasına doğru tek yönlü Granger nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir.

Son olarak döviz kuru ile turizm pay fiyatları/endeksleri arasındaki ilişkileri ampirik olarak inceleyen araştırmalar özetlenmiştir. Chan ve Lim (2011), Yeni Zelanda'da 1998-2009 döneminde Johansen eşbütünleşme testi ve VECM ile döviz kurunun da aralarında bulunduğu makroekonomik göstergelerle turizm sektörü pay senedi fiyatları arasında anlamlı ilişkilerin olduğunu tespit etmiştir. Chen vd. (2012), Japonya'da 1976-2006 döneminde Japon Yeni ile otelcilik pay senedi fiyatları arasında bir ilişki tespit edilmemiştir. Harb Sayed Ahmed (2019), Mısır'da 2010-2019 döneminde döviz kurundan turizm pay endeksine tek yönlü nedensellik tespit etmiştir. Ayrıca, döviz kuru varyansının pay senedi fiyat varyansını hızlandırdığı ve Mısır Lirası'nın değer kaybının turizm endeksi performansını arttırdığını doğrulamıştır.

Türkiye örneğinde Demir vd. (2017), 2005-2013 döneminde döviz kurunun turizm endeksi pay fiyatlarının Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir. Kiracı (2019), 2003-2018 döneminde pay endeksinden USD/TRY kuruna ve Dolar endeksinden pay endeksine Granger nedensellik; USD/TRY kurunun pozitif ve negatif şoklarından pay endeksinin pozitif ve negatif şoklarına doğru nedensellik tespit edilmiştir. Soyaslan (2019), 2015-2018 döneminde BİST turizm pay endeksi ile USD/TRY ve EUR/TRY arasındaki ilişkileri incelemiştir. Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik, VAR etki-tepki fonksiyonu ve varyans ayrıştırma analizleri kullanılmıştır. Bulgularda, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiş ve her iki döviz kuru pay endeksinin Granger nedeni olduğu görülmüştür. Özçalık ve Güler Özçalık (2020), 2010-2019 dönemi verileri ile Soyaslan'ın (2019) araştırmasındaki değişkenler ve yöntemleri kullanmıştır. Bulgularda, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilemezken, pay endeksinden her iki döviz kuruna tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Yaman ve Korkmaz (2020), 1996-2019 döneminde Diagonal VECM-GARCH yöntemi kullanılarak pay endeksi ile majör döviz kurları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bulgularda, döviz kurlarındaki oynaklığın yükseldiği dönemlerde pay endeksi getirilerindeki volatilitenin arttığı görülmüştür. Yıldırım vd. (2020), 2010-2020 döneminde USD/TRY'nin pay endeksi üzerinde kısa dönemli negatif etkisi tespit edilmiştir. Demirkale ve Can (2021), 2008-2020 döneminde VAR etki-tepki fonksiyonu ile pay endeksinin USD/TRY şokuna pozitif tepki verdiği tespit etmiştir. Benzer yöntemleri kullanan Süslü ve Gök (2021) ise 2006-2018 döneminde döviz kurunda oluşan bir şokun turizm endeksi üzerinde belirgin bir etkisinin olmadığını tespit etmiştir. Ünal (2021), 2009-2020 döneminde BİST sektör endeksleri ile döviz kuru ilişkisini sabit ve rassal etkiler yöntemleri ile modellemiştir. Bulgular, turizm pay endeksi ile USD/TRY arasında pozitif ilişki olduğu yönündedir. Öcal ve Ekmen (2021), 2012-2020 döneminde Johansen eşbütünleşme, VECM, Granger nedensellik ve VAR etki-tepki fonksiyonu analizleri kullanılmıştır. Bulgularda, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilememiş, reel efektif döviz kurunda meydana gelen değişimlerden turizm pay endeksinin negatif etkilendiği görülmüştür. Son olarak Yılmaz ve Menteş (2022), 2003-2022 döneminde ARDL sınır ve Granger nedensellik testlerini uyguladığı araştırmasında turizm pay endeksi ile USD/TRY arasında uzun dönemli ilişki tespit edilememiş, fakat değişkenler arasında çift yönlü Granger nedensellik görülmüştür.

3. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Araştırmada, Euro/Dolar paritesinin Türkiye'nin turizm sektörüne etkileri konu edilmiştir. Aylık frekanslı verilerin kullanıldığı araştırma 2003/01-2022/09 dönemini kapsamaktadır. Araştırma döneminin seçiminde turizm geliri ile turistlerin kişi başı ortalama turizm harcaması verilerinin ilgili veri tabanında başlangıç döneminin 2003/01 olması etkili olmuştur. Bu dönemde 237 aylık gözlem sayısı mevcuttur. Turizm sektöründe 2020 yılı Nisan ve Mayıs aylarına ait Covid-19 pandemi kaynaklı veri eksikliği söz konusu olduğundan belirtilen aylar araştırma sürecine dahil edilmemiştir ve araştırma sürecinde 235 adet gözlem söz konusudur. Euro/Dolar paritesi ile BİST Turizm Pay Endeksi verileri investing.com, turizm gelirleri (toplam seyahat geliri-milyon ABD Doları) ile kişi başı ortalama turizm harcaması (ABD Doları) verileri ise TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi veri tabanından temin edilmiştir. Araştırma kullanılan turizm sektör göstergelerinin seçiminde literatürde yer alan (Şanlı vd. (2011), Soyaslan (2019), Yıldırım vd. (2020), Arslan ve Çetiner (2020), Oğan ve Sevim (2020), Mestanoglu ve Yıldırım (2021), Öcal ve Ekmen (2021), Demir (2021) ve Yılmaz ve Mentş (2022)) araştırmalardan yararlanılmıştır. Turizm geliri ve kişi başı ortalama turizm harcaması serileri Tramo/Seats yöntemi ile mevsim etkilerinden arındırılmıştır. Euro/Dolar paritesi dışındaki tüm seriler ölçek farklılıklarını azaltabilmek adına doğal logaritmik formda kullanılmıştır. Analizlerde E-Views, Gauss ve WinRats paket programlarından yararlanılmıştır. Araştırma sürecinde kullanılan serilerin kısaltılmış adları ve frekans değerlerine Tablo 1'de yer verilmiştir.

Tablo 1. Serilerin Kısa Kodları ve Frekans Değerleri

Seriler	Kısa Kod	Ortalama	Maksimum	Minimum	Medyan	Standart Sapma	Jarque-Bera (p değeri)
BİST Turizm pay endeksi	Borsa	4.3279	6.3716	2.7517	4.2061	0.6839	59.3280 (0.0000)
Euro/Dolar paritesi	Parite	1.2449	1.5774	0.9799	1.2306	0.1250	8.8607 (0.0119)
Turizm geliri	Gelir	21.2413	22.0943	20.0515	21.2482	0.3208	8.7374 (0.0126)
Kişi başı ortalama turizm harcaması	Harcama	6.5608	6.8450	6.2852	6.5696	0.1211	0.5350 (0.7652)

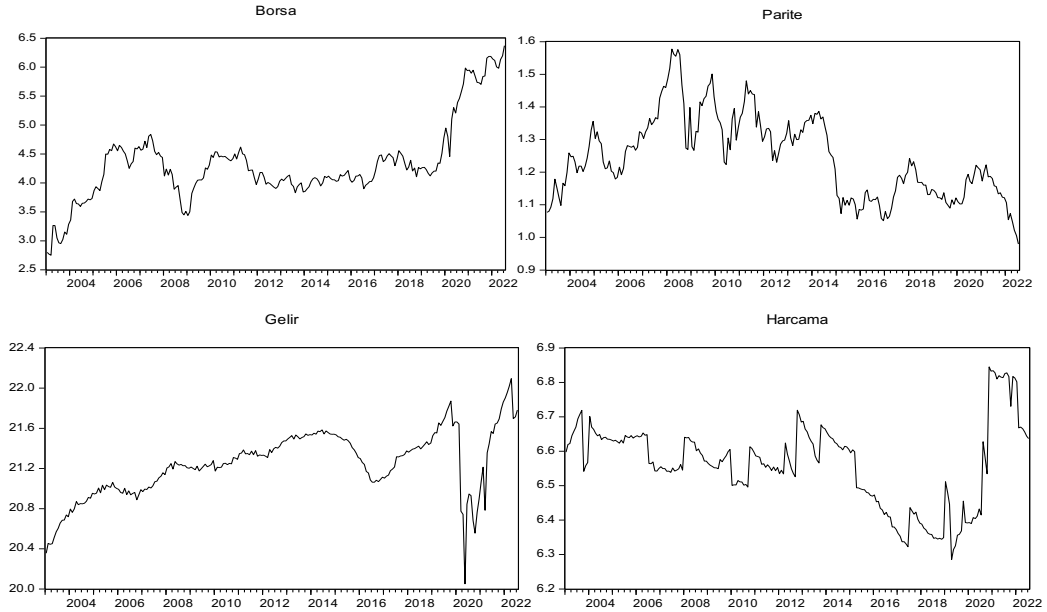
Seriler arasında ortalamadan sapma oranı en yüksek serinin Borsa serisi olduğu görülmektedir. Normal dağılımın göstergesi olan Jarqua-Bera testinin olasılık değerine göre %5 anlamlılık düzeyinde Harcama serisi normal dağılım özelliği göstermektedir.

Tablo 2. Serilerin Korelasyon Matrisi

	Borsa	Parite	Gelir	Harcama
Borsa	1	-0.1955	0.3308	0.2202
Parite	-0.1955	1	-0.0615	0.2583
Gelir	0.3308	-0.0615	1	-0.075
Harcama	0.2202	0.25839	-0.0757	1

Tablo 2'de serilerin korelasyon matrisine yer verilmektedir. Korelasyon katsayısı, seriler arasındaki ilişkinin derecesini ve yönünü ortaya koymaktadır. Bu katsayı, - 1 ile +1 arasında yer almaktadır. Eğer iki seri birlikte artıyor ise pozitif (+) korelasyon; seriler zıt yönde hareket ediyorsa negatif (-) korelasyon ve korelasyon katsayısı sıfır (0) ise seriler arasında ilişki söz konusu değildir (Işık, 2006: 198-199). Seriler hakkında kısa ön bilgi sunan korelasyon matrisine göre Parite serisinin, Borsa ve Gelir serileri ile zayıf negatif; Harcama serisi ile pozitif korelasyonda oldukları tespit edilmiştir.

Grafik 1'de serilerin araştırma sürecinde izlediği seyir gösterilmektedir.



Grafik 1. Serilerin Zaman Yolu Grafikleri

Serilerin yapısal kırılma(lar) içerebilme olasılığı nedeni ile araştırmada yapısal kırılmalı ekonometrik yöntemler tercih edilmiştir. Şanlı vd. (2011), Soyaslan (2019), Yıldırım vd. (2020), Arslan ve Çetiner (2020), Oğan ve Sevim (2020), Mestanoğlu ve Yıldırım (2021), Öcal ve Ekmen (2021), Demir (2021) ve Yılmaz ve Menteş (2022) araştırmaları takip edilmiş, (1), (2) ve (3) numaralı regresyon denklemleri türetilerek yapısal kırılmalı ekonometrik yöntemler uygulanmıştır.

$$\text{Model 1: } \text{Borsa}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Parite}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Model 2: } \text{Gelir}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Parite}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Model 3: } \text{Harcama}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Parite}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Zaman serileri analizlerinde serilerin durağanlık özelliklerinin tespit edilmesi gerekmektedir. Durağanlık, bir serinin ortalaması ve varyansının zaman içerisinde değişmemesidir. Birim kök içeren seriler kullanılarak yapılan analizlerde geleceğe ilişkin tahminlerde bulunmak ya da bu sonuçları gelecek dönemler için genellemek pek de sağlıklı değildir (Gujarati, 2004, s.814). Serilerin durağanlık seviyelerinin tespiti gerek bazı iktisadi çıkarımların yapılmasına gerek bir sonraki aşamalarda uygulanan yöntemlerin belirlenmesine katkı sağlamaktadır.

Birim kök testlerinin öncülü Dickey ve Fuller (DF-1979), hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve sabit varyanslı olduklarını yani hata terimleri arasında otokorelasyon gözlenmediğini varsaymaktadır (Bozkurt, 2013, s.41). Augmented Dickey ve Fuller (ADF) testi ise modele gecikmeli değerler ekleyerek DF (1979) testini otokorelasyon problemine karşı düzeltmektedir. Philips ve Perron (PP-1988) testinde ise hata teriminin zayıf derecede bağımlı olmasına ve heterojen dağılımına izin verilmektedir (Enders, 2004, s.229). PP (1988) testi, DF (1979) ve ADF testlerinin hata terimlerine ilişkin varsayımlarına göre daha esnek olmakla beraber DF (1979) testinin varsayımlarını geliştirmiştir. PP (1988) testinin kullandığı regresyon modelleri (4) numaralı denklemlerde gösterilmektedir:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

$$y_t = a_0 + y_{t-1} + a_2 \left(t - \frac{1}{2} T\right) + \mu_t$$

Burada T gözlem sayısını, hata terimlerinin dağılımı ifade etmekte olup bu hata terimlerinin beklenen değeri sıfırdır. Fakat burada hata terimleri arasında içsel bağlantının olmadığı veya homojenlik varsayımı gerekli değildir. Bu açıdan bakıldığında DF (1979) testinin bağımsızlık ve homojenite varsayımları PP (1988) testinde terk edilmiş, hata terimlerinin zayıf bağımlılığı ve heterojen dağılımı kabul edilmiştir. Böylece PP (1988), DF (1979) t istatistikleri geliştirilmesinde hata terimlerinin varsayımları konusundaki sınırlamaları dikkate alınmamıştır. PP (1988) testinde standart ADF testinde olduğu gibi " H_0 : *Seri durağan değildir*" hipotezi " H_1 : *Seri durağandır*" alternatif hipoteze karşı test edilmektedir (Tarı, 2010, ss.399-400; Mert & Çağlar, 2019, s.101).

Ülke ekonomilerinin yapısında ya da bir endüstride meydana gelen önemli gelişmeler yapısal kırılmaların nedeni olabilmektedir (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, s.399). Yapısal kırılmalar nedeni ile meydana gelen şoklar, bir zaman serisinin düzeyinde, trendinde ya da her ikisini değiştirebilmektedir. Geleneksel birim kök testinin durağan dışı bulduğu bir seriyi, yapısal kırılmalı birim kök testi durağan buluyorsa anlamlı yapısal kırılmaların olduğu söylenebilir (Mert & Çağlar, 2019: 125).

Zivot ve Andrews (ZA-1992), Perron (1989) yapısal kırılmalı birim kök testindeki kırılma noktalarının dışsal olarak bilindiği varsayımını eleştirmiş ve kırılma noktasını içsel olarak tahmin etmiştir. ZA (1992) testi için önerilen regresyon denklemleri şu şekildedir:

Model A: Sabitte kırılma olduğunda,

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (5)$$

Model B: Trendde kırılma olduğunda,

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (6)$$

Model C: Hem sabitte hem de trendde kırılma olduğunda,

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (7)$$

Kukla değişkenler; $DU_t = 1$ eğer $t > TB$ aksi halde 0, $DT_t^* = t - TB$ eğer $t > TB$ aksi halde 0 şeklinde tanımlanmaktadır. Burada t zamanı, TB kırılma tarihini, DU_t sabitte kırılma, DT_t^* trendde kırılmayı göstermektedir. Denklem (5), (6) ve (7)'de tanımlanan modeller için yokluk hipotezi $\alpha = 0$ 'dır, Y_t 'nin herhangi bir yapısal kırılmayı dahil edilmeden bir kayma ile birim kök içerdiğini göstermektedir. Alternatif hipotez $\alpha < 0$ ise, serinin zaman içinde bilinmeyen bir noktada meydana gelen tek zamanlı bir kırılma ile trend durağan bir süreçte olduğunu ifade etmektedir (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, ss.431-433; Çemrek & Şeker, 2020, s.124; Diler, 2018, s.110).

Araştırmada kullanılan birim kök testlerinden bir diğeri de tek ve çift yapısal kırılmalı Lee ve Strazicich (LS-2003, 2004) testidir. ZA (1992) birim kök testinin yokluk hipotezi yapısal kırılmalı olmayan serinin birim köklü olduğu, alternatif hipotezin ise serinin yapısal kırılmalar bulunması ile durağan olduğu şeklindedir. LS (2003, 2004), alternatif hipotezin yapısal kırılmalı durağan olmaması gerektiğini savunmaktadır. Eğer temel hipotezde yapısal kırılma olmadığı varsayılıyorsa, alternatif hipotezde yapısal kırılma var olmalıdır (Yılancı, 2009, s.329). Bu test, Schmidt ve Phillips (1992) tarafından önerilmiş Lagrange Çarpanlarına dayanmakta ve Perron (1989)'da ele alınan Model A ve C'ye göre sabit ile sabit ve trendde kırılmaları dikkate alarak durağanlık test edilmektedir. Ayrıca, testte kırılmalar içsel olarak belirlenmekte ve kırılma tarihleri ızgara taraması ile tespit edilmektedir (Dumrul, 2010, s.213). Testin veri üretme süreci (8) numaralı denklem ile şu şekilde ele alınmaktadır (Lee & Strazicich, 2003, ss.1082-1083):

$$y_t = \delta Z_t + e_t \quad \text{ve} \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Denklem (8)'de yer alan Z_t , veri üretme sürecinde dışsal değişkenleri içeren bir vektördür. Düzeyde iki kırılmaya izin veren Model A için $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]$ şeklinde tanımlanır. Bu noktada $t > TB_j + 1$, $j = 1, 2$ için $D_{jt} = 1$ diğer durumlarda 0'dır. TB_j , kırılma zamanını göstermektedir. Düzeyde ve trendde iki kırılmaya izin veren Model C için ise $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$

şeklinde tanımlanır. Bu noktada $t > TB_j + 1$, $j = 1, 2$ için $DT_{jt}=t-TB_j$ ve diğer durumlarda 0'dır. İlgili birim kök testinde veri yaratma süreci yokluk hipotez ($\beta = 1$) ve alternatif hipotez ($\beta < 1$) altında kırılmaları içermektedir. İki kırılmalı LM birim kök test istatistiği aşağıda sunulan (9) numaralı regresyon denklemi ile hesaplanmaktadır:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

(9) numaralı regresyon denkleminde $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\Psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t=2, \dots, T$; $\tilde{\delta}$ ise regresyon katsayılarını göstermektedir. $\tilde{\Psi}_x$, $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ ile elde edilmektedir. y_1 ve Z_1 , y_t ve Z_t 'nin birinci gözlemlerini göstermektedir. $\Phi = 0$ ile tanımlanan birim kök yokluk hipotezine göre kurulmakta ve serinin kırılmalarla birlikte durağanlığına LM test istatistiği ile hesaplanan t istatistiğine göre karşılaştırılır (Lee & Strazicich, 2003, ss.1082-1083). Tek kırılmalı LS birim kök testi için kritik değerler LS (2004), çift kırılmalı test için ise LS (2003) araştırmalarından elde edilmektedir. Elde edilen test istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda yapısal kırılmalı birim kök yokluk hipotezi reddedilmektedir (Yılancı, 2009, s.331).

Birim kök içeren seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi, uzun dönemli ilişkiyi modellemeye yöneliktir (Engle & Granger, 1987, s.253). Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin belirlenebilmesi için Gregory ve Hansen (GH-1996), Engle ve Granger (EG-1987) eşbütünlüşme testine yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişken ekleyerek eşbütünlüşme literatürüne yeni bir yaklaşım kazandırmıştır (Mert & Çağlar, 2019, s.377). GH (1996) testi, eşbütünlüştürücü vektördeki katsayıların sabit kalmayacağı, modeldeki sabit terim ve eğim katsayısının yapısal kırılma tarihinde değişebileceği ve geleneksel eşbütünlüşme testlerinin yetersizliği düşüncesi ile geliştirilmiştir (Gregory & Hansen, 1996, s.100). Yapısal kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği tek yapısal kırılmaya izin veren bu test ile seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi üç farklı modelle incelenmektedir.

Model 1: Sabitte kırılma (C)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (10)$$

Model 2: Sabitte ve Trendde Kırılma (C/T)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta_t + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (11)$$

Model 3: Rejim Değişimi (C/S)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{t\tau} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (12)$$

Sunulan modellerde yapısal kırılma noktasını, n gözlem sayısını, ve sabitte kırılmayı, kırılma öncesi eğim katsayısını ve ise kırılma sonrası eğimde meydana gelen değişimi ifade etmektedir. Modeller için hesaplanan , ve test istatistiklerinin minimum olduğu tarih eşbütünleşme testinin uygun kırılma tarihidir (Gregory & Hansen, 1996, ss.102-106). Yapısal kırılma altında eşbütünleşme yoktur şeklindeki yokluk hipotezi test edilirken test istatistikleri kritik değerlerden küçük ise yokluk hipotezi reddedilerek yapısal kırılma altında eşbütünleşme olduğu sonucu elde edilir. Testin kritik değerleri modeldeki değişken sayısına göre belirlenmekte ve bu değerler de GH (1996) araştırmasında yer almaktadır (Şahin & Durmuş, 2019, s.45; Tıraşoğlu & Yıldırım, 2012, ss.115).

Araştırmada kurulan modellerde uzun dönemli ilişkilerin tespit edilmesinde kullanılan bir diğer eşbütünleşme testi ise tek yapısal kırılmalı GH (1996) testinin genişletilmiş ve iki olası yapısal kırılmaya izin veren Hatemi J (HJ-2008) eşbütünleşme yaklaşımıdır. Bu eşbütünleşme yaklaşımında Denklem (13)'te yer alan standart EG (1987) eşbütünleşme modeline iki kırılma kuklası eklenerek HJ (2008) testi oluşturulmaktadır. Bu testte iki kırılmanın etkisi hem sabitte hem de rejim değişiminde görülebilmektedir. Rejim değişimi (C/S) şeklinde tanımlanan model Denklem (14)'te gösterilmektedir (Hatemi J, 2008, ss.498-500):

$$y_t = \alpha + \beta' x_t + u_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (13)$$

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0' x_t + \beta_1' D_{1t} x_t + \beta_2' D_{2t} x_t + u_t \quad (14)$$

D_{1t} ve D_{2t} , kukla değişkenler olarak tanımlanmakta ve Denklem (15)'te yer alan şekilde oluşturulmaktadır.

$$D_{1t} = \begin{cases} 0, & t \leq [n\tau_1] \\ 1, & t > [n\tau_1] \end{cases} \quad ve \quad D_{2t} = \begin{cases} 0, & t \leq [n\tau_2] \\ 1, & t > [n\tau_2] \end{cases} \quad (15)$$

Burada, τ_1 ve τ_2 kırılma noktalarını ve $[]$ ise kırılma noktalarının tam sayı olmasını sağlamaktadır. HJ (2008) testinde, iki yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklindeki yokluk hipotezi, iki yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisi vardır şeklindeki alternatif hipotezine karşı sınanmasında ADF^* , Z_a^* ve Z_t^* test istatistikleri kullanılmaktadır. Hesaplanan bu test istatistiklerinin kıyaslanmasında kullanılan kritik değerler HJ (2008) araştırmasından elde edilmektedir. Teste ilişkin yokluk hipotezinin sınanmasında GH (1996) testine benzer süreçler işletilmektedir.

Uzun dönemde birlikte hareket ettikleri tespit edilen serilerin seviye değerleri ile sahte regresyon sorununa yol açmadan uzun dönemli katsayı tahminlemesi yapılabilmektedir. Klasik En Küçük Kareler (EKK) yönteminin handikaplarından elimine edilmesi adına Philips ve Hansen (1990) FMOLS yöntemini önermişlerdir (Altay & Yılmaz, 2016, s.82).

4. Ampirik Bulgular

Serilerin durağanlık özelliklerinin tespit edilmesi için PP (1988), ZA (1992), LS (2003, 2004) birim kök testlerine başvurulmuştur. Tablo 3 ve 4'te test bulguları raporlanmıştır.

Tablo 3. PP (1988) ve ZA (1992) Birim Kök Test Bulguları

Seriler	PP (1988)		ZA (1992)			
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Model A		Model C	
			Test İstatistiği	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi
Borsa	-0.6408 (0.8576)	-1.2536 (0.8962)	-3.5495	2019M08	-3.6423	2018M02
Parite	-1.9911 (0.2907)	-2.9817 (0.1396)	-4.1547	2006M11	-4.2731	2007M06
Gelir	-3.1484 (0.0245)	-3.6155 (0.0306)	-5.7537	2015M09	-5.9466	2015M09
Harcama	-2.5353 (0.1085)	-2.6186 (0.2725)	-3.6847	2019M08	-4.0094	2015M04
Δ Borsa	-13.9725 (0.0000)	-13.9532 (0.0000)	-14.7798	2020M03	-14.6134	2008M12
Δ Parite	-15.3881 (0.0000)	-15.4843 (0.0000)	-6.3500	2008M07	-6.5262	2008M07
Δ Gelir	-18.6692 (0.0000)	-18.6376 (0.0000)	-5.4961	2017M04	-6.3505	2019M09
Δ Harcama	-17.8123 (0.0000)	-17.7968 (0.0000)	-17.6001	2019M06	-17.8315	2019M07

Notlar: Parantez içindekiler olasılık değerlerini ve “ Δ ” notasyonu ise serilerin birinci farkını göstermektedir. PP birim kök testinde kritik değerler sabitli model için - 3.4582 (%1), - 2.8737 (%5) ve - 2.5733 (%10); sabitli ve trendli model için ise - 3.9977 (%1), - 3.4291 (%5) ve - 3.1380 (%10) şeklindedir. PP testinde optimal gecikmeye Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) ile karar verilmiştir. Ayrıca PP testinde, Spectral tahmin yöntemi için Bartlett Kernel ile karar verilirken, Newey-West yöntemi için ise Bandwith seçenekleri kullanılmaktadır. ZA testinde ise, Model A kritik değerleri - 5.34 (%1), - 4.93 (%5) ve - 4,58 (%10); Model C için kritik değerler ise - 5.57 (%1), - 5.08 (%5) ve - 4,82 (%10) şeklindedir. Model A ve C için gecikme uzunluğu 12 olarak alınmıştır.

Tablo 3'te PP (1988) birim kök test bulgusu, tüm anlamlılık düzeylerinde Borsa, Parite ve Harcama serilerinin seviye değerlerinde birim köklü olduklarını ve birinci dereceden farkları alındığında durağanlaştıklarını göstermektedir. ZA (1992) test bulguları ise Borsa, Parite ve Harcama serilerinin tüm anlamlılık düzeylerinde hesaplanan test istatistikleri, kritik değerlerden mutlak değerce küçük olduğundan yapısal kırılma ile serinin durağanlığını ifade eden alternatif hipotez reddedilir ve yapısal kırılma olmadan serinin birim köklü olduğunu gösteren yokluk hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla ZA (1992) bulgularına göre Borsa, Parite ve Harcama serileri seviyede birim köklüdür. PP (1998) ile ZA (1992) test bulguları bu üç seri için örtüşmektedir.

Gelir serisi ise PP (1988) testi sabitli ve sabitli/trendli modellere göre seviye değerlerinde %1 anlamlılık düzeyinde birim köklü, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ise durağan oldukları görülmektedir.

Gelir serisi için ZA (1992) testine göre tüm anlamlılık düzeylerinde hesaplanan test istatistiği, kritik değerlerden mutlak değerce büyük olduğundan bir yapısal kırılma olmadan serinin birim köklü olduğunu içeren yokluk hipotezi reddedilir. ZA (1992) test bulgusu Gelir serisinin yapısal kırılma ile durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 4. LS (2003, 2004) Birim Kök Test Bulguları

Seriler	LS (2003, 2004)			
	Tek Kırılmalı		Çift Kırılmalı	
	Crash	Break	Crash	Break
Borsa	-1.8064 (2005M06)	-2.5662 (2013M03)	-1.8770 (2005M06, 2006M09)	-5.4392 (2007M06, 2020M02)
Parite	-2.8292 (2011M08)	-4.6278 (2008M09)	-3.2579 (2014M08, 2014M12)	-5.5216 (2006M10, 2015M10)
Gelir	-2.9589 (2020M03)	-4.1783 (2015M09)	-2.9908 (2005M04, 2020M03)	-6.1033 (2016M02, 2019M12)
Harcama	-2.9262 (2018M12)	-4.0128 (2020M07)	-3.2492 (2015M03, 2020M07)	-5.6941 (2015M03, 2020M07)
Δ Borsa	-4.1089 (2020M05)	-13.8115 (2006M07)	-4.2923 (2008M04, 2016M05)	-14.3149 (2008M10, 2019M10)
Δ Parite	-5.1235 (2016M05)	-6.6804 (2006M01)	-6.6040 (2011M02, 2016M04)	-8.6705 (2008M02, 2010M07)
Δ Gelir	-5.4968 (2017M02)	-7.9808 (2020M02)	-5.6501 (2018M12, 2019M04)	-10.0486 (2018M06, 2020M05)
Δ Harcama	-4.3447 (2017M05)	-17.4287 (2019M06)	-6.9013 (2009M11, 2010M08)	-17.4823 (2014M10, 2020M05)

Notlar: Parantez içindekiler kırılma tarihlerini ve "Δ" notasyonu ise serilerin birinci farkını göstermektedir. Test için kritik değerler WinRATS programı yardımı ile üretilmiştir. Tek kırılmalı LS testinde Crash modeli için kritik değerler sırası – 4.0658 (%1), – 3.4683 (%5) ve – 3.1646 (%10); çift kırılmalı testte kritik değerler ise – 4.0782 (%1), – 3.5687 (%5) ve – 3.3051 (%10) şeklindedir. Tek yapısal kırılmalı Break modeli için sırası ile Borsa, Parite, Gelir ve Harcama serilerinin kritik değerleri 4.8712 (%1), – 4.3121 (%5), – 4.0353 (%10); – 4.7784 (%1), – 4.2146 (%5), – 3.9258 (%10); – 4.8527 (%1), – 4.2927 (%5), – 4.0125 (%10); – 4.6258 (%1), – 4.0615 (%5), – 3.7819 (%10) şeklindedir. Çift yapısal kırılmalı Break modeli için benzer değişken sıralaması ile kritik değerler – 6.6272 (%1), – 5.7966 (%5), – 5.4294 (%10); – 6.8285 (%1), – 6.0500 (%5), – 5.7093 (%10); – 6.9679 (%1), – 6.1309 (%5), – 5.7271 (%10); – 6.9679 (%1), – 6.1309 (%5), – 5.7271 (%10) şeklindedir. Birinci dereceden farkı alınan seriler için Crash modelinde üretilen kritik değerler seviye değerindeki ile aynıdır. Fakat Break modelinde seviye değerleri ile birinci dereceden farkında üretilen kritik değerler farklılık göstermektedir. Benzer değişken sıralaması ile birinci dereceden farkındaki serilerin tek kırılmalı Break modeli kritik değerleri – 4.6425 (%1), – 4.0767 (%5), – 3.7942 (%10); – 4.6093 (%1), – 4.0466 (%5), – 3.7696 (%10); – 4.6538 (%1), – 4.0869 (%5), – 3.8026 (%10); – 4.6968 (%1), – 4.1291 (%5), – 3.8401 (%10) şeklindedir. Çift kırılmalı Break modeli için ise – 6.6203 (%1), – 5.7923 (%5), – 5.4254 (%10); – 6.5406 (%1), – 5.9280 (%5), – 5.6131 (%10); – 6.5406 (%1), – 5.9280 (%5), – 5.6131 (%10); – 6.9597 (%1), – 6.1245 (%5), – 5.7211 (%10) şeklindedir.

Tablo 4'te LS (2003, 2004) test bulgularına göre, Borsa, Parite, Harcama serilerinin seviye değerlerinde tüm anlamlılık düzeylerinde hesaplanan test istatistikleri, kritik değerlerden mutlak değerce küçük olduğu için yapısal kırılmalı birim kökün varlığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilemez. Bu serilerin seviyede birim köklü olduğu kabul edilebilir. Gelir serisinde ise Crash modelinde tüm anlamlılık düzeylerinde hesaplanan test istatistikleri, kritik değerlerden mutlak değerce küçük

olduğu için yapısal kırılmalı birim kökün varlığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilemezken; Break modelinde ise %10 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezi reddedilir. Gelir serisi Crash modeline göre seviyede birim köklü, Break modeline göre ise %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde birim köklüdür. Sonuç olarak uygulanan her üç birim kök test bulgularında serilerin birinci dereceden farklarında (I(1)) durağanlaştıkları kararı verilmiştir.

Tablo 5. GH (1996) Eşbütünleşme Test Bulguları

	Model	ADF*	Kırılma Tarihi	Z_t^*	Kırılma Tarihi	Z_a^*	Kırılma Tarihi
Model 1	C	-3.7894	2019M04	-3.0912	2019M07	-16.6896	2019M07
	C/S	-3.8782	2019M04	-3.2025	2019M07	-17.4135	2019M07
Model 2	C	-5.2243	2011M04	-3.8775	2007M04	-26.5635	2007M04
	C/S	-5.2237	2009M11	-3.9661	2010M05	-29.4484	2010M05
Model 3	C	-3.1991	2019M04	-3.1237	2019M07	-18.0614	2019M03
	C/S	-3.7842	2019M07	-3.1629	2019M07	-19.0166	2015M11

Notlar: ADF* ve Z_t^* test istatistiklerinin sabitte kırılma modelinde (C) kritik değerleri - 5.13 (%1), - 4.61 (%5) ve - 4.34 (%10); rejim değişimi modeli (C/S) için - 5.47 (%1), - 4.95 (%5) ve - 4.68 (%10) şeklindedir. Z_a^* test istatistiği sabitte kırılma modelinde (C) kritik değerleri - 50.07 (%1), - 40.48 (%5) ve - 36.19 (%10); rejim değişimi modeli (C/S) için - 57.17 (%1), - 47.04 (%5) ve - 41.85 (%10) şeklindedir.

Serilerin birinci dereceden farklarında durağanlaşmaları uzun dönemli ilişkilerin tespit edilebilmesi için tek yapısal kırılmaya izin veren GH (1996) ve iki yapısal kırılmaya izin veren HJ (2008) testlerinin uygulanmasına zemin hazırlamıştır. Tablo 5'te GH (1996) testinin bulguları raporlanmıştır. Model 1 ve Model 3'te sabitte kırılma (C) ve rejim değişimi (C/S) modelleri dikkate alındığında yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına dair yokluk hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. Yani, Model 1 ve Model 3'te yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Model 2'de ADF* test istatistiğine göre sabitte kırılmada (C) tüm anlamlılık düzeylerinde ve rejim değişiminde (C/S) %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına dair yokluk hipotezinin reddedildiği, yani Model 2'de yer alan serilerin tek yapısal kırılma altında eşbütünleşik oldukları tespit edilmiştir. Ayrıca testte yer alan tarihler serilere ait kırılma tarihleridir. Model 2 bulgularında, turizm gelirleri ile Euro/Dolar paritesinin uzun dönemde ilişkili oldukları tespit edilmiştir. Model 1 ve Model 3 bulgularında ise Euro/Dolar paritesi, BİST Turizm pay endeksi ve kişi başı ortalama turizm harcaması değişkenleri ile uzun dönemli ilişkili değildir.

Tablo 6. HJ (2008) Eşbütünleşme Test Bulguları

	Model	ADF*	Kırılma Tarihi	Z_t^*	Kırılma Tarihi	Z_a^*	Kırılma Tarihi
Model 1	C/S	-4.0559	2015M08	-3.5450	2007M10	-25.4420	2007M10
			2016M09		2016M09		2016M09
Model 2	C/S	-5.9920	2011M04	-5.0060	2011M09	-45.3420	2011M09
			2016M07		2015M03		2015M03

Model 3	C/S	-4.4590	2015M04 2016M08	-4.4280	2015M05 2016M09	-36.7310	2015M05 2016M09
----------------	-----	---------	--------------------	---------	--------------------	----------	--------------------

Notlar: ADF^* ve Z_t^* test istatistiklerinin rejim değişimi modeli (C/S) için kritik değerleri -6.503 (%1), -6.015 (%5), -5.653 (%10) şeklindedir. Z_a^* test istatistiği rejim değişimi modeli için kritik değerler -90.794 (%1), -76.003 (%5), -52.232 (%10) şeklindedir.

Tablo 6' da iki yapısal kırılmaya izin veren HJ (2008) eşbütünleşme test bulguları raporlanmıştır. Model 1 ve Model 3 rejim değişimi (C/S) bulguları incelendiğinde ADF^* , Z_t^* ve Z_a^* ile hesaplanan test istatistikleri tüm anlamlılık düzeylerinde belirtilen kritik değerlerden büyük olduğu için yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme yoktur şeklindeki yokluk hipotezi reddedilemez ve bu modellerde uzun dönemli bir ilişki söz konusu değildir. Model 2 bulgularında ise tüm anlamlılık düzeylerinde Z_t^* ve Z_a^* test istatistikleri, kritik değerlerden büyük olduğu için yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklindeki yokluk hipotezi reddedilemez. Model 2'nin ADF^* test istatistiği %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde benzer şekilde yokluk hipotezini reddedilemezken, %10 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Bu durum turizm gelirleri ile Euro/Dolar paritesinin uzun dönemde %10 anlamlılık düzeyinde ilişkili olduklarını göstermektedir. Ayrıca testte yer alan tarihler serilere ait kırılma tarihlerini ifade etmektedir. Sonuçta, Euro/Dolar paritesi ile turizm gelirleri arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusu iken BİST Turizm pay endeksi ve kişi başı ortalama turizm harcaması ile ilişki söz konusu değildir.

Tablo 7. Model 2 için FMOLS Bulguları

Bağımlı Değişken: Gelir	GH (1996) Sabitte Kırılma(C) Modeli			
	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
Parite	0.7570	0.2937	2.5768	0.0106
C (Sabit)	20.0571	0.3892	51.5225	0.0000
Kırılma Kuklası 1	0.4251	0.0740	5.7384	0.0000
Bağımlı Değişken: Gelir	GH (1996) Rejim Değişimi (C/S) Modeli			
	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
Parite	0.4926	0.2746	1.7938	0.0741
C (Sabit)	20.3641	0.3629	56.1047	0.0000
Kırılma Kuklası 2	0.4114	0.0717	5.7387	0.0000
Bağımlı Değişken: Gelir	HJ (2008) Rejim Değişimi (C/S) Modeli			
	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
Parite	0.7560	0.3208	2.3562	0.0193
C (Sabit)	20.0563	0.4240	47.2982	0.0000
Kırılma Kuklası 3	0.4016	0.0800	5.0144	0.0000
Kırılma Kuklası 4	0.0478	0.0935	0.5112	0.6097

Tablo 7'de FMOLS tahmin bulguları raporlanmıştır. GH (1996) sabitte kırılma (C) modeli FMOLS bulgularında Euro/Dolar paritesindeki %1'lik değişim turizm gelirlerini %0.757 oranında arttırmaktadır. Bu etkileşim istatistiksel olarak %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlıdır. Benzer şekilde rejim değişimi (C/S) modelinde ise Euro/Dolar paritesindeki %1'lik değişim Türkiye'nin toplam turizm

gelirlerinde %0.492 oranında artış yaratmaktadır ve bu etkileşim % 10 önem düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlıdır. Hem sabitte kırılma (C) hem de rejim değişimi (C/S) modellerinde kukla değişkenlerin istatistiksel açıdan anlamlı olması GH (1996) eşbütünleşme testi ile belirlenen tarihlerde turizm sektöründe önemli değişimlerin yaşandığına işaret etmektedir. Benzer şekilde HJ (2008) rejim değişimi (C/S) FMOLS bulgularında Euro/Dolar paritesindeki %1'lik değişim turizm gelirlerini %0.756 oranında artış yaratmaktadır ve bu etkileşim %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel açıdan anlamlıdır. Kukla değişken 3 istatistiksel açıdan anlamlı iken kukla değişken 4 anlamsızdır.

5. Sonuç

Ülke ekonomileri için döviz cinsinden elde edilen kaynaklar oldukça önemlidir. Turizm, ülke ekonomilerine sağladığı döviz cinsinden kaynaklar ile dünya üzerinde oldukça önemli bir faaliyet alanıdır. Turizm, Türkiye'ye döviz kazandıran bir sektör olmasının yanı sıra ülkenin küresel ekonomiye entegrasyonuna da katkı sağlamaktadır. Teorik açıdan döviz kurundaki değişimler turizm talebini etkileme potansiyeline sahiptir. Türkiye'nin turizm gelirlerinin ağırlıklı Avrupa ülkeleri üzerinden Euro cinsinden kazançlar olması, turizm maliyet ve giderlerinin de ağırlıklı Dolar cinsinden fiyatlanması Türk turizmine Euro/Dolar paritesi riskini doğurmaktadır.

Bu araştırmada, Euro/Dolar paritesinin Türkiye turizmine etkileri araştırılmıştır. Araştırma serilerinde yapısal kırılma(lar) içerebilme olasılığı nedeni ile araştırmada yapısal kırılmalı ekonometrik yöntemler tercih edilmiştir. Serilerin durağanlık özellikleri geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri ile sınanmıştır. Seriler birinci dereceden farkında durağan hale gelmiştir. Serilerin birinci dereceden farkında durağanlaşmaları kurulan modellerde uzun dönemli ilişkilerin tek yapısal kırılmalı GH (1996) ile çift yapısal kırılmalı HJ (2008) eşbütünleşme testlerinin uygulanmasına zemin hazırlamıştır. Eşbütünleşme testleri bulgularında, Euro/Dolar paritesi ile BİST Turizm Pay Endeksi ve kişi başı ortalama turizm harcaması arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiştir. Her iki eşbütünleşme testi sonucunda Euro/Dolar paritesi ile Türkiye'nin turizm geliri arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Son olarak, eşbütünleşme ilişkisi tespit edilen Euro/Dolar paritesi ile Türkiye'nin turizm geliri arasındaki katsayı tahmini FMOLS yöntemi ile yapılmıştır. FMOLS tahminlerinde, GH (1996) sabitte kırılma (C) ve rejim değişimi (C/S) modellerinde sırası ile Euro/Dolar paritesindeki %1'lik artış Türkiye'nin toplam turizm gelirlerinde %0.757 ve %0.492 oranında artış yaratırken; HJ (2008) rejim değişimi (C/S) modeline göre Euro/Dolar paritesindeki %1'lik artış Türkiye'nin toplam turizm gelirlerinde %0.756 oranında artış meydana getirmektedir. Bu sonuçlar ile Euro/Dolar paritesinin Türkiye'nin turizm gelirleri üzerinde pozitif etkisinin olduğu görülmüştür. Paritedeki yükselişin turizm gelirlerini yükselttiği, paritedeki azalışların ise turizm gelirlerini azalttığı tespit edilmiştir.

Araştırmada elde edilen Euro/Dolar paritesindeki artışların Türkiye'nin turizm gelirlerini pozitif yönde etkilediği yönündeki bulgu ile Şanlı vd. (2011) araştırma bulgusunun örtüştüğü görülmüştür. Şanlı vd. (2011) araştırması ile benzer sonuçların elde edilmesinde Türkiye turizm gelirlerinin

Euro para cinsinin ağırlığının devam etmesinden kaynaklanmaktadır. Ayrıca, araştırmada elde edilen döviz kuru ile turizm pay endeksi arasında bir etkileşimin olmadığına yönelik bulguların Chen vd. (2011), Soyaslan (2019), Özçalık ve Güler Özçalık (2020), Süslü ve Gök (2021), Öcal ve Ekmen (2021) araştırmaları ile örtüştüğü de tespit edilmiştir.

Türk turizminin yapısı gereği Euro/Dolar paritesindeki artışların turizm gelirlerini arttıracığı, paritedeki düşüşlerin ise turizm gelirlerini azaltacağı ileri sürülmektedir. Son 20 yıldan bugüne Euro, Dolar'a göre daha değerli olduğu için Türk turizmi açısından parite kazancı söz olmuştur. Bu teorik bilgi bu araştırmanın ampirik bulguları ile desteklenmiştir. Türk turizminde parite riskinin varlığı kanıtlanmış, Euro'nun Dolar'a kıyasla daha değerli olmasının turizm gelirlerini arttırdığı görülmüştür. Avrupa ülkelerinden Türkiye'ye olan turizm talebi ve Euro/Dolar oranı 1'in üzerinde seyrettiği sürece turizm gelirleri açısından durum olumlu görünse de Avrupa ülkelerinden gelen talebe ve Euro'daki değişimlere olan hassasiyetin azaltılmasına yönelik politikaların geliştirilmesi gerekmektedir. Bu noktada Türk turizminde döviz kurlarına hassasiyetin azaltılmasına yönelik politikaların oluşturulması, uluslararası arenada rekabet avantajı yaratabilecek yüksek katma değere sahip ülke ve turist grupları çeşitliliğine yönelik bir turizm stratejisinin belirlenmesi elzem görünmektedir. Gelecekte yapılması planlanan araştırmalarda turizm sektör göstergeleri, araştırma dönemi, uygulanan ekonometrik yöntem farklılaştırılarak ve parite riski barındıran ülke/ülke grupları dahil edilerek bu alanda kısıtlı olan literatür zenginleştirilebilir.

KAYNAKÇA

- Alalaya, M. M. (2010). Short and long terms through co-integration and Garch models applied to Jordan tourism income: (1976-2008). *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 19, 134-145.
- Altay, H., & Yılmaz, A. (2016). Türkiye'de ihracat artışlarının istihdam üzerindeki etkisinin incelenmesi. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 616, 75-86.
- Arslan, E., & Çetiner, T. (2020). Turizm geliri döviz kuru ilişkisi: Türkiye örneği (2008-2019). *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi Turizm Fakültesi Dergisi*, 23(1), 1-17.
- Aydın, A., Darıcı, B., & Taşçı, H. (2015). Uluslararası turizm talebini etkileyen ekonomik faktörler: Türkiye üzerine bir uygulama. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 0(45), 143-177.
- Bahar, O. (2007). Türkiye'deki devalüasyon uygulamalarının turizm sektörü üzerindeki etkisi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(1), 255-272.
- Bahar, O., & Kozak, M. (2005). *Küreselleşme sürecinde: uluslararası turizm ve rekabet edilebilirlik*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Bahmani-Oskooee, M., & Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics*, 24(4), 459-464.
- Baran, E., Ayaz, İ. S., & Açıık, A. (2019). The effect of exchange rate movements on the marine tourism of Turkey. *Journal of Management, Economic and Marketing Research*, 3(2), 14-29.
- Boyacıoğlu, M., & Çürük, D. (2016). Döviz kuru değişimlerinin hisse senedi getirisine etkisi: Borsa İstanbul 100 endeksi üzerine bir uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 70, 143-156.
- Bozkurt, H. Y. (2013). *Zaman serileri analizi*. Bursa: Ekin Basın Yayın Dağıtım.

- Bozkurt, K., & Pekmezci, A. (2015). Turizm talebi ve döviz kuru şokları: Türk turizm sektörü için ekonometrik bir analiz. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 10(2), 91-105.
- Chan, F., & Lim, C. (2011). Tourism stock performance and macro factors. *19th International Congress on Modelling and Simulation*, Perth, Australia, 1596-1602.
- Chang, C. L., & McAleer, M. (2012). Aggregation, heterogeneous autoregression and volatility of daily international tourist arrivals and exchange rates. *The Japanese Economic Review*, 63(3), 397-419.
- Chen, M., Agrusa, J., Krumwiede, D., & Lu, H. (2012). Macroeconomic influences on Japanese hotel stock returns. *Journal of Hospitality Marketing & Management*, 21, 81-99.
- Crouch, G. I. (1994). The study of international tourism demand: A review of findings. *Journal of Travel Research*, 33(1), 12-13.
- Çelik Uğuz, S., & Topbaş, F. (2011). Döviz kuru oynaklığı turizm talebi ilişkisi: 1990-2010 Türkiye örneği. *EconAnadolu 2011: Anadolu International Conference in Economics II*, Eskişehir, Türkiye.
- Çemrek, F., & Şeker, T. (2020). Türkiye’de kadın işsizlik oranlarının yapısal kırılmalı birim kök testleri ile incelenmesi. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu EYİ 2020 Özel Sayısı, 117-132.
- De Vita, G., & Kyaw, K. S. (2013). Role of the exchange rate in tourism demand. *Annals of Tourism Research*, 43, 624-627.
- Demir, E., Alıcı, Z., & Lau, M. (2017). Macro explanatory factors of Turkish tourism companies’ stock returns. *Asia Pacific Journal of Tourism Research*, 22(4), 370 – 380.
- Demir, Y. (2021). Yapısal kırılmalar altında reel ekonomik büyüme, reel döviz kuru ile turizm gelirleri ilişkisinin ampirik analizi. *Hitit Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(1), 26-40.
- Demirkale, Ö., & Can, E. N. (2021). Makroekonomik değişkenlerin BIST Turizm endeksi üzerindeki etkisinin incelenmesi. *Sakarya Üniversitesi İşletme Enstitüsü Dergisi*, 3(1), 175-180.
- Diler, H. G. (2018). Türkiye ekonomisinin makroekonomik değişkenleri üzerine yapısal kırılmalı ve mevsimsel birim kök analizi. *Sosyal Araştırmalar ve Davranış Bilimleri Dergisi*, 4(4), 106-120.
- Dritsakis, N. (2004). Tourism as a long-run economic growth factor: an empirical investigation for Greece using causality analysis. *Tourism Economics*, 10(3), 305-316.
- Dumrul, C. (2010). Türk ekonomisinde para ikamesinin belirleyicilerinin sınır testi yaklaşımı ile eş-bütünleşme analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, (35), 199-231.
- Eğilmez, M. (2022, 13 Temmuz). Dolar Euro eşitliği bizi nasıl etkiler? 26 Şubat 2023 tarihinde <https://www.mahfiyeegilmez.com/2022/07/dolar-euro-esitligi-bizi-nasl-etkiler.html> adresinden alındı.
- Eilat, Y., & Einav, L. (2004). Determinants of international tourism: a three-dimensional panel data analysis. *Applied Economics*, 36(12), 1315-1327.
- Enders, W. (2004). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley and Sons.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Erkan, B., Kara, O., & Harbaloğlu, M. (2013). Türkiye’de turizm gelirlerinin belirleyicileri. *Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler Dergisi*, (39), 1-20.
- Eugenio-Martin, J.L., Martín Morales, N., & Scarpa, R. (2004). Tourism and economic growth in Latin American countries: A panel data approach. *FEEM Working Paper Series*, 1-28.

- Gallego, M. S., Ledesma-Rodriguez, F. J., & Perez-Rodriguez, J. V. (2007). On the impact of exchange rate regimes on tourism. *Documentos de Economia y Finanzas Internacionales Working Papers No: 07-07*, 1-16.
- Gregory, A.W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics* (4th Edition). McGraw Hill.
- Gülbahar, O. (2009). 1990'lardan günümüze Türkiye'de kitle turizminin gelişimi ve alternatif yönelimler. *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 14(1), 151-177.
- Hamadeh, M., & Khoueiri, R. (2012). Estimating the demand for tourism in Lebanon. *International Journal of Business and Economics Perspectives*, 7(1), 117-127.
- Harb Sayed Ahmed, N. (2019). Exchange rate volatility and tourism stock prices: Evidence from Egypt. *Journal of Association of Arab Universities for Tourism and Hospitality*, 17(2), 55-68.
- Hatemi J, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*, 35(3), 497-505.
- Hodur, N. M., & Leistriz, F. L. (2006). Estimating the economic impact of event tourism. *Journal of Convention & Event Tourism*, 8, 63-79.
- Irandoost, M. (2019). On the relation between exchange rates and tourism demand: A nonlinear and asymmetric analysis. *The Journal of Economic Asymmetries*, 20, e00123.
- Işık, A. (2006). *İstatistik-II*. İstanbul:Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.
- İçöz, O., Var, T., & Kozak, M. (1998). Tourism demand in Turkey. *Annals of Tourism Research*, 25(1), 236-240.
- İncekara, R., (2020). Casual relation between number of tourists and exchange rates: an implementation for Turkey. *Journal of Business, Economics and Finance (JBEF)*, 9(3), 245-252.
- Kara, O., Çömlekçi, İ., & Kaya, V. (2012). Turizm gelirlerinin çeşitli makro ekonomik göstergeler ile ilişkisi: Türkiye örneği (1992 – 2011). *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(1),75-100.
- Karadağ, S., & Bağcı, E. (2019). Döviz kurundaki yükselmenin turizm sektörüne etkisi: 2010-2018 arası Türkiye örneği. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 100, 439-457.
- Kaya, V., & Çakır Çömlekçi, S. (2013). Döviz kuru oynaklığının turizm sektörüne etkileri: Türkiye örneği (2002-2011). *Seyahat ve Otel İşletmeciliği Dergisi*, 10(2), 82-89.
- Kılıç, C., & Bayar, Y. (2014). Effects of real exchange rate volatility on tourism receipts and expenditures in Turkey. *Advances in Management ve Applied Economics*, 4(1), 89-101.
- Kıracı, K. (2019). BİST Turizm endeksi ile dolar kuru, dolar endeksi ve petrol fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisinin ampirik analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (53), 73-86.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lundberg, D. E., Krishnamoorthy, M., & Stavenga, M. H. (1995). *Tourism economics*. John Wiley and Sons.
- Mert, M., & Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve gauss uygulamalı zaman serileri analizi*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Mervar, A., & Payne, J. E. (2007). Analysis of foreign tourism demand for croatian destinations: Long-run elasticity estimates. *Tourism Economics*, 13, 407-420.
- Mestanoğlu, M., & Yıldırım, H. H. (2021). Döviz kurlarındaki değişimin turizm sektörü üzerindeki etkisi; Türkiye örneği. *Econder International Academic Journal*, 5 (2), 119-144.
- Oğan, E., & Sevim, U. (2020). Reel döviz kuru ile turizm sektörü arasındaki nedenselliğin değerlendirilmesi: Türkiye örneği. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 11(3), 858-869.

- Öcal, H., & Ekmen, U. B. (2021). CDS priminin ve reel efektif döviz kurunun Borsa İstanbul Turizm endeksi ve Türkiye'nin turizm geliri üzerindeki etkisi. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(55), 227-247.
- Öncel, Y., İnal, A., & Torusdağ, A. (2016). Türkiye'de reel döviz kuru-turizm gelirleri ilişkisi: 2003-2015 dönemi için ampirik bir uygulama. *Yüzüncü Yıl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (2), 125-142.
- Özçalık, M., & Güler Özçalık, S. (2020). Turizm endeksinde döviz kuru etkisi: BİST'te bir uygulama. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 5 (2), 374-388.
- Patsouratis V., Frangouli Z., & Anastasopoulos, G. (2005). Competition in tourism among the Mediterranean countries. *Applied Economics*, 37(16), 1865-1870.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Proença, S., & Soukiazis, E. (2008). Tourism as an economic growth factor: A case study for Southern European countries. *Tourism Economics*, 14(4), 791-806.
- Sevüktekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik zaman serileri analizi evIEWS uygulamalı*, Ankara: Nobel Yayın Dağıtım,
- Soyaslan, E. (2019). Döviz kuru ile BİST Turizm endeksi arasındaki ilişkinin analizi. *OPUS International Journal of Society Researches*, 12, 772-793.
- Süslü, C., & Gök, M.A. (2021). Borsa İstanbul Turizm endeksi hisse senedi fiyatları ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişkiler üzerine bir araştırma. *Sivas Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(1), 45-68.
- Şahin, D., & Durmuş, S. (2019). Yapısal kırılmalı testlerle Türkiye'de bankacılık sektörü kredileri ve ekonomik büyüme ilişkisinin analizi. *Mali Çözüm*, 29(151), 33 - 54.
- Şanlı, F. B., Özekicioğlu, H., & Taştan, S., (2011). Effects of changes in foreign exchange rate parities on tourism revenues: Turkey example. Wartecki A. (Ed.). *Vademecum: Menedzera Turystyki i Rekreacji*. (ss.299-311). Poznan: Bogucki Wydawnictwo Wydawnictwo Naukowe Pwn.
- Şen A., & Şit, M. (2015). Reel döviz kurunun Türkiye'nin turizm gelirleri üzerindeki etkisinin ampirik analizi. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 10(40), 6752-6762.
- Tarı, R. (2010). *Ekonometri* (6. Baskı). İstanbul: Umuttepe Yayınları.
- Tıraşoğlu, M., & Yıldırım, B. (2012). Yapısal kırılma durumunda sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye üzerine bir uygulama. *Ejovoc (Electronic Journal of Vocational Colleges)*, 2(2), 111-117.
- Timur, M. C., & Mert, N. (2021). Turizm gelirleri ve reel döviz kuru arasındaki asimetric ilişkinin analizi. *Fiscaoeconomia*, 5(1), 219-237.
- Türkiye İş Bankası Blog. (2020, 6 Kasım). *Döviz kuru ve parite ne demektir?* 26 Şubat 2023 tarihinde <https://www.isbank.com.tr/blog/doviz-kuru-ve-parite-ne-demektir> adresinden alındı.
- Ünal, S. (2021). Döviz kuru ve faiz oranlarının sektör bazında hisse senedi getirilerine etkileri: Borsa İstanbul örneği. *Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi*, 23(3), 495-511.
- Ünlüönen, K., Tayfun, A., & Kılıçlar, A. (2015). *Turizm ekonomisi*. Ankara: Nobel Yayıncılık.
- Webber, A. (2001). Exchange rate votality and coentegration in tourism demand. *Journal of Travel Research*, 39, 398-405.
- Yaman, S., & Korkmaz, T. (2020). Döviz kurları ile BİST turizm endeksi getirileri arasındaki volatilité yayılım etkisinin belirlenmesi. *Business and Economics Research Journal*, 11(3), 681-702.

- Yılanrı, V. (2009). Yapısal kırılmalar altında Tũrkiye iin iŐsizlik histerisinin sınanması, *DoĐuŐ Őniversitesi Dergisi*, 10(2), 324-335.
- Yıldırım, S., Őgel, S., & Alhajrabee, O. (2020). Makroekonomik deĐiŐkenlerin BİST Turizm endeks getirileri ũzerindeki etkilerinin incelenmesi. *Sakarya İktisat Dergisi*, 9 (2), 103-121.
- Yılmaz, Y., & MenteŐ, N. (2022). BİST Turizm endeksi ile dŕviz kuru arasındaki iliŐkinin analizi. *İŐletme AraŐtırmaları Dergisi*, 14 (3), 2448-2457.
- 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 Statistics*, 10(3), 251–270.

THE IMPACT OF EURO/DOLLAR PARITY ON TÜRKİYE TOURISM: AN ECONOMETRIC ANALYSIS WITH STRUCTURAL BREAK

Onur ŞEYRANLIOĞLU^{*} 

With the increase in globalization and mobilization in the world, tourism activities have shown a great development in the world economy. Tourism activities have become a determinant of economic growth and employment in many countries. Tourism economy has a direct or indirect spillover effect with trade, transportation, accommodation, food and beverage, construction and other service sectors. In this respect, the tourism sector has been one of the potential sources of economic growth in many countries around the world and has created an important economic activity area thanks to tourist expenditures. Thanks to tourism, foreign exchange revenues of countries increase, foreign trade deficit and external debt burdens of countries are reduced, demand for products and services in tourism-related sectors increases, new employment and business opportunities are created, tax revenues increase and ultimately contribute to the increase in social welfare. The main determinants of this contribution are tourism opportunities, prices of touristic products, global economic developments and exchange rates. The most fundamental feature of the sector is its ability to earn foreign exchange. Exchange rate shocks caused by fluctuations in foreign exchange markets can make the sector critical. Compared to other sectors, volatility in foreign exchange rates can affect the tourism sector rapidly. Especially in Türkiye, since the 1980s, tourism has become one of the most foreign exchange generating sectors thanks to the legal regulations, targets and policies set for the development of the sector. The resources obtained in foreign currency are very important for national economies. With globalization and increased inter-country mobilization, there has been a tremendous increase in this foreign exchange mobility. Tourism revenues of countries are a very important economic activity in the world with the foreign currency resources it provides to the country's economies. In addition to being a foreign exchange earner for Türkiye, tourism also contributes to Türkiye's integration

* Giresun University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Business Administration, onurseyranlıoglu@gmail.com, ORCID: 0000-0002-1105-4034

into the global economy. While global integration has positive repercussions on economic activities, in Turkish tourism, exchange rate changes and/or uncertainties of the price-based competition process may have an impact on tourism demand. From a theoretical perspective, a positive shock in the exchange rate is expected to lead to an increase in demand by lowering the prices of tourism services in Türkiye for the type of exchange rate in question. On the other hand, a negative shock to the exchange rate is expected to have a negative impact on tourism demand as the prices of tourism services in the country will increase in terms of the exchange rate in question and the domestic currency will appreciate against the foreign currency. This study investigates the effects of Euro/Dollar parity on tourism in Türkiye. Parity is a number that shows the mutual value of two countries' currencies. The value of the Euro against the Dollar is defined as the Euro/Dollar parity. Parity pairs are formed on the basis of the symbols of two different currencies accepted in the international money market, and the supply and demand for different currencies cause the parities to change. While a significant portion of Türkiye's exports are to European Union countries, and therefore largely in Euros, its imports are largely in Dollars. This situation causes the Euro and Dollar parity to be positioned in a very important place for the Turkish economy. The widespread use of the Euro in international trade, like the Dollar, creates parity risk for countries like Türkiye. While the impact of the Euro/Dollar parity on Türkiye's international trade has been revealed by various theoretical and empirical studies, it is necessary to examine it in terms of tourism, which is another foreign exchange earning activity for the country. Since Türkiye's tourism revenues are predominantly denominated in Euro, as in foreign trade, the Euro/Dollar parity has a direct impact on tourism revenues. An increase in parity increases tourism revenues for two reasons. First, tourists planning a visit determine their tourism demand by comparing prices between countries in terms of exchange rates. The most important impact of the Euro on Turkish tourism is on the prices of touristic products. Türkiye, which is not a member of the EU, is seen as a cheap country by foreign tourists from Europe, which creates an economic competitive advantage and attracts more tourists to Türkiye. Moreover, the Euro being more valuable than the Turkish Lira increases the purchasing power of foreign tourists in Türkiye and makes Türkiye a more attractive country for tourism movements. Second, the Central Bank of the Republic of Türkiye converts Euro-denominated tourism revenues into Dollars and records them as income in the payment balance sheet. With this method, tourism revenues are fictitiously overstated. Türkiye's tourism revenues are predominantly Euro-denominated earnings from European countries, while tourism expenditures are predominantly Euro-denominated earnings from European countries.

Based on this information, this study investigates the effects of Euro/Dollar parity on tourism in Türkiye. For this purpose, the effects of Euro/Dollar parity on BIST Tourism share index, Türkiye's tourism revenues and average tourism expenditure per capita are analyzed. The research covers the period 2003/01-2022/09. In econometric time series analysis, it is necessary to first determine the stationarity properties of the series. This determination is made with the traditional unit root tests Philips-Perron (1988), Zivot and Andrews (1992) and Lee and Strazicich (2003, 2004) unit root tests that allow structural breaks.

The fact that the series are stationary at first order differences paved the way for the application of Gregory and Hansen (1996) and Hatemi J (2008) cointegration tests, which allow structural breaks in the determination of long-run relationships in the established models. Both cointegration test findings indicate that there is no long-run relationship between the Euro/Dollar parity, BIST Tourism share index and average tourism expenditure per capita. According to both cointegration test findings, there is a long-run relationship between Euro/Dollar parity and Türkiye's tourism revenues. Finally, the coefficient estimation between the Euro/Dollar parity and Türkiye's tourism revenues was performed using the FMOLS method. In the FMOLS estimations, a 1% increase in the Euro/Dollar parity leads to 0.757% and 0.492% increase in Türkiye's total tourism revenues in the GH (1996) constant break (C) and regime switch (C/S) models, respectively; while a 1% increase in the Euro/Dollar parity leads to 0.756% increase in Türkiye's total tourism revenues according to the HJ (2008) regime switch (C/S) model. These results test the hypothesis that the Euro/Dollar parity has a positive effect on Türkiye's tourism revenues, that an increase in the parity will increase tourism revenues and vice versa.