

TÜRKİYE’DE TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİ İLE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ İLİŐKİ: FOURIER FONKSİYONLARI YAKLAŐIMI

RELATIONSHIP BETWEEN CONSUMER CONFIDENCE INDEX AND EXCHANGE RATE IN TURKEY: FOURIER FUNCTIONS APPROACH

Levent KAYA¹

Öz

Bu alıřmada Türkiye’de tüketiciler güven endeksi ile döviz kuru arasındaki iliŐki incelenmiŐtir. Bu amala alıřmada 2004: 01 ile 2020: 05 dönemine ait aylık veriler kullanılmıŐtır. Fourier ADF birim kök testine göre hem tüketiciler güven endeksi hem de döviz kuru serileri düzey deęerlerinde duraęan deęildir. İki deęiŐken arasındaki iliŐki Fourier ADL eŐbütünleŐme testi ile araŐtırılmıŐ ve tüketiciler güven endeksi ile döviz kuru arasında uzun dönemli iliŐki bulunmuŐtur. Uzun dönem katsayılarının tahmini için FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleri kullanılmıŐtır. Tüketiciler güven endeksi ile döviz kuru arasında negatif bir iliŐki bulunmuŐtur. Her üç yöntem sonucuna göre döviz kurundaki %1’lik artış tüketiciler güven endeksini yaklaşık %0.17 azaltmaktadır. Her üç yöntem için uzun dönem katsayıları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıŐtır. Tüketiciler güven endeksi ile döviz kuru serileri arasındaki nedensellik testi sonuçlarına göre döviz kurundan tüketiciler güven endeksine doęru tek yönlü nedensellik tespit edilmiŐtir.

Anahtar Kelimeler: Tüketiciler Güven Endeksi, Döviz Kuru, Fourier Birim Kök, Fourier EŐbütünleŐme, Nedensellik.

JEL Kodları: C32, D12, F31

Abstract

In this study, it was examined the relationship between consumer confidence index and exchange rate in Turkey. For this purpose, monthly data for the period 2004: 01 to 2020: 05 were used in the study. According to the Fourier ADF unit root test, both the Consumer Confidence Index and exchange rate series are not stationary at their level values. The relationship between the two variables was investigated by the Fourier ADL cointegration test and a long-term relationship was found between the Consumer Confidence Index and the exchange rate. FMOLS, CCR and DOLS methods were used to estimate long-term coefficients. A negative relationship was found between the Consumer Confidence Index and the exchange rate. According to the results of all three methods, %1 increase in the exchange rate decreases the consumer confidence index by approximately %0.17. Long-term coefficients for all three methods were statistically significant. According to the causality test results between the consumer confidence index and the exchange rate series, one-way causality was determined from the exchange rate to the consumer confidence index.

Keywords: Consumer Confidence Index, Exchange Rate, Fourier Unit Root, Fourier Cointegration, Causality.

JEL Codes: C32, D12, F31

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Harran Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, lekaya@harran.edu.tr, ORCID: 0000-0001-7278-8114

1. Giriş

Güven, kişilerin ve kurumların birbirleriyle olan ilişkilerinde canlılığı oluşturan, taahhütlerini yerine getirme, içtenlik, gerçeklik, dürüstlük ve erdemi kapsayan “bilinçli tutarlılık” olarak tanımlanabilir. Güven; toplumsal düzenin, bireysel yaşantının, ekonomik ve demokratik gelişmenin temelini oluşturmaktadır (Gökalp, 2003: 163).

İktisadi anlamda güven, karar alıcıların, ilişkilerinde herhangi bir zarara uğramamaları için birbirlerinden emin olmalarıdır. Tüketici güveni olgusu, akademik olarak psikolojik ekonomi alanı içinde ele alınmaktadır ve davranışsal ekonominin bir parçasıdır (Katona, 1968: 19). İktisadi teoriye göre tüketiciler önemli karar birimlerinden birisidir. Tüketicinin gösterdiği davranış biçimleri karar alıcılar ve ekonominin geleceği ile tahminlerle ilgilenenler için önemlidir (Özsağır, 2007 :55).

Tüketici davranışlarını birçok faktör etkilemektedir. Gelecekle ilgili beklentiler ve ekonomik birimlere duyulan güven gibi faktörler tüketici davranışlarını etkilemede önemli bir yere sahiptir. Özellikle ekonomik anlamda güven kavramı ile beklentiler arasında kuvvetli bir ilişki vardır. Beklentiler, elde bulunan mevcut bilgilerle geleceğe ilişkin yapılan tahminlerdir. Kişilerin ekonomik olaylar karşısında geleceğe yönelik tüketim, yatırım, tasarruf gibi iktisadi kararlarını da etkilemektedir. Geleceğe yönelik beklentiler olumsuz ise ekonomik göstergelerde de bir olumsuzluk söz konusu olur. Tüketici güveni, ekonominin durumuna dair verdiği sinyaller nedeniyle de yakından takip edilen göstergelerden birisidir. Tüketici güvenindeki artış, ekonomide işlerin iyi gittiği ve gelecekte de olumlu seyredeceği şeklinde yorumlanır. Tüketici güveni aynı zamanda yatırımcı duyarlılığının iyi bir göstergesi olduğu için de önem taşır (Baştürk, 2019 :146). Hem tüketici hem de üretici kendi tahminleri doğrultusunda beklentilerine göre hareket etme eğilimindedir.

Türkiye ekonomisindeki beklentilerin izlenmesi açısından en faydalı güven endekslerinden biri tüketici güven endeksidir. TÜİK tarafından yürütülen anket, tüketicilerin finansal durumlarının, genel ekonominin mevcut durumunun, geleceğe ilişkin beklentilerin, tüketim ve tasarruf eğilimlerinin belirlenmesi konusunda bilgi vermektedir (Başarı, vd. 2019: 174). Tüketici güven endeksleri ülkelerin ekonomik durumlarının yakından izlenen bir barometresi ve bilgilendirici bir tahmin aracıdır. Birçok ülkede tüketiciler her ay incelenmekte ve ardından gelen tüketici güven endeksleri hükümetler, iş dünyası ve politikacılar tarafından yakından izlenmektedir. Tüketici güven anketleri, tüketicilerin gelecekteki ekonomik koşullarla ilgili beklentilerini ölçmek için oluşturulmuştur (Ferrer, vd. 2016 :195). Ayrıca ülkelerin tüketici harcamaları yoluyla büyümesini belirlemede çok önemli bir rol oynamaktadır (Islam & Mumtaz, 2016: 17).

Tüketici Güven Endeksi, tüketici eğilim anketi ile tüketicilerin kişisel mali durumu ve ülkenin genel ekonomik gidişatının durumunu, geçen 12 aylık dönem ve gelecek 12 aylık beklentisine ilişkin değerlendirmeleri ile yakın gelecekteki harcama ve tasarruf eğilimlerin ölçülmesiyle oluşturulur (Kaygısız, 2019: 316). Aylık tüketici eğilim anketi ile; tüketicilerin kişisel mali durumları ve genel ekonomiye ilişkin mevcut durum değerlendirmeleri ve gelecek dönem beklentileri ile yakın gelecekteki harcama ve tasarruf eğilimlerinin ölçülmesi amaçlanmaktadır. Anketin örnek büyüklüğü aylık 4884 hanedir. Örneğe çıkan hanede, haneyi temsil eden 16 ve daha yukarı yaştaki bir fert kapsamaktadır. Fert, veri girişi programı tarafından tesadüfi olarak seçilmektedir. (TÜİK)

Denge katsayısı her bir eğilim sorusu için; pozitif cevap verenlerin yüzdesinden negatif cevap verenlerin yüzdelerinin farkı alınarak hesaplanmaktadır. Denge katsayısına 100 eklenerek her bir soru için ayrı yayılma endeksi oluşturulmaktadır. Daha sonra seçilen soruların yayılma endekslerinin aritmetik ortalaması alınarak Tüketici Güven Endeksi hesaplanmaktadır. Endeks 0 ile 200 aralığında değer almaktadır. Endeksin 100’den büyük olması tüketici güveninde iyimser durum, 100’den küçük olması tüketici güveninde kötümser durum olduğunu göstermektedir.

2. Ekonomik Göstergelerde Tüketici Güven Endeksinin Önemi

Tüketici Güven Endeksi, ekonomik büyüme ile iç talep konusunda en önemli göstergelerden biridir. Ekonomide güvenin yükselmesi tüketim, yatırım, istihdam ve gelirin yükselmesini sağlar. Ekonomik hareketlilik artar ve iktisadi büyüme hız kazanır. Araştırmaya konu olan döviz kurundaki yükseliş ve düşüşler ekonomiye olan güven üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Türkiye’de döviz kurunda meydana gelen yükselme ekonomiye olan güveni azaltırken döviz kurundaki düşme ekonomiye olan güveni artırmaktadır.

Tüketici güven endeksi hanenin maddi durum beklentisi endeksi, genel ekonomik durum beklentisi endeksi, işsiz sayısı beklenti endeksi ve tasarruf etme ihtimali endeksi olmak üzere dört kategoriden oluşur. Endeks değeri hesaplanırken bu dört kategoriden elde edilen değerlerin ortalaması alınır.

Endekste değerinin 100’ün altına düşmesi ülkede tüketicilerin harcama eğilimlerinin yavaşlayacağı anlamına gelir ve para politikası tüketicileri harcamaya teşvik edecek şekilde düzenlenir. Endeks değerinin 100’ün üstüne çıkması durumunda tasarruf politikaları uygulanır. Elde edilen endeks değerleri yatırımcılar açısından büyük önem arz eder. Çünkü tüketici güven endeksi üzerinde yapılan analizler sonucu talebin artacağı ya da

azalacağı konusunda yatırımcı bilgi sahibi olur. Bu durum tüketici güven endeksine bağlı olarak yatırımların artacağı ve azalacağı anlamına gelir.

TÜİK ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası iş birliğiyle yürütülen tüketici eğilim anketi sonuçlarına göre tüketici güven endeksi, 2020 yılının mayıs ayında, nisan ayına göre %8,5 artarak %54,9'dan %59,5'a yükselmiştir. Aynı dönemde hanenin maddi durum beklentisi endeksi, %79,2, genel ekonomik durum beklentisi endeksi %81,8, işsiz sayısı beklentisi endeksi %55,3 ve tasarruf etme ihtimali endeksi ise %21,7 olarak gerçekleşmiştir. (TÜİK)

3. Literatür İncelemesi

Çelik ve diğerleri (2010) çalışmalarında Türkiye, Brezilya, Çin, Meksika, Polonya ve Güney Afrika'da tüketici güven endeksi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Panel eşbütünleşme testi sonuçlarına göre gelişmekte olan ülkelerde tüketici güven endeksi, endüstriyel üretim ve borsa endeksi arasında uzun dönemli ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Görmüş ve Güneş (2010) çalışmalarında 2002:01-2008:12 dönemine ait veriler ile Türkiye'de tüketici güven endeksinin reel döviz kuru ve hisse senedi piyasasına etkisini incelemişlerdir. Granger nedensellik analizi ile reel döviz kuru ve borsa değişkenlerinden tüketici güven endeksine doğru nedensellik olduğunu belirtmişlerdir. GARCH-M ve OLS modelinden elde edilen sonuçlara göre tüketici güven endeksinin reel döviz kurunu ve hisse senedi fiyatını etkilediğini göstermişlerdir.

İbicioğlu ve diğerleri (2013) çalışmalarında 2003:12-2011:12 dönemine ait veriler ile Türkiye'de tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Johansen eşbütünleşme analizine göre değişkenler arasında hem uzun dönemli hem de kısa dönemli bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Granger nedensellik analizi ile dolar kurundan tüketici güven endeksine doğru tek yönlü nedensellik olduğunu göstermişlerdir. Ayrıca döviz kurunun tüketicilerin ekonominin geleceğine yönelik beklentilerini şekillendiren faktörlerden birisi olduğunu belirtmişlerdir.

Ayuningtyas ve Koesrindartoto (2014) çalışmalarında Endonezya'da iş güveni ve tüketici güven endeksi, Jakarta Bileşik Endeksi (JCI), LQ45 Endeksi, Jakarta İslami endeksi ve sektör endeksi ile borsa getirisi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre iş güvenindeki değişimin her hisse senedinin üç aylık getirisi ile pozitif ve anlamlı bir ilişkisi olduğunu ve tüketici güven endeksi ile tarım ve ticari endeksi arasında negatif ve anlamlı bir ilişki olduğunu belirtmişlerdir.

Yıldırım ve Zeren (2014) çalışmalarında 2008:01-2012:12 dönemine ait veriler ile Türkiye'de tüketici güven endeksi ile online kredi kartı kullanımı arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Hatemi-J eşbütünleşme testine göre tüketici güven endeksi ile online kredi kartı kullanımı arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermişlerdir. Toda Yamamoto ve Hacker Hatemi-j Nedensellik test sonuçları tutarsız sonuçlar verdiği için Frekans alanlı nedensellik testi uygulamışlardır. Elde edilen sonuçlara göre tüketici güven endeksinden online kredi kartı kullanımına doğru tek yönlü ve geçici bir ilişki olduğunu göstermişlerdir.

İbrahim ve diğerleri (2015) çalışmalarında Nijerya'da tüketici güven endeksi ile ekonomik dalgalanmalar arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre değişkenler arasında nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Tüketici güven endeksinin ekonomik faaliyetlerdeki hareketleri açıkladığını göstermişlerdir. Ayrıca tüketici güven endeksinin politika yapıcılara, tahmincilere ve genel olarak halka faydalı bilgiler sağlamak için bir araç görevi gördüğünü belirtmişlerdir.

Beşel ve Yardımcıoğlu (2016) çalışmalarında 2005:01-2014:10 dönemine ait veriler ile Türkiye'de Tüketici güven endeksi ile döviz kuru, petrol fiyatları ve işsizlik arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Gregory Hansen eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu belirtmişlerdir. Toda Yamamoto nedensellik testine göre döviz kurundan tüketici güven endeksine tek yönlü nedensellik olduğunu belirtmişlerdir.

İslam ve Mumtaz (2016) çalışmalarında İngiltere, Almanya, Fransa, Danimarka ve Hollanda için 1996 – 2012 dönemini kapsayan aylık veriler ile tüketici güven endeksi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Panel eşbütünleşme analizine göre değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğunu göstermişlerdir. Tüketici güvenindeki olumlu değişimlerin ekonomik büyümeye sebep olduğunu, olumsuz değişimlerin ise ekonomik büyümeyi engellediğini belirtmişlerdir.

Işık ve diğerleri (2016) çalışmalarında 2004:01-2013:04 dönemine ait veriler ile Türkiye'de tüketici güven endeksi ve üretici fiyat endeksi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Granger nedensellik testi sonucuna göre her iki endeksten ekonomik büyümeye doğru nedensellik tespit etmişlerdir. Johansen eşbütünleşme analizine göre tüketici güven endeksi ve üretici fiyat endeksi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu belirtmişlerdir.

Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018) çalışmalarında 2006:01-2016:11 dönemine ait veriler ile Türkiye’de tüketici güven endeksi ile 18 Borsa İstanbul endeks getirisi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. ARDL sınır testine göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit etmişlerdir. Kısa dönemde tüketici güven endeksinde meydana gelen artışların endeks getirilerini olumlu yönde etkilediğini tespit etmişlerdir. Toda Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre pay senedi endekslerinin tüketici güven endeksinin nedeni olduğunu göstermişlerdir.

Baştürk (2019) çalışmasında 2004:01-2019:03 dönemine ait veriler ile Türkiye’de tüketici güven endeksi ile BIST – 100 endeksi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Johansen eşbütünleşme analizine göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını belirtmiştir. Granger nedensellik analizi ile BIST – 100 endeksinden tüketici güven endeksine doğru tek yönlü nedensellik olduğunu göstermiştir.

Gökalp (2019) çalışmasında 2002:12-2018:12 dönemine ait veriler ile Türkiye’de tüketici güven endeksi ile hisse senetleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Diyagonal VECH modeline göre Türkiye’de tüketici güven endeksinden BIST – 100 endeksine doğru bir yayılmanın mevcut olduğunu göstermiştir. Elde ettiği bu sonuçlara göre Türkiye’de tüketici güven endeksinin hisse senedi fiyatlarının modellenmesinde kullanılabilecek bir değişken olduğunu belirtmiştir.

Kaygısız (2019) çalışmasında 2010:01-2018:12 dönemine ait veriler ile Türkiye’de tüketici güven endeksi ve reel kesim güven endeksi ile seçilmiş makro değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bu amaçla iki ayrı model oluşturmuştur. VAR analizine göre ilk modelde tüketici güven endeksi ile tüketici fiyat endeksi, döviz kuru ve 100-BİST endeksinin, ikinci modelde ise reel kesim güven endeksi ile sanayi üretim endeksi, gösterge faiz ve istihdam oranının karşılıklı olarak birbirlerini etkilediklerini belirtmiştir.

Sönmezler ve diğerleri (2019) çalışmalarında 2012:02-2018:02 dönemine ait veriler ile Türkiye’de kredi kartı harcamaları, tüketici güven endeksi ile enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. ARDL sınır testine göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir. Tüketici güven endeksinin kredi kartı harcamaları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığını ve geçinme indeksinin uzun dönemde kredi kartı harcamalarını pozitif yönde etkilediğini belirtmişlerdir.

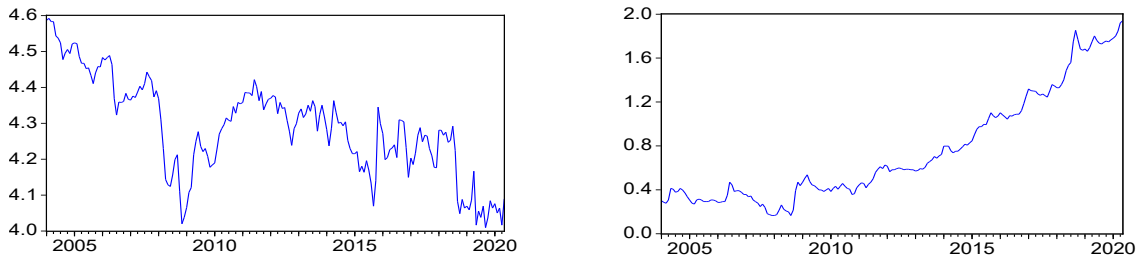
Beşiktaşlı ve Cihangir (2020) çalışmalarında 2005:01-2019:04 dönemine ait veriler ile Türkiye’de tüketici güven endeksi ile para piyasası ve genel makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Johansen eşbütünleşme analizine göre tüketici güven endeksi ile para piyasası ve genel makroekonomik göstergeler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu, buna karşın sermaye piyasası değişkenleri ile uzun dönemli bir ilişki olmadığını göstermişlerdir. Ayrıca dolar kuru, borsa endeksi, gösterge tahvil faiz oranı, ÜFE ve TÜFE değişkenlerinin tüketici güven endeksinin Granger nedeni olduğunu belirtmişlerdir.

Literatürde tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasında birçok çalışma olduğu görülmektedir. Bu çalışmada fourier fonksiyonları kullanılarak iki değişken arasındaki ilişkinin incelenmesi ve elde edilen sonuçların literatüre katkı sağlaması amaçlanmıştır.

4. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada 2004:01 ile 2020:05 dönemine ait aylık tüketici güven endeksi (LTGE) ve döviz kuru (LKUR) olarak da Amerikan doları satış fiyatı verileri kullanılmıştır. Veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası resmi internet sitesinden elde edilmiştir. Ölçüm farklılıklarının giderilmesi için verilerin logaritması alınmıştır. Çalışmada kullanılan tüketici güven endeksi ve döviz kuru serilerinin zaman içinde nasıl bir dağılım izlediği Grafik 1’de gösterilmiştir.

Grafik 1: Tüketici Güven Endeksi ve Döviz Kuru Serilerinin Zaman Yolu Grafiği
LTGE LKUR



Kaynak: Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası

4.1. Fourier ADF Birim Kök Testi

Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri kukla değişkenler ile modellendiği için kırılma yerlerinin bilindiği varsayılmaktadır. Ayrıca bu tür birim kök testleri ani ve sert kırılmaları dikkate almaktadır. Becker vd.

(2006) yapısal kırılmanın tarihinin ve yapısının bilinmesine gerek duyulmayan bir durağanlık testi geliştirmişlerdir. Bilinmeyen sayıda yapısal kırılma halinde ve bilinmeyen fonksiyon formunda iken serilerin birim kök analizinin fourier tipi birim kök testleri ile yapılması daha güvenilir sonuçlar vermektedir. Fourier serisinin kullanılma sebebi, serinin yapısındaki doğrusal olmayan kısımları açıklayarak bilinmeyen sayıdaki kırılmalara izin vermektedir. Ayrıca sert kırılmalar, kısmi kırılmalar ve yumuşak geçişler de fourier yaklaşımı ile modellenebilmektedir. (Tarakçı, 2020: 104)

Christopoulos & Ledesma (2010) tarafından geliştirilen Fourier ADF (FADF) birim kök testi, Becker vd. (2006) fourier modeline dayalı olarak aşağıdaki denklem ile ifade edilmektedir.

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (1)$$

(1) nolu denklemde T , örneklem büyüklüğünü, t trendi, $\pi=3.1416$ değerine sahip sabit sayı ve k , minimum kalıntı karesine sahip 1 ile 5 arasında değer alan frekans tamsayı değeridir. Sıfır hipotezi aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$H_0 : v_t = \mu_t, \quad \mu_t = \mu_{t-1} + h_t \quad (2)$$

(2) nolu hipotezde h_t , sıfır ortalamaya sahip durağan süreci göstermektedir. Test istatistiği, üç aşamada hesaplanmaktadır. Birinci aşamada (3) nolu denklemden kalıntı kareler toplamını minimum yapan optimum k değeri (k^*) bulunur.

$$\hat{v}_t = y_t - \left[\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \right] \quad (3)$$

İkinci aşamada (3) nolu denklemden elde edilen kalıntılara birim kök testi uygulanır. (4) nolu model ile FADF birim kök testi yapılmış olur.

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (4)$$

FADF birim kök testi için hipotezler aşağıdaki şekilde kurulur.

$$H_0 : \alpha_1 = 0$$

$$H_0 : \alpha_1 < 0$$

Temel hipotez serinin birim köklü olduğunu, alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Üçüncü aşamada ise F test istatistik değeri kullanılarak trigonometrik terimlerin anlamlılığı sınanmaktadır. Kritik değerler Becker vd. (2006) tarafından tablolaştırılmıştır. Hipotezler aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$$

$$H_1 : \delta_1 = \delta_2 \neq 0$$

Temel hipotez trigonometrik terimlerin anlamlı olmadığını, alternatif hipotez ise trigonometrik terimlerin anlamlı olduğunu göstermektedir. Temel hipotez reddedilemediğinde FADF birim kök testi yerine ADF birim kök testinin uygulanması daha güvenilir sonuçlar vermektedir. (Gürdal, vd. 2018: 722)

Tablo 1: FADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Min. KKT	k	FADF	F(k)	Optimum Gecikme Uzunluğu
LTGE	2.568	2	-2.017	36.976***	13
LKUR	17.724	1	-0.346	165.122***	3

*, * ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyesini göstermektedir. FADF için kritik değerler; $k = 1$ frekans değeri için %1: -4.39, %5: -3.82 ve %10: -3.54'tür. $k = 2$ frekans değeri için %1: -3.96, %5: -3.36 ve %10: -3.02'dir. F testi için kritik değerler, %1: 6.730, %5: 4.929 ve %10: 4.133'tür.

Tablo 1’de elde edilen sonuçlara göre trigonometrik terimler F(k), istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. FADF birim kök testine göre hem LTGE hem de LKUR değişkenleri birim köklü çıkmıştır. LTGE değişkeni için uygun frekans sayısı 2, LKUR değişkeni için uygun frekans sayısı 1 olarak bulunmuştur.

4.2. Fourier ADL Eşbütünleşme Testi

Banerjee vd. (2017) Gecikmesi dağıtılmış (Autoregressive Distributive Lag) ADL eşbütünleşme yaklaşımına trigonometrik terimleri ekleyerek Fourier ADL (FADL) eşbütünleşme testini geliştirmişlerdir. Fourier ADL testi, kırılma tarihlerinin önceden bilinmesine gerek kalmadan bilinmeyen sayı ve formdaki kırılmaları modelleyen bir eşbütünleşme testidir. Fourier ADL testinin bir diğer özelliği analizde kümülatif frekansın kullanılmasıdır. Birden fazla fourier frekansının aynı anda modele dahil edilmesi zaman serisinin dinamiklerini yakalamada başarı sağlamaktadır (Tarakçı, 2020: 118). Test için kullanılacak model aşağıda belirtilmiştir.

$$\Delta y_{1t} = d(t) + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma' y_{2,t-1} + \varphi' \Delta y_{2t} + e_t \quad (5)$$

Fourier yaklaşımı kullanılarak deterministik bileşen d(t) aşağıdaki şekilde tanımlanır.

$$d(t) = \gamma_0 + \sum_{k=1}^q \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^q \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad q \leq T/2 \quad (6)$$

(5) nolu denklemde y_{1t} bağımlı değişken. γ , φ ve y_{2t} açıklayıcı değişkenler, Δy_{1t} ve Δy_{2t} ’deki gecikmeler, hata terimindeki muhtemel korelasyonların kontrol edilmesine olanak sağlamaktadır. Değişkenlerin gecikmeli değerleri eşitliğin sağ tarafına eklenmektedir. Uygun gecikme uzunluğu için AIC ve BIC bilgi kriterleri kullanılmaktadır. FADL eşbütünleşme testi için hipotezler aşağıdaki şekilde kurulmaktadır.

$$H_0 : \delta_1 = 0 \quad H_1 : \delta_1 < 0$$

Temel hipotez değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını alternatif hipotez ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu ifade eder. Kritik değerler Banerjee vd. (2017) tarafından tablolaştırılmıştır. Temel hipotezin sınanması için t- istatistiği kullanılır. $H_0 : \delta_1 = \gamma = 0$ kısıtı altında F istatistiği de kullanılmaktadır. FADL için test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$t_{ADL}^F = \frac{\hat{\delta}_1}{se(\hat{\delta}_1)} \quad (7)$$

(7) nolu eşitlikte $\hat{\delta}_1$, δ_1 ’in en küçük kareler tahmincisidir. $se(\hat{\delta}_1)$ ise en küçük kareler tahmininden elde edilen $\hat{\delta}_1$ ’in standart hatasıdır.

Tablo 2: FADL Eşbütünleşme Test Sonuçları

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	k	FADL Test istatistiği
LTGE	LKUR	3	-3.949**

*, * ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyesini göstermektedir. (k), minimum kalıntı karesine sahip frekans değeridir. Kritik değerler Banerjee vd. (2017) çalışmasında yer almaktadır. %1 için -4.21, %5 için -3.51 ve % 10 için -3.14’tür.

Tablo 2’de elde edilen sonuca göre tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasında %5 anlamlılık seviyesinde eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişki söz konusudur.

4.3. Hacker & Hatemi (2006) Nedensellik Testi

Toda & Yamamoto (1995) çalışmalarında gecikmeleri ile genişletilmiş VAR modeline dayalı bir nedensellik testi geliştirmişlerdir. Parametrelerin anlamlılığını sınamak için ki kare dağılımına sahip modifiye edilmiş WALD (MWALD) test istatistiğini kullanmışlardır. Hacker & Hatemi (2006) aynı prosedürü takip ederek kritik değerler için bootstrap yaklaşımını kullanmışlardır. Böylece nedensellik testinin ampirik büyüklük özelliklerinin iyileştiğini ve bootstrap dağılımının farklı örneklem boyutları için daha güçlü olduğunu öne sürmüşlerdir. Toda & Yamamoto (1995)’nin önerdiği VAR(p+d) modeli aşağıda gösterilmiştir.

$$y_t = \hat{\nu} + \hat{A}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{A}_p y_{t-p} + \dots + \hat{A}_{p+d} y_{t-p-d} + \hat{\varepsilon}_t \quad (8)$$

(8) nolu modelde \hat{A} , parametre tahminini d, maksimum entegrasyon derecesini p ise gecikme sayısını göstermektedir. VAR(p+d) modeli aşağıdaki şekilde kısaltılabilir.

$$Y = \hat{D}Z + \hat{\delta} \quad (9)$$

(9) nolu denklemde;

$$Y = (y_1, \dots, y_T) \quad (n \times T) \text{ boyutlu matris,}$$

$$\hat{D} = (\hat{v}, \hat{A}_1, \dots, \hat{A}_p, \dots, \hat{A}_{p+d}) \quad (n \times (1 + n(p+d))) \text{ boyutlu matris,}$$

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p-d+1} \end{bmatrix} \quad Z = (Z_0, \dots, Z_{T-1})$$

$$\hat{\delta} = (\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T) \text{ 'dir.}$$

Modifiye edilmiş WALD istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$MWALD = (C\hat{\beta})' [C((Z'Z)^{-1} \oplus S_U)C']^{-1} (C\hat{\beta}) \quad (10)$$

(10) nolu denklemde C , $p \times (n \times (1 + n(p+d)))$ matrisi, S_U , kalıntılara ait varyans kovaryans matrisi, $\hat{\beta} = \text{vec}(\hat{D})$ 'yi ifade etmektedir. Granger nedenselliği için sıfır hipotezi aşağıdaki şekilde kurulur.

$$H_0 = C\beta = 0$$

Kritik değerler bootstrap dağılımı ile elde edilmektedir. Ayrıca test otoregresif koşullu değişen varyansı (ARCH) dikkate almaktadır.

Tablo 3: Nedensellik Testi Sonuçları

	MWALD	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
$LKUR \Rightarrow LTGE$	10.562**	12.286	8.130	6.397
$LTGE \Rightarrow LKUR$	6.104	12.082	7.991	6.290

*, * ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyesini göstermektedir.

Tablo 3'teki sonuçlara göre döviz kurundan tüketici güven endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Tüketici güven endeksinden döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

4.4. Uzun Dönem Katsayılarının Tahmini

4.4.1. Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS)

Phillips ve Hansen (1990), eşbütünleşme denklemi ile stokastik şoklar arasındaki uzun dönem korelasyonun neden olduğu sorunları ortadan kaldırmak için yarı parametrik bir düzeltme kullanan bir tahminci önermişlerdir. Küçük örneklerde bile iyi sonuçlar veren (FMOLS) tahmincisi asimptotik olarak yansız ve tutarlıdır. (FMOLS) denklemi aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$Y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_{1t} \quad (11)$$

(11) nolu denklemde $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')$ deterministik trend değişkenlerini ifade etmektedir. Stokastik değişkenler düzey değerleriyle (12) nolu denklemde ya da doğrudan farkı alınmış şekliyle (13) nolu denklemde elde edilir.

$$X_t = \hat{\Gamma}_{21}' D_{1t} + \hat{\Gamma}_{22}' D_{2t} + \hat{\varepsilon}_{2t} \quad (12)$$

$$\Delta X_t = \hat{\Gamma}_{21}' \Delta D_{1t} + \hat{\Gamma}_{22}' \Delta D_{2t} + \hat{u}_{2t} \quad (13)$$

$\hat{u}_{2t} = \Delta \hat{\varepsilon}_{2t}$ şeklinde ifade edilir. Düzeltilmiş veri;

$$y_t^+ = y_t - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2t} \quad (14)$$

şeklinde ifade edilir. Yanlı düzeltme terimi aşağıdaki şekilde elde edilir.

$$\lambda_{12}^+ = \lambda_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22} \quad (15)$$

$\hat{\Omega}$ ve $\hat{\Lambda}$, $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$ kalıntılarıyla hesaplanan uzun dönem kovaryans matrislerini ifade etmektedir. (FMOLS) tahmincisi aşağıdaki şekilde ifade edilir;

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \beta \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=2}^T Z_t Z_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=2}^T Z_t y_t^+ - T \begin{bmatrix} \lambda_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (16)$$

(16) nolu denklemde, $Z_t = (X_t', D_t)'$ dir. (FMOLS) tahmincisi asimptotik olarak standart normal dağılım göstermektedir. (FMOLS) tahmincisinde kilit noktası, ($\hat{\Omega}$ ve $\hat{\Lambda}$) kovaryans matrislerinin tahminine dayanmaktadır.

4.4.2. Kanonik Koentegrasyon Regresyonu Yöntemi (CCR)

Park (1992) tarafından literatüre kazandırılan Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (CCR), (FMOLS) ile yakından ilişkilidir. Tek farkı, eşbütünleşme denklemi ile stokastik şoklar arasındaki uzun dönem korelasyonu yok etmek için (y_{1t}, X_t') değişkenlerinin düzey değerleri yerine durağan değerleri kullanılır. (FMOLS) yöntemindeki gibi $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$ kalıntıları ve ($\hat{\Omega}$ ve $\hat{\Lambda}$) matrisleri elde edilir.

(FMOLS) yönteminin aksine (CCR) yöntemi eş zamanlı kovaryans matrisinin $\hat{\Sigma}$ tutarlı bir tahmincisini gerektirir. (y_{1t}, X_t') 'nin dönüşümleri aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$X_t^* = X_t - (\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2)' \hat{u}_t \quad (17)$$

$$y_t^* = y_t - \left(\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2 \beta + \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21} \end{bmatrix} \right)' \hat{u}_t \quad (18)$$

(CCR) tahmincisi, dönüştürülen verilere en küçük karelerin uygulanmasıyla aşağıdaki şekilde tanımlanır.

$$\begin{bmatrix} \beta \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=1}^T Z_t^* Z_t^{*'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t^* y_t^* \quad (19)$$

(19) nolu denklemde $Z_t^* = (Z_t^{*'}, D_{1t}^*)'$ dir. (CCR) de (FMOLS) gibi asimptotik olarak yansız ve tutarlıdır. Ayrıca asimptotik olarak standart normal dağılıma yakınsamaktadır.

4.4.3. Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (DOLS)

Saikkonen (1992) ve Stock ve Watson (1993), uzun dönem katsayılarının tahmini için bağımsız değişkenlerin farkının gecikmeli değerlerinin modele dahil edilmesi gerektiğini ileri sürmüşlerdir.

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta X_{t+j}' \delta + v_{1t} \quad (20)$$

(20) nolu denklemde açıklayıcı değişkenlerin farkının q gecikmeli ve r öncül değişkenlerinin modele eklenerek u_{1t} ve u_{2t} kalıntıları arasındaki korelasyonun ortadan kalktığı varsayılır. $\theta = (\beta', \gamma')$ ' nin en küçük kareler tahmini, (FMOLS) ve (CCR) gibi aynı asimptotik dağılıma sahiptir.

Tablo 4. Uzun Dönem Katsayıları

	FMOLS		CCR		DOLS	
Bağımsız Değişken	Uzun Dönem Katsayısı	Olasılık Değeri	Uzun Dönem Katsayısı	Olasılık Değeri	Uzun Dönem Katsayısı	Olasılık Değeri
LKUR	-0.1715	0.0000	-0.1710	0.0001	-0.1725	0.0000
C	4.4215	0.0000	4.4212	0.0000	4.4190	0.0000

Tablo 4'te FMOLS, CCR ve DOLS yöntemlerine göre uzun dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Her üç yöntemde tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasında negatif bir ilişki bulunmuştur. FMOLS yöntemine göre döviz kurundaki %1'lik bir artış, tüketici güven endeksini yaklaşık %0.1715 oranında azaltmaktadır. CCR yöntemine göre döviz kurundaki %1'lik bir artış, tüketici güven endeksini yaklaşık %0.1710 oranında azaltmaktadır. DOLS yöntemine göre ise döviz kurundaki %1'lik bir artış, tüketici güven endeksini yaklaşık %0.1725 oranında azaltmaktadır. Tüm yöntemlerde uzun dönem katsayıları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

5. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye'de tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasındaki ilişki incelenmiştir. 2004:01 ile 2020:05 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Birim kök testi olarak Christopoulos – Ledesma (2010) tarafından geliştirilen Fourier ADF testi kullanılmıştır. Test sonuçlarına göre hem tüketici güven endeksi hem de döviz kuru serileri birim köklü çıkmıştır. Değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisi Banerjee vd. (2017) tarafından literatüre kazandırılan FADL eşbütünlük testi ile araştırılmıştır. Test sonucuna göre tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasında eşbütünlük ilişkisi tespit edilmiştir. Değişkenler uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler. Uzun dönem katsayıları için Phillips ve Hansen (1990) tarafından literatüre kazandırılan FMOLS yöntemi, Park (1992) tarafından geliştirilen CCR yöntemi ve Saikkonen (1992) ve Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen DOLS yöntemi kullanılmıştır. Her üç yöntemden elde edilen katsayılar negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Her üç yöntemden elde edilen uzun dönem katsayılarına göre döviz kurundaki %1'lik bir artış, tüketici güven endeksini yaklaşık %0,17 oranında azaltmaktadır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Hacker – Hatemi (2006) nedensellik testi ile araştırılmıştır. Test sonucuna göre döviz kurundan tüketici güven endeksine doğru nedensellik bulunmuştur. Tüketici güven endeksinden döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

KAYNAKÇA

- AYUNINGTYAS, R. ve KOESRINDARTOTO, D. P. (2014). The Relationship Between Business Confidence, Consumer Confidence and Indexes Return: Empirical Evidence In Indonesia Stock Exchange. *International Conference On Trends In Economics, Humanities and Management (ICTEHM'14)*, 21 – 25.
- BANERJEE, P., ARCABIC, V. ve LEE, H. (2017). Fourier ADL Cointegration Test To Approximate Smooth Breaks With New Evidence From Crude Oil Market. *Economic Modelling*, vol: 67, 114 – 124.
- BAŞARIR, C., BICIL, İ. M. ve YILMAZ, Ö. (2019). The Relationship Between Selected Financial and Macroeconomic Variables With Consumer Confidence Index. *Journal of Yasar University*, vol:14, 173 – 183.
- BAŞTÜRK, M. F. (2019). Tüketici Güven Endeksi ile Hisse Senedi Piyasası Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Maliye Dergisi*, vol: 177, 145 – 159.
- BECKER, R., ENDERS, W. ve LEE, J. (2006). A Stationary Test In The Presence Of An Unknown Number Of Smooth Breaks. *Journal of Time Series Analysis*. 27(3), 381 – 409.
- BEŞEL, F. ve YARDIMCIOĞLU, F. (2016). Tüketici Güven Endeksi ile Makro Değişkenler Arasındaki İlişki. *ICPESS*, 475 – 487.
- BEŞİKTAŞLI, D. K. ve CİHANGİR, Ç. K. (2020). Tüketici Güven Endeksinin Finansal Piyasalara ve Makroekonomik Yapıya Etkisi. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(1), 54 – 67.

- CHRISTOPOULOS, D. K. ve LEDESMA, M. A. L. (2010). Smooth Breaks and Non – Linear Mean Reversion: Post – Bretton Woods Real Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance*, vol: 29, 1076 – 1093.
- ÇELİK, S., ASLANOĞLU, E. ve UZUN, S. (2010). Determinants of Consumer Confidence in Emerging Economies: A Panel Cointegration Analysis. *Topics In Middle Eastern and African Economies*, vol: 12, 1 – 19.
- TARAKÇI, D. (2020). Yeni Gelişmeler Işığında Cari Açığın Sürdürülebilirliği Analizi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke Grupları Deneyimi. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Denizli*.
- EYÜBOĞLU, S. ve EYÜBOĞLU, K. (2018). Tüketici Güven Endeksi ile Borsa İstanbul Sektör Endeksleri Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(1), 235 – 259.
- FERRER, E., SALABER, J. ve ZALEWSKA, A. (2016). Consumer Confidence Indices and Stock Markets Meltdowns. *Forthcoming In The European Journal of Finance*, 22(3), 195 – 220.
- GÖKALP, N. (2003). Ekonomide Güven Faktörü. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 10(2), 163 – 174.
- GÖKALP, B. T. (2019). Hisse Senedi Getirileri ile Tüketici Güven Endeksi Arasındaki İlişki: Diyagonal VECH Modeli Üzerinden Bir Değerlendirme. *Ekonomi, Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 139 – 150.
- GÖRMÜŞ, Ş. ve GÜNEŞ, S. (2010). Consumer Confidence, Stock Prices and Exchange Rates: The Case of Turkey. *Applied Econometrics and International Development*, 10(2), 103 – 114.
- GÜRDAL, T., KIRCA, M., İNAL, V. ve DEĞİRMENCİ, T. (2018). Cari Açığın Sürdürülebilirliği: Fourier Birim Kök Testi. *Business and Organization Research*, 717 – 725.
- HACKER, S. ve HATEMI-J, A. (2006). Test For Causality Between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application. *Applied Economics*, 38(13), 1489 – 1500.
- İSLAM, T. U. ve MUMTAZ, M. N. (2016). Consumer Confidence Index and Economic Growth: An Empirical Analysis of EU Countries. *Business Administration and Business Economics*, 2(35), 17 – 22.
- İŞİK, T. T., ŞAHİN, İ. ve AYDINKAYA, İ. Y. (2016). Consumer Confidence Index, Relationship Between Growth and Inflation A Case of Turkey. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 4(4), 295 – 306.
- İBİCİOĞLU, M., KAPUSUZOĞLU, A. ve KARAN, M. B. (2013). Türkiye’deki Tüketici Güven Endeksi ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 5(1), 5 – 16.
- İBRAHİM, A., BAWA, S., ABDULLAHI, S. I., DIDIGU, C. E. ve MAINASARA, S. S. (2015). Consumer Confidence Indicators and Economic Fluctuations In Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 6(1), 285 – 300.
- KATONA, G. (1968). Behavioral and Ecological Economics Consumer Behavior: Theory and Findings On Expectations and Aspirations. *The American Economic Review*, 58(2), 19 – 30.
- KAYGISIZ, A. D. (2019). Türkiye’de Tüketici ve Reel Kesim Güven Endeksi ile Seçilmiş Makro Değişkenler Arasındaki İlişki: 2010 – 2018. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 17(1), 314 – 332.
- ÖZSAĞIR, A. (2007). Ekonomide Güven Faktörü. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(20), 46 – 62.
- PARK, J. Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica*, 60(1), 119 – 143.
- PHILLIPS, P. C. B. ve HANSEN, B. E. (1990). Statistical Inference In Instrumental Variables Regression With I(1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99 – 125.
- SAIKKONEN, P. (1992). Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation. *Econometric Theory*, 8(1), 1 – 27.
- SÖNMEZLER, G., GÜNDÜZ, İ. O. ve TORUN, M. (2019). Türkiye’de Kredi Kartı Harcamaları İle Tüketici Güven Endeksi ve Enflasyon Arasındaki İlişki Üzerine Ampirik Bir Çalışma. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 28(1), 17 – 29.
- STOCK, J. H. ve WATSON, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors In Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61(4), 783 – 820.
- TODA, H. Y. ve YAMAMOTO, T. (1995). Statistical Inference In Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, vol: 66, 225 – 250.

YILDIRIM, E. ve ZEREN, F. (2014). The Relationship Between Consumer Confidence Index and Online Credit Card Using In Turkey: New Evidence From Frequency Domain Causality Test. *The Journal of Internet Banking and Commerce*, vol: 19, 1 – 13.

İnternet Kaynakları

www.tuik.gov.tr, Erişim tarihi: 10.04.2020

www.tcmb.gov.tr, Erişim tarihi: 10.04.2020