

YAPISAL KIRILMA DURUMUNDA TÜKETİCİ GÜVENİYLE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK İLİŞKİSİNİN ANALİZİ: TÜRKİYE UYGULAMASI*

Doç. Dr. Emine Ebru AKSOY**

Bilimsel Araştırma
(Empirical Research)

Muhasebe ve Finans
Araştırmaları Dergisi
Haziran 2021; 3(1): 18-37

APA Stili Kaynak Gösterimi:

Aksoy, E. E. (2021). Yapısal Kırılma Durumunda Tüketici Güveniyle Döviz Kuru Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisinin Analizi: Türkiye Uygulaması. *Muhasebe ve Finans Araştırmaları Dergisi*. 3(1), 18-37.

ÖZ

Ülkelerin gelişmişliğinin temel göstergesi güven olup bu kapsamda tüketici güveni üretim ve yatırımları etkileme gücünden dolayı özel bir öneme sahiptir. Bu çalışmada, tüketici güveni ile dolar kuru arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi analiz edilmektedir. Ocak 2012- Nisan 2020 dönemine ait aylık verilerden yararlanılmaktadır. Çalışmada Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2013) bir yapısal kırılmalı birim kök testlerinden ve Gregory-Hansen (1996) bir yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizinden yararlanılmaktadır. Analiz sonucunda serilerin arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmektedir. Bununla birlikte Hacker Hatemi J (2006) Bootstrap Nedensellik Testi, tüketici güven endeksinden dolar kuruna doğru nedenselliğin varlığını ve Tam Uyarlanmış En Küçük Kareler (FMOLS) testi ise etki yönünün negatif olduğunu ortaya koymaktadır. Elde edilen sonuçlara göre tüketici güveninde meydana gelen artışlar dolar kurunu azaltıcı etki yapmaktadır. Bu durum dolar kuru tahminlerinde tüketici güveninin önemli bir değişken olduğunu ampirik olarak ortaya koymaktadır. Ayrıca ülkede dolar kurunu düşürmek için tüketici güvenliğini artırıcı önlemler alınmasının gerektiğini de göstermektedir.

Anahtar Sözcükler: Tüketici Güveni, Döviz Kuru, Eşbütünleşme, Nedensellik

JEL Kodları: C30, D12, F31

* Makalenin gönderim tarihi: 17.03.2021; Kabul tarihi: 23.06.2021, iThenticate benzerlik oranı %26.

** Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, emine.aksoy@hbv.edu.tr,

ORCID: 0000-0001-7205-0283

THE ANALYSIS OF COINTEGRATION AND CAUSALITY RELATIONSHIP BETWEEN CONSUMER CONFIDENCE AND EXCHANGE RATE IN CASE OF STRUCTURAL BREAKAGE: CASE OF TURKEY

ABSTRACT

The main indicator of the development of countries is confidence, and in this context, consumer confidence has particular importance because of its power to affect productions and investments. In this study, the causality and cointegration relationship between consumer confidence and the dollar exchange rate is analyzed. Monthly data related to the period of January 2012-April 2020 is used. In the study, Zivot-Andrews (1992) and Lee-Strazicich (2013) structural one-break unit root tests and Gregory-Hansen (1996) structural one-break cointegration analysis are used. It is found that the series are stable in the first difference $I(1)$, and there is a cointegrated relationship. The Hacker and Hatemi-J (2006) Bootstrap causality test reveals the existence of causality from the Consumer Confidence Index to the dollar exchange rate and the Fully Modified Least Squares (FMOLS) test also shows that its direction is negative. According to the results, increases in consumer confidence have a decreasing effect on the dollar exchange rate, and consumer confidence can be used as an important variable in dollar exchange rate estimates. It also indicates that measures to increase consumer confidence should be taken to reduce the dollar exchange rate in the country.

Keywords: Consumer Confidence, Exchange Rate, Cointegration, Causality

JEL Codes: C30, D12, F31

1.GİRİŞ

Ülkelerin ekonomileri güven üzerine kurulurlar ve şekillenirler. Güven kavramı; inanmak veya itimat etmek kavramlarıyla eş anlamlı kullanılmakla birlikte, ekonomik olarak güven ise iktisadi karar birimlerinin birbirlerinden zarar görmemeleri konusunda emin olmaları durumudur (Özsağır, 2007, s.49). Ülke ekonomilerinin uluslararası düzeyde güçleri ve itibarları o ülkelere duyulan güvenle doğrudan ilişkilidir. Fukuyama (1998), ekonomik refahın yaratılmasının sosyal sermaye ile toplumun bireyleri arasındaki güven duygusuna bağlı olduğunu ifade etmektedir. Ayrıca sahip olunan işgücü ve sermaye gibi geleneksel faktörlerin tamamlayıcısı olan sosyal sermayenin oluşmasında güvenin önemli katkısı bulunduğunu ve modern ekonomik rekabet ortamında toplumların başarısına katkısı olacağını belirtmektedir. Güvenilir ülkeler kendi sermayelerini korudukları gibi yabancı sermayeyi ülkeye çekme konusunda daha başarılı olduklarından dolayı doğrudan yabancı yatırımlarını artırma ve ülke ekonomisindeki dengelerin hızlı şekilde kurulmasında diğer ülkelere göre ciddi avantajlara sahiptirler.

Ülke ekonomilerinde güven, beklentilere bağlı olarak oluşmaktadır. İçinde bulunulan mevcut ekonomik ve politik yapının değerlendirilmesi, değerlendirme sonucunda yapılan tahminlere göre beklentilerin oluşmasıyla

ekonominin geneline yönelik güven şekillenmektedir. Ekonomiye yönelik değerlendirmelerde beklentiler kötüyse güven azalacak ve bunun sonucunda tüketim harcamaları ile üretimin azalmasına, ekonomik daralma ve istihdamın azalmasına neden olabilecektir (Arısoy, 2012, s.306). Bir ekonomiye duyulan güvendedeki azalış ülkeden kaçışları tetikleyecek, ekonomik göstergeler kötüleşecek, çıkışlarla birlikte faizlerde ve döviz kurlarında aşırı yükselmeler yaşanabilecektir. Aksi durumda ise beklentilerdeki iyileşmelerle güven artacak ve bunun sonucunda talep, yatırım, istihdam, üretim ve ülke geliri artacaktır (Görmüş ve Güneş, 2010, s.103). Ayrıca iyimser beklentiler ve ekonomiye duyulan yüksek güven sayesinde oluşan düşük risk algısıyla faiz oranları ve kurlarda düşmeler oluşacaktır. Dolayısıyla mevcut ekonominin iyi olması halinde beklentiler pozitif olacağı için güven artacak, güven arttığı için de ekonomi bu durumdan olumlu olarak etkilenecektir. Knack ve Keefer (1997) çalışmalarında güven artışının iktisadi büyümeyi artıracakını ifade etmişlerdir. Bu durumda ekonomiden güvene, güvenden ekonomiye çift yönlü bir ilişkinin varlığından söz edilebilir

Ülke ekonomilerine güven tüm çıkar grupları açısından ele alınabilirken, tüketicilerin ekonomiye olan güveni ayrı bir öneme sahiptir. Bunun temel nedeni ise; bir ekonominin en temel yapı taşlarından biri olan tüketiciler ekonomik birimlerin ürettiklerini tüketirken aynı zamanda kararları ve tercihleriyle üreticileri dolayısıyla yatırımları doğrudan etkilemektedirler. Tüketicilerin davranışları satın alma güçleriyle doğrudan ilgili iken satın alma yönündeki psikolojik yaklaşımlarından da etkilenmektedir (Katona,1968). Satın alma gücü elde edilen gelir ve servet gibi objektif faktörler tarafından şekillenirken satın alma yaklaşımları subjektif faktörler tarafından şekillenmektedir (Roos, 2008). Fukuyama (2000)'ya göre tüketicilerin güveni bir sosyal sermaye olarak alındığında, güvende oluşacak olumlu (veya olumsuz) değişimler, ekonomideki makroekonomik değişkenleri olumlu (veya olumsuz) şekilde etkileyebilecektir. Bu kapsamda, güven düzeyinde meydana gelecek değişimler tüketicinin tüketim düzeyini etkilerken, tüketim eğilimine bağlı olarak ekonominin şekillenmesini de doğrudan etkileyecektir.

Tüketicilerin tüketim eğilimi ekonominin mevcut durumu ve ekonomiye ilişkin beklentilerle şekillenen güvene bağlı olarak oluşmaktadır. Tüketici davranışları ve beklentileri tüketicinin kendine ait özelliklerinden, ekonomiyi değerlendirme, yorumlama ve bunlara dayalı tahminlerde bulunma becerilerinden etkilenmektedir. Dolayısıyla tüketicilerin beklentileri ve mevcut ekonomik yapıya ilişkin güvenleri politik ve sosyal faktörler yanında enflasyon, kur, faiz oranı, milli gelir, istihdam, vb. pek çok ekonomik faktör tarafından şekillenmektedir. Tüketicilerin ekonomiye, temel göstergelere yönelik güvenleri yüksekse bu durumda talep artacağı için üretim ile diğer makroekonomik değişkenlerde olumlu etki oluşacak ve

ülkeye yönelik risk algısının düşmesine de neden olacaktır. Garner (1991)'a göre tüketici güveni ile temel makroekonomik göstergeler arasında güçlü ilişki bulunmaktadır. Diğer taraftan Acemoğlu ve Scott (1994) tüketici güveninin, gelecekteki geliri tahmin etmeye imkân sağladığını, Bram ve Ludvigson (1998) tüketici hane halkı harcamalarının güvene bağlı olarak belirlenebileceğini ve Howrey (2001) ise hane halkı harcamaları yanında milli gelirdeki büyümenin de güvene bağlı olarak tahmin edilebileceğini belirtmişlerdir.

Tüketicinin ekonomiye yönelik güveni psikolojik ve davranışsal bir değişken olduğu için sayısallaştırmak mümkün değildir. Ancak ekonomik göstergeler üzerinde önemli etkiye sahip olması beklenen tüketici güveninin hiç dikkate alınmaması da büyük bir eksiklik olacaktır. Bu nedenle tüketicinin ekonomiye güvenini ölçmek amacıyla çeşitli soruları içeren tüketici güven anketlerinden hareketle tüketici güven endeksleri oluşturulmaktadır. Tüketici güven endeksi (TGE), her ay açıklanmakta olup tüketicinin mevcut ekonominin genel duruma ilişkin algısını ve geleceğe yönelik beklentilerini yansıtan bir göstergedir. Güven endeksi kapsamında hanenin maddi durum beklentisi, genel ekonomiye dair beklentisi, işsiz sayısı beklentisi ve tasarruf etme ihtimaline ilişkin görüşlerinin sonuçlarına yer verilmektedir. Tüketici güven endeksi sonuçlarının değerlendirilmesinde 100 sınır olarak kabul edilmekte ve 100'ün üzerindeki bir endeks değeri ekonomiye bakış açısının iyi, 100'ün altındaki değer ise ekonomiye bakış açısının kötü olduğu şeklinde yorumlanabilmektedir (Eyüboğlu ve Eyüboğlu, 2017, s.605).

Tüketici güveninin ölçüsü olarak TGE'nin pek çok ekonomik değişkenden etkilenmesi ve onları etkilemesi beklenmektedir. Bu değişkenlerden en önemlilerinden birisi de döviz kurlarıdır. Normal koşullarda döviz kurlarındaki artışın (azalışın) güveni azaltması (artırması) beklenmektedir. Hatta güvendedeki azalışın riski artırıcı etkisi nedeniyle kur artışına neden olabileceği de tahmin edilmektedir. Ayrıca döviz kurları diğer ekonomik göstergeler üzerinde önemli etkiye sahip olması nedeniyle tüketiciler açısından son derece önemli bir değişken olarak görülmekte ve günlük olarak yakından takip edilmektedirler. Bu nedenle ilgili çalışma kapsamında TGE ile döviz kuru arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin incelenmesi amaçlanmıştır. Bu kapsamda teoride gerek döviz kuruyla gerekse de TGE'yle farklı değişkenler arasında eşbütünleşme ve nedensellik tespiti amacıyla pek çok çalışma yapılmıştır, ancak döviz kuru ve tüketici güveni arasındaki çalışma sayısı son derece az olup ilgili çalışmalar da Türkiye ekonomisi için yapılmıştır. Ancak Türkiye piyasasında 2018 yılının ortalarından sonraki dönemlerde döviz kuru dalgalanmalarındaki artış ve tüketici güvenindeki aşırı düşüşler iki değişken arasındaki nedensellik ve eşbütünleşme ilişkisinin incelenmesinin önemini artırmıştır. Bu nedenle önceden yapılan çalışmalardan farklı olarak birbirlerini etkilemeleri beklenen döviz kuru ile TGE arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik durumları mevcut

ekonomik koşulları yansıtması açısından Ocak 2012-Nisan 2020 dönemi için analiz edilmektedir. Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın ikinci bölümünde önceden yapılmış benzer çalışmalara ait literatür taramasına, üçüncü bölümde veri setine, dördüncü bölümde yöntem ile bulgulara, son bölümde ise elde edilen sonuçların yorumlanmasına ve değerlendirilmesine yer verilecektir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Teoride TGE ile çeşitli değişkenler arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisini ortaya koymaya yönelik çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmaların çoğunda tüketici güveni ile hisse senedi piyasaları veya çeşitli makro değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya koyan farklı ülke uygulamaları yer almaktadır. Tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasındaki ilişkinin ortaya konulmasında yabancı ülke uygulamalarından ziyade Türk piyasasında az sayıda çalışma bulunmaktadır. Yapılan bu çalışmaların ise yapıldıkları dönem itibariyle güncelliklerini yitirdikleri, bu nedenle döviz kurunda ve güvende ciddi hareketliliğin olduğu 2018 sonrası dönemi içerecek şekilde yapılacak bir nedensellik ile eşbütünleşme analizi gerek mevcut durumun gözler önüne serilmesi gerekse de geleceğe yönelik tahminlere ışık tutulması açısından büyük öneme sahiptir.

Tüketici güveninin doğrudan etkisinin gözlemlenebileceği en önemli göstergelerden birisi hisse senetleri piyasasıdır. Tüketici güven endeksi ile hisse senetleri piyasaları arasındaki ilişkiyi ortaya koymaya yönelik olarak Otoo (1999), Jansen ve Nahuis (2003) ile Christ ve Bremmer (2003) hisse senedi endeksinden tüketici güvenine doğru hareketin olduğunu aksinin olmadığını söylemektedirler. Aksine Spreng ve Page (2001) ise, tüketici güveninden hisse senedi piyasasına doğru hareket olduğunu belirtmişlerdir. BİST 100 üzerine yapılan çalışmalarda Topuz (2010) TGE ile BİST-100 arasındaki nedenselliği 2004:01-2009:01 dönemi için Canöz (2018) 2004-2017 dönemi için incelemişler ve hisse senedi getirilerinden tüketici güvenine doğru tek yönlü bir nedensellik belirlemişlerdir. Aksine sonuç elde eden Usul vd.(2017) TGE ve reel kesim güven endeksleri ile BİST 100 arasındaki ilişkiyi 2007:01-2017:01 dönemi için incelemişler ve BİST 100 ile her iki endeks arasında da eş bütünleşme ilişkisini ve kısa-uzun dönemde her iki endeksin de hisse senedi piyasalarını olumlu etkilediğini gözler önüne sermişlerdir. Benzer şekilde Gökalp (2019) çalışmasında 2002:12-2018:12 dönemi için TGE'den BİST 100'e doğru bir yayılmanın olduğunu ve BİST 100 tahminlerinde TGE'nin önemli bir değişken olduğunu ortaya koymuştur.

Hisse senedi piyasaları için yapılan çalışmalar dışında makroekonomik değişkenlerle güven endeksi arasındaki ilişkinin incelendiği çok sayıda çalışma da literatürde yer almaktadır. Garner (1991)'a göre tüketici güveni ile makroekonomik değişkenler arasında güçlü ilişki

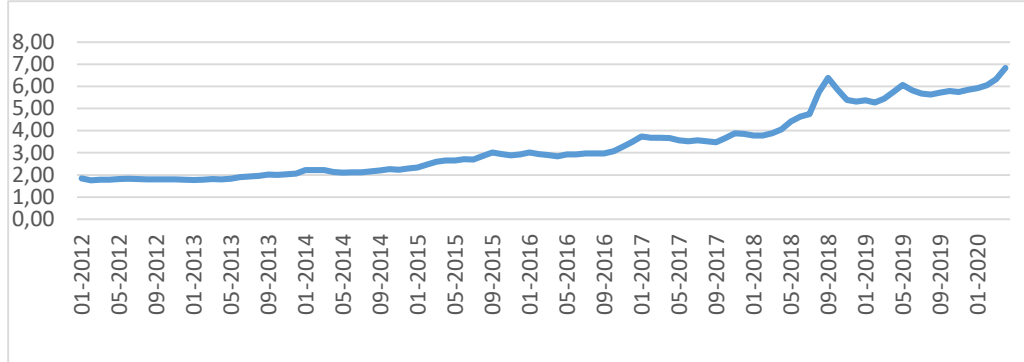
bulunmakta, tüketici davranışları psikolojik, sosyal, politik ve ekonomik faktörlerden etkilenmektedir. Diğer taraftan Utaka (2003) TGE ile GSYİH arasında nedensellik analizi yapmış ve TGE'den GYİH'ya doğru nedensellik olduğunu ortaya koymuştur. Arısoy ve Aytun (2014) 2005:1-2012:8 dönemi için TGE, tüketim harcamaları, faiz oranı ve tüketici kredileri arasındaki ilişkiyi incelemişler ve tüketim harcamalarını açıklamada TGE, faiz oranı ve tüketici kredilerinin önemli olduğunu söylemişlerdir. Gürgür ve Kılınç (2015) ise TGE ile finansal ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelenmişler ve tüketici güveninin döviz kuru, tüketici kredi faizleri, işsizlik oranı ve tüketici fiyatlarından etkilendiğini ortaya koymuşlardır. Diğer taraftan da Beşel ve Yardımcıoğlu (2016) TGE ile döviz kuru, petrol fiyatları ve işsizlik arasındaki ilişkiyi 2005:01-2014:10 dönemi için incelemişler ve değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğunu, nedensellik analizi sonucunda ise döviz kurundan TGE'ye doğru, döviz kurundan işsizlik oranına doğru ve petrol fiyatlarından işsizlik oranına doğru nedensellik olduğunu belirtmişlerdir.

Güven ile döviz kuru arasındaki eşbütünleşme ve nedenselliğin tespiti amacıyla literatürde sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır ve çalışmaların tamamı Türkiye için uygulanmıştır. Bu çalışmalardan Görmüş ve Güneş (2010) CNBC-e Tüketici Güven Endeksi'yle reel döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişler ve döviz kurundan güvene doğru bir nedensellik bulmuşlardır. İbicioğlu vd.(2013) 2003:12-2011:12 dönemi için TGE ile dolar satış kuru arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi incelenmişler ve TGE ile döviz kuru arasında hem uzun hem de kısa dönemde bir ilişkinin olduğunu ispat etmişlerdir. Gürgür ve Kılınç (2015), Beşel ve Yardımcıoğlu (2016), Alacahan ve Yavuz (2017) ile Kaya (2020) çalışmalarında döviz kurundan TGE'ye doğru nedensellik ilişkisi belirlemişlerdir. 2018 yılının ortalarından itibaren gerek döviz kurunda ortaya çıkan artışlar gerekse de tüketici güveninde ortaya çıkan düşüşler nedeniyle iki değişken arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin önemi artmıştır. Bu nedenle aşağıda Türkiye ekonomisi için dolar kuru ve TGE arasındaki ilişki yapısal kırılma durumu için analiz edilecektir.

3. VERİ SETİ

İlgili çalışmada döviz kuru ile TGE arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi analiz edilmeye çalışılacaktır. Bu amaçla döviz kuru olarak dolar satış kuru, güven göstergesi olarak da TGE esas alınmıştır. Değişkenlere ait Ocak 2012- Nisan 2020 dönemine ait aylık veriler T.C. Merkez Bankası'nın Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'den temin edilmiştir. Her bir değişkene ait toplam 100 adet gözlem dönemi bulunmaktadır. Dolar satış kuruna ait veriler grafiğe yerleştirildiğinde zamana karşı gelişimi Şekil.1'deki gibi yer almaktadır:

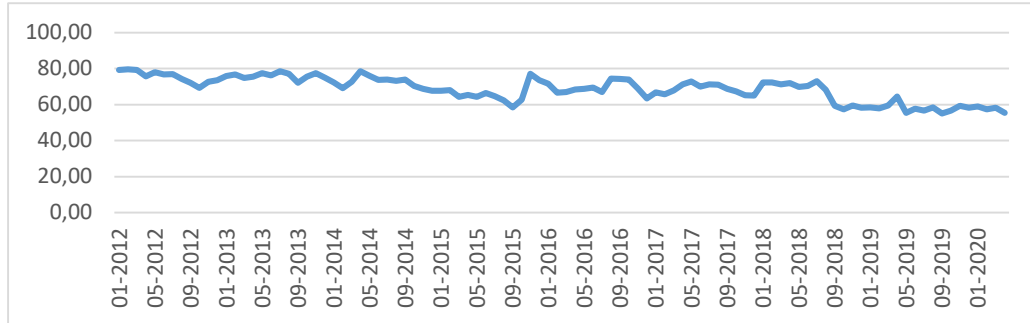
Şekil-1: 2012:01 - 2020:04 Dönemi Aylık Dolar Satış Kuru



Kaynak: T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi

Yatay eksenin zaman dikey eksenin dolar satış kurunu ifade ettiği yukarıdaki şekilde, dolar kurunun genel bir artış eğiliminde olduğu ifade edilebilir. Grafiğin detayları incelendiğinde ise aylık döviz kurunun 2012 yılının Ocak ayında 1\$=1,85TL'den giderek artan bir seyir izlediği ve 2018 yılının 5. ayından itibaren artışın hız kazandığı ve Eylül ayında 1\$= 6,38 TL'ye kadar çıktığı daha sonra Ekim ayından itibaren hafif düşüşe geçtiği görülmektedir. Nisan 2020 dönemine ait kur ise 1\$= 6,83 TL düzeyindedir. Zamana karşı TGE'nin göstermiş olduğu eğilim ise Şekil 2'de yer almaktadır.

Şekil-2: 2012:01-2020:04 Dönemi Aylık Tüketici Güven Endeksi



Kaynak: T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi

Ocak 2012 yılında 79,2 olan TGE değeri genel bir düşüş eğiliminde olup Nisan 2020 döneminde 55,5 değerini almıştır. Dönemler itibariyle dalgalanmalar göstermekle birlikte 2014 yılının 4. ayından itibaren tüketicinin güveninde azalma olduğu ve bu azalmanın 2015 yılında tekrar artışa geçtiği ve daha sonraki süreçte dalgalı bir seyir izlediği gözlemlenmektedir. Ancak 2018 yılında Eylül ayındaki kur artışını takip eden Ekim ayında ise tüketicinin güveninde ani bir düşüş meydana geldiği görülmektedir.

Çalışma kapsamında dolar satış kuru ve TGE'ye ait Ocak 2012- Nisan 2020 dönemi için 100 adet veriden yararlanılmaktadır. Bu verilere ait tanımlayıcı istatistikler ise Tablo.1'de özetlenmiştir:

Tablo-1: Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

	Dolar Satış Kuru	Tüketici Güven Endeksi
Ortalama	3.348600	68.74700
Medyan	2.930000	69.65000
Maksimum	6.830000	79.60000
Minimum	1.760000	55.10000
Standart Sapma	1.470325	6.815230
Çarpıklık	0.759515	-0.429690
Basıklık	2.272554	2.093440
Gözlem Sayısı	100	100

100 adet gözlem döneminin bulunduğu veri setinde dolar satış kuru ilgili dönemde ortalama 1\$=3,35 TL iken en yüksek 1\$=6,83TL ve en düşük 1\$=2,93TL değerini almıştır. Riskin göstergesi olan standart sapma ise 1,47TL düzeyindedir. Çarpıklık katsayısı pozitif olup sola çarpıklık söz konusu iken basıklık katsayısı da pozitif olup sivri bir dağılım olduğunu göstermektedir. Tüketici güven endeksi ortalama 68,75 değerini alırken maksimum 79,6 ve minimum 55,1 olmuş, standart sapması 6,81 iken sağa çarpık ve sivri bir dağılıma sahiptir.

4.YÖNTEM VE BULGULAR

Ekonomilerdeki politika değişiklikleri ile ulusal ve uluslararası nedenlerle ortaya çıkan değişimler iktisadi zaman serilerinde yapısal kırılmalara neden olabilmektedir. Meydana gelen yapısal kırılmaların dikkate alınmaması ve yok sayılması durumunda ise analizlerden elde edilecek sonuçlar yanıltıcı olmaktadır. İlgili çalışmada kullanılan dolar satış kuru ve TGE için Ocak 2012-Nisan 2020 dönemi verileri analize alınmaktadır. İlgili dönemde verilerin şekilleri incelendiğinde 2018 yılında kırılma olduğu görülmektedir ve bu nedenle de kırılmayı dikkate alan testlerden yararlanılmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, yapısal kırılmanın olduğu bir durumda, dolar satış kuru ve TGE serileri arasında eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin incelenmesidir. Analiz kapsamında öncelikle serilerin durağanlık durumlarının belirlenmesi amacıyla bir kırılmalı birim kök testlerinden olan Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2013) testlerinden

yararlanılmaktadır. Eşbütünleşme durumunun tespiti amacıyla Gregory-Hansen (1996) Eşbütünleşme Testinden, nedenselliğin ortaya konulması için Hacker-Hatemi J (2006) Bootstrap Nedensellik Testinden yararlanılmakta ve en son Phillips-Hansen (1990) Eşbütünleşme Tahmincisi ile etki yönü ve katsayıları tahminlenmiştir.

4.1.Kırılmalı Birim Kök Testi

İktisadi zaman serileri ile yapılan analizlerde yapısal kırılmanın dikkate alınması analizlerin sonuçlarının doğruluğunu güçlendirmektedir. Bu kapsamda Perron (1989) tarafından geliştirilmiş olan yapısal kırılmalı birim kök testi kırılma tarihinin önceden bilindiği ve dışsal olduğu varsayımına dayanmaktadır. Perron'a göre (1989) veride yapısal kırılma varsa bu durumda birim kökün varlığı yönündeki kanıtların güçlenmesine ve test sonucunun yanlış çıkmasına neden olabilir. Perron bu sorunu çözmek için modelde dışsal bir yapısal kırılma belirleyerek birim kökün varlığının test edilmesini önermektedir. Temel varsayım ise potansiyel kırılma tarihinin bilindiğidir. Modele sabit terim ile eğim katsayısı kukla değişkenleri eklendikten sonra test istatistiği hesaplanmaktadır. Aksine Zivot ve Andrews (1992) Bir Kırılmalı ADF Testi, yapısal kırılmaların önceden bilinmediği, yapısal kırılmanın tek bir noktada olduğu ve kırılma tarihinin içsel olarak tahmin edilebildiği bir test geliştirmişlerdir. Bu testte üç modelden yararlanılmaktadır. Model A düzeyde tek kırılmaya izin veren, Model B eğimde tek kırılmaya izin veren ve Model C'de ise hem düzeyde hem de eğimde tek kırılmaya izin veren modellerdir. Bu modelleri ise aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir:

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad \text{ModelA} \quad (1)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_2 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad \text{ModelB} \quad (2)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU_t(\lambda) + \theta_2 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad \text{ModelC} \quad (3)$$

$t=1,2,\dots,T$ zamanı, TB kırılma zamanını göstermek üzere $\lambda= TB/ T$ ($\lambda \in (0.15,0.85)$) nispi kırılma yansımasıdır. DU_t düzeyde meydana gelen yapısal kırılmayı ve DT_t eğimde meydana gelen yapısal kırılmayı ifade eden kukla değişkenler olup aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > TB \\ 0 & t \leq TB \end{cases} \quad \text{ve} \quad DT_t = \begin{cases} t - TB & t > TB \\ 0 & t \leq TB \end{cases} \quad (4)$$

Bu testte kırılma noktasının tahmini için EKK yöntemiyle T-2 sayıda regresyon tahmin edilmektedir. Yöntemde örneklemedeki tüm zaman noktaları için EKK ile regresyon modeli tahmin edilmekte ve hesaplanan t istatistiğinin minimum olduğu nokta kırılma tarihi olarak alınmaktadır. Daha sonra λ 'nın hesaplanan t istatistik mutlak değerinin ZA kritik değerinden küçükse birim kökün olduğunu ifade eden temel hipotez kabul edilir.

İlgili çalışmada serilerin birim kök sınaması için bir kırılmalı birim kök testi olan Zivot ve Andrews (1992) testi yanında Lee ve Strazicich (2013) Bir Kırılmalı LM Testi'nden de yararlanılmaktadır. Lee ve Strazicich (2013) tarafından geliştirilen birim kök testi de yapısal kırılmaların varlığını içsel olarak belirlerken, bir yapısal kırılmaya izin vermektedir. Bu testte iki modelden yararlanılmakta olup, Model A düzeyde bir defa kırılmaya izin vermekte iken Model C sabit ve trend için bir kırılmanın test edilmesinde kullanılmaktadır. Tüm kırılmaların en küçük değere sahip olanının seçilmesi ile yapısal kırılma tarihi belirlenmektedir. Yapısal kırılmalı modelin oluşturulmasında aşağıdaki model kullanılmaktadır.

$$Y_t = \delta Z_t + X_t X_t = \beta X_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

Dışsal değişkenler vektörünü Z_t olarak, ϵ_t hata terimini ifade etmektedir. Model A düzeyde bir defa kırılmaya izin vermektedir. Model A $Z_t = [1, t, Dt]$ şeklinde tanımlanmakta olup $t \geq TB+1$ için $Dt=1$ diğer durumlarda ise $Dt = 0$ olan kukla değişkeni göstermektedir. TB ile yapısal kırılmanın zamanı ifade edilmektedir ve $\delta = (\delta_1, \delta_2, \delta_3)$. Sabit ve trend için bir kırılmanın test edilmesinde ise $Z_t = [1, t, Dt, DTt]$ şeklinde ifade edilen Model C kullanılmaktadır. $t \geq TB+1$ için $Dt = t - TB$ diğer durumlarda $Dt=0$ gölge değişkenini göstermektedir ve $Z = [1, t, D, DT]$ şeklinde ifade edilmektedir. LM testinde birim kök testi için aşağıdaki regresyon denklemi kullanılmaktadır.

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \bar{S}_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Yukarıdaki denklemde $\bar{S}_t = Y_t - \Psi x Z_t \delta'$ olup $t=2, \dots, T$, δ' ise ΔY 'nin ΔZ üzerindeki regresyonundan elde edilen katsayıları ifade etmektedir. Ψx ise $Y_1 - Z_1 \delta'$ şeklinde hesaplanmaktadır. Birim kök sıfır hipotezi $\phi=0$ şeklinde oluşturulmaktadır ve tüm kırılmaların en küçük değere sahip olanının seçilmesi ile yapısal kırılma tarihi belirlenmektedir. Bu yöntemde de $\lambda = TB/T$ ve $\lambda \in [0,1]$ şeklinde hesaplanmaktadır. İlgili çalışma için elde edilen bir kırılmalı birim kök testlerinin sonuçları aşağıdaki gibidir:

Tablo-2. Zivot-Andrews (1992) ve Lee- Strazicich (2013) Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

	Bir Kırılmalı ADF Testi (Zivot & Andrews, 1992)		Bir Kırılmalı LM Testi (Lee&Strazicich, 2013)		Bir Kırılmalı ADF Testi (Zivot&Andrews, 1992)		Bir Kırılmalı LM Testi (Lee&Strazicich, 2013)	
	Sabit	Sabit ve Trendli	Sabit	Sabit ve Trendli	Sabit	Sabit ve Trendli	Sabit	Sabit ve Trendli
	Tüketici Güveni				Döviz Kuru			
Test İstatistiği	-5.253	-5.190	-4.498	-4.951	-5.197	-5.579	-3.163	-4.476
Gecikme Uzunluğu	0	0	0	0	3	3	3	3
Kritik Değer	-5.34	-5.57	-4.23	-5.11	-5.34	-5.57	-4.23	-5.05
	1.Fark Tüketici Güveni				1.Fark Döviz Kuru			
Test İstatistiği	-8.180	-8.205	-10.051	-9.910	-9.178	-9.449	-5.756	-8.921
Gecikme Uzunluğu	2	2	2	8	4	4	2	2
Kritik Değer	-5.34	-5.57	-4.23	-5.07	-5.34	-5.57	-4.23	-5.07

*%1 anlamlılık düzeyinde, kritik değerler Zivot ve Andrews (1992) ile Lee ve Strazicich, (2013) makalelerinden alınmıştır.

Bu test sonuçlarına göre TGE ve döviz satış kuru (DK) serilerinin sabit ile sabit-trendli iken test istatistiklerinin kritik değerden düşük olduğu, bu nedenle de düzeyde durağan olmadığı tespit edilmiştir. Düzeyde durağanlık olmadığı için serilerin birinci farkları alınarak yeniden birim kök sınaması yapılmış ve hem sabit hem de sabit-trendli iken test istatistik değerlerinin kritik değerlerden büyük olduğu, diğer bir ifadeyle iki serinin de birinci farkta I(1)'de durağanlaştığı görülmüştür.

4.2.Kırılmalı Eşbütünleşme Testi

Aynı derecede durağan olan zaman serileri arasında uzun dönemli ilişkinin tespiti amacıyla eşbütünleşme analizi yapılabilmektedir. Birim kök testi sonuçlarının elde edilmesinden sonra tek yapısal kırılmaya izin veren Gregory ve Hansen (1996) tarafından geliştirilmiş olan eşbütünleşme testi uygulanmaktadır. Gregory-Hansen (1996), kırılmanın eşbütünleşmede olabileceğine dayalı bir hipotez geliştirmişler ve kırılma tarihinin içsel olarak

tespit edilebileceği, eşbütünleşik vektörde tek bir yapısal kırılmanın olduğu bir eşbütünleşme testi ortaya koymuşlardır. Testte Model C, Model C/T ve Model C/S olmak üzere üç modelden yararlanılmaktadır. Model C sabit terimdeki kırılmayı dikkate alan düzey değişim modelini, Model C/T sabit ve eğimdeki kırılmayı dikkate alan trendli düzey değişim modelini, Model C/S ise sabitteki kırılmayı, yapısal kırılmadan önceki ve sonraki eğim katsayısında meydana gelen değişimi içeren tam kırılma modelini ifade etmektedir. Model C aşağıdaki gibi formüleştirmektedir:

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad \text{Model C} \quad (7)$$

Model C’de μ_1 yapısal kırılmadan önceki sabit terimi, μ_2 ise yapısal kırılmadan sonra sabit terimde oluşan değişmeyi göstermektedir. $t = 0$ ile 1 arasında yer alan kırılmanın zamanlamasını gösteren bir katsayıdır. α^T açıklayıcı değişkenlere ait katsayı vektörü olup $\phi_{t\tau}$ ise kukla değişkendir. Kukla değişken ise $\phi_{t\tau} = 0, t \leq [nt]$ ve $\phi_{t\tau} = 1, t > [nt]$ şeklinde tanımlanmaktadır.

Model C/T sabit ve eğimdeki kırılmayı dikkate alan trendli düzey değişim modelini ifade etmektedir. Model C/T’de yer alan βt trendi temsil etmekte olup aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad \text{Model C / T} \quad (8)$$

Model C/S ise sabitteki kırılmayı, yapısal kırılmadan önceki ve sonraki eğim katsayısında meydana gelen değişimi içeren tam kırılma modelidir. Model C/S’de yer alan α_1 kırılmadan önceki eğim katsayısını, α_2 kırılmadan sonraki eğim katsayısını göstermektedir. Buna göre model aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad \text{Model C / S} \quad (9)$$

τ parametresi yapısal kırılma noktasını göstermektedir. Gregory-Hansen(1996) eşbütünleşme testinde veri dönemi için her bir τ değeri için modeller EKK yöntemi ile tahmin edilmekte, kalıntılar üzerinden hesaplanan test istatistiklerinin minimum olduğu modelin tarihi yapısal kırılma tarihi olarak alınmaktadır. İlgili model için hesaplanan test istatistiği Gregory-Hansen kritik değerlerinden mutlak değer olarak büyükse değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını öneren sıfır hipotezi reddedilmektedir. İlgili çalışma kapsamında Gregory-Hansen (1996) eşbütünleşme testi sonucunda aşağıdaki bulgu elde edilmiştir:

Tablo-3: Gregory-Hansen (1996) Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	Kırılma Tarihi	t- istatistiği	%1	%5	%10
C/T (Trendde Kırılma)	11/2016	-11.171	-5.45	-4.99	-4.72

Bu testte t- istatistik değerine göre sonuçlar yorumlanmaktadır. T- istatistik değeri kritik değerler ile karşılaştırılmakta, mutlak değer olarak T- istatistik değeri kritik değerden düşük ise eşbütünleşme olmadığı kabul edilmektedir. Elde edilen bulgulara göre trendde kırılma olması durumunda mutlak değer olarak t istatistik değeri tüm kritik değerlerden büyük olduğu için TGE ile döviz kuru arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu görülmektedir.

4.3.Nedensellik Testi

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı durumunda değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisine de bakılabilmektedir. İlgili çalışmada değişkenler arasındaki nedenselliğin belirlenmesi amacıyla Hacker ve Hatemi-J (2006) Bootstrap Nedensellik Testi'nden yararlanılmaktadır. Bu nedensellik testinin temelinde Toda-Yamamoto nedensellik testi (1995) yatmaktadır. Hacker ve Hatemi-J (2006), Toda-Yamamoto(1995) nedensellik testindeki VAR modellemesine dayanan MWALD testinin, hata terimleri normal dağılmadığında hatalı sonuçlar verebileceği ve yapılacak yorumlarında yanlış olabileceği üzerinde durmuşlardır. Bu nedenle hataların olası normal dağılmama riskine rağmen kritik değerleri bootstrap Monte Carlo Simülasyonu ile elde etmişlerdir. Bu testte simülasyonlar için EKK denklemlerinde nedenselliğin olmadığı sıfır hipotezi kapsamında temsili veriler ve bootstraplaştırılmış hata terimleri üretilmektedir. Analize konu olan seriler için VAR (p + dmax) süreci aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$X = \hat{D}Z + \hat{\delta} \quad (10)$$

$X=(x_1, x_2, x_3, \dots, x_T)(n \times T)$ matrisi

$\hat{D} = (\hat{\alpha}, \hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{A}_p, \dots, \hat{A}_{p+d_{max}})(n \times (1+n(p+d_{max})))$ matrisi

$\hat{\delta} = (\hat{u}_1, \hat{u}_2, \hat{u}_3, \dots, \hat{u}_T)$ matrisi

$Z = (Z_0, Z_1, Z_2, \dots, Z_{T-1})((1+n(p+d_{max})) \times T)$ matrisi

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ x_t \\ x_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ x_{t-p-d_{\max}+1} \end{bmatrix} \quad ((1+n(p+d_{\max})) \times 1) \text{ matrisi,}$$

t=1,2...T

Toda-Yamamoto'nun (1995) geliştirdikleri modifiye edilmiş MWald testi denklemini aşağıdaki gibidir:

$$MWald = (C\hat{\beta})' [C((Z'Z)^{-1} \otimes S_u)C']^{-1} (C\hat{\beta}) \quad (11)$$

Denkleminde yer alan hata terimlerinin var-kov matrisi S_u 'nun tahmin edilebilmesi için öncelikle kısıtsız regresyonun hata terimleri $(nxT)\hat{\delta}_u$ matrisi tahmin edilir, daha sonra $S_u = \hat{\delta}'\hat{\delta}/T$ şeklinde hesaplanır. Vec sütun yığılma operatörü olmak üzere $\beta = vec(\alpha, A_1, \dots, A_p, O_{n \times d_{\max}})$ ve $\hat{\beta} = vecD$ 'dir. Kronecker çarpanı \otimes simgesiyle ifade edilirken, C ise kısıtları içeren $pxn(1+n(p+d_{\max}))$ boyutundaki gösterge fonksiyonu matrisidir. Ayrıca C'nin her bir p satırı β katsayısının sıfıra eşit olup olmadığı kısıtlamasıyla ilişkili olup Granger nedeni değildir şeklindeki sıfır hipotezi $H_0: C\beta=0$ şeklinde test edilmektedir (Pata ve Ağca, 2018, s.121). Hacker ve Hatemi-J (2006) bootstrap kritik değerlerini hesaplamak için bootstrap simülasyonu 100.000 defa tekrarlamakta ve her bir simülasyonda MWALD istatistiği hesaplanarak ve MWALD istatistiğinin ampirik dağılımı oluşturulmaktadır (Gürdal ve Yavuz, 2015, s.165). İlgili çalışma için elde edilen nedensellik sonuçları aşağıdaki gibidir:

Tablo-4: Hacker ve Hatemi-J (2006) Bootstrap Nedensellik Testi Sonuçları

	MWALD Test İstatistiği	Optimal Gecikme Uzunluğu	Boostrapt Kritik			Karar
			Değerleri			
			% 1	% 5	% 10	
Tüketici Güven Endeksinden Döviz Kuruna Nedensellik	14.349	1	7.629	3.901	2.542	Nedensellik Vardır
Döviz Kurundan Tüketici Güven Endeksine Nedensellik	0.101	1	9.304	3.985	2.430	Nedensellik Yoktur

Tablo 4’de Hacker & Hatemi (2006) bootstrap nedensellik testi sonuçlarına yer verilmektedir. MWALD istatistiğinin değeri, bootstrap kritik değerlerinden büyük olduğu için (14.349>7.629), %1 anlam seviyesinde TGE’den döviz kuruna doğru nedensellik ilişkisi vardır. Ancak MWALD istatistiği, bootstrap kritik değerlerinden küçük olduğu için (0.101<9.304) döviz kurundan TGE’ye doğru nedensellik ilişkisi olmadığı görülmüştür.

4.4.Eşbütünleşme Tahmincisi

Değişkenlerin uzun dönemde eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi varsa değişkenlerin aralarındaki etki katsayılarını ve etki yönünü belirlemek amacıyla Phillips-Hansen (1990) tarafından geliştirilen Tam Uyarlanmış En Küçük Kareler (Fully Modified Least Squares-FMOLS) yönteminden yararlanılabilmektedir. FMOLS, eşbütünleşik olma durumunda optimal tahminlere ulaşmak için geliştirilmiştir. Açıklayıcı değişkenlerin I(1) veya I(0) olduğu durumlarda kullanılan yöntem, EKK yönetimini kullanarak zaman serisi regresyonlarındaki eşbütünleşme ilişkisinden kaynaklanan içsellik sorununu ve otokorelasyon etkisini açıklayabilmektedir. FMOLS yönteminde, A değişkeni nxm boyutundaki matrisi, x_t ise $m=(m_1+m_2)$ boyutunda eşbütünleşik vektörü ifade etmek üzere model oluşturmak için aşağıdaki eşitlikten yararlanılmaktadır(Akbaş ve Şentürk, 2013: 53.)

$$y_t = Ax_t + u_{ot} \quad (12)$$

Tam uyarlanmış en küçük kareler tahmincisi ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Ecevit ve Çetin, 2016: 90.):

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=1}^T Z_t Z_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T Z_t (m-p)_t^+ - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (13)$$

$$Z_t = (X_t', D_t')$$

Buradaki t-istatistiği asimptotik olarak standart normal dağılıma yakınsamaktadır ve FMOLS tahmincisini elde etmek için uzun dönem kovaryans matrislerinin tahmini gerekmektedir. Çalışmadaki veriler için elde edilen eşbütünleşme tahmincisi sonuçlarına tablo 5’de yer verilmiştir:

Tablo-5: Phillips-Hansen (1990) Eşbütünleşme Tahmincisi Sonuçları

Bağımsız Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık
TGE	-0.019788	0.005905	-3.351080	0.0012
C	0.046450	0.019134	2.427576	0.0171

Test sonuçlarına göre TGE'deki 1 birimlik artış döviz kurunda 0,0198 birimlik azalışa neden olmaktadır. Elde edilen bu sonuç Türkiye için Gürgür ve Kılınç (2015, s.1-13), Beşel ve Yardımcıoğlu (2016, s.475-487), Alacahan ve Yavuz (2017, s.22-44) ile Kaya (2020, s.598-608) tarafından yapılan çalışmaların sonuçlarına göre farklılık göstermektedir. Farklılığın nedeni analiz kapsamına alınan dönemlerin farklı olması ve 2018 yılının ortalarından sonraki süreçte risk algısının yoğun şekilde artmış olmasından kaynaklanmaktadır. Buna göre tüketici güvenindeki artışa göre dolar kuru azalmaktadır.

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Ülkeler güvenle var olurlar ve varlıklarını sürdürürler. Gerek ülke dışından gerekse de ülke içinden duyulan güven ülkelerin gelişmelerinde ve ekonomik göstergelerinin iyileşmesinde önemli etkiye sahipken aynı şekilde ülke göstergelerindeki olumlu gelişmeler de güven üzerinde olumlu etkiye sahiptir. Ancak ekonomik birim olarak tüketiciler, tüketim eğilimleriyle üreticileri ve yatırımcıları etkileyebilme gücüne sahip olduklarından dolayı onların ülkeye ait güvenlerindeki artış ayrıcalıklı bir yapı göstermektedir. Tüketicilerin ekonomiye dair güvenlerindeki artışla birlikte üretim, istihdam ile gelir artacak ve aynı zamanda faiz oranları ile döviz kurları da düşme gösterecektir. Aynı zamanda ekonomik göstergelerdeki olumlu gelişmeler de güven üzerinde olumlu etki yapacaktır. Dolayısıyla iki yönlü bir etki beklentisi mevcut olmakla birlikte kurlarda ve güvende oluşan ani hareketler beklentilerin gerçekleşmesi konusunda yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. Türkiye piyasasına yönelik çeşitli çalışmalar geçmişte yapılmış olmakla birlikte 2018 yılının ortalarından itibaren oluşan kurlardaki aşırı dalgalanma ve tüketici güvenindeki azalma kur ile tüketici güveni arasındaki nedensellik ve eş bütünleşme ilişkisinin önemini artırmıştır. Bu çalışmanın amacı, yapısal kırılmanın olduğu koşullar altında dolar satış kuru ve TGE serileri arasında eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin olup olmadığını ortaya koymaktır. Bu amaçla öncelikle bir kırılmalı bir birim kök testleri olan Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2013) testlerinden yararlanılmış ve serilerin birinci farkında I(1) durağan oldukları tespit edilmiştir. İki seride aynı dereceden I(1) düzeyinde durağan oldukları için bir yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi olan Gregory-Hansen (1996) eşbütünleşme analizinden yararlanılmıştır. Gregory-Hansen(1996) yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi sonucunda ise eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu belirlenerek nedensellik testi aşamasına geçilmiştir. Seriler arasında nedensellik olup olmadığı ve eğer nedensellik varsa bunun yönünün ne olduğu ise Hacker Hatemi J (2006) Bootstrap Nedensellik Testi ile incelenmiştir. Nedensellik analizi sonucunda ise TGE'den dolar kuruna doğru nedensellik belirlenmiştir. Son aşamada tüketici güveni ve döviz kuru arasındaki etki katsayılarını ve etki yönünü ortaya koymak üzere Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen Tam

Uyarlanmış En Küçük Kareler testi yapılmıştır. Testte tüketici güveni bağımsız değişken dolar kuru bağımlı değişken olmak üzere negatif sonuç elde edilmiştir. Elde edilen bulguya göre TGE'deki 1 birimlik artış döviz kurunda 0,0198 birimlik azalışa neden olmaktadır. Elde edilen bu sonuca göre Türkiye'de tüketici güvenindeki artışlar dolar kurunu azaltırken, tüketici güvenindeki azalışlar ise kurda artışa neden olabilmektedir. Bu sonuç ise dolar kurunun tüketicilerin ekonomiye olan güvenlerine karşı duyarlı olduğunun da bir göstergesidir. Dolayısıyla dolar kuru tahminlerinde TGE dikkate alınması gereken değişkenlerden biridir. Diğer taraftan ülkede dolar kurunun düşürülmesi için güveni artırıcı tedbirlerin alınması gerekliliğini de ortaya koymaktadır. Elde edilen bu sonuç Gürgür ve Kılınç (2015), Beşel ve Yardımcıoğlu (2016), Alacahan ve Yavuz (2017) ile Kaya (2020, s.598-608) çalışmalarının sonuçlarına göre farklılık göstermektedir. Bu farklılığın nedeni analiz kapsamına alınan dönemlerin farklı olması ve 2018 yılından sonraki dönemde risk algısının yoğun şekilde artmış olmasından kaynaklanmaktadır. Daha sonraki çalışmalarda dolar kuru ile diğer makroekonomik faktörler arasındaki eş bütünleşme ve nedensellik ilişkileri incelenebilir ve dolar kurunun tahmininde etkili olan diğer faktörler belirlenebilir.

KAYNAKLAR

- Acemoğlu, D., & Scott, A. (1994). Consumer Confidence and Rational Expectations: Are Agents' Beliefs Consistent with The Theory?. *The Economic Journal*, 104(422), 1-19.
- Akbaş, Y.& Şentürk, M. (2013). Mena Ülkelerinde Elektrik Tüketimi İle Ekonomik Büyüme Arasındaki Karşılıklı İlişkinin Analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (41),45-67.
- Alacahan, N.D. & Yavuz, R.A. (2017). The Relationship of Consumer Confidence with Real Exchange Rates: Analysis of Turkey. *IIB International Refereed Academic Social Sciences Journal*, 8(25),22-44.
- Arısoy İ.(2012). Türkiye Ekonomisinde İktisadi Güven Endeksleri ve Seçilmiş Makro Değişkenler Arasındaki İlişkilerin Var Analizi. *Maliye Dergisi*, 162,304-315.
- Arısoy, İ. & Aytun, C. (2014). Türkiye'de Tüketim Harcamaları, Krediler ve Tüketici Güveni Arasındaki İlişkilerin Analizi. *Business, Economics Research Journal*, 5(2), 33-45.
- Beşel, F. & Yardımcıoğlu, F. (2016). Tüketici Güven Endeksi ile Makro Değişkenler Arasındaki İlişki. *In ICPESS (International Congress on Politic, Economic and Social Studies)*, 1, 475-487.

- Bram, J. & Ludvigson, S. C. (1998). Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race. *Economic Policy Review*, 4(2),59-78.
- Bremmer, D.S. & Christ, K.P.(2003). The Relationship Between Consumer Sentiment and Stock Prices, *In Annual Conference of the Western Economic Association International*, Denver, USA.
- Canöz, İ. (2018). Borsa İstanbul 100 Endeksi ile Tüketici Güven Endeksleri Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Fiscaoeconomia*, 2(1),136-153.
- Ecevit, E. & Çetin, M. (2016). Ekonomik Büyüme ve Çevre Kirliliğinin Sağlık Üzerindeki Etkisi: Türkiye İle İlgili Ampirik Kanıt. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (48), 83-98.
- Eyüboğlu, K. & Eyüboğlu, S. (2017). Ekonomik Güven Endeksi İle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*,19(2), 603-614.
- Fukuyama, F. (1998). Güven–Sosyal Erdemler Ve Refahın Yaratılması. *Türkiye İş Bankası, Kültür Yayınları, Genel Yayın*, (No:370).
- Fukuyama F. (2000). Social Capital and Civil Society. *IMF Working Paper*, No:74.
- Garner, A.(1991). Forecasting Consumer Spending: Should Economists Pay Attention To Consumer Confidence Surveys?. *Economic Review*, May/June, 57-71.
- Gökalp, B.T. (2019). Hisse Senedi Getirileri İle Tüketici Güven Endeksi Arasındaki İlişki: Diyagonal Vech Modeli Üzerinden Bir Değerlendirme. *Ekonomi, Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 139-150.
- Görmüş, Ş. & Güneş, S.(2010). Consumer Confidence, Stock Prices and Exchange Rates: The Case of Turkey. *Applied Econometrics and International Development*, 10(2), 103-114.
- Gregory A. W. & Hansen B. E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Gürdal, T., & Yavuz, H. (2015). Türkiye’de Dış Borçlanma-Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1990-2013 Dönemi. *Maliye Dergisi*, 168, 154-169.

- Gürgür, T. & Kılınç, Z. (2015). What Drives the Consumer Confidence in Turkey?. *Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey*, 17, 1-13.
- Hacker, R.S. & Hatemi-J, A. (2006). Tests for Causality Between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application. *Applied Economics*, 38(13),1489-1500.
- Howrey, E. P. (2001). The Predictive Power of The Index of Consumer Sentiment. *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 175-207.
- İbicioğlu, M. & Kapusuzoğlu, A. & Karan, M. B. (2013). Türkiye'deki Tüketici Güven Endeksi İle Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 5(1), 5-16.
- Jansen, W.J. & Nahuis, N.J. (2003). The Stock Market and Consumer Confidence: European Evidence. *Economics Letters*, 79(1), 89-98.
- Katona, G. (1968). Consumer Behavior: Theory and Findings on Expectations and Aspirations. *The American Economic Review*, 58(2),19-30.
- Kaya, F.(2020). Türkiye'de Tüketici Güven Endeksi İle Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Fourier Fonksiyonları Yaklaşımı. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(4), 598-608.
- Knack, S., & Keefer, P. (1997). Does Social Capital Have an Economic Payoff?A Cross-Country Investigation. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1251-1288.
- Lee, J. & Strazicich, M.C. (2013). Minimum Lm Unit Root Test with One Structural Break. *Economics Bulletin*, 33(4), 2483-2492.
- Otoo, M.W. (1999). Consumer Sentiment and The Stock Market. *Board of Governors of the Federal Reserve System*, November 1999.
- Özsağır A.(2007). Ekonomide Güven Faktörü. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(20), 46-62.
- Pata, U. K., & Ağca, A. (2018). Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(2), 115-128.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(2), 1361-1401.
- Phillips, P.C. & B.E. Hansen (1990). Statistical Inference in Instrumental Variable Regression with I (1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125.

- Roos, M., (2008). Willingness to Consume and Ability to Consume. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 66(2), 387-402.
- Spreng, R. A. & Page, T. J. (2001). The Impact of Confidence in Expectations on Consumer Satisfaction. *Psychology and Marketing*, 18(11), 1187-1204.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*. 66(1-2), 225-250.
- Topuz, Y.V. (2011).Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7(1), 53-65.
- Uşul, H. & Küçükşille, E. & Karaoğlan, S. (2017). Güven Endekslerindeki Değişimlerin Hisse Senedi Piyasalarına Etkileri: Borsa İstanbul Örneği. *Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(3), 685-695.
- Utaka, A.(2003). Confidence and Real Economy- The Japanese Case. *Applied Economics*. 35(3), 337-342.
- Zivot, E. & Andrews, D. (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.

YAPISAL KIRILMA DURUMUNDA TÜKETİCİ GÜVENİYLE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK İLİŞKİSİNİN ANALİZİ: TÜRKİYE UYGULAMASI

Etik Beyanı:

Çalışmanın yazarları olarak; bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara uyulduğunu beyan ederiz. Editörlerin ve Yayınevinin yazarlar tarafından beyan edilen bu hususta ve metinde yer verdikleri bilgi ve görüşler karşısında herhangi bir sorumluluğu bulunmaz. Tüm sorumluluk çalışmanın yazarlarına aittir.

Yazar Katkıları:

Doç. Dr. Emine Ebru AKSOY, çalışmanın gerek literatür gerekse veri toplama, analiz ve analiz bulgularının değerlendirilmesinden oluşan sürecin tamamına katkı sağlamıştır.

Tek yazarlı bu çalışmada yazarın katkı oranı: %100'dür.

Çıkar Beyanı:

Yazarın bu çalışma ile ilgili herhangi bir çıkar çatışması yoktur.

Doç. Dr. Emine Ebru AKSOY