

Araştırma Makalesi / Research Article

## DÖVİZ KURLARININ VE KREDİ FAİZ ORANLARININ OKUN SEFALET ENDEKSİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

Öğr. Gör. Dr. Ömer AKÇAYIR 

Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Sağlık Hizmetleri MYO, Nevşehir, (omerakcayir@gmail.com)

### ÖZET

*Bu çalışmada, bir makroekonomik performans ölçütü olarak Okun sefalet (iktisadi hoşnutsuzluk) endeksinin döviz kurlarına ve tüketici kredi faiz oranlarına duyarlı olup olmadığı yapısal kırılmaları da dikkate alan ekonometrik yöntemler yardımıyla 2005Q1-2020Q4 dönemleri için Türkiye örnekleminde araştırılmıştır. Döviz kurlarının ve kredi faiz oranlarının endeks üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmalara literatürde rastlanmaması ve yapısal kırılmaların dikkate alınması çalışmayı içerik ve konu yönünden özgün kılmaktadır. Hem standart (ADF, PP ve KPSS) hem de çoklu kırılmalı Kapetanios (2005) birim kök testi sonuçlarına göre serilerin tamamı birinci farkta durağan bulunmuştur. Maki (2012) yöntemi ile uzun dönemde birlikte hareket ettiği (eşbütünlük) tespit edilen serilerin uzun dönem katsayıları ve kısa dönem hata düzeltme modelleri DOLS yöntemi ile elde edilmiştir. Her iki bağımsız değişkenin katsayısı da pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca hem uzun hem kısa dönemde seriler arasında nedensellik ilişkisi VECM'e dayalı yöntemle tespit edilmiştir. Ampirik bulgulara göre, Türk lirası 1 birim değer kaybettiğinde sefalet endeksi yaklaşık 0.89 puan yükselirken, kredi faiz oranları 1 puan arttığında sefalet endeksi yaklaşık 0.10 puan yükselmektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** Sefalet Endeksi, Döviz Kuru, Kredi Faiz Oranları, Çoklu Yapısal Kırılma, Nedensellik.

## THE EFFECTS OF EXCHANGE RATES AND LOAN INTEREST RATES ON OKUN MISERY INDEX

### ABSTRACT

*In this study, it was investigated whether the Okun misery (economic discomfort) index, as macroeconomic performance criteria, is responsive to exchange rates and consumer loan interest rates. It has been applied with the help of econometric methods that also take into structural breaks in the sample of Turkey for 2005Q1-2020Q4 periods. The fact that no studies are examining the effects of exchange rates and loan interest rates on the index in the literature and that structural breaks are taken into account makes the study distinctive in terms of content and subject. According to the results of both standard unit root tests (ADF, PP and KPSS) and Kapetanios (2005) unit root test with multiple breaks, all series were found stationary at the first difference. The estimation of long-run coefficients and short-run error correction models of the series were obtained by the DOLS method. Cointegration among the series was determined by the Maki (2012) method. The coefficients of both independent variables are positive and statistically significant. In addition, the causality relationship among the series in both the long-run and short-run was determined by the VECM-based method. According to empirical findings, when the Turkish Lira depreciates by 1 unit, the misery index rises by approximately 0.89 points but the misery index rises by 0.10 points when loan interest rates increase by 1 point.*

**Keywords:** Misery Index, Exchange Rate, Credit Loan Interest, Multiple Structural Breaks, Causality.

## 1. Giriş

1970’li yıllarda Arthur Okun tarafından objektif bir makroekonomik performans ölçütü olarak enflasyon ve işsizlik oranının toplamı ile elde edilen iktisadi hoşnutsuzluk endeksi (diğer adıyla sefalet endeksi), ülke vatandaşlarının ortalama yaşam standartları ve ekonomik refahını temsil eden, toplumsal gelişmenin önünde önemli bir engel olarak kabul edilen bir endekstir. Bu endeksin artması ülke refahını azalttığı için makro düzeyde bazı sorunlara işaret ederken azalması ise bir gelişmişlik ve istikrar göstergesi olarak düşünülmektedir (Wang vd., 2019: 2; Saeed vd., 2020:158). Enflasyonun ve işsizliğin ülke üzerindeki sosyal, ekonomik ve psikolojik maliyetleri düşünüldüğünde, endeksteeki yükselişler makroekonomik anlamda depresyona da işaret etmektedir (Akçay, 2018; Akay & Oskonbaeva, 2020:130). Devam eden çalışmalarla iktisadi hoşnutsuzluk endeksinin içeriği değişmiş ya da genişlemiştir. Önceden sadece ABD ekonomisi üzerinde bir uygulama alanı bulan endeksin tüm dünyada popülaritesi artmıştır (Eğilmez, 2018). Endekse GSYH deflatörü değişme oranı, reel GSYH büyüme oranı ve cari denge/GSYH oranı gibi başka makroekonomik değişkenlerin eklenmesi ile Barro Sefalet Endeksi, Barro-Hanke İktisadi Hoşnutsuzluk Endeksi, Calmfors-Driffill Endeksi, Büyümlü Elmas Endeksi ve Leuven Makroekonomik Performans Endeksi gibi isimler altında diğer makroekonomik performans ölçütleri de literatürde yerlerini almıştır. Her ne kadar içeriği ve endeks bileşenleri diğerlerine kıyasla daha az yoğun olsa da Okun’un ortaya attığı endeksin ilk hali hala önemini fazlaca korumaktadır. İktisadi Hoşnutsuzluk/Sefalet Endeksi denklem (1)’deki gibidir. ( $\pi$ : enflasyon oranı,  $u$ : işsizlik oranıdır.)

$$\text{Endeks}_{\text{Sefalet}} = |\pi| + u \quad (1)$$

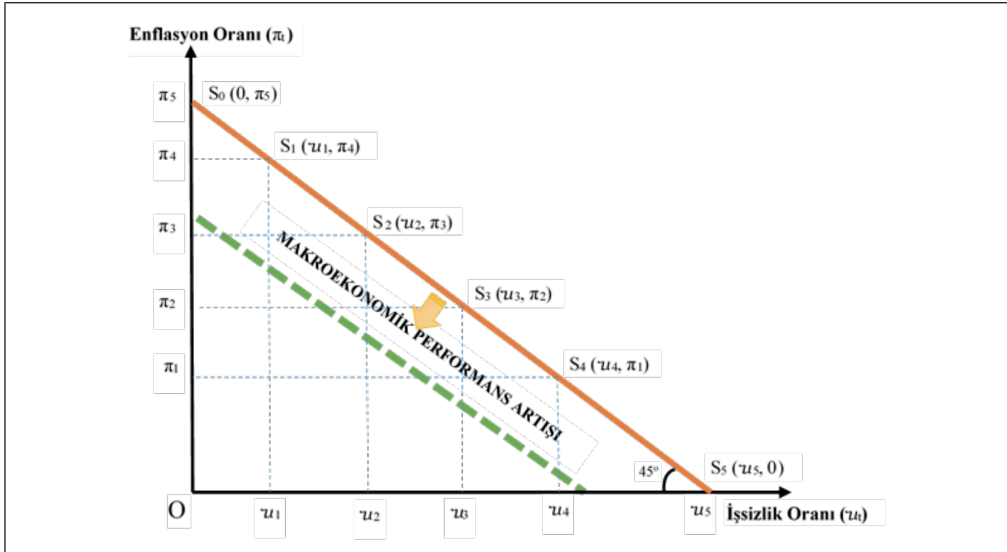
Enflasyonun pozitif ya da negatif (deflasyon) olması hoşnutsuzluk açısından aynı etkiyi oluşturmaktadır. Her ikisi de makroekonomi düzeyinde eş değer bir hoşnutsuzluğa karşılık gelmektedir. Bu sebeple, endekste enflasyon oranının mutlak değerce karşılığı dikkate alınmaktadır (Lovell & Tien, 2000:1; Ülgen & Özen, 2020: 86). Ekonomi teorisyenleri ya da politika yapıcılar çok uzun zamandır, bir ülkenin makroekonomik performansını ölçen en uygun göstergenin hem kamu hem de özel sektör perspektifinde ne olması gerektiği konusunda fikir birliğine varamamışlardır. Ekonominin tüm paydaşları bu konuda farklı düşünceler çerçevesinde adeta bir arayış içerisinde olmuşlardır (Błaszczuk, 2015:136). Zira her makroekonomik veri, kendi içinde anlamlı olup değerlendirilmekte, farklı parametreleri ve yorumları içermektedir. Sefalet endeksinde enflasyon ve işsizliği Okun tarafından eşit olarak ağırlıklandırılması akademik çalışmalarda çokça eleştirilmiştir. Oysa temelde birçok nedenden dolayı hala bu endeks, literatürde çok iyi ve etkili bir makroekonomi performans ölçütü olarak yer almaktadır. Sefalet endeksi halen ülkenin makroekonomik koşulları açısından faydalı bir yaklaşım sunmakta ve daha da önemlisi derinlemesine bir bakış açısı kazandırmaktadır (Cohen vd., 2014:3). Literatürde yer alan çalışmalar bu endeksin hala çok önemli ve etkili bir gösterge olduğunu ortaya koymaktadır. İşsizlik ve enflasyon oranlarının toplamıyla elde edilen sefalet endeksi, bir kısmı makro ihtiyati politikalar ile kontrol edilebilen bir kısmı ise dışsal risklere bağlı olduğu için önlemeyen bazı iç ve dış ekonomik koşullardan etkilenmektedir (Pogoy vd., 2016:31). Örneğin, kamu harcamaları hem tüketici hem de üretici davranışları nedeniyle ekonomilerdeki gelir dağılımını ve refah düzeyini etkilemektedir. Dolayısıyla sefalet endeksi ile kamu harcamaları arasında çok sıkı bir ilişki söz konusudur (Obayori, 2020:1).

Şekil 1’de sefalet endeksinin temel bileşenleri olan enflasyon ve işsizlik ikilisinin endeksteki ilişkileri ve makroekonomik performansın değişimi grafik üzerinde açıklanmıştır. Okun endeksinde eşit ağırlıklı olarak kabul edilen işsizlik ve enflasyon değerleri nedeniyle eğim açısı negatif yönde  $45^\circ$  pozitif yönde  $135^\circ$  ( $180^\circ-45^\circ$ ) ve eğimi  $-1$  ( $\tan 135^\circ=-1$ ) olan bir iktisadi hoşnutsuzluk/sefalet endeksi doğrusu çizilmektedir. Okun, burada enflasyon ve işsizliğin marjinal ikame oranının değişmediğini varsaymaktadır. Oysa işsizlik ve enflasyondaki değişimler genelde aynı oranda olmayacaktır. Bunun doğal sonucu olarak ise endeks doğrusunun dış bükey bir eğri olması uygulamada daha gerçekçi olacaktır. Zira eksenlerinde enflasyon ve işsizlik oranının bulunduğu Samuelson-Solow tipi Phillips Eğrisi de dış bükey bir eğridir. Grafikte resmedilen iktisadi hoşnutsuzluk doğrusu (kırmızı) üzerinde alınan her nokta ikilisinin endeks değerleri aynıdır. ( $S_1=S_2=S_3=S_4=S_5$ ) Denklem (2)’ye göre,  $S_1$ ’e kıyasla  $S_2$  de işsizlik oranı artmış fakat enflasyon değeri düşmüş fakat toplam değişmemiştir.

$$0 + \pi_5 = u_1 + \pi_4 = u_2 + \pi_3 = u_3 + \pi_2 = u_4 + \pi_1 = u_5 + 0 = S_i \quad (2)$$

Tıpkı farklı eğriler ya da üretim olanakları eğrisi gibi endeks değerinin değişmesi, doğrunun paralel olarak sağa ya da sola kaymasına bağlıdır. Paralel kaymasa dahi,  $\Delta$  üçgensel bölgesi içerisinde kalacak şekilde sola kayması “S” değerlerinin azalmasına ve makroekonomik performansın artmasına neden olmakta iken, sağa kayması “S” değerlerinin artmasına ve makroekonomik performansın azalmasına neden olmaktadır. Böylelikle farklı enflasyon oranı ve işsizlik oranı bileşenleri oluşacaktır. Bu durumun her ikisinin eş anlı olarak düşmesi ile mümkün olacaktır. Bunun anlamı ise, her ikisi birden gerilemeden makroekonomik performansın artmayacağı anlamına gelmektedir.

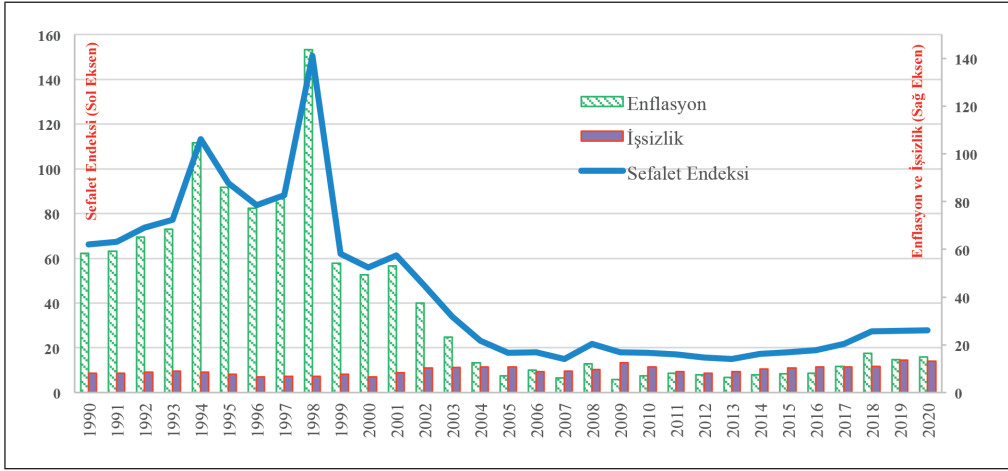
**Şekil 1: Sefalet Endeksi ve Makroekonomik Performans**



**Kaynak:** Wiseman, C. (1992). More on misery: How consistent are alternative indices? A comment. The American Economist, 36(2), 85-88. ve Ülgen, G. & Özer, M.O. (2020). İktisadi hoşnutsuzluk endeksi ile cari açık arasındaki ilişkinin ampirik analizi: Türkiye örneği. Akademik İncelemeler Dergisi, 15(1), 83-112. çalışmasından yararlanılarak yazar tarafından genişletilerek yeniden tasarlanmıştır.

Çalışmada Şekil 1 ve devamında detaylı olarak açıklanan bilgiler ışığında, makroekonomik performans ölçütü olarak iktisadi hoşnutsuzluk endeksinin döviz kurlarına ya da faiz oranlarına duyarlı olup olmadığının ekonometrik olarak test edilmesi amaçlanmaktadır. Zira hem işsizliği azaltıp hem de enflasyonu istenen düzeye çekmek Phillips eğrisinde de belirtilen ters yönlü ilişkileri nedeniyle çok kolay ve kısa sürede gerçekleştirilecek bir ekonomi politikası değildir. Şayet döviz kurundaki kalıcı hareketler uzun dönemde makroekonomik performans üzerinde önemli derecede etkili ise, para ve maliye politikalarının yürütülmesinde bu hassasiyet son derece önem arz edecektir.

**Grafik 1: Türkiye'nin Son 20 Yılına Ait İktisadi Hoşnutsuzluk Endeksi Grafiği**

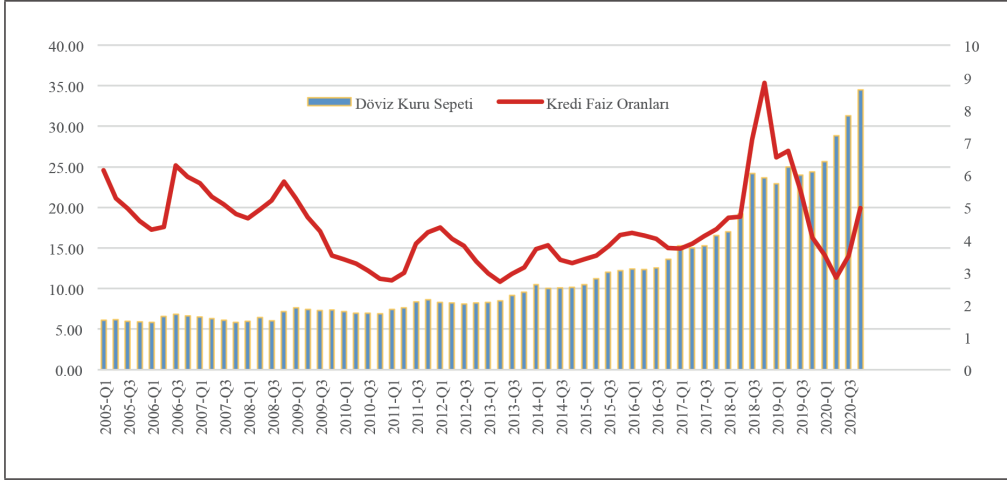


**Kaynak:** World Bank (2021). World development indicators. Erişim Tarihi: 29.07.2021. <https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=world-development-indicators#>. WDI Data sisteminden alınan veriler ile yazar tarafından elde edilmiştir.

Türkiye'nin enflasyon ve işsizlik verilerine bakıldığında adeta senkronize hareket ettiği görülmektedir. 2005-2013 yılları arasında çok iyi performansı gösteren endeks değerleri, son yıllarda tekrar yükselme eğilimine girmiştir. Türkiye'nin diğer ülkelere kıyasen durumunu görmek açısından, kırılıgan beşli (G.Afrika, Türkiye, Hindistan, Brezilya ve Endonezya) ülkeleri arasında Türkiye en yüksek ikinci endeks değerine sahiptir (Eğilmez, 2018). Yıllık verilerin kullanıldığı Grafik 1'de net olarak göze çarptığı üzere, özellikle enflasyon oranının endeks üzerinde çok etkili olduğu görülmektedir. Artan işsizlik oranı ise endeksi daha da yukarı noktalara taşımaktadır. Doğal olarak her ikisinin eş zamanlı ve aynı yönlü hareketi sefalet endeksi üzerinde aynı yönlü belirgin bir harekete neden olmaktadır.

Grafik 2'de de görüleceği üzere, Türk lirasının değeri anlamında döviz kurlarındaki eğilim genel olarak artış yönünde iken, kredi faiz oranlarında net bir eğilim görülmemekte yüksek bir volatilité söz konusudur. Zira hükümet politikaları faiz üzerinde kayda değer aşağı yönlü bir baskı oluşturmaktadır. Faiz oranlarındaki aşağı yönlü hareketler de finansal sermaye akımı nedeniyle döviz kuru üzerinde yükselişlere neden olmaktadır.

**Grafik 2: Türkiye’de Döviz Kuru ve Kredi Faiz Oranlarına Ait Veriler**



**Kaynak:** TCMB (2021) Elektronik veri dağıtım sistemi. Erişim Tarihi: 15.07.2021, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?>, elektronik veri dağıtım sisteminden alınan veriler ile yazar tarafından elde edilmiştir. (Sağ Eksen: Döviz Kuru Sepeti, Sol Eksen: Kredi Faiz Oranları Sepeti)

Çalışmanın teorik çerçevesinin araştırılıp literatürde yer alan çalışmaların derlenmesinde, zaman seriler verilerinin erişimi, toplanması ve istatistikî ve ekonometrik olarak analiz edilmesine kadar tüm süreçte, araştırma ve yayın etiğine uyulması konusunda azami derecede özen gösterilmiştir.

## 2. Literatür Özeti

Sefalet endeksinin makroekonomik performans göstergesi olarak kabul görmesinin ardından, literatürde bu endeksin birçok değişken ile olan ilişkisi hem ampirik olarak hem de teorik olarak ele alınmıştır. Endeksin, ekonomik büyüme, cari denge, doğrudan yabancı yatırım, suç ve intihar oranları, yaşam tatminleri, beyin ve işgücü göçü, hükümet performansları, gelir dağılımındaki değişim, sağlık harcamaları ve tüketici güveni gibi çok sayıda değişken ile ilişkisi araştırmalara konu olmuştur (Akay & Oskonbaeva, 2020:130).

Lovell vd. (1995) 19 OECD ülkesi için makroekonomik performans ölçütü olarak sefalet endeksi ile karbon ve nitrojen emisyonu arasındaki ilişkiyi; Lovell & Tien (2000) ise sefalet endeksi ile tüketici duyarlılığı endeksi ilişkisini incelemiştir. Clark vd. (2004) ABD’de, Özcan & Açıkalın (2015) ise Türkiye’de şans oyunları ile sefalet endeksi arasındaki ilişkiyi ele almışlardır. Türkiye’de, kötü ekonomik koşulların şans oyunlarına eğilimi artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tang & Lean (2009) ABD’de 1960-2005 yılları arasındaki suç oranları ile sefalet endeksi arasındaki ilişki ele alınmıştır. Tespitine göre, makroekonomi politikalarıyla işsizliği azaltmak suç oranlarını doğrudan azaltmamaktadır. Phillips eğrisi gereği işsizlikteki azalış dolaylı olarak enflasyonu ve nihayetinde suç oranı artıracaktır. Dolayısıyla sefalet endeksinin istenen düzeyde kontrolü her iki değişkeni de eş zamanlı olarak kontrol altına alabilecektir. Vanitcharearntum

(2010) Tayland için mevcut para politikalarının endeks üzerindeki etkisini araştırmıştır. César vd. (2012) Kolombiya borsası ile sefalet endeksi arasında eşbütünleşme, nedensellik ve uzun dönem ilişki bir ilişki tespit etmiştir. Akpınar vd. (2013) sefalet endeksini Türkiye'nin bölgesel farklılıklarına göre sosyo-ekonomik hoşnutsuzluk düzeyi açısından araştırmıştır. Beşkaya (2013) kısa dönemde faiz, dışa açıklık ve gelir eşitsizliği sefalet endeksine pozitif yönde, yolsuzluk ve anti-demokratik eylemler ile negatif yönde etkiliyken; uzun dönemde ise politik faktörler ve faiz hariç diğer değişkenler pozitif yönde etkilediğini tespit etmiştir.

Cohen vd. (2014) çalışmasında, beklentilerle artırılmış Phillips eğrisi ve Okun yasası gibi modern makroekonominin iki temel ilişkisini kullanarak sefalet endeksini Okun'un orijinal endeksine benzer bir şekilde yeniden formülize etmiştir. Wu vd. (2014) Okun sefalet endeksinin 19 OECD ülkesindeki sağlık harcamalarındaki kısıtlamaların sefalet endeksi üzerindeki etkisini ele almıştır. Hajipour & Fallsolyman (2016) İran'da kırsaldaki sefaletin şehirlerden daha fazla olduğunu ve sübvansiyonların fakirliği azalttığı ve toplumsal refahı artırdığını tespit etmiştir. Murphy (2016) çalışmasında 2008-2011 yıllarında 50 ABD eyaleti için sefalet endeksi bileşenlerini kullanan Phillips eğrisini tahmin etmiştir. Akçay'a (2018) göre, gelişmekte olan ülkelerdeki sefalet endeksinin yüksekliği, gelişmiş ülkelere doğru nitelikli ya da niteliksiz göçü tetiklemektedir. Wang vd. (2019) sefalet endeksinin ve finansal yapının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ARDL yaklaşımı ile araştırmıştır. Eşbütünleşme tespit edilen çalışmada, sefalet endeksinin negatif yönde GSYİH'nın temel belirleyicilerinden birisi olduğu tespit edilmiştir. Armutcuoğlu Tekin & Ural (2019) çalışmasında OECD ülkelerinde finansal gelişme endeksi ile Barro-Hanke sefalet endeksinin uzun dönem ilişkisini tespit etmiştir. Dağbaşı vd. (2019) OECD makroekonomik performans endeksinde yer alan değişkenlerin Türkiye'nin 1990'dan 2017 yılına kadar geçen dönemi için ağırlıklarını yapay sinir ağları yöntemi ile yeniden tahmin etmiştir. Işık & Çetenak (2019) ampirik olmayan çalışmasında BRICS ülkeleri ve Türkiye'yi sefalet endeksi açısından tablo ve grafikler yardımıyla karşılaştırmış ve yeterli bir endeks değerine sahip olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Adrangi & Macri (2019) Sefalet endeksindeki değişimler ile ABD başkanlarının yeniden seçilmesi arasında bir ilişki tespit etmiştir.

Ülgen & Özer (2020) çalışmasında, sefalet endeksi ile cari açık arasındaki ilişkiyi Türkiye örnekleminde incelemiştir. Bulgulara göre uzun dönemde cari açığı artıran sefalet endeksini artırdığı sonucuna ulaşılmaktadır. Ergün Ünal (2020) çalışmasında, 1985-2017 dönemi için Türkiye'de doğrudan yabancı yatırım ile Barro Sefalet Endeksi (BSE) ilişkisini araştırmış, DYY ile döviz kurunun BSE'yi etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Solarin vd. (2020) sefalet endeksinin 55 farklı Afrika ülkesindeki kalıcılığını ampirik olarak araştırmış ve gelir ile endeks arasında kuvvetli bir ilişki tespit etmiştir. Vlandas (2020) Covid-19 pandemisi döneminde ekonomi ve sağlık performansı açısından 30 ülkenin pandemi sefalet endeksini sıralamış en kötü performansı ABD en iyi performansı ise Litvanya göstermiştir. Anaele & Nyenke (2021) Nijerya'daki maliye politikalarının etkinliğini sefalet endeksi ile test etmiş ve tek başına maliye politikalarının sefaleti önleme gücünün olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Literatürde sefalet endeksinin döviz kuru veya kredi faiz oranları arasındaki ilişkisini ele alan bir çalışmaya hem ulusal hem de küresel çapta rastlanılmamıştır. Bu nedenle konu açısından çalışmanın özgün bir yapıda olacağı ve literatüre önemli katkılar sunacağı düşünülmektedir.

### 3. Ekonometrik Analiz

#### 3.1. Veri Setleri ve Model

Çalışmada “Döviz kuru sefalet endeksinin bir fonksiyonudur.” [ $Sefalet_t = f(DovKur_t)$ ] varsayımı ile kurulan modele kontrol değişkeni olarak tüketici kredilerinin ağırlıklandırılmış faiz oranları da bağımsız değişken olarak eklenmiştir. Çalışmada döviz kurlarının ve tüketici kredilerinin (ihtiyaç+taşıt+konut) enflasyon ve işsizlik oranlarının toplamı olarak ifade edilen iktisadi hoşnutsuzluk endeksi diğer adıyla sefalet endeksi üzerindeki etkilerini analiz etmek amacıyla, ekonometrik model kurulmuştur. Veri Setine ve modele ait detaylı bilgiler Tablo 1’de rapor edilmiştir.

Modelin kapalı formu ile  $F(Sefalet | DovKur, Kredi)$  şeklinde, açık formu ile denklem (3)’deki gibidir.  $\beta_0$  (sabit) ve  $\beta_1$  ve  $\beta_2$  (eğim katsayıları) tahmin edilecek parametreleri ve  $\varepsilon_t$ : hata terimini ifade etmektedir.

$$Sefalet_t = \beta_0 + \beta_1 DovKur_t + \beta_2 Kredi_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

**Tablo 1: Veri Setine Ait Detaylı Bilgiler**

Veri	Kısaltması	Yararlanılan Kaynak	Örneklem Dönemi	Açıklamalar
İktisadi Hoşnutsuzluk Endeksi (SEFALET ENDEKSİ)	<i>Sefalet</i>	TCMB (2021) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi TÜİK (2021) İstatistik Veri Portalı	2005 Q1 – 2020 Q4 (64 Gözlem)	İŞSİZLİK ( $u$ ): 15 yaş üstü [15+] Mevsim etkisinden arındırılmış temel işgücü durumu ENFLASYON ( $\pi$ ): Fiyat Endeksi (Tüketici) (2003=100) (TÜİK) Seriler mevsimsel etkilerden arındırılarak kullanılmıştır. <b>Index<sub>Sefalet</sub> = <math>\pi + u</math></b>
Tüketici Kredileri Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları	<i>Kredi</i>	TCMB (2021) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi		Bankalarca Açılan Kredilere Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları (Akım Veriler,%) Tüketici Kredisini (TL Üzerinden Açılan) (İhtiyaç+Taşıt+Konut) (Akım Veri,%) -Düzey
USD ve EURO Döviz Kuru Sepeti	<i>DovKur</i>	TCMB (2021) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi		Örneklem dönemine ait USD/TRY ve EURO/TRY paritesinin alış ve satış kapanış değerlerinin aritmetik ortalaması alındıktan sonra, yaygın kullanımı açısından eşit ağırlıklı (%50-%50) bir kur sepeti oluşturulmuştur. (bkz. Akat & Yazgan, 2012:9). Dünyada konvertibilitesinin ve Türkiye’deki işlem hacminin yüksekliği açısından en önemli para birimleri olması nedeniyle bu iki para birimi seçilmiştir. Aksi halde ülkeler arasındaki ikili ilişkilerin durumu sapmalara neden olabilirdi. Bu seri mevsim etkilerinden arındırılarak analizlerde kullanılmıştır.

Modelde yer alan serilere ait bazı tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de, Pearson korelasyon matrisi ise Tablo 3’de verilmiştir.

**Tablo 2: Seriler İle İlgili Tanımlayıcı İstatistikler**

Değişken	Ortalama	Medyan	Std. Sapma.	Çarpıklık	Basıklık	Jarque Bera
Sefalet	12,88	12,31	2,18	0,83	2,79	7,47 (0,02)
DovKur	2,96	2,10	1,79	1,47	4,19	27,03(0,00)
Kredi	17,45	16,57	4,76	1,16	4,83	23,39(0,00)

Kaynak: Yazarın Hesaplamaları

**Tablo 3: Pearson Korelasyon Matrisi**

	Sefalet	DovKur	Kredi
Sefalet	1,000	<b>0,767</b>	<b>0,312</b>
DovKur	<b>0,767</b>	1,000	<b>0,195</b>
Kredi	<b>0,312</b>	<b>0,195</b>	1,000

Kaynak: Yazarın Hesaplamaları

Korelasyon matrisindeki değerlere göre döviz kuru ile endeks arasında yüksek, kredi faiz oranları ile endeks arasında ise daha düşük ve pozitif yönlü ilişki söz konusudur. Teorik olarak döviz kuru ve kredi faiz oranları ile sefalet endeksinin aynı yönlü ilişkileri nedeniyle katsayıların ( $\beta_1$  ve  $\beta_2$ ) pozitif olması beklenmektedir. Türk Lirasının değer kaybetmesi nedeniyle döviz kurunun yükselmesi ile üretim maliyetlerini artıracığı için fiyat ve maliyet enflasyonu oluşacak ve bu durum işsizliği de artıracaktır. Her ikisinin artmasının doğal sonucu olarak sefalet endeksi yükselecektir. Kredi faiz oranlarının artması ise tüketiciler açısından alım gücünü zayıflatacak ve toplam talebi ve ekonomik büyümeyi etkileyecektir. Toplam talepteki düşüş arzı ve üretimi azaltarak işsizliği azaltacak fakat enflasyonu artıracaktır. İşsizlikteki artış ve enflasyondaki düşüşten hangisinin daha fazla olacağı sorusunun cevabı, endeks değerini belirleyecektir. Bu nedenle bu ilişkinin döviz kuruna nispeten daha zayıf olması teorik beklentilerle örtüşmektedir.

## 3.2. Yöntemler

### 3.2.1. Birim Kök Testleri

Çalışmada modele dâhil edilen serilerin durağanlık sınamaları, hem ADF (Augmented Dickey-Fuller), PP (Phillips & Perron) ve KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) gibi standart birim kök testleri hem de yapısal kırılmalı Kapetanios (2005) birim kök testi ile yapılmıştır.

### 3.2.2. Standart Birim Kök Testleri İle Durağanlık Sınamaları

Serilerinin ADF, PP ve KPSS birim kök testlerine ilişkin elde edilen istatistik test sonuçları Tablo 4’de rapor edilmiştir.



**Tablo 4: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	ADF Test İstatistiği		Phillips & Perron Test İstatistiği		KPSS LM Test İstatistiği		
	H <sub>0</sub> : Seri Birim Kök İçermektedir.		H <sub>0</sub> : Seri Birim Kök İçermektedir.		H <sub>0</sub> : Seri Birim Kök İçermemektedir.		
	Düzey	Birinci Fark (Δ)	Düzey	Birinci Fark (Δ)	Düzey	Birinci Fark (Δ)	
<i>sefalet</i>	-3,01[0] <sup>st</sup> (0,13)	-6,89*** [0] <sup>st</sup> (0,00)	-3,01[0] <sup>st</sup> (0,14)	-6,42*** [5] <sup>st</sup> (0,00)	0,384 [0] <sup>st</sup>	0,079*** [0] <sup>st</sup>	
<i>dovkur</i>	3,20 [5] <sup>st</sup> (1,00)	-6,46*** [0] <sup>st</sup> (0,00)	2,21 [2] <sup>st</sup> (1,00)	-6,41*** [2] <sup>st</sup> (0,00)	0,251 [6] <sup>st</sup>	0,155** [3] <sup>st</sup>	
<i>kredi</i>	3,03 [1] <sup>st</sup> (0,13)	-6,11*** [0] <sup>st</sup> (0,00)	-2,87 [2] <sup>st</sup> (0,17)	-6,11*** [0] <sup>st</sup> (0,00)	0,223 [3] <sup>st</sup>	0,029*** [3] <sup>st</sup>	
<b>Anlamlılık</b>	%1	-4,10	-4,11	-4,10	-4,11	0,216	0,216
<b>Düzei #</b>	%5	-3,48	-3,48	-3,48	-3,48	0,146	0,146
<b>ve Kritik Değerler</b>	%10	-3,16	-3,16	-3,16	-3,16	0,119	0,119

**Not:** ( ) ; parantez içindeki değerler olasılık değerlerdir. <sup>st</sup>: Sabitli ve trendli modelin kullanıldığını ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler, değişkenlerin ADF testinde Schwartz Bilgi Kriterine (SIC) göre belirlenmiş en uygun gecikme uzunluğunu, PP ve KPSS testlerinde ise Newey-West ölçütü kullanılarak tespit edilmiş bant genişliğini ifade etmektedir. \*\*, %5 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ve \*\*\*, %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. # ADF ve PP için Mackinnon kritik değerleri, KPSS için Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) kritik değerleri esas alınmıştır.

### 3.2.3. Çoklu Yapısal Kırımları Dikkate Alan Birim Kök Testleri İle Durağanlık Sınamaları

Ekonomik krizlerin yanı sıra iktisadi değişkenlerin genelini etkileme gücüne sahip siyasi, teknolojik veya hukuki bir takım değişimler zaman serileri üzerinde oldukça etkilidir. Bahsi geçen bu ve benzeri değişimler ekonometrik zaman serilerinin genel trend ve eğiliminde yapısal kırılma adı verilen önemli değişikliklere neden olmaktadır (Güriş & Çağlayan, 2013:359). Bu yapısal kırılmalar özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde çok sık rastlanan bir durumdur. Yapısal kırılmalar dikkate alınmadan yapılan analizler istatistiki olarak tam anlamıyla güvenilir olamamakla beraber önemli yorum hatalarına da neden olabilmektedir (Perron, 1989).

Çalışmanın daha güçlü ve doğru yorumlanabilmesi amacıyla, standart durağanlık sınamalarına ek olarak Kapetanios (2005) m-yapısal kırılmalı birim kök testi de uygulanmıştır. Yapısal kırılmalı Zivot & Andrews (1992) ve Lee & Strazicich (2003) gibi testlerinin maksimum iki kırılmayı tespit yeteneğine karşın Kapetanios (2005) testi beş farklı kırılmayı içsel olarak aşağıdaki model yardımıyla elde edebilmektedir.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \lambda y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mu_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \varphi_i KS y_{i,t} + \sum_{i=1}^m \mu_i DT_{i,t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$KS_{i,t} = \begin{cases} 1, & t > T_{b,i} \\ 0, & Diger \end{cases} \quad ve \quad KT_{i,t} = \begin{cases} t - T_{b,i}, & t > T_{b,i} \\ 0, & Diger \end{cases} \quad (5)$$

$KS_{i,t}$ : sabit terimde,  $KT_{i,t}$ : trendde meydana gelen yapısal kırılmaları tespit eden kukla değişkenleri göstermektedir. Her bir zaman dilimini olası bir kırılma tarihi olarak ele alınan modelde, seçilen tarihe ilişkin model tahmin edilmekte ve minimum hata terimlerinin kareleri toplamı kırılma noktası olarak belirlenmektedir. Aynı süreç sıradaki nokta için devam etmekte ve bu yöntemle çok sayıda kırılma noktası belirlenebilmektedir. Devamında her bir kırılma için ayrıca bir t-istatistiği bulunup, t-istatistiği en küçük olan modelin kırılma sayısı ve tarihleri sonuç olarak raporlanmaktadır. (Kapetanios, 2005:124). Teste ilişkin sıfır (null) ve alternatif hipotezler şöyledir:

$H_0$  :  $\lambda = 1$  olup seri birim kök içermektedir. (Seri durağan değildir.)

$H_1$  :  $\lambda < 1$  olup seri birim kök içermemektedir. (Seri durağandır.)

**Tablo 5: Kapetanios (2005) Durağanlık Testi Sonuçları**

Test İstatistiği	Kritik Değerler [Kapetanios (2005:129) Tablo 1]		
	%1	%5	%10
	-5,616	-5,096	-4,784
	<b>Kırılma Tarihleri</b>		
<i>sefalet</i>	-3,648	2009 Q2; 2014 Q3	
<i>dovkur</i>	-4,575	2012 Q3; 2016 Q2	
<i>kredi</i>	-4,215	2009 Q1; 2017 Q1	
$\Delta$ <i>sefalet</i>	-10,654***	2010 Q2; 2018 Q2	
$\Delta$ <i>dovkur</i>	-6,136***	2015 Q4; 2019 Q1	
$\Delta$ <i>kredi</i>	-6,800***	2009 Q2; 2019 Q1	

**Not:** \*\*\*; %1 anlamlılık düzeyinde serilerin birim kök içermediğini yani durağan olduklarını göstermektedir. Analizler sabitte trendde yapısal kırılmaya izin veren model 2 kullanılarak yapılmıştır.

Fark değerlerinde tespit edilen kırılma tarihlerinin yorumlanması anlamlı bir değerlendirme içermeyeceği düşüncesiyle çalışmada yorumlanmamıştır. Serilerin düzey değerlerinde tespit edilen yapısal kırılma tarihleri irdelendiğinde:

**2009 Q1, Q2;** 2008 yıllarının son aylarında patlak veren ABD Mortgage krizinin küresel etkilerinin Türkiye’de de hissedildiği dönemi,

**2012 Q3;** Bu dönemde Türkiye ekonomisi önemli büyüme oranları yakalamış ve kişi başına düşen milli gelirdeki artış, orta gelir tuzağından çıkma yönündendir. Ekonomik büyümenin canlandırılması ve kriz risklerinin azaltılması amacıyla, makro ihtiyati politikaların uygulanmaya başladığı dönemi,

**2014 Q3;** küresel kriz sonrasında ABD Merkez Bankası FED’in politika faizlerini düşürmesinin ardından tekrar faizlerin artırılmaya başlandığı dönemi,

**2016 Q2;** Mart Haziran ayları arasında PKK ve IŞİD terör örgütleri tarafından üstelenen Ankara Güvenpark ve İstanbul Atatürk Havalimanı Dış Hatlar Terminali gibi yerlerde yaşanan bombalı intihar saldırılarının olduğu dönemleri,

**2017 Q1**; Yılbaşında İŞİD tarafından düzenlenen İstanbul Reina saldırısı, Halkbank Genel Müdür Yrd. Hakan Atilla'nın ABD'de tutuklanmasıyla ABD – Türkiye arasında yaşanan gerginlikler, Cumhurbaşkanlığı hükümet sistemine geçilmesi amacıyla başlatılan referandum süreci dönemleri olduğu görülmektedir.

Tablo 6'da çalışmada yer verilen serilerin birim kök testleri sonuçlarına göre toplu olarak durağanlık entegre dereceleri ve anlamlılık düzeyleri rapor edilmiştir.

**Tablo 6: Serilerin Durağanlık Durumları**

	ADF Testi		PP Testi		KPSS Testi		Kapetanios Testi	
	Durum	Anlamlılık Düzeyi	Durum	Anlamlılık Düzeyi	Durum	Anlamlılık Düzeyi	Durum	Anlamlılık Düzeyi
<b>Sefalet</b>	I(1)	%1	I(1)	%1	I(1)	%1	I(1)	%1
<b>DovKur</b>	I(1)	%1	I(1)	%1	I(1)	%5	I(1)	%1
<b>Kredi</b>	I(1)	%1	I(1)	%1	I(1)	%1	I(1)	%1

Hem standart hem de yapısal kırılmalı birim kök testlerinin bulgularına göre aynı düzeyde durağan oldukları görülmektedir. Bu koşullarda seriler arasındaki eşbütünlüğün varlığı, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünlük testi, Engle & Granger (1987) veya Johansen (1988) testleri araştırılabilir.

### 3.3. Eşbütünlük Testi

Serilerin durağanlık entegre düzeylerinin eşit ve I(1) olduklarının belirlenmesinin ardından, yine çoklu yapısal kırılmaların dikkate alındığı ve içsel olarak beş farklı noktaya kadar kırılma tarihlerini tespit eden Maki (2012) eşbütünlük testi tercih edilmiştir. Zira bu testin uygulanabilmesinin ön şartı serilerin hepsinin düzeyde durağan olmayıp, birinci farklarında durağan olmasıdır (Maki, 2012:2014). Maki (2012) eşbütünlük prosedüründe aşağıda verilen dört farklı denklem kullanılmaktadır. Maki (2012) modelde yer alan seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin var olup olmadığını tespit edebilmek için aşağıdaki 4 farklı test yöntemi geliştirmiştir. Denklemler sırasıyla; yapısal kırılmaya imkân tanıyan sabit terimde trendsiz, eğimde trendsiz, sabitte trendli ve eğimde trendli modellerdir.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t \quad (6)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i D_{i,t} + u_t \quad (7)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i D_{i,t} + u_t \quad (8)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i D_{i,t} + u_t \quad (9)$$

Testin hipotezleri; “  $H_0$ : Seriler Arasında Eşbütünleşme İlişkisi Yoktur.  $H_1$ : Seriler Eşbütünleşiktir.” şeklindedir.

**Tablo 7: Maki (2012) Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

	Tau ( $\tau$ ) Test İstatistiği	Kritik Değerler			Yapısal Kırılma Tarihleri
		%1	%5	%10	
<b>Model</b>	-15,341***	-8,713	-8,129	-7,811	2010:Q1; 2012:Q1; 2015:Q2; 2017Q1; 2019:Q2

**Not:** Kritik değerler Maki (2012: 2013) Tablo 1'den alınmıştır. \*\*\*, %1 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. Maki'nin (2012) tüm modellerinde eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiş olup, tabloda sadece trendde ve rejimde kırılmayı esas alan model 3 rapor edilmiştir.

Tablo 7'de elde edilen bulgulara göre, boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte ve alternatif hipotez kabul edilmektedir. Özetle seriler uzun dönemde birlikte hareket etmekte ve aralarında bir eşbütünleşme ilişkisi söz konusudur. Bulguların bir başka çıkarımı ise, yapılacak analizlerin sahte regresyon içermeyecek olmasıdır. Maki (2012) testinin içsel olarak belirlediği yapısal kırılma tarihleri detaylı olarak ele alındığında;

**2010:Q1;** 2009 yılının son çeyreğinde 5 farklı Avrupa ülkesinin temerrüde düşmesi sonucunda ortaya çıkan Avrupa borç krizinin, Avrupa'yla ticaret hacmi çok yüksek olan Türkiye ekonomisindeki artçıl etkilerinin gerçekleştiği dönemi,

**2012:Q1;** Türkiye ekonomisi 2011'de rekor düzeydeki ekonomik büyüme gerçekleşmiş ve cari açık en yüksek seviyeye ulaşsa da ve kişi başına düşen milli gelirdeki artış ile ülke orta gelir tuzağından çıkma yönündeydi. Hemen ardından ekonomik büyümenin canlandırılması ve kriz risklerinin azaltılması amacıyla, makro ihtiyati politikaların uygulanmaya başladığı dönemi,

**2015:Q2;** küresel kriz sonrasında ABD Merkez Bankası FED'in politika faizlerini düşürmesinin ardından tekrar faizlerin artırılmaya başladığı dönemi

**2017Q1;** 15 Temmuz darbe teşebbüsü sonrasında yaşanan OHAL dönemi ve Cumhurbaşkanlığı Hükümet Sistemine ilişkin yeni anayasa değişikliği referandum sürecinin başlangıç dönemi,

**2019:Q2;** Piyasalarda daralma hissedilen ABD merkez bankası FED'in faizleri tekrar azaltması ve 2018'de Çin ile ABD arasındaki dış ticaret savaşlarının tekrar alevlenmesi sonucu küresel ekonomilerdeki volatilitelerin arttığı dönem, ayrıca TCMB başkanı Murat Çetinkaya'nın görevden alınarak Murat Uysal'ın atandığı dönem olarak yorumlanabilmektedir.

Tespit edilen yapısal kırılma tarihleri, kukla/yapay değişkenler yardımıyla uzun ve kısa dönem analizlerine dâhil edilmiştir.

### 3.4. Uzun Dönem Analizi

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunun tespitinin ardından, uzun ve kısa dönem analizleri eşbütünleşme vektörünü de dikkate alan Fully Modified OLS (FMOLS), Canonical Cointegrating Regression (CCR) ve Dynamic OLS (DOLS) yöntemlerinden birisi ile



ağırlıklı ortalama faiz oranlarında yaşanan 1 puanlık artış ise sefalet endeksini yaklaşık 0.1 birimlik bir artışa neden olmaktadır. Ayrıca Maki (2012) testinin içsel olarak tespit ettiği kırılmaların modele kukla değişken olarak ilavesinde, kukla değişkenlerin 2019 Q2 hariç hepsi istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

### 3.5. Kısa Dönem Analizi

Uzun dönem analizinde olduğu gibi kısa dönem analizinde de “DOLS” yöntemi uygulanmıştır. Kısa dönem analizleri serilerin durağanlaştırılmış halleri ile yapılmaktadır. Ayrıca uzun dönem analizinde elde edilen ECT (Error Correction Term) hata düzeltme teriminin bir birim zaman gecikmeli serisi de kısa dönem analizinde yer almaktadır. DOLS yöntemi ile kısa dönem analizine esas teşkil eden model aşağıdaki gibidir.

$$\Delta y_t = \Delta X_t' \beta + \Delta D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta \Delta X_{t+j}' \delta + \lambda ECT_{t-1} + v_{1t} \quad (11)$$

Modeldeki  $ECT_{t-1}$  teriminin; katsayısının ( $\lambda$ ) negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda; modelin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığına, yani kısa dönem sapmalarının belli bir zaman diliminden sonra kendiliğinden ortadan kalktığına ve uzun dönem ilişkisine yaklaştığına karar verilmektedir. Bunun doğal sonucu olarak, elde edilen tahminlerin istikrarlı olduğu bilinmektedir (Güriş vd., 2020:223). Kısa dönem analizden elde edilen bulgular Tablo 9’da rapor edilmiştir.

**Tablo 9: DOLS Yöntemiyle Elde Edilen Kısa Dönem Analizi Sonuçları**

<b>Model:</b>	
<i>ADovkur</i>	2,545*** (0,00)
<i>AKredi</i>	0,022 (0,66)
<i>AK</i> <sub>2010Q1</sub>	3,110*** (0,00)
<i>AK</i> <sub>2012Q1</sub>	-0,355 (0,36)
<i>AK</i> <sub>2015Q2</sub>	1,258*** (0,00)
<i>AK</i> <sub>2017Q1</sub>	1,799*** (0,00)
<i>AK</i> <sub>2019Q2</sub>	0,422 (0,41)
<b>ECT</b> <sub>t-1</sub>	<b>-0,477*** (0,00)</b>
<i>Sabit Terim</i>	0,297 (0,76)
<b>R</b> <sup>2</sup> [Belirlilik Katsayısı]	0,601
<b>R</b> <sup>2</sup> [Düzeltilmiş Belirlilik Katsayısı]	0,533
<b>SER</b> [Regresyonun Standart Hatası (Standart Error of Regression)]	0,964
<b>MDV</b> [Bağımlı Değişkenin Ortalaması (Mean Dependent Variable)]	0,101
<b>SSR</b> [Atıkların Kareleri Toplamı (Sum Squared Resid)]	49,329

**Not:** \*\*\*: %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. SIC kriterine göre maksimum gecikme 3 olup, Bartlett Kernel, Newey-West Band genişliği 4’dür.

Kısa dönem analizi sonuçlarına göre,  $ECT_{t-1}$  teriminin katsayısı negatif istatistiki olarak anlamlıdır. Hata düzeltme teriminin katsayısını kullanarak, regresyondaki serilerin denge değerine ne kadar sürede yakınsadığını da ifade edebiliriz.  $1/0,477 \cong 2,09$  olduğundan yaklaşık olarak 2,1 çeyrek dönem (2,1 x 3 Ay) sonra, yani yaklaşık 6 ay sonra sapmalar tamamen ortadan kalkmaktadır (Akçayır & Albeni, 2016: 576).

### 3.6. Nedensellik Analizi

Serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettiğinin yani eşbütünlük olduğunun tespitinin ardından yapılacak olan nedensellik analizinde Granger nedensellik testini uygulamak, hatalı tahminlere neden olacaktır. Bu şartlarda kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkisini ayrı ayrı analiz edebilen Vektör Hata Düzeltme Modeline (VECM-Vector Error Correction Model) dayalı nedensellik analizi yapılmalıdır (Serfraz, 2017; Gürüş vd., 2020:227). Model aşağıdaki gibidir.

$$\Delta Sefalet_t = \alpha_0 + \alpha_1 ECT_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{2i} \Delta Sefalet_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{3i} \Delta DovKur_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{4i} \Delta Kredi_{t-i} + u_{it} \quad (12)$$

Burada  $p$ ; en uygun gecikme uzunluğunu temsil etmektedir. Bu testte nedenselliğin varlığını sınamak için kullanılacak boş (null) hipotezler;

“ $H_0: \alpha_{3i} = 0$ , DovKur’dan Sefalet’e doğru nedensellik ilişkisi yoktur.”

“ $H_0: \alpha_{4i} = 0$ , Kredi’den Sefalet’e doğru nedensellik ilişkisi yoktur” şeklindedir.

Çalışmada en uygun gecikme uzunluğunun tespitine ilişkin istatistiksel değerler Tablo 10’de rapor edilmiştir.

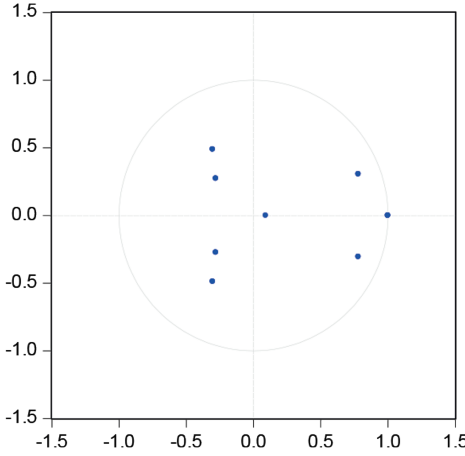
**Tablo 10: Optimum Gecikme Uzunluklarının Tespit Edilmesi**

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-219,757	NA	0,4681	7,7544	8,0714	7,8782
2	-189,521	<b>54,322*</b>	<b>0,2283*</b>	<b>7,0346*</b>	<b>7,6684*</b>	<b>7,2820*</b>
3	-184,214	8,9955	0,2601	7,1597	8,1105	7,5309
4	-176,682	12,000	0,2761	7,2095	8,4772	7,7044
5	-172,931	5,5946	0,3355	7,3874	8,9720	8,0060

**Not:** LR: Sıralı Düzeltilmiş LR Test İstatistiği; FPE: Son Tahmin Hatası; AIC: Akaike Bilgi Kriteri; SC: Schwarz Bilgi Kriteri; HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriterini ifade etmektedir.

Tablo 10’daki sonuçlar esas alındığında optimum gecikme uzunlukları tüm kriterlere göre (en fazla \*’a sahip olan) 2 olarak kabul edilmiştir. Bu gecikme uzunluğunda modellerin istikrarlılığını tespit etmek için, Şekil 2’de ters karakteristik köklerin birim çemberin içinde kaldığı ve Tablo 11’de değişen varyans ve otokorelasyon sorunu olmadığı gösterilmiştir.

Şekil 2: Ters Karakteristik Kök Grafikleri



Tablo 11: Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testi Sonuçları

Gecikme	Otokorelasyon LM Test İstatistiği	Değişen Varyans Chi-sq Değeri
1	2.12 (0.98)	108.47 (0.18)
2	6.47 (0.69)	

Karar verilen optimum gecikme uzunluğunun bir eksiği esas alınarak VECM nedensellik testleri yapılmış ve Tablo 12’de rapor edilmiştir.

Tablo 12: VECM’e Dayalı Nedensellik Testi Sonuçları

Etkilenen Değişkenler	Kısa Dönem Nedensellik Testi Sonuçları		Uzun Dönem Nedensellik Testi Sonuçları
	Etkileyen Değişkenler		
	$\Delta DovKur$	$\Delta Kredi$	$ECT_{t-1}$
$\Delta Sefalet$	24,11*** (0,00)	18,91*** (0,00)	-0,195*** [-3,95]

*t* istatistiği kritik değerleri; %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla 1,64; 1,96 ve 2,57’dir.

**Not:** ( ): Parantez içinde yer verilenler olasılık değerleri, [ ]: köşeli parantez içindekiler *t* istatistikleridir. \*\*\* %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisinin varlığını ifade etmektedir. Bağımsız değişkenlerin tamamından bağımlı değişkene doğru, %1 anlamlılık düzeyinde hem uzun hem de kısa dönemde nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

#### 4. Sonuç ve Değerlendirme

Arthur Okun’un enflasyon, işsizlik ve büyümeye ilişkin çok önemli çalışmalarına ek olarak, literatüre ABD’nin makroekonomik performansını ölçtüğü bir endeks kazandırmıştır. Enflasyon ve işsizlik oranının ağırlıklandırılmamış toplamı ile elde ettiği bu endekse sefalet



endeksi adı verilmiş ve daha sonra devam eden çalışmalarda bu endeks birçok ülkeye uygulanmış ve yeni makroekonomik değişkenler de eklenmiştir. Her ne kadar bugün iktisadi hoşnutsuzluğa dair çok sayıda endeks ismi duyulsa da endeksin ilk hali halen daha popülaritesini korumaktadır (bkz. Cohen vd., 2014; Wu vd., 2014). İşsizlik ve enflasyon ekonomik paydaşların yaşam standartlarını belki de en çok etkileyen iki makroekonomik değişkendir. Birisinin olumlu yönde değişirken diğzerinin bozulması iktisadi hoşnutsuzluğu ya etkilemez ya da daha yüksek seviyelere çekebilir. Bu açıdan Okun'un işaret ettiği endeks değerinin aşağı inmesi her ikisinin de olumlu yönde değişmesine bağlıdır. Bu sebeple sadece enflasyonu ya da işsizliği dikkate almak yerine ikisinin toplamı olan sefalet endeksini almak makroekonomik performans açısından daha doğrudur.

Literatürde endeksin makroekonomik olan ya da olmayan birçok değişken ile ilişkisini araştıran çalışmalara rastlamak mümkündür. Fakat döviz kuru ve kredi faizlerini esas alan çalışmalara hiç rastlanmamıştır. 2005:Q1-2020:Q4 Türkiye örneklemleri ile yapılan çalışmada, Okun tarafından bir makroekonomik performans ölçütü olarak ortaya atılan, sefalet (iktisadi hoşnutsuzluk) endeksinin döviz kurlarına ve tüketici kredi faiz oranlarına duyarlı olup olmadığı, yapısal kırılmaları da dikkate alan yöntemler yardımıyla araştırılmıştır. Hem standart hem de yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçlarına göre seriler düzeyde durağan olmayıp tamamı birinci farkta durağan bulunmuştur. Yapısal kırılmalı birim kök testleri ve eşbütünleşme testlerince içsel olarak belirlenen kırılma tarihlerinin Türkiye ekonomisinde önemli addedilen bazı ekonomik ve sosyolojik olayların olduğu çoğunlukla kriz tarihlerini işaret etmesi açısından başarılıdır. Uzun dönemde birlikte hareket ettiği (eşbütünleşik) tespit edilen serilerin uzun dönem parametre tahminleri teorik beklentilerle örtüşecek şekilde elde edilmiştir. Her iki bağımsız değişkenin katsayısı da pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca hem uzun hem kısa dönemde seriler arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Kurulan modelin doğruluğunu ve kararlılığını işaret eden istatistiksel bilgiler çalışmayı güvenilir hale getirmiştir.

Uzun dönemde Türk lirasının (₺) diğer para birimleri karşısında değer kaybetmesi ve tüketici kredileri (taşıt, konut ve ihtiyaç) faiz oranlarının yükselmesi endekte yükselişe neden olmaktadır. 2015'den beri yükselme trendi içerisinde olan ve özellikle son yıllarda hızlanan döviz kuru atakları sefalet endeksini önemli ölçüde artırmaktadır. Kurdaki ataklar nedeniyle hedeflenen faiz politikalarının uygulanması da giderek güçleşmektedir. Zira ya yüksek faiz düşük kur ya da düşük faiz yüksek kur çıkmazıyla karşılaşmaktadır. Türkiye'de tutuklu ABD'li Rahip Brunson nedeniyle ABD ve Türkiye ilişkilerinde 2018'de ortaya çıkan siyasi krizle beraber döviz kurundaki spekülasyon atakları sonrasında, 2019'a kadar TCMB ve siyasi iktidar düşük kurda ısrarcı olurken faizi yükseltmek durumunda kalmış, 2019'dan sonra ise dünyadaki faiz indirimi rüzgarını da arkasına alarak yüksek kur düşük faiz politikasını uygulamıştır. 2021 Eylül'e kadar yükselen kuru dengelemek amacıyla tekrar politika faizi %19 seviyelerine yükselmiştir. Daha sonra ise tekrar önemli bir karar değişikliği ile Eylül 2021'den itibaren yılsonuna kadar politika faizi %14'e kadar indirilmiş tekrar düşük faiz yüksek kur politikasına geçilmiştir. Bunun neticesi olarak döviz kurunda kısa sürede %100'den fazla bir artış yaşanmıştır. Döviz kurunda ve enflasyonda yaşanan hızlı ve hissedilebilir artışlar nedeniyle siyasi iktidar "kura endekli mevduat hesabı" adı altında bir çözüm geliştirmiştir. 2021 yılsonu itibarıyla oldukça güncel olan bu çözümün sürdürülebilir olup olmadığı ekonomistlerce farklı yönleriyle tartışılmaktadır. Neticenin nasıl olacağına ilişkin henüz belirsizlikler bulunmakta olup, bu konu araştırmacılar açısından yeni bir araştırma alanıdır.

Ampirik bulgulara göre, Türk lirası 1 birim değer kaybettiğinde sefalet endeksi yaklaşık 0.89 puan yükselirken, kredi faiz oranları 1 puan arttığında sefalet endeksi yaklaşık 0.10 puan yükselmektedir. Sonuçlar, teorik olarak da anlamlıdır. Tüketici kredileri anlamında faizin yükselmesi, toplam talep üzerindeki etkisiyle enflasyonu artırmakta fakat işsizliği zaman içerisinde yükseltmektedir. Bu durumun neticesi olarak faiz oranları sefalet endeksi üzerinde döviz kuru kadar etkili olmasa da endeksi yükseltmektedir. Enflasyonun ve işsizliğin ekonomik ve sosyolojik maliyetleri oldukça yüksektir. Her ikisinin yüksekliği ise ekonominin derin bir depresyonuna işaret etmektedir. Bu açıdan her ikisinin de istenmeyen oranlarda seyretmesi ekonomiler için önemli bir sinyaldir. İşsizliğin düşürülmesi ve dezenflasyon süreci ise adeta acı bir reçetedir. Phillips eğrisinde bahsedildiği üzere, birisinin yükselmesi diğerini düşürmektedir. Bu açıdan sefalet endeksi oldukça önemli bir makroekonomik performans göstergesidir. Amaç enflasyon ve işsizliğin takası (trade-off) değil, endeks doğrusunun aşağı yönlü kaymasıdır. Döviz kuruna ve faiz oranlarına duyarlı olan bu endeksin düşürülerek ülkenin makroekonomik performansının artırılması oldukça önemli bir politikadır. Aralarındaki ters ilişki nedeniyle, bunun başarılabilmesi için hem finansal derinliğin artırılması hem de reel ekonominin canlandırılması gerekmektedir. Çok kısa sürede bir sonuç alınmasa da uzun vadede geniş çaplı yapısal reformların hayata geçirilmesiyle bu mümkün olabilmektedir.

Örneğin Türkiye ekonomisinin 2010-2013 döneminde yakaladığı makroekonomik performans, benzer seviyelerde daha uzun yıllar şayet sürdürülebilseydi kişi başına düşen milli gelirdeki artış Türkiye'yi orta gelir tuzağından kurtarmış ve sınıf atlatmış olurdu. Bu durumda endeks doğrusu orijine daha yakın bölgede yeniden dengelenirdi. Yönetilemeyen risk ölçütü olarak Türkiye'nin jeopolitik ve ulusal riskleri, bunun önündeki en büyük engellerden birisidir. Risklere karşı çok hassas olan döviz kuru ve faizlerin hedeflenen düzeye ulaşması ve nihayetinde sefalet endeksinin düşürülmesi ilk olarak sistematik olmayan yani yönetilebilir risklerin düşürülmesi ile mümkündür. Finansal derinliğin artırılıp, ülkenin finansal sermaye için faiz dışındaki getiriler açısından cazibe merkezi haline getirilmesi ve cari açık artırılmadan ekonomik büyümenin sağlanması gerekmektedir. Birbirleri ile grift ilişkilere sahip bu makroekonomik değişkenlerin kontrolü ve sahip olunan güçlü yönlerin öne çıkarılması için tarım, turizm, teknoloji, eğitim ve hukuk başta olmak üzere büyük çaplı reformların vakit kaybetmeksizin hayata geçirilmesi kaçınılmazdır. Aksi halde bazı değişkenlerin düzeltilmesi diğer değişkenleri eskisinden daha kötü hale getirecektir.

2021 yılının Ekim ayı ile beraber düşük faiz yüksek kur politikasına geçiş iki ay gibi çok kısa sürede döviz kuru ve enflasyon kanalıyla sefalet endeksini doğrudan etkilemiştir. Bu çalışmanın devamı veya geliştirilmesi açısından araştırmacıların, ampirik ya da teorik olarak benzer konuları araştırması literatüre önemli katkılar sağlayacaktır. Cari fazla vererek uzun vadede büyüme ve döviz kurunu dengeleme amacına matuf olarak, düşük faiz ve dengeli kur (tasarruf sahibi iç yatırımcıyı kur riskine karşı fonlama) politikasının makroekonomik performansına (sefalet endeksine) etkilerinin nasıl olacağı merak konusudur. Ayrıca aralarında trade-off ilişki bulunan döviz kuru ve faiz oranlarının senkronize olarak kontrol edilebilir politikasının sürdürülebilir olup olmadığı ve kura endeksli mevduat hesapları uygulamasının bütçe dengesi ve iç borç yükü perspektifinde enflasyona ve nihayetinde sefalet endeksine etkisi ileriye dönük önemli araştırma konularıdır.

## **Katkı Oranı Beyanı**

Araştırma tek yazarlı olup, başka bir yazarın herhangi bir katkısı bulunmamaktadır.

## **Çıkar Çatışması Beyanı**

Yazarın ve çalışmanın herhangi bir kurum ya da kişi ile çıkar çatışması söz konusu değildir.

## **Kaynakça**

- Adrangi, B. & Macri, J. (2019). Does the misery index influence a US president's political re-election prospects?. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(1), 22.
- Akat, A.S. & Yazgan, E. (2012). Döviz kuru ihracat fiyatlarını yansıyor mu? *İktisat ve Toplum*, 26, 5-14.
- Akay, E. Ç. & Oskonbaeva, Z. (2020). İktisadi büyüme ve sefalet endeksi arasındaki ilişki: Geçiş ülkeleri örneği. *On Eurasian Economies*, 130.
- Akçay, S. (2018). Remittances and misery index in Turkey: Is there a link?. *Applied Economics Letters*, 25(13), 895-899.
- Akçayır, Ö. & Albeni, M. (2016). Türkiye'de kredi genişlemesinin cari açığa etkisi: Sınır testi yaklaşımı. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(1), 557-583.
- Akpınar, R., Taşcı, K. & Özsan, M. E. (2013). Hoşnutsuzluk endeksine göre Türkiye'de bölgesel farklılık. *International Journal of Eurasia Social Sciences*, 4(10), 59-70.
- Anaele, A. A. & Nyenke, C. U. (2021). Effect of fiscal policy on misery index in Nigeria. *European Journal of Research in Social Sciences*, 9(1).
- Armutcuoğlu Tekin, H. & Ural, M. (2019). Finansal gelişme ve ekonomik performans ilişkisi: OECD ülkeleri için bir analiz. *OPUS Uluslararası Toplum Araştırmaları Dergisi*, 11(18), 43-77.
- Beşkaya, A. (2013). Political economy of economic discomfort: A time series analysis of Turkey, 1980-2010. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9(1), 1-14.
- Błaszczak, P. (2015). Post-crisis macroeconomic comparative assessment of the Eurozone member states with the use of an improved misery index. *Journal of Business & Economic Policy*, 2(3), 135-144.
- Carrion-I-Silvestre, J. L., Kim, D. & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.
- César Alonso, J. & Eduardo Jaramillo, L. (2012). Long-term relationship between misery index and stock market: The colombian case. Athens: ATINER'S Conference Paper Series, No: ECO2012-0326.
- Clark, R. K., Green Jr, K. & Robertson, P. J. (2004). Lottery ticket sales: An empirical analysis of the misery index as a predictor of sales. *Academic Forum*, 22, 5.
- Cohen, I. K., Ferretti, F. & McIntosh, B. (2014). Decomposing the misery index: A dynamic approach. *Cogent Economics & Finance*, 2(1), 991089.
- Dağbaşı, B., Barak, D. & Çelik, T. (2019). Türkiye için makroekonomik performans endeksinin analizi (1990-2017): Yapay sınır ağı yaklaşımı. *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(1), 93-112.
- Eğilmez, M. (2018). Sefalet endeksi ve Türkiye. Erişim Tarihi: 29.07.2021 <https://www.mahfiyegilmez.com/2018/06/sefalet-endeksi-ve-turkiye.html>
- Engle, R. & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

- Ergün Ünal, A. (2020). Doğrudan yabancı yatırımların Barro sefalet endeksine etkisi: Türkiye için Svar analizi. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 12(22), 45-55.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2012). *Basic econometrics*. 5th Edition, (Çev. Ü. Şenesen, G. Ş. Günlük). İstanbul: Literatür Yayıncılık
- Güriş, S. & Çağlayan, E. (2013). *Ekonometri: Temel kavramlar*. Genişletilmiş 4. Baskı, İstanbul: Der Yayınları.
- Güriş, S., Çağlayan Akay, E. & Güriş, B. (2020). *R ile temel ekonometri*. İstanbul: DER Yayınları.
- Hajipour, M. & Fallsolyman, M. (2016). The effects of targeted subsidies on misery index in urban and rural settlements of Iran regions. *International Journal of Humanities and Cultural Studies (IJHCS)*, 3(2), 714-725.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton: Princeton University Press.
- Işık, M. & Çetenak, Ö. Ö. (2019). İktisadi hoşnutsuzluk endeksi makroekonomik performansın ölçülmesinde başarılı bir gösterge midir? : Türkiye ve BRICS ülkeleri üzerine bir değerlendirme. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 4(4), 37-50.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the null of stationary against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- 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.
- Lovell, C. K., Pastor, J. T. & Turner, J. A. (1995). Measuring macroeconomic performance in the OECD: A comparison of European and non-European countries. *European Journal of Operational Research*, 87(3), 507-518.
- Lovell, M. C. & Tien, P. L. (2000). Economic discomfort and consumer sentiment. *Eastern Economic Journal*, 26(1), 1-8.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Murphy, R. H. (2016). A short empirical note on state misery indexes. *Journal of Regional Analysis and Policy*, 46(1100-2017-1682), 186-189.
- Obayori, J. B. (2020). Government expenditure and economic discomfort in Nigeria. *Finance & Economics Review*, 2(2), 1-12.
- Özcan, S. E. & Açıkalın, S. (2015). Relationship between misery index and lottery games: The case of Turkey. *International Journal of Humanities and Social Science*, 5(7)-1, 159-164.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(2), 1361-1401.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pogoy, A. M., Balo, V. T., Plaisent, M. & Bernard, P. (2016). Global implication of fractals on misery index across countries. *International Journal of Global Business*, 9(1), 30.

- Saeed, M. I., Raza, S. & Ali, F. (2020). To mull remittance and misery index of selected Asian countries: A panel ARDL approach. *International Review of Management and Business Research*, 9(3), 157-163.
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. *Econometric Theory*, 8, 1 - 27.
- Serfraz, A. (2017). Analyzing short-run and long-run causality between fdi flows, labour productivity and education in Pakistan. *ZÖSS Discussion Paper*, No. 61.
- Solarin, S., Gil-Alana, L. & Lafuente, C. (2020). Persistence of the misery index in African countries. *Social Indicators Research*, 147.
- Stock, J. H. (1994). Unit roots, structural breaks and trends. In R. F. Engle, D. McFadden (Eds.) *Handbook of econometrics* (pp.2739-2841). Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V.
- Stock, J. H. & Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61, 783-820.
- Tang, C. F. & Lean, H. H. (2009). New evidence from the misery index in the crime function. *Economics Letters*, 102(2), 112-115.
- Tarı, R. (2012). *Ekonometri*. (8. Baskı). Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- TCMB (2021) Elektronik veri dağıtım sistemi. Erişim Tarihi: 15.07.2021, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?>
- TÜİK (2021). İstatistik veri portalı. Erişim Tarihi: 15.07.2021, <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=Enflasyon-ve-Fiyat-106> ()
- Ülgen, G. & Özer, M. O. (2020). İktisadi hoşnutsuzluk endeksi ile cari açık arasındaki ilişkinin ampirik analizi: Türkiye örneği. *Akademik İncelemeler Dergisi*, 15(1), 83-112.
- Vanitcharearnthum, V. (2010). Misery index and monetary policy. University of the Thai Chamber of Commerce.
- Vlandas, T. (2020). A pandemic 'misery index': Ranking countries' economic and health performance during Covid-19. LSE European Politics and Policy (EUROPP) blog.
- Wang N, Haroon Shah, M., Ali, K., Abbas, S. & Ullah, S. (2019). Financial structure, misery index, and economic growth: Time series empirics from Pakistan. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(2).
- Wiseman, C. (1992). More on misery: How consistent are alternative indices? A comment. *The American Economist*, 36(2), 85-88.
- World Bank (2021). World development indicators. Erişim Tarihi: 29.07.2021. <https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=world-development-indicators#>.
- Wu, P. C., Liu, S. Y. & Pan, S. C. (2014). Does misery index matter for the persistence of health spending? Evidence from OECD countries. *Social Indicators Research*, 118(2), 893-910.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2020). *Ekonometri stata uygulamalı*. İstanbul: Beta Yayınları.
- 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 and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

## EXTENDED SUMMARY

A new index was developed by Arthur Okun, who has significant studies on the relationship between inflation and unemployment in the 1970s. The index, which is defined by the unweighted sum of inflation and unemployment rates, was named the misery index which was applied to many countries. After, new macroeconomic variables were added in the following studies. Although many indexes about economic discomfort are heard today, the pioneer version of the index still maintains its popularity. In the literature, it is possible to come across studies investigating the relationship between the index and many macroeconomic or non-macroeconomic variables. But there are no studies based on exchange rate (EXR) or loan interest rates (IR). In this study applied with the sample of Turkey for the 2005:Q1-2020:Q4 period, whether the misery (economic discomfort) index, which was put forward as a macroeconomic performance criterion by Okun, is responsive to EXR and consumer loan IR, was investigated with the help of methods that also take into account structural breaks. According to both standard unit root and unit root test with structural break results, the series were not stationary at the level, but all were found to be stationary at the first difference. The break dates determined internally by the structural break unit root tests and cointegration tests are successful in that they mostly point to the crisis dates when some economic and sociological events are considered important in the Turkish economy. The long-run parameter estimations of the model, which were found cointegrated were obtained in parallel that corresponds to the theoretical expectations. The coefficients of both explanatory variables were found to be positive and statistically significant. In addition, causalities were determined between the series in both the long-run and short-run. Statistical results indicating the stability of the model which was set up has made the study trustworthy. In the long run, the depreciation of the Turkish Lira (₺) against other currencies and the rise in consumer loans (vehicle, housing and consumer goods) IR cause an increase in the index. The EXR attacks, which have been in an upward trend since 2015 and especially accelerated in recent years, significantly increase the misery index. Due to the attacks in the EXR, the implementation of the targeted IR policies is becoming increasingly difficult. Because dilemma that either high IR and low EXR or low IR and high EXR is encountered. The increase in consumer loans IR has an impact on aggregate demand and increases the unemployment rate over time, although it reflects positively on inflation. So, the Okun's misery index (OMI) rises, although it is not as effective as the EXR. According to empirical findings, when the TL depreciates by 1 unit, OMI rises by approximately 0.89 points, while OMI rises by approximately 0.10 points when the loan IR increases by 1 point. The results are theoretically significant.

Disinflation and reducing unemployment is a very stringent process. As mentioned in the Phillips curve, rising one lowers the other. So, the OMI is a very important macroeconomic performance indicator. The aim is not the trade-off of inflation and unemployment, but a downward shift of the index line. It is a considerable policy to increase the macroeconomic performance of the country by lowering OMI, which is responsive to EXR and IR. Due to the adverse relationship between them, it is necessary to both increase financial depth and stimulate the real economy in order to achieve this. Although no results can be achieved in the short-run, this is possible with the implementation of large scale structural reforms in the long-run. As a measure of uncontrollable risk, Turkey's geopolitical risks are one of the biggest obstacles to failure. Reaching the target level of EXR and IR, which are very responsive to risks

and ultimately reducing the OMI is possible by reducing the nonsystematic risks firstly. It is necessary to increase the financial depth, to make the country a center of attraction for financial capital in terms of non-interest returns, and to ensure economic growth without increasing the current account deficit. In order to control these macroeconomic variables, which have intricate relations with each other, and to highlight the strengths, it is inevitable that large-scale reforms, especially agriculture, tourism, technology, education and law, will be implemented without losing time. Otherwise, fixing some variables will make other variables worse than before.