



T.C

BANDIRMA ONYEDİ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ

LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

Yüksek Lisans Tezi

**FİNANSAL GÖSTERGELERİN TÜKETİCİ GÜVENİ
ÜZERİNDEKİ ETKİLERİNİN İNCELENMESİ: TÜRKİYE
ÖRNEĞİ**

Mustafa ALBAYRAK

2215010015

Tez Danışmanı: Dr. Öğr. Üyesi Ayça ÖZEKİN

Bandırma 2025

T.C
BANDIRMA ONYEDİ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

Yüksek Lisans Tezi

FINANSAL GÖSTERGELERİN TÜKETİCİ GÜVENİ
ÜZERİNDEKİ ETKİLERİNİN İNCELENMESİ: TÜRKİYE
ÖRNEĞİ

Mustafa ALBAYRAK
2215010015

Tez Danışmanı: Dr. Öğr. Üyesi Ayça ÖZEKİN

Bandırma 2025

ETİK BEYAN SAYFASI
TÜRKİYE CUMHURİYETİ
BANDIRMA ONYEDİ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

Bu belge ile, bu tezdeki bütün bilgilerin akademik kurallara ve etik ilkelere uygun olarak toplanıp sunulduğunu beyan ederim. Bu kural ve ilkelerin gereği olarak, çalışmada bana ait olmayan tüm veri, düşünce ve sonuçları andığımı ve kaynağını gösterdiğimi ayrıca beyan ederim. (26/11/2025)

Tezi Hazırlayan Öğrencinin

Adı ve Soyadı

Mustafa ALBAYRAK

İmzası

ÖNSÖZ

Bu çalışmada ekonomik göstergelerin tüketici güven endeksi üzerine olan etkilerini inceleyerek analiz etmemde bana büyük katkısı olan tez danışmanım Dr. Öğr. Üyesi Ayça ÖZEKİN'e teşekkürlerimi sunarım.

Çalışma sürecim boyunca beni destekleyen ve her zaman yanımda olan başta sevgili eşim Sibel ALBAYRAK'a ve sevgili çocuklarım Naz, Alper ve Eda ALBAYRAK'a çok teşekkür ederim.

Mustafa ALBAYRAK

Bandırma 26/11/2025

ÖZET

FİNANSAL GÖSTERGELERİN TÜKETİCİ GÜVENİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİNİN İNCELENMESİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Mustafa ALBAYRAK

Bu tez çalışmasının amacı, Türkiye’de tüketici güven endeksi (TGE) ile tüketici kredisi faiz oranı (TKFO), mevduat faiz oranı (MVFO) ve reel efektif döviz kuru (REDK) arasındaki uzun dönemli ilişkileri ve nedensellik bağlarını incelemektir. Çalışmada 2014:01–2024:12 dönemine ait aylık veriler kullanılmış, serilerin durağanlık özellikleri klasik birim kök testleri ile birlikte yapısal kırılmaları dikkate alan testler aracılığıyla analiz edilmiştir. Bai–Perron çoklu kırılma testi sonucunda üç önemli kırılma dönemi belirlenmiş; bu nedenle Carrion-i Silvestre (2009) çoklu kırılmalı birim kök testi temel alınarak serilerin bütünleşme dereceleri değerlendirilmiştir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Maki (2012) çoklu kırılmalı eşbütünleşme testi ile sınanmış ve uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönem katsayıları FMOLS, DOLS ve CCR tahmin yöntemleri ile elde edilmiş; sonuçlar TKFO’nun TGE üzerinde negatif, MVFO ve REDK’nin ise pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı etkiler yarattığını göstermiştir. Ayrıca Toda–Yamamoto nedensellik analizi, değişkenler arasında çift yönlü güçlü nedensellik bağları bulunduğunu ortaya koymuştur. Bulgular, Türkiye’de tüketici güveninin finansal göstergelerle güçlü ve çok boyutlu bir etkileşim içinde olduğunu göstermekte ve literatürdeki mevcut bulgularla büyük ölçüde uyumlu olmakla birlikte, özellikle REDK’nin TGE üzerindeki pozitif yönlü etkisine ilişkin sonuçlarıyla özgün katkı sunmaktadır. Çalışmanın bulguları, tüketici güveninin finansal piyasalardaki dalgalanmalar ve ekonomik beklentiler açısından politika yapıcılar için önemli bir gösterge olduğunu vurgulamaktadır.

Anahtar Sözcükler: Eşbütünleşme, Mevduat Faiz Oranı, Nedensellik Analizi, Reel Efektif Döviz Kuru, Tüketici Kredisi Faiz Oranı, Tüketici Güven Endeksi.

ABSTRACT

EXAMINING THE IMPACT OF FINANCIAL INDICATORS ON CONFIDENCE: THE CASE OF TÜRKİYE

Mustafa ALBAYRAK

The main purpose of this thesis is to investigate the long-run relationships and causal linkages between the Consumer Confidence Index (CCI) and consumer loan interest rate (CLIR), deposit interest rate (DİR), and real effective exchange rate (REER) in Turkey. The study employs monthly data covering the period 2014:01–2024:12. The stationarity properties of the series are examined by conventional unit root tests as well as tests that account for structural breaks. The Bai–Perron multiple structural break test identifies three significant break dates, leading to the application of the Carrion-i Silvestre (2009) unit root test with multiple breaks. The existence of a long-run relationship is assessed using the Maki (2012) cointegration test with multiple breaks, which confirms cointegration among the variables. Long-run coefficients are estimated through FMOLS, DOLS, and CCR approaches. The results indicate that TKFO has a negative and statistically significant effect on the CCI, while MVFO and REER exert positive and significant effects. Furthermore, the Toda–Yamamoto causality analysis reveals strong bidirectional causality relationships among the variables. These findings suggest that consumer confidence in Turkey is strongly and multidimensionally linked with financial indicators. While largely consistent with the existing literature, the positive long-run effect of REER on consumer confidence provides an original contribution. The results highlight the importance of consumer confidence as a key indicator for policymakers in monitoring financial market fluctuations and shaping economic expectations.

Keywords: Causality Analysis, Cointegration, Consumer Confidence Index, Consumer Loan Interest Rate, Deposit Interest Rate, Real Effective Exchange Rate.

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ	ii
ÖZET	iii
ABSTRACT.....	iv
TABLOLAR.....	vii
GRAFİKLER.....	ix
KISALTMALAR.....	x
GİRİŞ BÖLÜMÜ	1
BİRİNCİ BÖLÜM	5
TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİ VE EKONOMİK GÖSTERGELER	5
1.1 TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİ.....	5
1.1.1 Tüketici Kavramı.....	5
1.1.2 Güven Kavramı.....	5
1.1.3 Tüketici Güven Endeksi.....	6
1.2 TÜKETİCİ KREDİSİ FAİZ ORANI.....	8
1.2.1 Tüketici Kredisi Tanımı.....	8
1.2.2 Tüketici Kredisi Tarihsel Gelişimi.....	9
1.2.3 Türkiye’de Tüketici Kredisi	9
1.2.4 Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Tüketici Kredisi Faiz Oranı ilişkisi	12
1.3 MEVDUAT FAİZ ORANI.....	13
1.3.1 Faiz Kavramı.....	13
1.3.2 Mevduat ve Mevduat Faizi	13
1.3.3 Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Mevduat Faiz Oranı ilişkisi	16
1.4 REEL EFEKTİF DÖVİZ KURU	16
1.4.1 Döviz Kuru Tanımı.....	16
1.4.2 Döviz Kuru Çeşitleri.....	18
1.4.2.1 Nominal Döviz Kuru	18
1.4.2.2 Reel Döviz Kuru.....	18
1.4.3 Reel Efektif Döviz Kuru Kavramı	18
1.4.4 Yıllara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Reel Efektif Döviz Kuru ilişkisi ..	19
1.5 LİTERATÜR TARAMASI.....	20
İKİNCİ BÖLÜM.....	30

EKONOMETRİK ANALİZE GÖRE TEORİK ÇERÇEVE	30
2.1 DURAĞANLIK VE BİRİM KÖK	30
2.2. 1. Nesil Birim Kök Testleri	31
2.2.1 Dickey Fuller Birim Kök Testi	31
2.2.2 Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi	33
2.2.3 Phillips-Perron Birim Kök Testi	35
2.2.4 KPSS Testi	36
2.2.5 Ng-Perron Birim Kök Testi	37
2.3. ZAMAN SERİLERİNDE YAPISAL KIRILMA.....	38
2.3.1 Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi.....	38
2.4. YAPISAL KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ.....	40
2.4.1 Perron Birim Kök Testi	40
2.4.2. Zivots ve Andrews Tek Kırılmalı Birim Kök Testi	41
2.4.3. Lee ve Strazicich Birim Kök Testi	43
2.4.4. Carrion-i Silvestre Birim Kök Testi.....	45
2.5. EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ	47
2.5.1. Maki Eşbütünleşme Analizi.....	47
2.6. UZUN DÖNEMLİ KATSAYILAR TAHMİNİ	48
2.6.1. FMOLS Uzun Dönem Katsayı Tahminleri	49
2.6.2. DOLS Uzun Dönem Katsayı Tahminleri.....	50
2.6.3. CCR Uzun Dönem Katsayı Tahminleri.....	51
2.7. NEDENSELLİK ANALİZİ	52
2.7.1. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi	52
ÜÇÜNCÜ BÖLÜM.....	55
EKONOMİK GÖSTERGELERİN TÜKETİCİ GÜVENİ ÜZERİNDEKİ	
ETKİLERİ.....	55
1. ARAŞTIRMA PLANI	55
2. VERİ SETİ VE MODEL.....	56
3. METODOLOJİ.....	57
4. MODEL SONUÇLARININ YORUMLANMASI	58
SONUÇ VE DEĞERLENDİRME.....	77
KAYNAKÇA.....	83

TABLÖLAR

Tablo 1: Türkiye’de Sektörlerin 2024 Aralık Ayına Göre Türk Parası Cinsinden Kredi Kullanım Miktarları (milyon TL)	10
Tablo 2: Tüketici Güven Endeksi İle İlgili Daha Önce Yapılmış Ulusal Çalışmalara Yönelik Özet Tablo	25
Tablo 3: Tüketici Güven Endeksi İle İlgili Daha Önce Yapılmış Uluslararası Çalışmalara Yönelik Özet Tablo	27
Tablo 4: Tüketici Güven Endeksine Etkileyen Finansal Göstergeler	56
Tablo 5: Veri Setlerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler	57
Tablo 6: ADF Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları	59
Tablo 7: ADF Birim Kök Testi I(1) Düzey Sonuçları	59
Tablo 8: PP Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları	60
Tablo 9: PP Birim Kök Testi I(1) Düzey Sonuçları	61
Tablo 10: KPSS Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları	62
Tablo 11: Ng-Perron Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları	63
Tablo 12: Ng-Perron Birim Kök Testi I(1) Düzey Sonuçları	63
Tablo 13: Klasik Birim Kök Düzey Sonuçları	64
Tablo 14: Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi Sonuçları(1)	64
Tablo 15: Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi Sonuçları(2)	65
Tablo 16: Kırılma Dönemleri	66
Tablo 17: Perron(1989) Tek Kırılmalı Birim Kök testi Temel Düzey Sonuçları	66
Tablo 18: Perron(1989) Tek Kırılmalı Birim Kök testi I(1) Düzey Sonuçları	67
Tablo 19: Zivots and Andrews (1992) Tek Kırılmalı Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları	68

Tablo 20: Zivots and Andrews (1992) Tek Kırılmalı Birim Kök Testi I(1) Düzey Sonuçları	69
Tablo 21: Lee ve Strazicich (2003) Tek Kırılmalı Birim Kök Testi Temel Düzey ve I(1) Düzey Sonuçları	70
Tablo 22: Lee ve Strazicich (2003) İki Kırılmalı Birim Kök Testi Temel Düzey ve I(1) Düzey Sonuçları	70
Tablo 23: Carrion-i Silvestre (2009) Çoklu Kırılmalı Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları	71
Tablo 24: Carrion-i Silvestre (2009) Çoklu Kırılmalı Birim Kök Testi I(1) Düzey Sonuçları	72
Tablo 25: Yapısal Kırılmalı Birim Kök Düzey Sonuçları	72
Tablo 26: Maki (2012) Eşbütünleşme Analizi Sonuçları	73
Tablo 27: FMOLS, DOLS ve CCR Uzun Dönem Katsayı Sonuçları	74
Tablo 28: Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları	76

GRAFİKLER

Grafik 1: Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi	8
Grafik 2: : Türkiye’de Türk Parası cinsinden Kullanılan Tüketici Kredilerinin 2024 Aralık Ayına Göre Kendi İçinde Dağılımı	11
Grafik 3: Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Tüketici Kredisi Faiz Oranları	12
Grafik 4: Türkiye’de Mevduat Türlerinin 2024 Aralık Ayına Göre Yurt İçi Yerleşikler için Mevduat Kullanımı Oranları	14
Grafik 5: Türkiye’de Türk Parası cinsinden Kullanılan Mevduat/Katılım fonlarının 2024 Aralık Ayına Göre Kendi İçinde Dağılımı	15
Grafik 6: Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Mevduat Faiz Oranları	16
Grafik 7: Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Reel Efektif Döviz Kuru	19

KISALTMALAR

ADF	: Geniřletilmiř Dickey-Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
CCR	: Kanonik Eřbütünleřme Regresyonu
DF	: Dickey-Fuller
DOLS	: Dinamik En Kk Kareler
EKK	: En Kk Kareler
FMOLS	: Tamamen Dztilmiř EKK
KPSS	: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin
LS	: Lee – Strazicich
MVFO	: Mevduat Faiz Oranı
PP	: Phillips-Perron
REDK	: Reel Efektif Dviz Kuru
SIC	: Schwarz Bilgi Kriteri
TGE	: Tketicı Gven Endeksi
TKFO	: Tketicı Kredisi Faiz Oranı
TİK	: Trkiye İstatistik Kurumu
ZA	: Zivot Andrews

GİRİŞ BÖLÜMÜ

Finansal piyasalardaki katılımcıların sosyolojik ve psikolojik faktörlerden etkilenecek farklı beklentiler, tutumlar ve davranışlar sergilemesi, gelecekteki piyasa koşullarını tahmin etmeyi güçleştirmektedir. Bu belirsizliği azaltmak ve piyasa aktörlerinin geleceğe yönelik öngörülerini anlamak, karar alıcıların daha sağlıklı ve proaktif politikalar geliştirmesine yardımcı olabilmektedir. Bu amaçla geliştirilen çeşitli güven endeksleri, yatırımcıların ve tüketicilerin duyarlılığı hakkında önemli ipuçları sunmakta ve makroekonomik analizlerde sıkça başvurulan göstergeler arasında yer almaktadır (Zeren & Akkuş, 2019).

Ekonomik beklentilerin ölçülmesinde kullanılan güven endeksleri, bir ülkenin ekonomik durumu ve gelecekteki yönelimi hakkında kritik bilgiler sağlamaktadır. Bu nedenle, özellikle Tüketici Güven Endeksi (TGE) üzerine yapılan çalışmalar, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde ekonomi politikalarının şekillendirilmesinde ve piyasa analizlerinde önemli bir yer tutmaktadır. Türkiye’de de Tüketici Güven Endeksi, ekonomik beklentilerin anlaşılması açısından dikkate alınması gereken en önemli ölçütlerden biri olarak kabul edilmektedir (Sarı & Ilgın, 2018).

Tüketici güven endeksi, tüketicilerin ekonomik geleceğe ilişkin beklentilerini ve mevcut koşullara dair algılarını yansıtan bir göstergedir. Endeksin yükselmesi, tüketicilerin geleceğe daha güvenle bakarak harcamalarını artırmasına yol açarken; endeksin düşmesi, tüketicilerin belirsizlik hissini güçlendirmekte ve harcamalarını kısıtlamasına neden olmaktadır. Bu durum, doğrudan ekonomik büyüme üzerinde etkili olmaktadır (Özdamar, 2024). Dünya Bankası verilerine göre, 2016 yılı itibari ile son on yılda ABD gibi büyük ekonomilerde tüketim harcamaları GSYİH’nin %60–70’ini oluşturarak ekonomik büyümenin en önemli bileşeni haline gelmiştir (Mazurek & Mielcova, 2017).

Literatürde TGE’nin makroekonomik göstergeler üzerindeki etkisi sıkça incelenmiştir. Örneğin Matsusaka ve Sbordon (1995) ile Gayer (2005), TGE’nin GSYİH’daki dalgalanmaları öngörme gücüne sahip olduğunu ortaya koymuştur.

Bram ve Ludvigson (1998) ve Ludvigson (2004) ise tüketici güveninin tüketim harcamaları üzerindeki etkisini doğrulamışlardır. Mourougane ve Moreno (2002), Almanya, İtalya ve Fransa gibi Avrupa ülkelerinde TGE'nin kısa vadeli GSYİH tahminlerinde yararlı olduğunu belirtmiştir. Ul Islam ve Mumtaz (2012) da Birleşik Krallık, Almanya, Fransa, Danimarka ve Hollanda için yaptıkları panel analizde tüketici güven endeksinin uzun dönemde ekonomik büyümenin belirleyicisi olduğunu teyit etmiştir. Utaka (2003) Japonya için benzer bir sonuca ulaşmıştır. Bu çalışmalar, TGE'nin makroekonomik açıdan ne kadar kritik bir gösterge olduğu literatürde pek çok çalışma ile ortaya konmakla birlikte, finansal göstergelerle (faiz oranları, döviz kurları, kredi koşulları vb.) olan ilişkilerine yönelik araştırmaların sınırlı kaldığını göstermektedir.

Son yıllarda yapılan çalışmalar, TGE'nin finansal göstergelerle bağıını öne çıkarmaktadır. Kłopocka (2017a), tüketici güveninin hanehalkı borçlanmasını güçlü biçimde öngördüğünü belirtmiş; De Stefani (2017) ve Angelico (2018) ise tüketici beklentilerindeki sistematik yanlışlıkların kredi koşulları, mortgage borçluluğu ve gelir şokları karşısındaki borçlanma davranışlarını etkilediğini göstermiştir. Bu bulgular, TGE'nin yalnızca ekonomik büyüme ve tüketim harcamalarıyla değil, aynı zamanda faiz oranları, döviz kurları ve finansal istikrarla da yakından ilişkili olduğunu ortaya koymaktadır. Özellikle Türkiye'de bu ilişkinin uzun dönemli zaman serisi analizleriyle sistematik biçimde incelenmemiş olması, mevcut literatürde önemli bir boşluk yaratmaktadır. Dolayısıyla, bu çalışmanın çıkış noktasını bu boşluk oluşturmaktadır ve çalışmada TGE'nin finansal göstergelerle olan ilişkisi ele alınmakta; makroekonomik göstergelerle ilişkisi ise kapsam dışında bırakılmaktadır.

Bu doğrultuda tezin öncelikli amacı, erişilebilen verilerin uygunluğu da göz önünde bulundurularak, Ocak 2014 – Aralık 2024 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak, tüketici güven endeksi ile tüketici kredisi faiz oranı, mevduat faiz oranı ve reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkinin zaman serisi analiziyle incelenmesidir. Bu temel amaç doğrultusunda çalışmada şu sorulara yanıt aranacaktır: Türkiye'de tüketici güven endeksi ile tüketici kredisi faiz oranı arasında nasıl bir ilişki vardır? Tüketici güven endeksi ile mevduat faiz oranı arasında uzun dönemli bir etkileşim mevcut mudur? Tüketici güven endeksi ile reel efektif döviz kuru arasında anlamlı bir

nedensellik ilişkisi var mıdır? Bu sorulara ek olarak, araştırmada TGE'nin finansal göstergeler üzerindeki yön ve büyüklük etkilerinin belirlenmesi hedeflenmektedir.

Bu çalışma, Türkiye'de tüketici güven endeksi ile finansal göstergeler arasındaki ilişkiyi uzun dönemli verilerle inceleyen az sayıdaki araştırmalardan biri olma özelliği taşımaktadır. Elde edilecek bulguların, ekonomi yönetimi, merkez bankası ve finansal piyasalar açısından tüketici beklentilerinin finansal değişkenler üzerindeki etkisini daha iyi anlamaya katkı sunması beklenmektedir. Ayrıca çalışma, güven endekslerinin finansal istikrar analizlerinde kullanım potansiyelini ortaya koyarak literatüre ampirik bir katkı sağlamayı amaçlamaktadır.

Tüketici Güven Endeksi, tüketicilerin mevcut ekonomik koşullara ve geleceğe dair beklentilerini ölçen bir göstergedir. Türkiye'de, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından aylık olarak gerçekleştirilen Tüketici Eğilim Anketi verilerine dayanarak hesaplanmaktadır. Anketin temel amacı, tüketicilerin hem kendi mali durumlarına hem de genel ekonomik gidişata dair mevcut değerlendirmelerini ve gelecek beklentilerini ölçmektir. Ayrıca, yakın gelecekteki harcama ve tasarruf alışkanlıklarına ilişkin öngörüler de bu endeks aracılığıyla elde edilmektedir. Tüketici kredisi faiz oranı, bankalar tarafından bireylere verilen ihtiyaç veya tüketici kredilerine uygulanan faiz oranıdır. Mevduat faiz oranı, bankaların tasarruf sahiplerine mevduat karşılığında sunduğu faiz oranını ifade eder. Reel efektif döviz kuru ise Türk Lirası'nın dış ticaret yapılan ülke para birimlerine göre, fiyat farkları dikkate alınarak hesaplanan göreceli değeridir. Bu kavramlar çalışmanın temel değişkenlerini oluşturmaktadır.

Araştırma, yalnızca 2014–2024 dönemini kapsayan aylık Türkiye verileriyle sınırlıdır. Ayrıca çalışmada sadece belirli finansal göstergeler (faiz oranları ve döviz kuru) ele alınmış, diğer potansiyel değişkenler (örneğin borsa endeksleri, enflasyon beklentileri vb.) kapsam dışında bırakılmıştır. Analizde kullanılan verilerin, ilgili kurumlar tarafından yayımlanan resmi istatistiklerle sınırlı olması da başka bir sınırlılığı oluşturmaktadır.

Bu kapsamda tüketici güven endeksi verileri Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'ten, tüketici kredisi faiz oranları Bankacılık Düzenleme ve Denetleme

Kurumu (BDDK)'dan, mevduat faiz oranları ve reel efektif döviz kuru verileri ise Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)'den temin edilmiştir. Tez dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde kavramsal çerçeve sunulmakta; tüketici güven endeksi, tüketici kredisi faiz oranları, mevduat faiz oranları ve reel efektif döviz kuru ayrıntılı biçimde tanımlanmakta, aylık değişim grafikleri ve literatür çalışmalarıyla desteklenmektedir. İkinci bölümde zaman serisi analizine ilişkin yöntemsel altyapı açıklanmakta; birim kök testleri, eşbütünleşme analizi, uzun dönem katsayı tahminleri ve nedensellik testleri teorik olarak ele alınmaktadır. Üçüncü bölümde söz konusu yöntemler veri setine uygulanarak bulgular tablo ve grafiklerle sunulmaktadır. Sonuç ve Değerlendirme bölümünde ise elde edilen bulgular yorumlanmakta, politika yapıcılar için çıkarımlar yapılmakta ve uzun döneme ilişkin öneriler geliştirilmektedir.

BİRİNCİ BÖLÜM

TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİ VE EKONOMİK GÖSTERGELER

1.1 TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİ

1.1.1 Tüketici Kavramı

Tüketici; 6502 Sayılı Tüketicinin Korunması Hakkında Kanun’da “Ticari veya mesleki olmayan amaçlarla hareket eden gerçek veya tüzel kişi” olarak tanımlanmıştır.

Tüketici, belirli bir ücret karşılığında mal veya hizmet satın alarak bunları kullanan kişidir. Başka bir deyişle, bireyin kendisi veya yakın çevresinin gereksinimlerini karşılamak ve tatmin sağlamak amacıyla ürün ya da hizmet edinip bunları tüketmesiyle ortaya çıkan kavramdır. (Altunışık & İslamoğlu, 2013).

Yani, tüketici; belirli talepleri ve gereksinimleri olan, zevklerine göre seçim yapan, maddi kaynaklarını ihtiyaçlarını karşılamak amacıyla harcayan ve bunun sonucunda fayda elde ederek tatmin duyan kişidir (Bilge & Göksu, 2010).

1.1.2 Güven Kavramı

Güven, kişiler ve kuruluşlar arasındaki bağları kuvvetlendiren; vaatlere sadık kalma, içtenlik, hakikat, namusluluk ve fazilet gibi öğeleri kapsayan, bilinçli ve istikrarlı bir yaklaşımdır. Güven, toplumsal nizamın, kişisel hayatın, iktisadi büyümenin ve demokratik ilerlemenin ana dayanaklarından biridir. Güven duygusunun, müşterek değerleri benimseyen, doğru sözlü ve yardımlaşma ruhuyla hareket eden bireylerden oluşan cemiyetlerde filizlenmesi beklenir. Bu değerler, inanç ve yargı gibi derin manevi kabullerle ilgili olabileceği gibi, ahlaki ilkeler, davranış kuralları ve iş dünyasıyla alakalı standartlarla da ilintili olabilir. Özetle, bir toplumda güvenilirlik hissi, fertler düzenli ve dürüst eylemler sergiledikçe ve ortak ahlak kıymetleri kabul gördükçe pekişir (Gökalp, 2003, s. 163).

Güven, özellikle sosyo-kültürel yapısı büyük farklılıklar gösteren toplumlarda daha da kritik bir rol oynamaktadır. Mal ve hizmet üretim süreçlerinde, işçi ve işveren

arasındaki ilişkilerin sağlam bir hukuki çerçevenin yanı sıra büyük ölçüde güvene dayanması, kaynakların verimli kullanımını sağlayarak maliyetlerin kontrol edilmesini kolaylaştırmaktadır. (Özsağır, 2007, s. 50).

Dees ve Brinca (2013)'ya göre literatürde güven ve ekonomik kararlar arasındaki ilişki genel olarak deneysel yaklaşım ve tüketim teorileri ile ilişkilendirmek üzere iki biçimde ele alınmaktadır. Makroekonomik değişkenler (gelir, işsizlik, enflasyon ve tüketim) ile ekonomik güven endeksi arasındaki eşbütünleşme ve korelasyonun tespiti ile bu güvenin, ekonomik çıktıları tahminlemede anlamlı bir öngörü gücü sergileyip sergilemediği hususu, iktisadi literatürde merkezi bir araştırma sorunsalı haline gelmiştir (Dees & Brinca, 2013, s. 2)

1.1.3 Tüketici Güven Endeksi

İktisadi aktörlerin ekonomiye dair öngörülerini ile ekonomik göstergeler arasında sıkı bir bağ bulunması, 1970'li yıllardan itibaren ekonomi disiplininin temel bir meselesi haline gelmiştir. Bu sebeple, devletlerin çeşitli organları, iktisadi birimlerin geleceğe yönelik öngörülerini belirlemeye yönelik çalışmalar yürütürler. Türkiye'de de Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) bu doğrultuda tüketici eğilim yoklaması gerçekleştirmektedir. Bu anketin piyasalarda en yoğun ilgi gören unsurlarından biri tüketici güven endeksidir (Gökalp B. , 2019, s. 140).

Tüketici güveni, hem ekonomik bir kavram hem de belirli istatistiksel göstergelerle ölçülen bir olgudur. Bu göstergeler, bireylerin kişisel ve ulusal düzeyde mevcut ve gelecekteki ekonomik duruma dair verdikleri yanıtlar doğrultusunda şekillenir. Tüketici davranışını açıklayan klasik teoriler, harcamalardaki değişimleri gelir, varlıklar ve faiz oranlarındaki dalgalanmalara bağlar; dolayısıyla güven unsuru doğrudan belirleyici bir faktör olarak ele alınmaz. Bu sebeple, güven endeksleri ayrıntılı şekilde incelenebilse de, tüketicilerin kararları üzerindeki kesin etkisini net bir biçimde ortaya koymak zordur. (Fuhrer, 1993, s. 32).

TÜİK Tarafından yapılan Aylık Tüketici Eğitim Anketi ile; tüketicilerin kişisel mali özellikleri ve genel ekonomiye ilişkin mevcut durum değerlendirmeleri ve

gelecek dönem planlamaları ile yakın harcama ve tasarruf değişikliklerinin değerlendirilmesi amaçlanmaktadır.

Cari koşulların değerlendirilmesi, ileriye dönük beklentiler ve fiyat düzeyleri (endeksleri), belirtilen ana kategorilerde ölçümlenmektedir:

Kişisel mali durum: Tüketici güvenini ölçen bu anket, hanehalkı finansal durumuna ilişkin geçmiş (son 12 aylık dönem) ve ileriye dönük (gelecek 12 aylık dönem) algıları kapsamaktadır. Ek olarak, mevcut mali durumun genel değerlendirmesi ve sonraki çeyrekteki (3 aylık) borçlanma eğilimi de araştırma konuları arasında yer almaktadır.

Genel ekonomi: son bir yıldaki Türkiye ekonomisine yönelik genel değerlendirmeleri, önümüzdeki on iki aylık sürece ilişkin ekonomik görünüm beklentileri, gelecek bir yıl içinde Türkiye'deki işsizlik oranının seyri hakkındaki öngörüler, mevcut dönemde dayanıklı tüketim malı alımına ayrılan harcama miktarı, şu anki tasarrufların ne şekilde kullanıldığı ve önümüzdeki on iki aylık süreçteki harcama eğilimlerine dair tahminleri

Harcama ve tasarruf maliyetleri: Tüketici anketleri, bireylerin kısa vadede (3 aylık) yarı-dayanıklı ürünlere yönelik harcama planları ile uzun vadede (12 aylık) dayanıklı tüketim malları (otomobil ve konut dahil) edinme olasılıklarını kapsamaktadır. Ayrıca, konut onarım harcaması yapma ihtimali ve gelecek 12 aylık dönemde tasarruf etme eğilimi de değerlendirilen başlıca değişkenler arasındadır.

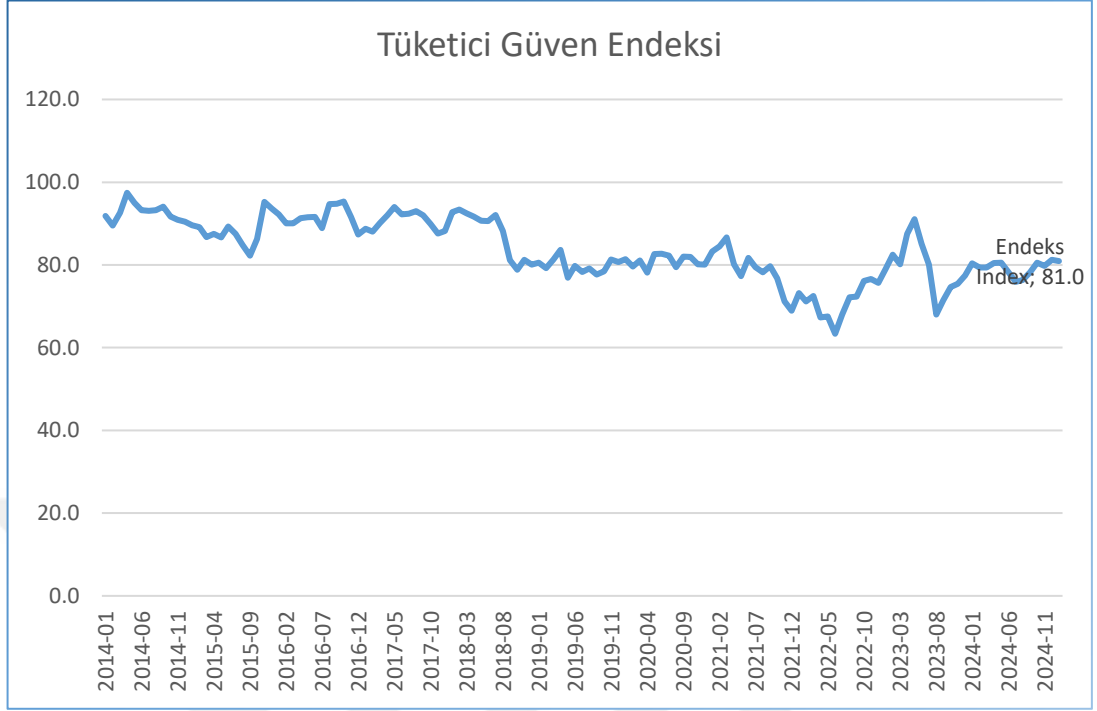
Tüketici Güven Endeksi aşağıdaki alt endekslerden hesaplanmaktadır:

Geçen 12 aylık döneme göre mevcut dönem hanenin maddi durumu,

Gelecek 12 aylık dönemde hanenin maddi durum süresine kadar,

Gelecek 12 aylık dönemde genel ekonomik duruma göre,

Geçen 12 aylık döneme göre gelecek 12 aylık dönemde dayanıklı tüketim mallarına harcama yapma.



Grafik 1: Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu, Tüketici Eğilim İstatistikleri, 2014 Ocak – 2024 Aralık.

Grafik 1’de 2014 Ocak ve 2025 Ocak ayları arasında Tüketici Güven Endeks değerleri verilmiştir. Grafikte dikey sütun endeks sayılarını, yatay satır ise ayları göstermektedir. Görüleceği üzere 2015 Eylül ayına kadar 80 puan bandına kadar bir düşüş gerçekleşmiş 2015 Eylül ayından 2018 Ağustos ayına kadar endeks 90-100 puan bandı arasında yatay bir seyir izlemiştir. 2018 Ağustos ayında itibaren 2022 Haziran ayına kadar sürekli bir düşüş eğilimine giren endeks 2022 Temmuz ayından itibaren yükselişe geçmiştir. Fakat 2023 Haziran ayından itibaren tekrardan ani bir şekilde düşüş yaşamıştır. Zaman içinde tekrar bir yükselişe girip 80 puan bandında yatay seyretmeye başlamıştır.

1.2 TÜKETİCİ KREDİSİ FAİZ ORANI

1.2.1 Tüketici Kredisi Tanımı

Türk Dil Kurumu Genel Türkçe Sözlüğü, "kredi" kelimesini üç farklı bağlamda açıklamaktadır: "borcu zamanında ödeme yeteneğine dayanan güven", "ödünç olarak verilmiş ya da alınmış mal veya para" ve "toplumsal saygınlık, itibar (TDK, 2025).

Tüketici kredisi, 6502 Sayılı Tüketicinin Korunması Hakkında Kanun'un 22. Maddesi uyarınca tanımlanmıştır. Kanun, bu kredileri; "kredi kuruluşunun, tüketiciden faiz veya benzeri bir çıkar elde ederek, ödeme vadesini uzatma, borç verme veya diğer finansal yöntemlerle kredi tahsis ettiği ya da tahsis etmeyi taahhüt ettiği sözleşmeler" olarak açıklamaktadır

1.2.2 Tüketici Kredisi Tarihsel Gelişimi

Borç vermenin ilk örnekleri, Milattan Önceki devirlere kadar uzanmaktadır. Bu husustaki ilk yasal düzenleme, M.Ö. 1790 yılında yürürlüğe giren Hammurabi Kanunları'nda yer almıştır. Söz konusu kanun, kredilerin toplumsal yaşamdaki önemine değinmiştir. Ancak, Orta Çağ'da dinî tesirler sebebiyle faiz uygulaması men edilmiş, bunun sonucunda faizli kredi verme işlemi sona ermiştir. Ardından, çağdaş toplumların ilerlemesiyle birlikte borç verme pratiği yeniden yaygınlaşmaya başlamıştır. 13. asırda, Kilise faiz karşılığı borçlanmayı tekrar yasaklamasına rağmen, bu işlem bazı bölgelerde sürmüştür. Kilise yetkilileri bu gidişata engel olamayınca, belirli borç türlerine müsaade edilmiştir. Bu tarihten itibaren, Katoliklerin muhalefetine rağmen, kredi verme işlemleri 18. yüzyıla dek hızla genişlemiştir. Daha sonra gerçekleşen Sanayi İnkılabı ve Adam Smith gibi ekonomistlerin tesiriyle, kredi; ekonomiyi ve sanayiye destekleyen bir araç niteliği kazanmıştır (Akipek, 1998, s. 125-126)

1.2.3 Türkiye’de Tüketici Kredisi

Tüketicilere yönelik borçlar, Türkiye Cumhuriyeti'nde ilk defa 1989 senesinde hayata geçirilmiş olmasına rağmen, hukuki zeminde 1994 yılında yayımlanan “545 numaralı Kanun Hükmünde Kararname” ile resmiyet kazanmıştır. Daha sonraki yıllarda çıkarılan çeşitli yönetmelik ve düzenlemelerle günümüzdeki halini almıştır. Tüketici kredileri, nakdi kredi kategorisine girer. Konut ve taşıt kredilerinde, satın alınan mülkler banka tarafından ipotek altına alınır. Bu nedenle, tüketici kredileri teminatlı kredi türleri arasında değerlendirilebilir. Bu krediler hem Türk Lirası hem de yabancı para birimlerinde sağlanabilir. Tüketici kredileri doğrudan bir kanuna değil, taraflar arasında yapılan sözleşmeye dayanır. Banka ile müşteri arasında

imzalanan bu sözleşmeye ise tüketici kredisi sözleşmesi adı verilir (Akipek, 1998, s. 29-31).

1980’li yıllarda Türkiye’de yaşanan ekonomik krizler, ticari kredilerde büyük bir düşüşe neden olmuştur. Bu durum karşısında bankalar, ellerinde bulunan fon fazlasını bireysel müşterilere yönlendirerek tüketici kredisi vermeye başlamışlardır. Bundan önce ise firmalar, tüketicilerin ihtiyaçlarını karşılayabilmesi için borçları taksitlendirme gibi yöntemler uygulamaktaydı. Ancak bu yöntem, şirketler için hem ödemelerin zamanında tahsil edilememesi hem de müşterilerin takibinin zorlaşması nedeniyle ek maliyetler doğuruyordu. Banka ve finans kuruluşlarının bu alanda faaliyet göstermeye başlaması, firmaların üzerindeki bu ek maliyet yükünü ortadan kaldırmıştır (Gültekin, 2019, s. 63).

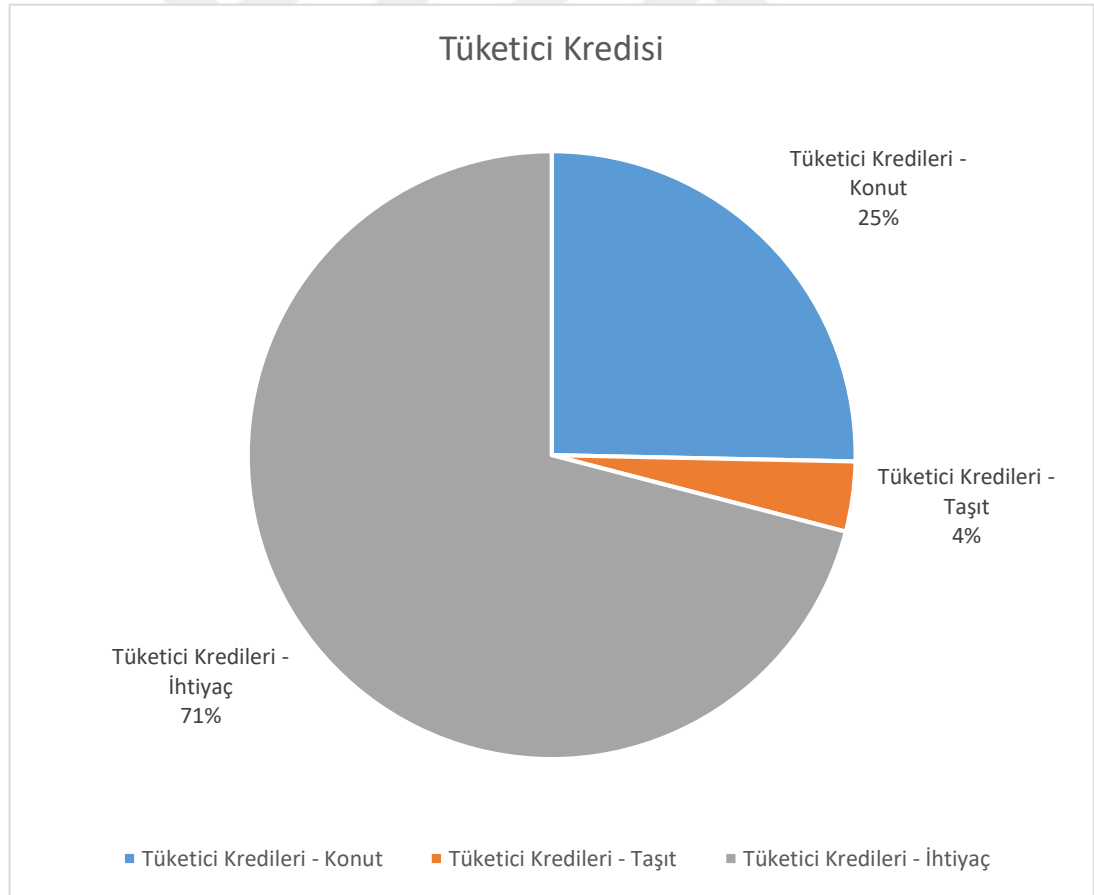
Tablo 1: Türkiye’de Sektörlerin 2024 Aralık Ayına Göre Türk Parası cinsinden Kredi Kullanım Miktarları (milyon TL)

Sektör Krediler (milyon TL), Dönem:2024/12	Toplam TP	Oran(%)
Kredi Kartları	2,455,855.29	24.21
Tüketici Kredileri	2,021,960.60	19.93
Taksitli Ticari Krediler	1,586,314.10	15.64
İşletme Kredileri	1,177,958.29	11.61
İhtisas Kredileri	989,820.00	9.76
Diğer Krediler	594,606.76	5.86
İhracat Kredileri	457,865.43	4.51
Diğer Yatırım Kredileri	312,421.75	3.08
İskontolu İşlemlerden Alacaklar	280,176.34	2.76
Mali Kesime (Banka Dışı) Kullandırılan Krediler	199,826.38	1.97
Yurt Dışı Yerleşiklere Kullandırılan Krediler	25,362.77	0.25
Factoring İşlemlerinden Alacaklar	14,424.99	0.14
İthalat Kredileri	14,072.78	0.14
İhracat Garantili Yatırım Kredileri	8,884.66	0.09

Ortaklık Finansmanı*	3,480.24	0.03
Vadeli Ticaretin Finansmanından Alacaklar*	829.64	0.01
Fon Kaynaklı Krediler	777.24	0.01
Müşteri Adına Menkul Değer Alım Kredileri	471.37	0.00
Kıymetli Maden Kredileri	0.00	0.00
Toplam Krediler	10,145,108.61	

Kaynak: Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu, Aylık Bankacılık Sektörü Verileri, 2014 Ocak – 2024 Aralık

Tablo 1'in sunduğu veriler incelendiğinde, 2024 Aralık ayına göre tüm sektörler için Türk Parası cinsinden kredi kullanım miktarları değerlendirildiğinde, tüketici kredileri en yüksek ikinci sıradadır.

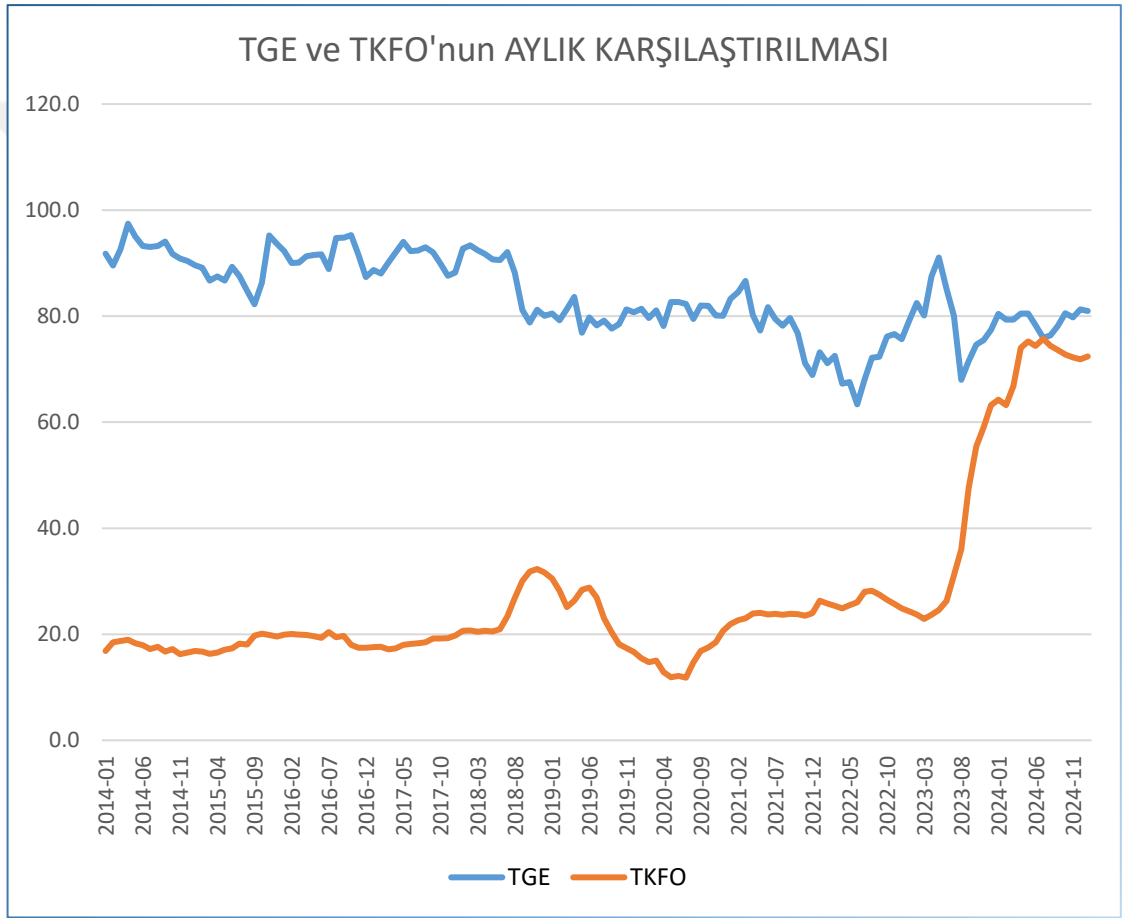


Grafik 2: : Türkiye’de Türk Parası cinsinden Kullanılan Tüketici Kredilerinin 2024 Aralık Ayına Göre Kendi İçinde Dağılımı

Kaynak: Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu, Aylık Bankacılık Sektörü Verileri, 2014 Ocak – 2024 Aralık

Grafik 2’de, 2024 Aralık ayında tüketici kredilerinin kendi içinde %71 oranla en yüksek olan ihtiyaç kredisidir, bu oranı sırasıyla %25 oranla konut kredileri ve %4 oranla taşıt kredileri takip etmektedir.

1.2.4 Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Tüketici Kredisi Faiz Oranı ilişkisi



Grafik 3: Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Tüketici Kredisi Faiz Oranları

Kaynak: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Faiz ve Kar Payı İstatistikleri, 2014 Ocak – 2024 Aralık

Grafik 3, 2014 Ocak ve 2025 Ocak ayları arasında Tüketici Güven Endeksi(TGE) ve Tüketici Kredisi Faiz Oranı(TKFO) değerlerini göstermektedir. Grafikte dikey sütun oranları, yatay satır ise ayları göstermektedir. Özellikle 2018 Ağustos ayında sonraki ani düşüşlerde, TGE ve TKFO arasında ters orantı bulunduğu anlaşılmaktadır. TKFO’daki artışlar TGE’ni düşürmektedir.

1.3 MEVDUAT FAİZ ORANI

1.3.1 Faiz Kavramı

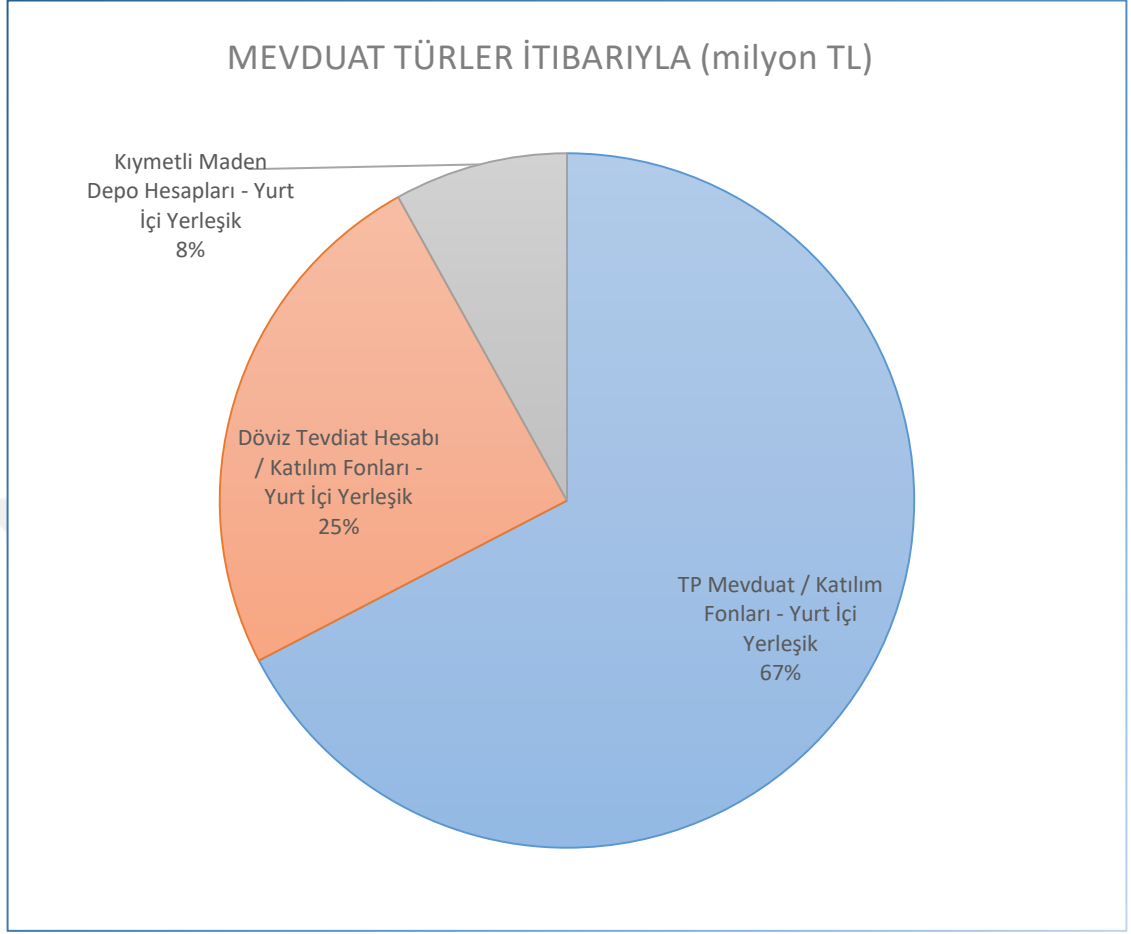
Türk Dil Kurumu'na göre faiz, iktisadi terim olarak; "bir amaçla kullanılmak üzere ödünç tahsis edilen sermayenin getirisi olan kazanç; ürem veya nema" şeklinde tanımlanmaktadır.

Faiz, ödünç verilen paranın kullanımı karşılığında ödenen bir bedeldir. Ekonomide bazı bireyler birikim yaparak bu tasarruflarını yatırım yapmayı planlayanlara sunarken, sermayesi olmayan girişimciler ise bu kaynaklara ihtiyaç duyar ve karşılığında faiz adı altında bir ödeme yaparlar. Bu süreçte, faiz oranları bir yandan bireyleri tasarrufa teşvik ederken, diğer yandan yatırım seviyesini doğrudan etkilemektedir (Öztürk & Durgut, 2011, s. 118).

1.3.2 Mevduat ve Mevduat Faizi

Mevduat işlemleri, bankacılığın temel ve geleneksel faaliyetleri arasında yer almakta olup, en önemli pasif işlemlerden biridir. Mevduat, bireylerin veya kurumların belirli bir vade ve faiz oranı karşılığında sahip oldukları fonları bankalara borç olarak vermesi sürecidir (Özer, 2013, s. 10).

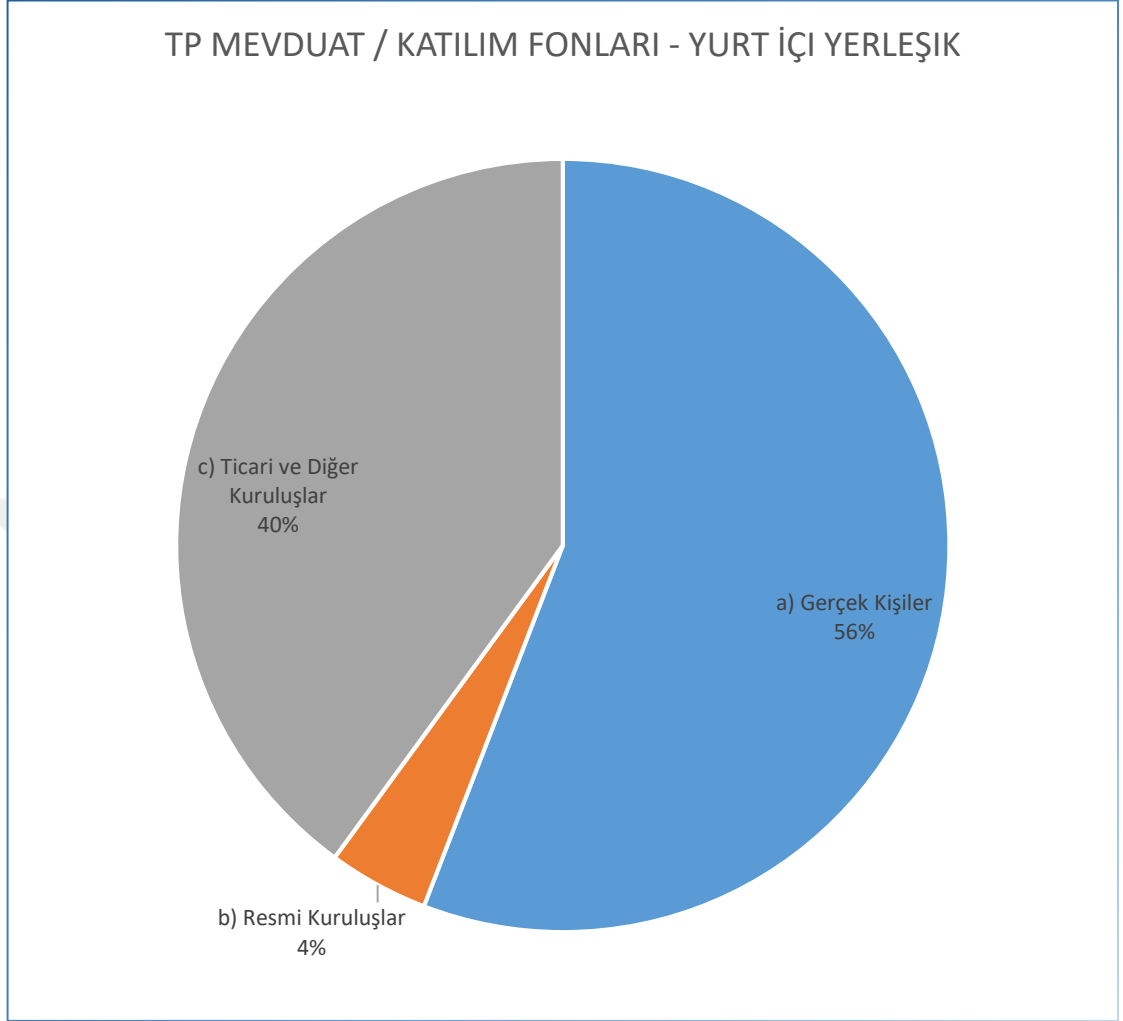
5411 Sayılı Bankacılık Kanunu, bankaların mevduata uygulayabileceği en yüksek faiz oranını, azami tutarları veya sağlanabilecek menfaatlerin niteliğini belirleme yetkisini Bakanlar Kurulu'na vermektedir. Bakanlar Kurulu, bu yetkiyi Merkez Bankası'na devredebilir. Merkez Bankası ise yayımladığı tebliğlerle bu alanda düzenlemeler yapmaktadır. Merkez Bankası'nın 2002/1 sayılı tebliğine göre, bankalar mevduata uygulayacakları en yüksek faiz oranlarını belirleyebilir. Ancak, bu oranları yürürlüğe koymadan önce Merkez Bankası'na bildirmeleri ve şubelerde müşterilerin kolayca görebileceği bir şekilde duyurmaları zorunludur. Mevduat faiz oranlarında yapılacak değişiklikler, mevcut vadeli hesapları etkilemez; bu hesaplarda belirlenen eski oranlar vade sonuna kadar geçerliliğini sürdürür. Genel olarak bankalar, vadeli mevduat hesaplarının vadesinden önce bozulması durumunda, bu mevduata vadesiz hesap faiz oranını uygulamaktadır (Aydın , 2017, s. 35) .



Grafik 4: Türkiye’de Mevduat Türlerinin 2024 Aralık Ayına Göre Yurt İçi Yerleşikler için Mevduat Kullanımı Oranları

Kaynak: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Faiz ve Kar Payı İstatistikleri, 2014 Ocak – 2024 Aralık

Grafik 4’te, 2024 Aralık ayına göre Mevduat türleri kendi içinde %67 oranla en yüksek olan Türk Parası cinsinden Mevduat/Katılım fonlarıdır, sırasıyla %25 oranla Döviz Tevdiat Hesabı/Katılım fonları ve %8 oranla Kıymetli Maden Depo Hesapları takip etmektedir. Ayrıca Türk Parası cinsinden Mevduat/Katılım fonlarının kendi için dağılımı Grafik 5’te gösterilmektedir.

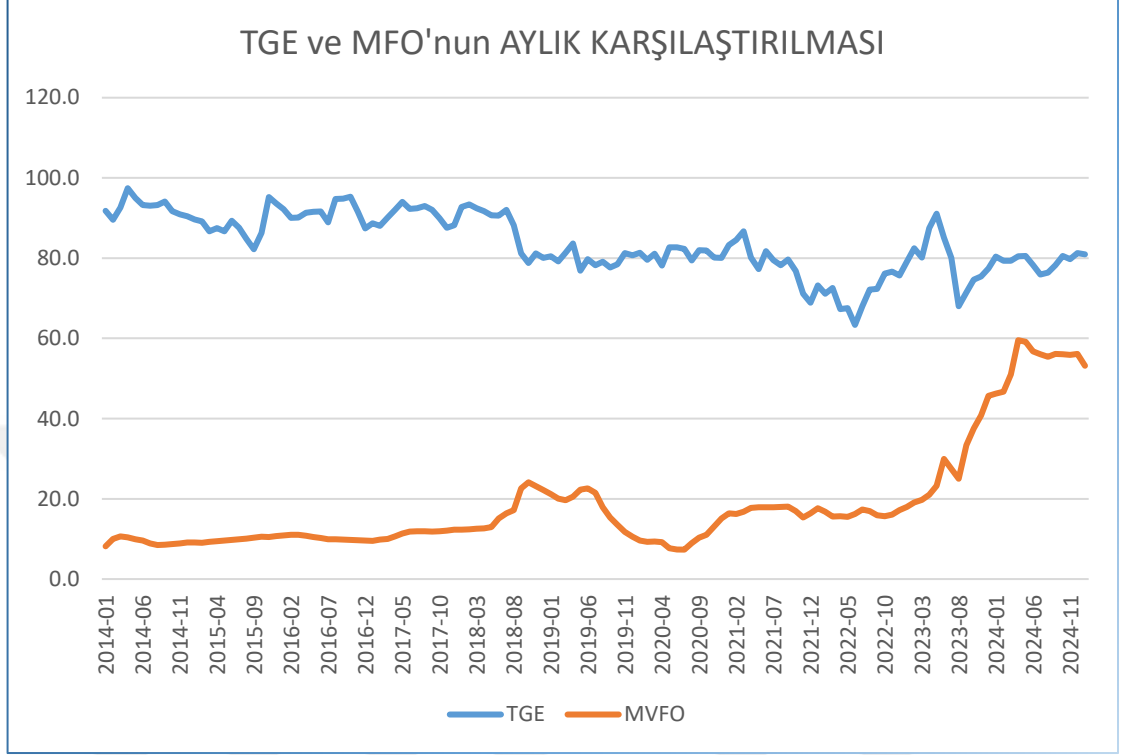


Grafik 5: Türkiye’de Türk Parası cinsinden Kullanılan Mevduat/Katılım fonlarının 2024 Aralık Ayına Göre Kendi İçinde Dağılımı

Kaynak: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Faiz ve Kar Payı İstatistikleri, 2014 Ocak – 2024 Aralık

Grafik 5’te görüleceği üzere, 2024 Aralık ayına göre Mevduat/Katılım fonlarının kendi içinde %56 oranla en yüksek olan gerçek kişilerdir, sırasıyla %40 oranla Ticari ve Diğer Kuruluşlar ve %4 oranla Resmi Kuruluşlar takip etmektedir.

1.3.3 Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Mevduat Faiz Oranı ilişkisi



Grafik 6: Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Mevduat Faiz Oranları

Kaynak: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Faiz ve Kar Payı İstatistikleri, 2014 Ocak – 2024 Aralık

Grafik 6’da 2014 Ocak ve 2025 Ocak ayları arasında Tüketici Güven Endeksi(TGE) ve Mevduat Faiz Oranı(MVFO) değerleri verilmiştir. Grafikte dikey sütun oranları, yatay satır ise ayları göstermektedir. Grafik 6’dan da anlaşılacağı üzere, özellikle 2018 Ağustos ayında sonraki ani düşüşlerde TGE ve MVFO arasında ters orantı bulunmaktadır. MVFO’daki artışlar TGE’ni düşürmektedir.

1.4 REEL EFEKTİF DÖVİZ KURU

1.4.1 Döviz Kuru Tanımı

Döviz kurunun Türk Dil Kurumundaki tanımı “Yabancı paranın millî paraya karşı değeri.” olarak tanımlanmaktadır.

Döviz kuru, bir ülkenin para biriminin başka bir ülkenin para birimi karşısındaki değerini gösterir. Daha basit bir ifadeyle, döviz, yerel para birimi dışında kalan yabancı ülke paralarına verilen isimdir (Özkan, 2020, s. 3).

Döviz kurları, ülkeler arasındaki ekonomik istikrarı sağlayan önemli makroekonomik göstergelerden biri olarak kabul edilmektedir. Bu çerçevede, döviz kurları ülkelerin dış ticaret hacmini, harcama kalıplarını, tüketim ve birikim eğilimlerini, cari işlemler dengesini ve küresel rekabet gücünü doğrudan etkilemektedir. Aynı şekilde, ülkelerin dış ticaret faaliyetleri, üretim verimliliği, tasarruf ve yatırım düzeyleri, tüketici davranışları, kamu harcamalarının yapısı, gümrük tarifeleri ve uluslararası sermaye hareketleri döviz kurunu belirleyen temel unsurlar arasında yer almaktadır (Frait & Komarek, 2001, s. 4).

Geniş kapsamlı bir tanımla döviz, uluslararası ödemelerde geçerli olan ve ticari değere sahip tüm araçları ifade eder. Bu kapsam dahilinde poliçeler, çekler, tahviller, emre yazılı senetler ve hazine bonoları da yer alır. Ancak, Türkiye'deki mevcut kambiyo rejimine göre, "efektif" terimi ise yalnızca fiziksel mevcudiyete sahip olan nakit yabancı parayı belirtir. Bu nedenle, bahsi geçen finansal evraklar (poliçe, çek, senet vb.) efektif sınıfına dahil edilmez. Örneğin, bir yabancı ziyaretçinin ülkesindeki parayı bozdurması bir efektif alım işlemidir. Öte yandan, bir ihracatçının henüz yerel para birimine dönüştürmediği döviz bakiyeleri, efektif varlık olarak addedilmemektedir (Bağrıaçık, 2002, s. 7).

Türkiye'nin döviz kuru sistemi tarihsel süreçte önemli dönüşümler geçirmiştir. 1980 öncesinde katı bir sabit kur politikası izlenirken, bu tarihten itibaren esnek kur uygulamalarına tedrici bir geçiş başlamıştır. 1980-1989 periyodunda, sık aralıklarla devalüasyonların gözlendiği bir sabit kur rejimi hüküm sürmüştür. 1989'da sağlanan tam konvertibilite ile birlikte, 1989-1999 yılları arasında kontrollü bir serbest kur uygulamasına geçilmiştir. 2000-2001 krizi öncesinde günlük artışların önceden belirlendiği bir çıpa politikası (sabit kur) takip edilmiş, ancak 2001 yılının ikinci yarısından itibaren Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın müdahalelerinin minimize edildiği serbest kur rejimi esas alınmıştır. 1980 ile 2001 arasındaki dönemde kur, dış ticarete rekabet gücü elde etmek amacıyla kısmi bir araç olarak kullanılırken, 2001 sonrası dönemde ülke tamamen ihracat odaklı bir iktisadi büyüme modelini benimsemiştir (Barışık & Demircioğlu, 2006, s. 72).

1.4.2 Döviz Kuru Çeşitleri

Döviz kuru, nominal döviz kuru ve reel döviz kuru olarak iki ana başlıkta incelenir.

1.4.2.1 Nominal Döviz Kuru

Nominal döviz kuru, bir ülkenin parasının başka bir ülkenin parası karşısındaki değerini gösteren orandır. Yani, belirli bir miktardaki ulusal paranın kaç birim yabancı para ile değiştirilebileceğini ifade eder. Örneğin; 1 Amerikan dolarının 36.43 Türk Lirası'na eşit olması veya 1 Euro'nun 38.13 Türk Lirası'na eşit olması nominal döviz kuru olarak adlandırılır.

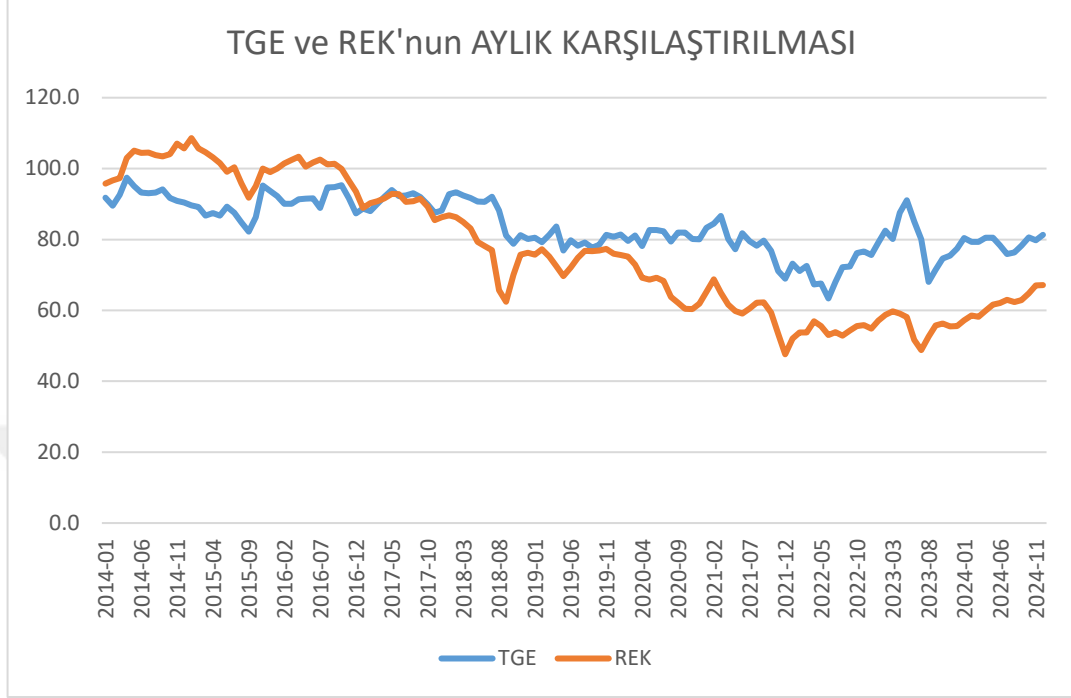
1.4.2.2 Reel Döviz Kuru

Reel döviz kuru (RDK), bir ülkenin mal ve hizmetlerinin fiyatlarının, diğer ülkelerin mal ve hizmetleriyle kıyaslandığında ne kadar rekabetçi olduğunu gösteren bir göstergedir. Bir başka ifadeyle, nominal döviz kurunun yurt dışındaki enflasyon oranlarıyla yurt içindeki enflasyon oranı dikkate alınarak düzeltilmesiyle elde edilen kurdur. Bu nedenle, farklı ülkelerin para birimlerinin değerini değil, mal ve hizmetlerin gerçek satın alma gücünü yansıtır (Mishkin & Serletis, 2011, s. 499).

1.4.3 Reel Efektif Döviz Kuru Kavramı

Reel efektif döviz kuru, bir birim yabancı paranın bir birim yerli para karşısındaki değerini ifade eder. En basit tanımıyla döviz, yabancı ülkelerin para birimine verilen isimdir. Daha geniş bir çerçevede ise döviz, ülkelerin uluslararası ödemelerinde kullanılabilen her türlü finansal aracı kapsar (Değer & Demir, 2015, s. 8).

1.4.4 Yıllara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Reel Efektif Döviz Kuru ilişkisi



Grafik 7: Aylara Göre Tüketici Güven Endeksi ve Reel Efektif Döviz Kuru

Kaynak: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Kurlar, 2014 Ocak – 2024 Aralık

2014 Ocak ve 2024 Aralık ayları arasında Tüketici Güven Endeksi(TGE) ve Reel Efektif Döviz Kuru (REK) değerleri, Grafik 7’de verilmiştir. Grafikte dikey sütun oranları, yatay satır ise ayları göstermektedir. Grafikten de anlaşılacağı üzere, aylar itibari ile TGE ve REK arasında doğrusal orantı bulunmaktadır. REK’deki artışlar TGE’ni artırmaktadır ya da tam tersi durumda geçerlidir.

1.5 LİTERATÜR TARAMASI

Tüketici güven endeksi (TGE), tüketicilerin mevcut ekonomik durum ve geleceğe dair beklentilerini yansıtan bir gösterge olarak, hem makroekonomik hem de finansal açıdan ekonominin gidişatını açıklamada giderek daha fazla önem kazanmıştır. Son yıllarda yapılan çalışmalar, tüketici güveninin yalnızca büyüme ve tüketim gibi makro değişkenler üzerinde değil, aynı zamanda kredi piyasaları, faiz oranları, döviz kurları ve borsa hareketleri gibi finansal göstergeler üzerinde de belirleyici bir role sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Bu nedenle literatür, giderek artan ölçüde TGE'nin finansal göstergelerle ilişkisine odaklanmıştır.

Bu tez çalışmasında Türkiye'de TGE ile tüketici kredileri faiz oranı (TKFO), mevduat faiz oranı (MVFO) ve reel efektif döviz kuru (REDK) arasındaki uzun dönemli ilişkiler ve nedensellik bağları ele alınmaktadır. Literatürde TGE'nin finansal göstergelerle ilişkisine yönelik çalışmalar artmakta; özellikle kredi piyasaları, faiz oranları ve döviz kurları bağlamında yapılan araştırmalar, tüketici güveninin finansal piyasalardaki dalgalanmalarla sıkı bağlara sahip olduğunu göstermektedir. Ancak Türkiye özelinde bu değişkenlerin tamamını birlikte ele alan kapsamlı bir çalışmaya rastlanmamaktadır. Bu çerçevede literatür taraması, önce uluslararası çalışmalara odaklanarak TGE'nin kredi piyasaları, faiz oranları, döviz kurları ve hisse senedi piyasaları ile olan ilişkisini incelemekte; ardından Türkiye'de gerçekleştirilen araştırmaların yöntem ve bulgularını aktarmaktadır. Son bölümde ise literatürdeki boşluk ortaya konmakta, Türkiye özelinde TGE'nin finansal göstergelerle uzun dönemli veriler ışığında bütüncül biçimde analiz edilmediği vurgulanarak bu tez çalışmasının katkısı açıklanmaktadır.

Uluslararası alanda yapılan çalışmalar, tüketici güveni ile finansal göstergeler arasındaki bağların çok boyutlu olduğunu göstermektedir. Kłopocka (2017b), Avrupa ülkelerini kapsayan panel veri analizinde tüketici güveninin hane halkı borçlanmasının güçlü bir belirleyicisi olduğunu ortaya koymuştur. Benzer şekilde De Stefani (2017), ABD'de mikro veri setleriyle yaptığı çalışmada tüketici beklentilerindeki sistematik yanlışlıkların kredi koşulları ve mortgage borçluluğu üzerinde kritik etkiler yarattığını vurgulamıştır. Angelico (2018) ise VAR analiziyle,

güven endeksindeki artışların kısa vadede aşırı borçlanmayı teşvik ettiğini, uzun vadede ise bir düzeltme sürecine yol açtığını göstererek tüketici güveninin kredi piyasaları üzerinde döngüsel bir etkiye sahip olduğunu ileri sürmüştür.

Finansal göstergelerle ilişkileri daha önce ele alan çalışmalardan Mishkin (1978), Michigan Üniversitesi'nin tüketici güven anketini kullanarak dayanıklı mal harcamaları ile faiz oranları arasındaki bağı test etmiş ve endeksin faiz duyarlılığı yüksek kalemler için güçlü bir öngörü aracı olduğunu bulmuştur. Garrett, Hernández-Murillo ve Owyang (2005) da ABD'de eyalet bazında yaptıkları panel analizde, tüketici güveninin faiz değişimlerine bağlı olarak hem perakende harcamaları hem de kredi genişlemesini açıklayabildiğini göstermiştir. Döviz piyasaları bağlamında Vuchelen (2004), Belçika verileriyle yaptığı analizde tüketici güvenindeki dalgalanmaların döviz kuru beklentileriyle doğrudan bağlantılı olduğunu ve ulusal para birimine duyulan güvenin piyasa dalgalanmalarını şekillendirdiğini ortaya koymuştur. Souleles (2004) ise Michigan anketlerinden elde edilen mikro verilerle, tüketici beklentilerinin döviz kurları ve finansal piyasalardaki yön değişimlerini öngörmeye önemli bir rol oynadığını göstermiştir.

Asya ekonomileri üzerine yapılan araştırmalar da benzer sonuçlara işaret etmektedir. Hardi, Ray, Duwal, Idroes ve Mardayanti (2023), Endonezya için ARDL, FMOLS ve CCR yöntemlerini kullanarak faiz oranları ve hisse senedi fiyat endeksinin tüketici güvenliğini olumsuz etkilediğini; diğer makroekonomik faktörlerle birlikte değerlendirildiğinde güvenliğin uzun vadede finansal piyasa gelişmeleriyle güçlü bir korelasyon sergilediğini tespit etmiştir. Tjandrasa ve Dewi (2019) da Endonezya'da çok değişkenli regresyon modeliyle döviz kuru, enflasyon ve işsizlik oranının TGE üzerinde anlamlı etkilere sahip olduğunu bulmuş; özellikle döviz kuru kanalının tüketici güvenliğinde kritik rol oynadığını vurgulamıştır. Ghosh (2021) ise Japonya için gerçekleştirdiği çalışmada, tüketici güvenliğin ekonomik politika belirsizliği, finansal stres ve borsa hareketlerinden asimetrik biçimde etkilendiğini ortaya koymuştur. Nonlinear ARDL modeliyle elde edilen bulgular, özellikle belirsizlik artışlarının güven üzerinde daha güçlü bir etki yarattığını göstermektedir. Bu sonuç, tüketici güvenli ile finansal değişkenler arasındaki ilişkinin doğrusal olmaktan ziyade karmaşık ve asimetrik bir yapıya sahip olduğunu desteklemektedir.

OECD ülkelerine ilişkin karşılaştırmalı analizlerde de benzer bulgular elde edilmiştir. Kim (2003), 10 OECD ülkesini kapsayan çalışmada, tüketici güveninin bazı ülkelerde yalnızca öncü değil, aynı zamanda eşanlı bilgiler de taşıdığını ortaya koymuş ve endeksin servet etkisi ile faiz oranları gibi finansal faktörlerden doğrudan etkilendiğini göstermiştir. Ayrıca tüketici güveninin ekonomik aktiviteyi değerlendirirken bir “duygu sinyali” işlevi gördüğünü ileri sürmüştür. Ferrer, Salaber ve Zalewska (2014) ise ABD ve Avrupa verilerini kullanarak dotcom krizi (2000–2002) ve küresel finansal kriz (2007–2009) dönemlerinde TGE ile borsa hareketleri arasındaki ilişkiyi incelemiş; bu ilişkinin her zaman pozitif olmadığını, tüketici beklentilerinin özellikle hanehalkı finansmanı algıları üzerinden piyasa dalgalanmalarını etkileyebildiğini göstermiştir. Bu bulgu, tüketici güveni ile finansal piyasalar arasındaki ilişkinin doğrusal olmaktan ziyade karmaşık bir yapıya sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Türkiye’de tüketici güven endeksi (TGE) ile finansal göstergeler arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar görece sınırlı olmakla birlikte, farklı dönemleri ve yöntemleri kapsayan araştırmalar değerli bulgular sunmaktadır. Erken dönem çalışmalardan Güneş ve Çelik (2009), 2003–2007 dönemi için haftalık veriler kullanarak TGE ile faiz oranları, döviz kuru ve hisse senedi endeksi arasındaki bağı incelemiş, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit etmiştir. Çalışmada, Türkiye gibi gelişmekte olan piyasalarda tüketici güveninin geleceğe yönelik bir öngörü göstergesi olmaktan çok, mevcut ve geçmiş ekonomik görünüme dayalı endojen bir değişken olarak değerlendirilmesi gerektiği vurgulanmıştır. Benzer bir yaklaşımla Görmüş ve Güneş (2009), 2002–2008 döneminde CNBC-e tüketici güven endeksini kullanarak güven ile reel döviz kuru ve borsa endeksi arasındaki ilişkiyi test etmiş; Granger nedenselliğin kısmen döviz ve borsadan güvene doğru işlediğini, ancak güvenin de bu değişkenleri etkilediğini ortaya koyarak çift yönlü, karmaşık bir ilişkiye işaret etmiştir.

Küresel kriz dönemini ele alan Çelik, Aslanoğlu ve Deniz (2010), 2008–2009 yıllarına ait haftalık verilerle tüketici güveni ile faiz oranları, döviz kuru ve hisse senedi endeksi arasındaki bağları incelemiş ve değişkenler arasında güçlü bir eşbütünleşme ilişkisi bulmuştur. Çalışmanın önemli bir sonucu, kriz dönemlerinde

tüketici güveninin finansal piyasalardaki dalgalanmalara daha duyarlı hale geldiğini göstermesidir. Türkiye’de güven endekslerini yapısal kırılmalar bağlamında ele alan çalışmalardan Kılıcı (2021), 2012–2020 dönemini kapsayan analizinde COVID-19 pandemisinin de dahil olduğu süreçte tüketici, finansal hizmetler ve reel sektör güven endekslerinin durağanlık yapısını incelemiştir. Çalışmada Carrion-i Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testi kullanılmış ve tüketici güven endeksinin diğer endekslerden farklı olarak istikrarsız bir seyir izlediği tespit edilmiştir. Bu bulgu, tüketici güveninin özellikle kriz ve belirsizlik dönemlerinde finansal dalgalanmalara daha duyarlı olduğunu göstermesi bakımından önemli bir katkı sunmaktadır.

Daha sonraki dönemde yapılan araştırmalardan Arısoy ve Aytun (2014), 2005–2012 dönemine ilişkin Toda-Yamamoto Granger nedensellik analiziyle TGE’nin tüketici kredileri ve faiz oranlarıyla birlikte tüketim üzerinde kritik rol oynadığını saptamıştır. Karasoy Can ve Yüncüler (2018) ise daha farklı bir açıdan, tüketici güven endekslerinin özel tüketim büyümesini öngörme gücünü test etmişlerdir. CNBC-e ve TÜİK-TCMB anketlerinden elde edilen verilerle yapılan analizlerde, tüketici güveninin toplam ve özellikle dayanıklı mal tüketimi üzerinde öngörü gücüne sahip olduğu bulunmuş; ancak bu etkinin diğer makroekonomik değişkenler kontrol edildiğinde kısmen zayıfladığı gösterilmiştir. Bu çalışma, Türkiye’de tüketici güveninin tüketim ve finansal değişkenler üzerindeki etkisini doğrudan ölçmesi açısından özgün bir katkı sunmaktadır. Daha güncel bir çalışmada Huseynli (2022), 2012–2022 dönemi için Granger nedensellik testiyle TGE, BIST 50 endeksi ve BIST elektrik endeksi arasındaki ilişkileri incelemiş; BIST 50’den elektrik endeksine doğru tek yönlü nedensellik bulgularına ulaşmıştır. Çalışma, Türkiye’de tüketici güveninin hisse senedi piyasalarıyla bağıntı ele alan önemli bir katkı sunmaktadır. İlhan (2024) ise asimetrik etkileri dikkate alarak TGE’nin kredi kartı harcamaları üzerindeki etkisini threshold GMM yöntemiyle incelemiş ve düşük güven ortamında endeksin harcamaları artırıcı yönde etkili olduğunu, yüksek güven ortamında ise bu etkinin zayıfladığını göstermiştir. Bu bulgu, tüketici güveninin finansal değişkenler üzerindeki etkisinin doğrusal değil, rejime bağlı olarak değişkenlik gösterebileceğini ortaya koymaktadır.

Sonraki yıllarda gerçekleştirilen çalışmalar, daha spesifik finansal göstergelere odaklanmıştır. Başarır, Bicil ve Yılmaz (2019), VAR modeli ile TGE ve seçilmiş makro-f finansal değişkenler arasındaki ilişkiyi test ederek özellikle kriz dönemlerinde güven endeksinin piyasalarda belirleyici rol oynadığını ortaya koymuştur. Bağcı (2019), politika faizi ile döviz kurları arasındaki bağları ekonometrik yöntemlerle analiz etmiş ve iki yönlü nedensellik bulgularına ulaşmıştır. Kılıcı (2020), Fourier Toda Yamamoto testi gibi yapısal kırılmaları dikkate alan yöntemlerle finansal hizmetler ve reel sektör güven endekslerinin borsa endeksi, döviz kurları, faiz oranları ve enflasyon üzerindeki kısa vadeli etkilerini incelemiştir. Bozkurt (2021) ise politika faizi, piyasa faizi, nominal dolar kuru ve enflasyon arasındaki ilişkileri VAR analizi ve etki-tepki fonksiyonlarıyla test etmiş ve piyasa faizinden döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptamıştır.

Daha yakın tarihli çalışmalardan Gökmen (2022), ARDL sınır testi ile iktisat politikası değişkenleri ile TGE arasındaki ilişkiyi incelemiş ve tüketici güveni ile faiz oranları arasında hem kısa hem de uzun vadeli bağlar olduğunu bulmuştur. Zanbak, Özgür ve Çiçek (2022), Johansen eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli kullanarak TGE'nin döviz kuru, işsizlik, enflasyon ve tüketici kredisi faizleriyle uzun dönemde birlikte hareket ettiğini göstermiştir. Eryüzlü (2020), Toda-Yamamoto nedensellik testiyle TGE ve tüketici kredileri arasındaki bağı analiz etmiş ve güven endeksindeki olumlu şokların kredilerde olumsuz, kredilerdeki olumlu şokların ise TGE üzerinde pozitif etki yarattığını ortaya koymuştur.

Hamurcu (2020), TGE'nin yabancı yatırımcı davranışları üzerindeki etkisini inceleyerek literatüre farklı bir boyut kazandırmıştır. 2012–2020 dönemine ait çeyreklik verilerle yapılan analizlerde, tüketici güven endeksinden yabancı portföy ve hisse senedi yatırımlarına doğru anlamlı bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. VAR modelleri ve Granger nedensellik testleri sonuçlarına göre, TGE'deki artışlar yabancı yatırımcıların portföy ve hisse senedi yatırımlarını artırabilmektedir. Bu bulgular, tüketici güven endeksinin yalnızca yurt içi tüketim ve finansal göstergeler açısından değil, aynı zamanda yabancı yatırımcıların yatırım kararları ve Türkiye'ye yönelik sermaye girişleri açısından da önemli bir belirleyici olduğunu göstermektedir.

Genel olarak uluslararası literatür, TGE'nin kredi piyasaları, faiz oranları, döviz kurları ve borsa endeksleriyle güçlü ilişkiler sergilediğini ortaya koymaktadır. Türkiye'de yapılan çalışmalar da farklı dönemler, yöntemler ve göstergeler üzerinden benzer sonuçlar sunmuştur. Ancak bu araştırmaların önemli bir kısmı belirli finansal göstergelere odaklanmış, kriz dönemleri veya kısa vadeli ilişkileri ön plana çıkarmıştır. Bu nedenle, Türkiye'de TGE ile birden fazla finansal değişkenin uzun dönemli bağlarının birlikte incelendiği çalışmalar görece sınırlı kalmıştır. Bu tez çalışmasının temel katkısı da, TGE'nin Türkiye'deki finansal göstergelerle olan ilişkisini uzun dönemli veriler ışığında bütüncül bir yaklaşımla analiz ederek literatürdeki bu boşluğu doldurmak ve ekonomi politikaları açısından karar alıcılara yol gösterici çıkarımlar sunmaktır.

Tüketici Güven Endeksi ile ilgili daha önce yapılmış ulusal ve uluslararası çalışmalara yönelik özet tablo, Tablo 2 ve Tablo 3'de sunulmuştur.

Tablo 2: Tüketici Güven Endeksi ile ilgili daha önce yapılmış ulusal çalışmalara yönelik özet tablo

Yazarlar	Veri Seti ve Dönemi	Analiz Yöntemi	Çıktı
Güneş ve Çelik (2009)	TGE, faiz oranları, döviz kuru ve hisse senedi endeksi; 2003–2007	Johansen eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli	Türkiye gibi gelişmekte olan piyasalarda tüketici güveninin geleceğe yönelik bir öngörü göstergesi olmaktan çok, mevcut ve geçmiş ekonomik görünüme dayalı endojen bir değişken olarak değerlendirilmesi gerektiği vurgulanmıştır.
Görmüş ve Güneş (2009)	CNBC-e tüketici güven endeksini, reel döviz kuru ve borsa endeksi; 2002–2008	Granger nedenselliği	Kısmen döviz ve borsadan güvene doğru işlediğini, ancak güvenin de bu değişkenleri etkilediğini ortaya koyarak çift yönlü, karmaşık bir ilişkiye işaret etmiştir.

Çelik, Aslanoğlu ve Deniz (2010)	TGE, faiz oranları, döviz kuru ve hisse senedi endeksi; 2008–2009	Johansen eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli	Kriz dönemlerinde tüketici güveninin finansal piyasalardaki dalgalanmalara daha duyarlı hale geldiğini göstermesi.
Kılıcı (2021)	Tüketici, finansal hizmetler ve reel sektör güven endeksleri; 2012–2020	Carrion-i Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testi	tüketici güveninin özellikle kriz ve belirsizlik dönemlerinde finansal dalgalanmalara daha duyarlı olduğunu göstermesi bakımından önemli bir katkı sunmaktadır.
Arısoy ve Aytun (2014)	TGE, tüketici kredileri, faiz oranları ve tüketim; 2005–2012	Toda-Yamamoto Granger nedensellik analizi	TGE'nin tüketici kredileri ve faiz oranlarıyla birlikte tüketim üzerinde kritik rol oynadığını saptamıştır.
Karasoy Can ve Yüncüler (2018)	Türkiye TGE, CNBC-e TGE ve özel tüketim büyümesini öngörme gücü; 2002-2014	Çoklu doğrusal regresyon analizi	Tüketici güveninin toplam ve özellikle dayanıklı mal tüketimi üzerinde öngörü gücüne sahip olduğu bulunmuş; ancak bu etkinin diğer makroekonomik değişkenler kontrol edildiğinde kısmen zayıfladığı gösterilmiştir.
Huseynli (2022)	TGE, BIST 50 endeksi ve BIST elektrik endeksi; 2012–2022	Granger nedensellik testi	Türkiye’de tüketici güveninin hisse senedi piyasalarıyla bağına ele alan önemli bir katkı sunmaktadır.
İlhan (2024)	TGE, kredi kartı harcamaları; 2013-2023	Threshold GMM yöntemi	Düşük güven ortamında endeksin harcamaları artırıcı yönde etkili olduğunu, yüksek güven ortamında ise bu etkinin zayıfladığını göstermiştir.
Başarır, Bicil ve Yılmaz (2019)	Tüketici güven endeksi, sanayi üretim endeksi, BIST100, USD döviz kurları ve TÜFE; 2012-2018	VAR modeli	Kriz dönemlerinde güven endeksinin piyasalarda belirleyici rol oynadığını ortaya koymuştur.

Kılıcı (2020)	Finansal hizmetler, reel sektör güven endeksleri, borsa endeksi, döviz kurları, faiz oranları ve enflasyon; 2012-2019	Fourier Toda Yamamoto testi	finansal hizmetler ve reel sektör güven endekslerinin borsa endeksi, döviz kurları, faiz oranları ve enflasyongibi makro-f finansal göstergeler arasında güçlü bir bağ olduğunu ve güven endekslerinin bu değişkenler üzerindeki kısa vadeli etkileri.
Bozkurt (2021)	Politika faizi, piyasa faizi, nominal dolar kuru ve enflasyon; 2011-2021	VAR analizi ve etki-tepki fonksiyonları	Piyasa faizinden döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptamıştır.
Gökmen (2022)	iktisat politikası değişkenleri, TGE	ARDL sınır testi	Tüketici güveni ile faiz oranları arasında hem kısa hem de uzun vadeli bağlar olduğunu bulmuştur.
Zanbak, Özgür ve Çiçekler (2022)	TGE, döviz kuru, işsizlik, enflasyon ve tüketici kredisi faizleri; 2007-2020	Johansen eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli	TGE'nin döviz kuru, işsizlik, enflasyon ve tüketici kredisi faizleriyle uzun dönemde birlikte hareket ettiğini göstermiştir.
Eryüzlü (2020)	TGE, tüketici kredileri; 2007-2019	Toda-Yamamoto nedensellik testi	Güven endeksindeki olumlu şokların kredilerde olumsuz, kredilerdeki olumlu şokların ise TGE üzerinde pozitif etki yarattığını ortaya koymuştur.
Hamurcu (2020)	TGE, yabancı portföy ve hisse senedi yatırımları; 2012-2020	VAR modelleri ve Granger nedensellik testleri	TGE'deki artışlar yabancı yatırımcıların portföy ve hisse senedi yatırımlarını artırabilmektedir.

Tablo 3: Tüketici Güven Endeksi ile ilgili daha önce yapılmış uluslararası çalışmalara yönelik özet tablo

Yazarlar	Veri Seti ve Dönemi	Analiz Yöntemi	Çıktı
Kłopocka (2017b)	Polonya tüketici güven endeksi, hanehalkı borçlanması; 2002-2014	Çoklu doğrusal regresyon analizi	Tüketici güveninin hanehalkı borçlanmasının güçlü bir belirleyicisi olduğunu ortaya koymuştur.

De Stefani (2017)	Michigan Üniversitesi'nin tüketici güven anketi, Konut fiyatı beklentileri ; 2007-2014	Regresyon	Konut fiyatı beklentilerindeki bir değişimin, konut sermayesinde beklenen bir artış olduğunda artan ipotek kaldırıcı üzerinde önemli etkileri olduğunu göstermektedir.
Angelico (2018)	Reel GSYİH büyüme oranı (RGDP), Sivil İşsizlik Oranı (UNEMP)	VAR analizi	Güven endeksindeki artışların kısa vadede aşırı borçlanmayı teşvik ettiğini, uzun vadede ise bir düzeltme sürecine yol açtığını göstererek tüketici güveninin kredi piyasaları üzerinde döngüsel bir etkiye sahip olduğunu ileri sürmüştür.
Mishkin (1978)	Michigan Üniversitesi'nin tüketici güven anketi, dayanıklı mal harcamaları ile faiz oranları; 1954-1976	Çoklu doğrusal regresyon analizi	Endeksin faiz duyarlılığı yüksek kalemler için güçlü bir öngörü aracı olduğunu bulmuştur.
Garrett, Hernández-Murillo ve Owyang (2005)	ABD TGE, faiz oranları, perakende harcamaları, kredi genişlemesi; 1971-2002	Çoklu doğrusal regresyon analizi	Tüketici güveninin faiz değişimlerine bağlı olarak hem perakende harcamaları hem de kredi genişlemesini açıklayabildiğini göstermiştir.
Vuchelen (2004)	Belçika TGE, döviz kuru; 1985-2000	Çok değişkenli regresyon modeli	Tüketici güvenindeki dalgalanmaların döviz kuru beklentileriyle doğrudan bağlantılı olduğunu ve ulusal para birimine duyulan güvenin piyasa dalgalanmalarını şekillendirdiğini ortaya koymuştur.
Souleles (2004)	Michigan TGE, döviz kurları ve finansal piyasalar; 1978-1996	Çok değişkenli regresyon modeli	Tüketici beklentilerinin döviz kurları ve finansal piyasalardaki yön değişimlerini öngörmeye önemli bir rol oynadığını göstermiştir.

Hardi, Ray, Duwal, Idroes ve Mardayanti (2023)	Endonezya TGE, faiz oranları ve hisse senedi; 2009-2022	ARDL, FMOLS ve CCR yöntemlerini	Faiz oranları ve hisse senedi fiyat endeksinin tüketici güvenliğini olumsuz etkilediği
Tjandrasa ve Dewi (2019)	Endonezya TGE, döviz kuru, enflasyon ve işsizlik oranı; 2015-2019	Çok değişkenli regresyon modeli	Döviz kuru, enflasyon ve işsizlik oranının TGE üzerinde anlamlı etkilere sahip olduğunu bulmuştur.
Ghosh (2021)	Hindistan TGE, Ekonomik belirsizlik politikası endeksi, maliye politikası belirsizliği endeksi, para politikası belirsizliği endeksi, ticaret politikası belirsizliği endeksi ve döviz politikası belirsizliği endeksi; 1995-2018	Nonlinear ARDL modeli	Belirsizlik artışlarının güven üzerinde daha güçlü bir etki yarattığını göstermektedir
Kim (2003)	10 OECD ülkesi TGE, servet etkisi ile faiz oranları; 1973-2015	Dinamik Korelasyon, Granger Nedenselliği	TGE'nin servet etkisi ile faiz oranları gibi finansal faktörlerden doğrudan etkilendiğini göstermiştir.
Ferrer, Salaber ve Zalewska (2014)	TGE, borsa hareketleri; dotcom krizi (2000–2002) ve küresel finansal kriz (2007–2009)	Eşzamanlı korelasyonlar, Granger Nedenselliği, Wlat Testi, Hata Düzeltme Modeli Tahminleri	Bu ilişkinin her zaman pozitif olmadığını, tüketici beklentilerinin özellikle hanehalkı finansmanı algıları üzerinden piyasa dalgalanmalarını etkileyebildiğini göstermiştir.

İKİNCİ BÖLÜM

EKONOMETRİK ANALİZE GÖRE TEORİK ÇERÇEVE

Bu bölümde bağımlı değişken olan Tüketici ve Güven Endeksi ve bağımsız değişkenler olan Tüketici Kredileri Faiz Oranları, Mevduat Faiz Oranı ve Reel Efektif Döviz Kurlarına uygulanacak zaman serileri analizlerinin teorik olarak tanımlarından bahsedilmektedir. Bu analizler, ilgili veri setlerinin durağanlığını belirlemek için 1. nesil birim kök ve yapısal kırılmayı baz alan birim kök testleri, durağanlığın belirlenmesinden sonra eşbütünleşme testi ve çıkan sonuçlara göre uzun dönem katsayı tahminlerde kullanılacak testler ve son olarak veri setleri arasında nedensellik ilişkisini araştıran testlerdir.

2.1 DURAĞANLIK VE BİRİM KÖK

Zaman dizilerinin en kritik özelliklerinden biri, bu dizilerin durağanlık yahut durağan olmama durumlarıdır. Ekonometrik açıdan geçerli bağlantılar kurulabilmesi için, incelenen serilerin durağanlık niteliği taşıması şarttır. Eğer değişkenlere ait zaman serilerinde eğilim (trend) mevcut değilse, tespit edilen ilişki gerçek bir korelasyondan ziyade, bir “sahte regresyon” biçiminde belirebilir. Dolayısıyla, regresyonun hakiki bir ilişkiyi mi yoksa aldatıcı bir korelasyonu mu temsil ettiği meselesi, zaman serilerinin durağan olup olmadığıyla doğrudan bağlantılıdır (Tarı, Koç, & Abasız, 2019, s. 374).

Durağan zaman dizileri, belirli bir periyot zarfında sürekli yükseliş ya da düşüş eğilimi göstermeyen, aksine verilerin zaman eksenini boyunca yanal bir dağılım sergilediği biçimde tanımlanır. Farklı bir deyişle, bir zaman serisi, sabit bir ortalama (beklenen değer) çevresinde salınım yapıyor ve bu salınımın yayılımı (varyansı) süreç boyunca değişmeden kalıyorsa durağandır şeklinde belirtilebilir (Sevüktekin & Çınar, 2017, s. 239).

Zaman serilerinin değişimi durağan rastgele (stokastik) süreç olarak adlandırılır. Genel anlamda bir ortalaması ve varyansı tüm süreç boyunca sabit olan bir stokastik süreç durağan olarak adlandırılacaktır.

Bir stokastik sürecin herhangi iki zaman dilimi arasındaki kovaryans değeri, mutlak zamandan bağımsız olup, sadece bu iki dönem arasındaki gecikme veya aralığa bağlıdır. Zaman serisi literatüründe, bu özelliği taşıyan bir süreç, genellikle ikinci dereceden durağanlık veya kovaryans durağanlığı olarak adlandırılır (Gujarati & Porter, 2011, s. 734).

Herhangi bir zaman dizisinin, bir stokastik mekanizma aracılığıyla oluştuğu varsayılabilir. Bu zaman serisi gözlemleri, tıpkı bir örneklem (numune) gibi ele alınır ve ana sürecin belirli bir süreç dilimi için gerçekleşmiş halini yansıtır. Belirli bir dönem için kaydedilen bir seriyi üreten rastgele sürecin durağanlık koşulları aşağıdaki gibidir:

- Sabit Beklenen Değer : $E(Y_t) = \mu$
- Sabit varyans : $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
- Gecikmeye bağımlı kovaryans : $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]$

Bu koşullar sağlanmadığında, süreç durağan değildir (Tarı, Koç, & Abasız, 2019, s. 375).

Zaman dizileri sıklıkla durağanlık dışı nitelikler taşımaktadır. Birden fazla veya tek bir seriyi kapsayan ekonometrik modellemelerin incelenmesi sırasında, bu dizilerin durağanlık vasıflarının tespit edilmesi, gerçekçi neticeler elde etmek bakımından büyük önem taşır. Şayet bir seri için daha önce belirtilen kriterler karşılanmıyorsa, bu seri birim köklü olarak tanımlanacaktır. Zaman serisi analizlerinde, dizilerin birim kök süreçlerini saptayabilmek amacıyla çeşitli yöntemlerle çok sayıda test geliştirilmiştir (Polat, 2021, s. 2).

2.2. 1. Nesil Birim Kök Testleri

2.2.1 Dickey Fuller Birim Kök Testi

Zaman serilerinin durağanlığını belirlemede en çok kullanılan testlerden biri olan Dickey Fuller (1979) testi otoregresif bir model olup aşağıda gösterilmektedir;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (2.1)$$

denklemleriyle tanımlanabilir. Bu stokastik süreçte başlangıç koşulu ($Y_0=0$) sıfıra eşitlenmiş olup, ρ bir reel katsayıyı ifade etmektedir. Hata terimleri dizisi ise, sıfır beklenen değere sahip ve homoskedastik (sabit varyanslı) olan bağımsız, normal dağılımlı rastgele değişkenlerdir (Dickey & Fuller, 1979, s. 427).

Bir AR(1) sürecinde, otoregresif katsayı ρ 'nin mutlak değeri $|\rho| < 1$ ise, zaman serisi (Y_t) asimptotik olarak (yani $t \rightarrow \infty$) durağan bir yapıya kavuşur. Ancak, eğer $|\rho| = 1$ ise, seri durağan değildir (birim kök içerir) ve Y_t 'nin varyansı $t\sigma^2$ oranında artış gösterir. $\rho=1$ özel durumu, literatürde rassal yürüyüş (random walk) olarak adlandırılmaktadır. Son olarak, $|\rho| > 1$ koşulunda seri yine durağan değildir ve varyansı, zaman ilerledikçe (t arttıkça) üstel (üssel) bir hızla büyüyerek serinin patlamasına yol açar (Dickey & Fuller, 1979, s. 427).

Denklem 1.1'de yer alan denklemin her iki tarafından Y_{t-1} çıkarıldığında;

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ Y_t - Y_{t-1} &= Y_{t-1} (\rho - 1) + \varepsilon_t \\ \Delta Y_t &= p^* Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.2)$$

Burada Δ , birinci fark işlemcisi ve $p^*=(\rho-1)$ 'dir (Yıldırım, 2010, s. 26)

Söz konusu regresyon ifadesi oluşturulduktan sonra, sıfır hipotezinin (null hypothesis) değeri artık bire değil, sıfıra denkliği yönünde sınanmaya başlanır. Bu test işleminde kullanılan sınama ölçütü ise τ (tau) istatistiği olarak adlandırılır. Bu bağlamda devreye giren varsayım (hipotez) yapısı ve test ölçütü şunlardır,

$H_0: p^* = 0$ Seri durağan değildir. Birim kök vardır.

$H_a: p^* < 0$ Seri durağandır. Birim kök yoktur.

$$\tau = \frac{p^*}{Sp^*} \quad (2.3)$$

şeklinde (Uğurlu, 2009, s. 15).

Dickey-Fuller birim kök testinin kuramsal temelleri ve ampirik bulguları izleyen kısımda özetlenmiştir.

$$\Delta Y_t = p^* Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{trend ve sabit terim olmayan model}) \quad (2.4)$$

$$\Delta Y_t = \mu + p^* Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{sabit terim olan model}) \quad (2.5)$$

$$\Delta Y_t = \alpha \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{trend ve sabit terim olan model}) \quad (2.6)$$

Tüm senaryolarda, hata teriminin (ε_t) bağımsız ve özdeş dağılıma sahip, ortalamasının sıfır ve varyansının (σ^2) sabit olduğu ($\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$) olduğu varsayılmakta ve Sıfır varsayımı (H_0 ise) $p^*=0$ olduğunu, dolayısıyla birim kök varlığını işaret etmektedir. Alternatif varsayım (H_1 ise) $p^*<0$ olduğunu yani, serinin durağanlık niteliği taşıdığını ortaya koyar (Sevüktekin & Çınar, 2017, s. 330).

2.2.2 Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi

Dickey-Fuller (DF) sınaması yapılırken özbağımlılık (otokorelasyon) problemi ile karşılaşabilmektedir. Bu aksaklığı gidermek amacıyla, Dickey-Fuller eşitliğine, otokorelasyonu ortadan kaldırmaya yetecek sayıda bağımlı değişkenin gecikmeli gözlem değerleri denklemin sağ kısmına eklenir. Bu ilave işlemi sonrasında, standart Dickey-Fuller (DF) regresyon eşitliği Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) eşitliğine evrilir (Dickey & Fuller, 1979).

Dickey-Fuller (DF) sınaması tatbik edilirken, ε_t hata bileşeninin otokorelasyon barındırmadığı ve Y_t zaman dizisinin birinci dereceden otoregresif [AR(1)] modele uyduğu kabul edilerek eşitlik formüle edilmiştir. Ne var ki, DF'nin geliştirdiği birim kök sınamaları yalnızca birinci düzey otoregresif modellere has değildir; daha üst düzey otoregresif süreçlere de uygulanabilir. p dereceli bir otoregresif [AR(p)] sürecini izleyen Y_t zaman serisi, eğer AR(1) biçiminde ifade edilirse, hata terimleri özbağımlı hale gelecektir. Otokorelasyonlu hata bileşenleri ise, ε_t terimini kalıntı varsayarak kullanılan Dickey-Fuller (DF) dağılımlarının geçerliliğini yitirmesine yol açar. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) sınaması, hata terimlerindeki otokorelasyon sorununu gidermek üzere, bağımlı değişkenin gecikmeli farklarını regresyon eşitliğine dahil eder. (Sevüktekin & Çınar, 2017, s. 335).

ADF birim kök analizinde faydalanan regresyon eşitliği aşağıdaki şekildedir.

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad i = 1, \dots, k \quad (2.7)$$

Denklemden Δ birinci dereceden fark operatörünü, k ise uygun gecikme adedini ve ϵ_t de hata bileşenini temsil etmektedir. Hata teriminin beklenen değerinin sıfır, yayılımının (varyansının) sabit, ayrıca bu terimlerin birbirinden bağımsız ve özdeş dağılımlı olduğu kabul edilmektedir (Elma, 2008, s. 16).

Denklemin 2.41’de μ sabit terimi, t ise zaman trendini ifade etmektedir. ADF testi için hipotezler aşağıdaki gibi kurulur.

$$H_0 : \rho = 0 \text{ Seri durağan değildir. Birim kök vardır.} \quad (2.8)$$

$$H_a : \rho < 0 \text{ Seri durağandır. Birim kök yoktur.} \quad (2.9)$$

Şayet H_0 varsayımı kabul edilirse, dizinin durağan olmadığı ve birim kök barındırdığı sonucuna varılır. Bu durumda, serinin farkı alınarak birim kök incelemesine devam edilir. Seriyeye fark alma işlemi uygulandıktan sonra sıfır varsayımı reddedilirse, bu dizinin birinci düzeyde durağan olduğu söylenir ve $I(1)$ simgesiyle gösterilir (Bilgili, Düzgün, & Uğurlu, 2007, s. 135).

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) sınaması, birinci dereceden otoregresif [AR(1)] modelinin uygulanışına benzer şekilde, temelde üç ayrı regresyon eşitliğinin tahmin edilmesi prensibine dayanır. Bu üç yapı; sabit terim ve eğilimin (trendin) yer almadığı (Eşitlik 2.10), yalnızca sabit terimi içeren (Eşitlik 2.11) ve son olarak hem sabit terimi hem de eğilimi birlikte kapsayan (Eşitlik 2.12) biçiminde farklı koşulları ifade etmektedir.

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad i = 1, \dots, k \quad (2.10)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad i = 1, \dots, k \quad (2.11)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad i = 1, \dots, k \quad (2.12)$$

Birim kökün mevcudiyetinin araştırılması sırasında kullanılan varsayımlar (hipotezler), Eşitlik (1.8) ve (1.9)’dakilerle aynıdır. Ancak, sınamaya ölçütü olarak; Eşitlik (1.10) için τ , Eşitlik (1.11) için τ_μ ve Eşitlik (1.12) için τ_t istatistikleri hesaplanır ve bu değerler τ (tau) tablo kritik değerleriyle mukayese edilir. Elde edilen test istatistiğinin kritik değerden daha küçük olması durumunda, temel varsayım (sıfır

hipotezi) geri çevrilemez ve serinin birim kök taşıdığı sonucuna varılır (Polat, 2021, s. 7).

2.2.3 Phillips-Perron Birim Kök Testi

Dickey-Fuller Sınaması (DF Testi), hata bileşenlerinin istatistiksel açıdan bağımsızlığını ve sabit varyansa sahip olmasını ön koşul olarak kabul eder. Bu yöntem kullanılırken, hata terimleri arasında ilişki bulunmadığından ve varyanslarının değişmediğinden emin olmak şarttır. Phillips ve Perron (1988) ise, Dickey-Fuller'ın hata terimlerine dair bu varsayımını esnetmişler ve genişletmişlerdir.

Bu durumu daha iyi anlamak için şu regresyon dikkate alınır.

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta(t-T(1/2)) + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

Burada T, gözlem hacmini ve ε_t , hata bileşenlerinin dağılımını belirtir; bu hata teriminin beklenen ortalaması sıfıra denktir. Ancak, bu metodolojide hata terimleri arasında seri korelasyon (içsel bağlantı) bulunmaması ya da homojenlik (sabit varyans) varsayımı zorunlu değildir. Bu perspektiften bakıldığında, Dickey-Fuller sınamasının gerektirdiği bağımsızlık ve homojenite kabulleri, Phillips-Perron (PP) sınamasında (ADF'nin aksine), hata terimlerinin zayıf bağımlılığı (otokorelasyon) ve değişken varyansı (heteroskedastisite) gibi koşullara müsamaha gösterilmiştir. Bu nedenle PP testi, Dickey-Fuller t istatistiklerini düzeltirken, hata terimleri hakkındaki katı varsayımların getirdiği sınırlamaları dikkate almaksızın daha esnek bir yapı sunmuştur (Enders , 1995, s. 239).

Phillips-Perron sınamasında, sınama ölçütünün belirlenmesi amacıyla non-parametrik düzenlemeler gerçekleştirilir. Bu yaklaşım sayesinde, özbağımlılık (otokorelasyon), test istatistiğinin asimptotik yayılımını (dağılımını) etkilemez. Söz konusu düzenlemeler, ε_t hata teriminin sıfır frekanstaki spektrum tahminine dayanmakta ve tutarlı tahminler sağlamaktadır. Test istatistiği;

$$\hat{t}_\alpha = t_\alpha (\gamma_0 / f_0)^{-1/2} - [(T(f_0 - \gamma_0) Sh_\alpha) / (\alpha f_0^{1/2} s)] \quad (2.15)$$

Bu gösterim dahilinde, Sh_α katsayıya ait standart sapmayı, s terimi eşitliğin standart hatasını, T gözlem sayısını, γ_0 terimi hata bileşeninin tahmini değerini ve f_0

terimi ise sıfır frekansta artık spektrumunun tahmincisini belirtmektedir. Sınama için oluşturulan varsayımlar (hipotezler) ise, ADF sınamasına benzer şekilde $H_0: \alpha=0$ olup, birim kökün mevcudiyetini ifade eder (MacKinnon, 1996).

2.2.4 KPSS Testi

KPSS sınaması, ADF ve PP sınamaları gibi, bir zaman dizisinde birim kök bulunup bulunmadığını inceleyen bir yöntemdir. Bu test, dizideki belirleyici eğilimi (deterministik trendi) ayıklayarak seriyi durağan hale getirmeyi hedefler. KPSS testinde oluşturulan birim kök varsayımı, ADF ve PP testleri için kurulan varsayımlara kıyasla farklıdır. Bu ayırım, sıfır hipotezi (H_0) ile alternatif hipotezin (H_1) yer değiştirmesinden kaynaklanır. KPSS sınamasında sıfır varsayımı, dizinin durağan olduğunu öne sürer ve bu durağanlık, esasında eğilim durağanlığını gösterir. Diziler mutlaka eğilimden temizlenmekte ve böylece eğilimden arındırılan serinin birim kök içermemesi, serinin trend durağanlığını teyit etmektedir (Sevüktekin & Çınar, 2017, s. 376).

KPSS birim kök sınamasında temel (sıfır) ve alternatif varsayımlar şu şekilde sunulmaktadır. Bu testte, dizinin birim kök barındırdığına dair alternatif hipotezin aksine, durağanlık varsayımının sınanması için LM (Lagrange Çarpanı) istatistiğinin kullanılması tavsiye edilmektedir (Çil, 2004, s. 241).

$$H_0 : \sigma_u^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_u^2 \neq 0$$

Sıfır hipotezinin eğilim durağanlığını belirtmesi nedeniyle, ortaya çıkacak rassal yürüyüş varsayımına karşılık gelen yayılım (varyans) değeri sıfır olacaktır. H_0 temel varsayımının sınanması amacıyla LM (Lagrange Çarpanı) istatistiği kullanılması tavsiye edilmektedir (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin, 1992, s. 6).

LM sınamasında, temel varsayım (sıfır hipotezi), rassal yürüyüş bileşeninin sıfır varyansa sahip olduğu kabulü altında, dizinin; belirleyici eğilim, rassal yürüyüş ve durağan hata terimlerinin toplamından oluştuğunu açıklar.

$$Y_t = \beta_t + w_t + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.16)$$

$$w_t = w_{t-1} + u_t \quad (2.17)$$

Söz konusu eşitlikte bulunan βt belirleyici eğilimi (deterministik trendi), w_t modelin rassal yürüyüş sürecini, ε_t ise hata bileşenini temsil eder. $u_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ 'dur. Durağanlık varsayımı (hipotezi), u_t 'nin varyansının sıfır olduğunu kabul eder. Öte yandan ε_t teriminin durağan olduğu ve normal dağılım gösterdiği ($\varepsilon_t \sim \text{IIDN}(0, \sigma^2)$) varsayılmaktadır. ε_t durağan olarak kabul edildiği için, temel hipotez altında Y_t dizisi eğilim durağanlığına sahiptir.

Kalıntıların kısmi süreç toplamı (S_t) aşağıdaki gibi hesaplanır;

$$S_t = \sum_{t=1}^T e_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.18)$$

Dizide eğer deterministik trend yoksa;

$$S_t = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\sigma_\varepsilon^2} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.19)$$

Kalıtlar birbirleri ile otokorelasyonlu ise;

$$S_t = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{s^2(l)} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.20)$$

Şeklinde hesaplanır (Sevüktekin & Çınar, 2017, s. 377).

2.2.5 Ng-Perron Birim Kök Testi

Ng-Perron sınaması, Phillips-Perron (PP) testlerinde sıkça karşılaşılan hata teriminin büyüklüğünde mevcut olan boyut dağılımı asimetrisini bertaraf etmek hedefiyle geliştirilmiştir (Ng & Perron, 1996).

Phillips-Perron (PP) sınamasında, dizilerde negatif ortalama eğilimi gözlemlendiğinde, hata teriminin hacminde ciddi oranda boyut dağılımı çarpıklığı (asimetrisi) durumu meydana gelir. Bu sorun, Dickey-Fuller (DF) sınamalarında çok hayati olmasa da, yine de ihmal edilmemelidir. Birim kök sınamaları, otoregresif gecikme sayısının belirlenmesiyle bağlantılıdır; bu bağlamda AIC ve SIC bilgi kriterlerinin, denkleme eklenen gecikmelerde en düşük değeri alması gerekir. Bu sebeple, Ng-Perron sınaması, PP testlerini ve AIC-SIC bilgi ölçütlerini uyarlamıştır (modifiye etmiştir). Bu uyarlama sürecinin ardından, geliştirilen yeni sınamalara M-

testi, uyarlanan bilgi kriterlerine ise Modifiye Edilmiş Bilgi Kriterleri (MIC) adı verilmiştir (Ng & Perron, 2001).

Ng-Perron birim kök testinde kullanılan *MGLS* test istatistikleri aşağıda verilmiştir.

$$MZ_{\alpha}^{GLS} = Z_{\alpha} + \frac{T}{2}(\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (2.21)$$

$$MSB^{GLS} = \left(T^2 \sum_{t=1}^T \frac{Y_{t-1}^2}{S^2} \right)^{1/2} \quad (2.22)$$

$$MZ_t^{GLS} = MSB * MZ_{\alpha} \quad (2.22)$$

$$p = 0 \text{ ise } MP_T^{GLS} = [c^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1}\hat{y}_{t-1}^2]/s_{AR}^2$$

$$p = 1 \text{ ise } MP_T^{GLS} = [c^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1}\hat{y}_{t-1}^2]/s_{AR}^2$$

Burada p seriyeye uygulanan modeli ifade etmektedir. Sadece düzeyde kırılma olduğunda p=0, hem düzeyde hem de trendde kırılma olduğunda p=1'dir. MZ_{α}^{GLS} ve MZ_t^{GLS} testlerinde sıfır hipotezi “birim kökün vardır” iken MSB^{GLS} ve MPT^{GLS} testlerinde ise sıfır hipotezi “birim kök yoktur” şeklindedir (Ng & Perron, 2001).

2.3. ZAMAN SERİLERİNDE YAPISAL KIRILMA

2.3.1 Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi

Bai-Perron (1998) Çoklu yapısal Kırılma Testi, en küçük kareler tarafından tahmin edilen doğrusal regresyon modelinde bilinmeyen tarihlerde meydana gelen birden fazla yapısal değişiklikle ilgili konuları ele almaktadır. Ana yönler, kırılma tarihlerinin tahminleri de dâhil olmak üzere tahmin edicilerin özellikleri ve yapısal değişikliğin varlığı ve kırılma sayısı hakkında çıkarım yapılmasına izin veren testlerin oluşturulmasıdır (Bai & Perron, 1998, s. 1).

Oluşturulan bu teorik testlerin ampirik uygulamasını ise Bai-Perron (2003) çalışmaları ile ortaya koymuşlardır (Bai & Perron, 2003).

m kırılmalı (m + 1 rejimli) çoklu doğrusal regresyonu;

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad j = 1, \dots, m+1 \quad (2.23)$$

Bu modelde, y_t t anında gözlenen bağımlı değişkendir; x_t ($p \times 1$) ve z_t ($q \times 1$) yardımcı değişkenlerin vektörleridir ve β ve δ_j ($j = 1, \dots, m+1$) karşılık gelen katsayıların vektörleridir; u_t t anındaki bozulmadır. Endeksler ($T_1, \dots, T_m$) veya kırılma noktaları, açıkça bilinmeyen olarak ele alınır ($T_0 = 0$ ve $T_{m+1} = T$ kuralı kullanılır). Amaç, y_t , x_t , z_t 'de T gözlemi mevcut olduğunda, kırılma noktalarıyla birlikte bilinmeyen regresyon katsayılarını tahmin etmektir (Bai & Perron, 2003, s. 2).

Çoklu doğrusal regresyon sistemi (1) matris biçiminde şu şekilde ifade edilebilir;

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + U \quad (2.24)$$

Burada $Y = (y_1, \dots, y_T)'$, $U = (u_1, \dots, u_T)'$, $\delta = (\delta'_1, \delta'_2, \dots, \delta'_{m+1})$ ve $\bar{Z}$, Z matrisini ($T_1, \dots, T_m$) noktalarında diyagonal olarak böler/parçalar. Bununla beraber $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, \dots, Z_{m+1})$, $Z_i = (z_{T_{i-1}+1}, \dots, z_{T_i})$. Bir parametrenin gerçek değeri 0 üst simgesiyle gösterilir. Özellikle, $\delta^0 = (\delta'_1, \dots, \delta'_{m+1})$ ve $T_0 = (T_1^0, \dots, T_m^0)$ sırasıyla, parametreler δ 'nin ve gerçek kırılma noktalarının gerçek değerlerini göstermek için kullanılır. $\bar{Z}^0$ matrisi, Z matrisini ($T_1^0, \dots, T_m^0$) noktalarında diyagonal (köşe) şekilde bölen matristir. Bu nedenle, veri üreten süreç şöyle varsayılmaktadır:

$$Y = X\beta^0 + \bar{Z}^0 \delta^0 + U \quad (2.25)$$

Düşünülen tahmin yöntemi, en küçük kareler ilkesine dayanan bir yöntemdir. Her bir m -bölmesi ($T_1, \dots, T_m$) için, ilişkili olan en küçük kareler tahminleri β ve δ_j , kare hataların toplamını minimize ederek elde edilir.

$$(Y - X\beta - \bar{Z}\delta)'(Y - X\beta - \bar{Z}\delta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t'\beta - z_t'\delta_i]^2 \quad (2.26)$$

En küçük kareler toplamı metodunun en aza indirilmesiyle elde edilir. Bai ve Perron (2003) araştırmalarında, yapısal kırılma noktalarının ve adedinin bilinmediği koşullarda modelin tahmin edilmesi için geliştirdikleri bir prosedürü uygulamışlardır. Kırılma zamanlarını saptamak amacıyla dinamik programlama ilkesine dayanan özel bir algoritma kurgulamışlardır. Bulunan bu kırılma zamanı tahminlerinin geçerliliğini belirlemek—yani kırılma sayısını tespit etmek—üzere dört farklı strateji

önermişlerdir: Bunlardan ilki, kırılma olmadığı sıfır varsayımına karşılık, sırayla birden başlayan kırılma sayılarını supF tipi sınaama ile denetlemektir. İkinci olarak, kırılma olmadığı sıfır varsayımına karşılık, $SM\$$ gibi bir üst sınır altında belirsiz sayıdaki kırılmanın varlığı UD_{max} ve WD_{max} çift maksimum testleri ile kontrol edilir; bu yaklaşımın üstünlüğü, önceden belirlenmiş bir kırılma sayısıyla denetime başlanmasını engellemesidir. Üçüncü strateji, yine supF tarzı bir sınaama olup, $l=0, 1, \dots$ şeklinde sıralı olarak l kırılma olduğu sıfır varsayımına karşılık, $l+l$ kırılmanın mevcudiyetini test etmeye odaklanır. Nihayet, son yaklaşım ise kırılma noktalarının bilgi ölçütleri esas alınarak seçilmesidir. (Bai & Perron, 2003).

2.4. YAPISAL KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ

2.4.1 Perron Birim Kök Testi

Birim kök varsayımı üzerine yapılan son çalışmalar, hem istatistik hem de ekonomi alanında büyük önem taşımaktadır. Zaman dizilerinin çoğunlukla sabit bir trend etrafında dalgalanan (deterministik durağan) olarak değil, rastgele dalgalanmalar gösteren (stokastik durağan) olarak kabul edilmesi yaygınlaşmıştır. Nelson ve Plosser'in (1982) araştırması, birçok tek değişkenli makroekonomik dizinin birim köke sahip olduğunu kanıtlamıştır. Perron (1989) ise Nelson ve Plosser'in (1982) bu çalışmasına hem teorik hem de uygulamalı açıdan yeni bir bakış açısı getirmiştir. Bu geliştirme sonrasında yapılan araştırmalar, çoğu zaman dizisinin birim kök içerdiği sonucunu desteklemektedir (Perron, 1989).

$\{y_t\}_0^t$ dizisinin $t+1$ adet gözlem değerine sahip bir y_t zaman serisi olduğunu düşünelim ve bu serideki yapısal kırılma noktasını TB ile gösterelim. Eğer bu seride bir yapısal kırılma olduğu kabul edilirse, kırılma anı 1 ile T zaman noktaları arasında bir yerde gerçekleşecektir, yani $1 < TB < T$ olacaktır. $\{y_t\}_0^t$ sıfırdan farklı bir sabit terim ve birim kök varlığına işaret eden bir gözlemle, hareketli rastgele yürüyüş davranışı sergilediği görülmektedir (Perron, 1989).

Sıfır hipotezi kapsamında üç farklı model ele alınmıştır. Model A, serinin sabit terimindeki dışsal bir değişime imkan tanımaktadır ve bu model, Crash Modeli olarak

isimlendirilmiştir. İkinci model olan Model B, büyüme hızındaki dışsal bir değişime olarak sağlamaktadır ve bu modele, Changing Growth Modeli adı verilmiştir. Üçüncü olarak, Model C ise her iki değişim türüne de izin vermektedir. Sıfır hipotezi altında bu modeller;

$$\text{Model (A): } y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad (2.27)$$

$$\text{Model (B): } y_t = \mu + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.28)$$

$$\text{Model (C): } y_t = \mu + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.29)$$

2.4.2. Zivots ve Andrews Tek Kırılmalı Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (1992) makalelerinde, Perron'un (1989) modelindeki kırılma noktasının önceden belirlenmiş (dışsal) olma varsayımını eleştirmişlerdir. Perron'un kullandığı verileri temel alarak, kırılma noktasının verilerden elde edildiği (içsel) yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu çalışmada, Perron'un modelinde kırılma zamanı (TB) biliniyor varsayımı yerine, bilinmiyor varsayımı kullanılmıştır. Zivot-Andrews (ZA) testine göre, kırılma zamanının dışarıdan belirlenmesi, birim kök hipotezinin reddedilme olasılığını artırmaktadır. Zivot-Andrews, kendi geliştirdikleri yöntemde kırılma tarihinin verilerden belirlenmesinin veri kaybını azalttığını ve bu nedenle Perron testinden daha iyi sonuçlar verdiğini savunmaktadır (Zivot & Andrews, 1992).

ZA testi, ADF (Genişletilmiş Dickey-Fuller) birim kök testinin yapısını temel alır. Bu testte, olası her kırılma noktası için regresyon denklemleri hesaplanır ve bu hesaplamalarda t-istatistiği kullanılır (Çil Yavuz, 2015).

Zivot ve Andrews (1992) testinde kullanılan üç model için de sıfır hipotezi aşağıdadır;

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (2.27)$$

Denklem 2.27'te bulunan model, hiçbir yapısal değişimi barındırmayan ve birinci düzeyden bütünleşik olan bir kayan (sürüklenen) rassal yürüyüş yapısını temsil etmektedir.

Alternatif hipotez olarak, belirsiz bir zamanda oluşan gelen tek bir kırılma ile trendin durağan bir süreç olduğu varsayılmaktadır. Hedef, eğilim durağanlığı varsayımı altındaki alternatif hipotezde, en dikkat çekici yapısal değişim noktasını saptamaktır.

Zivot-Andrews (1992), kırılma noktasını seçerken, sıfır hipotezinin reddedilmesine yol açan düşük istatistik değerlerini ($i = A, B, C$) göz önünde bulundurarak, tek taraflı istatistiği en aza indiren kırılma noktasını kullanmaktadır.

Model i için böyle bir minimize değer $\hat{\lambda}_{\inf}^i$ şeklinde gösterilir ve aşağıdaki gibi tanımlanır;

$$t_{\hat{\alpha}^i} [\hat{\lambda}_{\inf}^i] = \inf_{\lambda \in \wedge} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C, \quad (2.28)$$

$\wedge, (0,1)$ ’nin belirlenmiş bir alt kümesidir.

Zivot-Andrews (1992) sinamasında, yapısal değişim zamanı, model aracılığıyla kendiliğinden (otomatik olarak) tespit edilir. Bu süreçte, olası tüm kırılma tarihleri dikkatle incelenir ve en düşük test ölçütüne sahip olan değişim anı esas alınır. Bu nedenle, Perron (1989) testinde kullanılan $D(T_B)_t$ kırılma kukla değişkeni, Zivot sinamasında kullanımdan kaldırılmıştır. Zivot-Andrews (1992) birim kök testi için kullanıma sunulan regresyon eşitlikleri aşağıda yer almaktadır.

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.29)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.30)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.31)$$

Formüllerde yer alan yardımcı değişkenler, $t > T \lambda$ ise $DU_t(\lambda) = 1$ değerlerini alırken, diğer durumlarda sıfır olarak kabul edilir. , $t > T \lambda$ ise $DU_t^*(\lambda) = t - T\lambda$

Denklemlerdeki λ parametresinin şapkalı olarak gösterilmesinin amacı ise, kırılma noktalarının öngörülen değerleriyle bağlantılı olduğunu belirtmektir.

Burada; $T\lambda$: yapısal değişim zamanını, λ : kırılma noktasını, DU_t : sabit terimdeki kırılmayı, DU_t^* : eğilimdeki (trenddeki) kırılmayı göstermektedir. Sabitteki kırılmayı A Modeli, eğilimdeki kırılmayı B Modeli ve hem sabit hem de eğilimde kırılmayı ise C Modeli sunmaktadır. Bu eşitliklerdeki kırılma noktası (λ) parametresinin üzerinde konumlanan şapka imi ile kırılma bölümünün tahmin edilmiş değerlerine karşılık geldiği vurgulanmaktadır (Zivot & Andrews, 1992).

2.4.3. Lee ve Strazicich Birim Kök Testi

Perron (1989) çalışmasında, önceden bilinen veya dışsal bir olayla tetiklenen yapısal bir değişimi hesaba katan kukla değişkenleri içeren modifiye edilmiş bir Dickey-Fuller birim kök testi uygulamıştır. Daha sonraki araştırmalar, incelenen zaman serisinin kendi içindeki dinamiklerden belirlenen, yani endojen olan bir kırılma zamanına imkan tanıyan birim kök testleri geliştirmiştir. Sıkça kullanılan endojen yöntemlerden biri, birim kök yokluğu temel hipotezini sınavan t-istatistiğinin en düşük olduğu noktayı kırılma zamanı olarak kabul eden Zivot ve Andrews (1992) testidir. Perron'un testinde yapısal bir kırılmanın dikkate alınmamasının yol açtığı test gücü kaybı düşünüldüğünde, benzer şekilde Zivot ve Andrews'in tek kırılmalı testi de birden fazla yapısal kırılmayı göz ardı ettiğinde testin gücünde bir azalmaya neden olabilir. Lumsdaine ve Papell (1997) bu düşünceden hareketle, en küçük ZA birim kök testini iki yapısal kırılmayı içerecek şekilde genişletmişlerdir (Lee & Strazicich, 2003, s. 1082).

Perron (1989), aşağıdaki üç yapısal kırılma modelini dikkate almıştır: “çöküş” modeli A, seviyede tek seferlik bir değişikliğe izin verir; “değişen büyüme” modeli B, trend eğiminde bir değişikliğe izin verir; ve model C hem seviyede hem de trendde bir değişikliğe izin verir.

Aşağıdaki Veri Üretim Sürecini (DGP) ele alalım.

$$y_t = \delta'Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.32)$$

Burada hata terimlerini gösteren $\epsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ olup, Z_t dışsal değişkenlerden oluşan bir vektördür. İktisadi çalışmalarda birçok zaman serisi, yaygın olarak kullanılan Model A ve Model C ile yeterince açıklanabildiği için Lee ve Strazicich (2003), Model B'yi kullanmamayı uygun görmüştür. Seviyede iki yapısal kırılmaya olanak tanımak için Model A, $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ şeklinde tanımlanmaktadır. Burada TB_j kırılmanın meydana geldiği zamanı işaret ederken, D_{1t} ve D_{2t} kukla değişkenleri şu şekilde tanımlanır:

Model A, seviyede iki kaymaya izin verir ve $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ ile tanımlanır; burada $D_{jt} = 1$ eğer $t \geq TB_j + 1, j=1,2$ ve aksi takdirde 0'dır. TB_j , bir kırılmanın meydana geldiği zaman periyodunu ifade eder.

Model C, seviyede ve trendde iki değişikliği içerir ve $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ ile tanımlanır; burada $DT_{jt} = t - TB_j$ eğer $t \geq TB_j + 1, j=1,2$ ve aksi takdirde 0'dır. Dikkat edilmelidir ki, Veri Üretme Süreci (DGP), sıfır hipotezi ($\beta=1$) ve alternatif hipotez ($\beta < 1$) altında tutarlı bir şekilde kırılmaları içerir. Örneğin, Model A'da (benzer bir argüman Model C için de geçerlidir), β 'nin değerine bağlı olarak şunlara sahibiz:

$$y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (2.33)$$

$$y_t = \mu_1 + y_t + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + v_{2t} \quad (2.34)$$

Burada v_{1t} ve v_{2t} sabit hata terimleridir, B_{jt} gölge değişkeni ($j=1,2$) kırılma zamanlarında $t = TB_j + 1$ değeri için $B_{jt} = 1$, diğer durumlarda $B_{jt} = 0$ olarak tanımlanmıştır.

Lee-Strazicich, kendi LM prosedürü araştırmasında, iki yapısal kırılmaya sahip LM birim kök sınama ölçütünü, aşağıda yer alan regresyon eşitliğinin tahmin edilmesi vasıtasıyla bulmaktadır:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta z_t + \Phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (2.35)$$

Burada $\tilde{S}_t = y_t - \psi_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t = 2, \dots, T$; Burada y_1 ve Z_1 , y_t ve Z_t 'nin başlangıç değerleri olup, $\tilde{\delta}$, Δy_t 'nin ΔZ_t üzerindeki regresyonundan elde edilen parametrelerdir.

$\psi, y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ olarak hesaplanır. Birim kök ana hipotezi $H_0: \phi=0$ ile ifade edilirken, bu hipotezin Lagrange Çarpanı (LM) tipi test istatistiği şu şekildedir:

$$\tilde{\rho} = T\tilde{\phi}$$

$$\tilde{\tau} : \phi = 0 \text{ Temel hipotezin } t \text{ istatistiği} \quad (2.34)$$

Lee ve Strazicich (LS) LM birim kök sınamasında, içsel kırılma zamanları T_{Bj} 'ler aşağıda gösterilen kapsamlı kafes tarama prosedürü aracılığıyla saptanır.

$$LM_p = \inf \tilde{\rho}(\lambda), \quad LM_\tau = \inf \tilde{\tau}(\lambda) \quad (2.35)$$

Eğer toplam veri noktası sayısı T ve yapısal kırılma anı TB ise, kırılma oranı $\lambda_i = TB_i/T$, $i = 1,2$ şeklindedir. Lee ve Strazicich (2003) araştırmalarında, sınama aşamasında kullanılan eşik değerleri bir çizelge halinde sunmuşlardır. Eşitlik (2.35)'de elde edilen test ölçütünün eşik değerden daha düşük olması halinde, bünyesinde yapısal kırılma barındıran birim kök sıfır varsayımı geçersiz sayılmakta ve serinin yapısal kırılma ile birlikte durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

2.4.4. Carrion-i Silvestre Birim Kök Testi

Carrion-i Silvestre ve diğerlerinin 2009 tarihli araştırması, Kim ve Perron'un aynı yılki çalışmasının çeşitli açılardan daha kapsamlı bir versiyonudur. Bu çalışmada, trend fonksiyonunda hem seviye hem de eğim değişiklikleri olmak üzere, sayısı önceden bilinmeyen çoklu kırılmaya olanak tanınmıştır. Elliott, Rothenberg ve Stock'un 1996'da geliştirdiği ve Quasi-GLS olarak bilinen trendden arındırma tekniği kullanılmıştır. Bu teknik, yerel asimptotik Gaussian güç sınırına yakın performans gösteren testlerin uygulanmasına imkan sağlamaktadır. Ek olarak, Stock'un 1999'da sunduğu ve Ng-Perron'un 2001'de detaylı analizlerini yaptığı çeşitli M-test türleri de dikkate alınmıştır. Ancak bu test, Perron'un 1989'da ortaya koyduğu Additive Outlier (AO) modeliyle sınırlandırılmıştır.

Test için kullanılan stokastik veri üretme süreci şu şekildedir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (2.36)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + u_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (2.37)$$

Burada sunulan μ_t , sıfır ortalaması olan bir süreçtir. u_t ise hata terimini temsil etmekte olup, şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$u_t = \sum_{i=0}^{\infty} Y_i \eta_{t-1} \quad (2.38)$$

$$u_t = \sum_{i=0}^{\infty} i I Y_i I < \infty \text{ koşulu sağlanmaktadır ve } \{\eta\} \text{ martingal fark dizisidir.}$$

Bu dizi, $F_t = \sigma\text{-field}\{\eta_{t-1}; i \geq 0\}$ filtrelemesine göre uyarlanmıştır. Uzun vadeli varyans $\sigma^2 = \sigma_{\eta}^2 \gamma(1)^2$ şeklinde ifade edilirken, kısa dönem varyans

$$\sigma_{\eta}^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(\eta_t^2) \text{ olarak tanımlanmaktadır.}$$

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), dizide birim kök mevcudiyetini ve serinin durağanlık vasfı taşımadığını belirten sıfır varsayımını sınamak amacıyla beş farklı test ölçütü geliştirmişlerdir. Bu sınama ölçütlerinden ilki aşağıda sunulmuştur:

$$P_T^{GLS}(\lambda^0) = \{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha} S(1, \lambda^0)\} / s^2(\lambda^0) \quad (2.39)$$

$$MZ_{\alpha}^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) (2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{-1} \quad (2.40)$$

$$MSB^{GLS}(\lambda^0) = (s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{1/2} \quad (2.41)$$

$$MZ_t^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) (4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{-1/2} \quad (2.42)$$

$$MP_T^{GLS}(\lambda^0) = \left[c^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s(\lambda^0)^2 \quad (2.43)$$

Carrión-i-Silvestre vd. (2009) testinde kritik değerler, bootstrap yöntemi kullanılarak belirlenir. Elde edilen test istatistikleri bu kritik değerlerin altına düştüğünde, sıfır hipotezi reddedilir. Bu reddetme, sürecin durağan olduğunu gösterir.

2.5. EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Ekonomik ve finansal verilerin çoğu genellikle durağan değildir, yani zaman içinde ortalama ve varyansları sabit kalmaz. Güvenilir regresyon analizi sonuçları elde etmek için, analizde kullanılan değişkenlerin ya durağan olması ya da durağan olmasalar bile aralarında eşbütünleşme ilişkisi bulunması gerekir. Durağan olmayan zaman serileri arasında eşbütünleşme mevcut değilse, elde edilen regresyon tahminleri gerçek iktisadi ilişkileri yansıtmakta başarısız olur ve bu durum, literatürde sahte regresyon sorunu olarak adlandırılır (Gujarati & Porter, 2011, s. 755).

Yapısal kırılmaların olduğu zaman serilerinde, geleneksel birim kök testleri yanıltıcı sonuçlar verebilir. Aynı sorun, uzun dönemli ilişkileri inceleyen eşbütünleşme testleri için de geçerlidir. Bu yanlışlığı en aza indirmek için, eşbütünleşme analizlerinde yapısal kırılmaların etkilerini hesaba katmak önemlidir. Bu ihtiyacı karşılamak üzere geliştirilen testler, yapısal kırılmaların varlığında seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini araştırmayı hedefler (Barut, Karaoğlu, & Karabayır, 2017, s. 511).

2.5.1. Maki Eşbütünleşme Analizi

Maki (2012) tarafından geliştirilen sınamada, yapısal değişim noktaları otomatik bir şekilde tespit edilir. Bu yöntem, her bir zaman dilimini muhtemel bir kırılma noktası olarak göz önüne alır, ilgili t-ölçütlerini hesaplar ve t-istatistiğinin en küçük değere sahip olduğu noktaları değişim noktaları olarak benimser. İncelenen veri kümesinde, ortaya çıkan eşbütünleşme eşitliğinde üç veya daha fazla yapısal kırılma mevcutsa, bu sınama diğer eşbütünleşme testlerine kıyasla daha üstün neticeler sağlayabilir (Maki, 2012).

Bu testin işleyişinde, her bir zaman dilimi olası bir kırılma noktası olarak değerlendirilir. Ardından, ilgili t-istatistikleri hesaplanır ve bu t-istatistiklerinin en düşük değeri veren noktalar kırılma noktası olarak kabul edilir. Bu yöntemin uygulanabilmesi için, analize dahil edilen tüm serilerin birinci dereceden durağan $I(1)$ olması şarttır (Göçer, Mercan, & Peker, 2013, s. 10).

Maki (2012) çoklu kırılmalar için aşağıdaki dört farklı modeli önermiştir;

Model 0: Sabitte kırılmaya izin veren trendsiz model,

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + v_t \quad (2.44)$$

Model 1: Sabitte ve eğimde kırılmaya izin veren trendsiz model,

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + v_t \quad (2.45)$$

Model 2: Sabitte ve eğimde kırılmaya izin veren trendli model,

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma x + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + v_t \quad (2.46)$$

Model 3: Sabitte, eğimde ve tredde kırılmaya izin veren model,

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma x + \sum_{i=1}^k \gamma_i t K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + v_t \quad (2.47)$$

Maki (2012) çalışmasında, gösterge değişken niteliğindeki K_i şöylece belirlenmiştir:

$$K_i = \begin{cases} 1 & t > T_b \\ 0 & \text{diğer Durumlarda} \end{cases}$$

Burada T_b , yapısal değişim zamanını göstermektedir. Bu sınamanın hipotezleri ise şöyledir:

H_0 : Yapısal kırılmalar altında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

H_1 : Yapısal kırılmalar altında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Hipotezlerin sınanması için zorunlu olan kritik değerler, Monte Carlo Simülasyonu yöntemiyle tayin edilmiş ve Maki'nin 2012 tarihli çalışmasında yayımlanmıştır.

2.6. UZUN DÖNEMLİ KATSAYILAR TAHMİNİ

Maki (2012) eşbütünleşme analizi sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edildiğinde, bu değişkenlerin uzun dönem katsayılarının tahmin sorunu ortaya çıkmaktadır (Nazlıoğlu, 2010, s. 97).

Eğer ele alınan değişkenler birinci dereceden entegre (I(1)) ise ve bu değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunuyorsa, geleneksel Sıradan En Küçük Kareler (OLS) yöntemiyle yapılan tahminler bazı ciddi sorunlar doğurur. Bu durumda OLS tahmincisi tutarlılık, yansızlık ve etkinlik gibi önemli istatistiksel özelliklerini yitirir. Sonuç olarak, bu yöntemle yapılan hipotez testleri de geçersiz hale gelir. Bu tür durumlarda OLS'nin karşılaştığı zorlukları aşmak amacıyla farklı yaklaşımlar geliştirilmiştir. Eşbütünleşme analizi kapsamında, Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen "Tamamen Düzeltilmiş En Küçük Kareler (FMOLS)" ve Park (1992) tarafından sunulan "Kanonik Eşbütünleşme Regresyonu (CCR)" gibi teknikler mevcuttur. Ayrıca Saikkonen (1992) ile Stock ve Watson (1993) araştırmacıları da "Dinamik En Küçük Kareler (DOLS)" metodunu bilimsel yazına eklemiştir. Bu bahsi geçen farklı yaklaşımlar, eşbütünleşik I(1) düzeyindeki değişkenler arasındaki uzun dönemli bağlantıları daha sağlam bir biçimde tahmin etme amacını taşımaktadır (Küçükaksoy, Çifçi, & Özbek, 2015, s. 706).

2.6.1. FMOLS Uzun Dönem Katsayı Tahminleri

Phillips ve Hansen (1990), eşbütünleşme regresyonunda açıklayıcı stokastik değişkenlerin şokları ile denklem arasındaki uzun dönemli korelasyondan kaynaklanan sorunları gidermek üzere, yarı-parametrik bir düzeltmeye dayanan bir tahminci geliştirmişlerdir. Geliştirilen Tamamen Modifiye Edilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) tahmincisi, asimptotik olarak sapmasızdır (yansızdır) ve tam etkin karışık normal dağılım özelliğine sahiptir. Bu nitelik, Ki-kare asimptotik çıkarımından faydalanılarak standart Wald sınamalarının uygulanmasına imkân tanımaktadır.

FMOLS tahmincisi, artık değerlerin simetrik ve tek-yönlü uzun dönem kovaryans matrislerinin öncül tahminlerini kullanır. FMOLS yöntemi $(n + 1)$ boyutlu zaman serisi vektörüyle ifade edilirse:

$$Y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \nu_{1t} \quad (2.48)$$

$D_t = (D_{1t}', D_{2t}')$ deterministik trend bileşenlerini ve n rassal değişkenleri, X_t denklem sistemi tarafından tanımlanır.

$$X_t = \Gamma_{21}' D_{1t} + \Gamma_{22}' D_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad (2.49)$$

$$\Delta \varepsilon_{2t} = v_{2t} \quad (2.50)$$

$\hat{\Omega}$ ve $\hat{\Lambda}$, nin $\hat{v}_t = (\hat{v}_{1t}, \hat{v}_{2t})'$ artık değerleri kullanılarak hesaplanmış uzun dönem kovaryans matrisleri olduğunu varsayalım. Bu durumda, modifiye edilmiş veriyi tanımlanabilir.

$$y_t^+ = y_t - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{v}_2 \quad (2.51)$$

Tahmin edilmiş bir yanlılık düzeltme terimi.

$$\hat{\lambda}_{12}^+ = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22} \quad (2.52)$$

FMOLS tahmincisi şu şekilde ifade edilir:

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=1}^T Z_t Z_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T Z_t y_t^+ - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (2.53)$$

Burada $Z_t = (X_t', D_t')$, dir. FMOLS tahmincisine ait t-istatistiği, asimptotik olarak standart normal dağılıma yakınsar. Bu durum, istatistiksel çıkarım yaparken standart normal dağılım tablolarını kullanabilmemize olanak tanır. FMOLS tahmincisini doğru bir şekilde elde etmenin temelini ise, uzun dönem kovaryans matrislerinin güvenilir bir şekilde tahmin edilmesi oluşturur ($\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\Omega}$).

2.6.2. DOLS Uzun Dönem Katsayı Tahminleri

Saikkonen (1992) ve Stock ve Watson (1993), eşbütünleşmiş sistemlerdeki geri besleme döngüsünü ortadan kaldıran ve asimptotik olarak etkin bir tahmin edici sunan basit bir yöntem önermiştir. Bu yaklaşım, Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) olarak adlandırılır. Yöntemin temelinde, eşbütünleşme regresyon denkleminde, bağımsız değişkenin gecikmeli ve öndevirli fark değerlerini (ΔX_t) eklemek yer alır. Bu sayede, ortaya çıkan hata terimi, stokastik açıklayıcı değişkenin tüm yenilik geçmişiyile ilişkisiz hale gelir ve daha güvenilir sonuçlar elde edilir.

$$Y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta X_{t+j}' \delta + v_{1t} \quad (2.54)$$

Denklem (2.54)'de bağımsız değişkenlerin gecikmeli ve öncül farklarının modele eklenmesi, hata terimlerinin (v_{1t} ve v_{2t}) bağımsız değişkenlerin uzun dönemli tüm korelasyonunu yok eder. Bu yaklaşım sayesinde, Denklem (2.54)'ün sıradan en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesi, FMOLS ve CCR (Kanonik Korelasyon Regresyonu) yöntemleriyle aynı asimptotik dağılıma sahip sonuçlar verir. Bu durum, DOLS tahmininin de diğer daha karmaşık yöntemler kadar etkin olduğunu gösterir (Guide Eviews 8 Users, 2013, s. 242).

2.6.3. CCR Uzun Dönem Katsayı Tahminleri

Park (1992) tarafından geliştirilen Kanonik Eşbütünleşme Regresyonu (CCR) tahmincisi, FMOLS metoduyla yakın benzerlik göstermektedir; ancak CCR, eşbütünleşme eşitliği ile stokastik açıklayıcı değişkenlerin şokları arasındaki uzun dönemli korelasyonu gidermek amacıyla (Y_t, X_t') verilerin durağanlaştırılmış transformasyonlarından (dönüşümlerinden) faydalanır. Bu sayede, en küçük kareler tahminleri elde edilir. FMOLS'e benzer şekilde, CCR tahminleri de skaler olmayan bozucu parametrelerden arınmış ve asimptotik Ki-kare testi yapılmasına olanak tanıyan karışık normal dağılıma sahiptir.

CCR yönteminde FMOLS yönteminde olduğu gibi hata terimleri $\hat{v}_t = (\hat{v}_{1t}, \hat{v}_{2t})$ uzun dönemli kovaryans matrisleri $\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\Omega}$ elde edilir. CCR ayrıca FMOLS yönteminden farklı olarak eşzamanlı kovaryans matrisinin $\hat{\Sigma}$ bir tahmincisini gerektirir.

CCR tahmincisi, dönüştürülmüş veriye uygulanan sıradan en küçük kareler yöntemi olarak tanımlanır ve aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=1}^T Z_t * Z_t^{*'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t * Y_t \quad (2.55)$$

Burada $Z_t^* = (Z_t^{*'}, D_t')$ 'dir.

Park, CCR dönüşümlerinin, eşbütünleşme regresyon denklemi ve bağımsız değişkenlerin yenilikleri arasındaki uzun dönemli ilişkiden kaynaklanan içsellik (endojenite) sorununu ortadan kaldırdığını belirtmiştir. Bu dönüşümler aynı zamanda, regresyon ve bağımsız değişkenlerin hata terimleri arasındaki eş zamanlı korelasyondan oluşan asimptotik sapmayı da düzeltir. Sonuç olarak, CCR yöntemiyle elde edilen tahminler, tam etkinlik gösterir ve FMOLS ile benzer şekilde yansız ve karışık normal asimptotik özelliklere sahiptir (Guide Eviews 8 Users, 2013, s. 240).

2.7. NEDENSELLİK ANALİZİ

Regresyon analizi, birbiriyle ilişkili görünen iki veya daha fazla değişken arasındaki istatistiksel birlikteliği inceler. Yani, bir değişkenin (X) değişimiyle diğer değişkenin (Y) de nasıl değiştiğine bakar. Bu analizde, X değişkeni Y'yi açıklayan bir etken olarak ele alınır ancak bu, X'in Y'nin doğrudan sebebi olduğu anlamına gelmez. Özetle, regresyon sadece değişkenler arasında bir bağlantı olduğunu gösterir, birinin diğerine neden olduğunu kanıtlamaz. Bu nedenle, regresyondan elde edilen sonuçlar, değişkenler arasındaki ilişkinin yönü hakkında bize net bir bilgi vermez. Bu ilişkiyi anlamak için ekonomik teorilere veya alana özgü bilgilere ihtiyaç duyarız (Tarı, Koç, & Abasız, 2019).

Nedensellik testleri ise, regresyondan farklı olarak, değişkenlerden birinin diğerine sebep olup olmadığını doğrudan araştırır. Bu çalışmada değişkenler arasında anlamlı bir nedenselliğin araştırmak için Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi kullanılmıştır.

2.7.1. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

Toda ve Yamamoto (1995), Granger nedensellik testini yapmak için basit bir VAR (Vektör Otoregresif) modeli yaklaşımı geliştirmişlerdir. Bu yöntem, Sims vd.'nin (1990) tekniğini tamamlar. Yöntemin en büyük avantajı, serilerin durağan olup olmadığını veya eş-bütünleşik olup olmadığını önceden test etme zorunluluğunu

ortadan kaldırmasıdır. Bu sayede, daha stabil ve güvenilir sonuçlar elde edilirken analiz süreci de kolaylaşmaktadır (Çetin & Seker, 2013).

Toda ve Yamamoto (1995), verilerinizin durağan olup olmadığı veya uzun vadede birbiriyle bağlantılı olup olmadığı gibi karmaşık ön koşulları dikkate almadan, nedensellik testi yapmanın daha kolay bir yolunu buldu. Bu yöntemin temelinde, standart VAR modeline ek gecikme terimleri eklenmesi yatar. Bu sayede, daha farklı türdeki veri setleriyle de güvenilir sonuçlar elde edilebilir.

Oluşturulan yeni VAR modelleri aşağıdadır:

$$y_t = \rho_1 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{1i} x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (2.56)$$

$$x_t = \rho_2 + \sum_{j=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2j} x_{t-j} + \sum_{j=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2j} y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2.57)$$

Denklem (2.56) ve (2.57)'de k optimal gecikme uzunluğunu ve $d_{\max}$ ise serilerin maksimum durağanlık derecesini belirtmektedir (Toda & Yamamoto, 1995).

Toda-Yamamoto testinin uygulanması için gerekli olan adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Adım: Hazırlık ve Belirleme

Öncelikle, analizdeki tüm değişkenlerin en yüksek durağan olmama seviyesi ($d_{\max}$) ve uygun gecikme uzunluğu (k) belirlenir. Gecikme uzunluğunu belirlerken, Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwartz Kriteri (SC) veya Hannan-Quinn (HQ) gibi istatistiksel ölçütler kullanılır. Bu ölçütler, hangi gecikme uzunluğunun en iyi model uyumunu sağladığını bulmaya yardımcı olur.

Bu adımdan sonra, seçilen gecikme uzunluğu (k) ile en yüksek bütünleşme derecesi (d) toplanır. Sonra, bu toplam gecikme sayısı ($k + d_{\max}$) kullanılarak bir VAR modeli oluşturulur.

2. Adım: Nedensellik Testi

İkinci adımda, Wald testi uygulanır. Bu test, ilk aşamada tahmin edilen VAR modelinin ilk k gecikmesine ait katsayıları inceleyerek değişkenler arasındaki

nedensellik ilişkisini test eder. Bu testin sonucunda, bir değişkenin diğerini istatistiksel olarak etkileyip etkilemediğine dair sonuçlara ulaşılır.



ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

EKONOMİK GÖSTERGELERİN TÜKETİCİ GÜVENİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

1. ARAŞTIRMA PLANI

Türkiye’de Tüketici Güven Endeksine etkileyen ekonomik göstergelerin incelendiği bu çalışmada Tüketici Kredisi Faiz Oranı (TKFO), Mevduat Faiz Oranı (MVFO) ve Reel Efektif Döviz Kuru (REDK) değişkenleri kullanılmıştır. Ekonomik göstergelerin Tüketici Güven Endeksini nasıl etkilediğini belirlemek için tek model oluşturulmuştur. Analizlerde öncelikle temel birim kök testleri ile serilerin durağanlık seviyeleri incelenmiş, ardından yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri kullanılarak serilerde meydana gelen olası kırılmalar test edilmiştir. Daha sonra uzun dönem ilişkileri ortaya koymak amacıyla eşbütünleşme testleri uygulanmış, değişkenler arasındaki nedensellik bağlarını tespit etmek için nedensellik analizleri yapılmıştır. Son aşamada ise uzun dönem katsayılarının güvenilir şekilde tahmin edilmesi amacıyla farklı tahmin yöntemleri kullanılarak etki büyüklükleri hesaplanmıştır.

Böylece, öncelikle serilerin bütünleşme derecesi ve olası yapısal kırılmalar, durağanlık sonuçlarını yanıltmaması için dikkatle test edilecek; ardından kırılmaların varlığı teyit edilirse, kırılmaları içsel olarak dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme testlerine geçilecek; uzun dönem katsayılar, olası içsellik ve seri-korelasyon kaynaklı yanlışlığı azaltan FMOLS/DOLS ve CCR tahmincileriyle elde edilecek ve son olarak, değişkenler arasındaki yönlü etkileşimler, bütünleşme derecesi/ eşbütünleşme varlığı hakkında ön test hatasına duyarız Toda–Yamamoto yaklaşımıyla nedensellik çerçevesinde sınanmış olacaktır. Bu sıralı düzen, sonuçların yapısal rejim değişikliklerine karşı dayanıklı olmasını hedefler ve elde edilen sonuçların doğru biçimde yorumlanmasını desteklemektedir.

2. VERİ SETİ VE MODEL

Bu kısımda 2014-2024 yılları arasında Türkiye’de Tüketici Güven Endeksine etkileyen ekonomik göstergeler incelenmiştir. Veri seti, dönemsel dalgalanmaları ve uzun dönem ilişkileri analiz edebilmek amacıyla seçilmiş olup, hem kısa vadeli hem de uzun vadeli değerlendirmelere imkân tanımaktadır. Analizlerde Ewiev’s 8 ve Gauss v25 kullanılmıştır.

Tüketici Güven Endeksine etkileyen ekonomik göstergeler aşağıdaki Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 4: Tüketici Güven Endeksine etkileyen finansal göstergeler

DEĞİŞKEN	KISALTMASI	DÖNEM
Tüketici Güven Endeksi	TGE	2014-2024 (Aylık)
Tüketici Kredisi Faiz Oranı	TKFO	2014-2024 (Aylık)
Mevduat Faiz Oranı	MVFO	2014-2024 (Aylık)
Reel Efektif Döviz Kuru	REDK	2014-2024 (Aylık)

Tablo 4’deki tüm seriler aylık frekanstadır. TGE, TÜİK’in mevsimsellikten arındırılmış göstergesidir. Faiz oranları (TKFO, MVFO) nominal oranların aylık ortalaması olarak kullanılmıştır. REDK, TCMB tanımlı TÜFE-bazlı reel efektif döviz kurudur. Serilerin varyans istikrarı ve ölçek karşılaştırılabilirliği için (gerektiğinde) log-dönüşümler ve/veya yüzde değişim biçimleri değerlendirilmiş, nihai spesifikasyon model uygunluğu temelinde seçilmiştir. Modellerde deterministik bileşen olarak sabit ve/veya trendin dâhil edilip edilmeyeceği, her testin önerdiği şemaya göre belirlenmiştir.

Çalışmada kullanılan model;

$$TGE = \beta_0 + \beta_1 TKFO + \beta_2 MVFO + \beta_3 REDK + \varepsilon_t$$

$t = 2014, \dots, 2024$ zamanını göstermektedir. Modelde Tüketici Güven Endeksi bağımlı değişkeni, Tüketici Kredisi Faiz Oranı, Mevduat Faiz Oranı ve Reel Efektif Döviz Kuru ise bağımsız değişkenleri ifade etmektedir. Çalışmada kullanılan verilere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 5’te verilmiştir.

Tablo 5: Veri setlerine ait tanımlayıcı istatistikler

	TGE	TKFO	MVFO	REDK
Ortalama	83.69	26.84	18.38	76.87
Standart Hata	0.65	1.40	1.15	1.59
Ortanca	82.25	20.64	13.30	75.18
Standart Sapma	7.47	16.12	13.20	18.32
Örnek Varyans	55.86	259.93	174.26	335.66
Açıklık	34.07	63.90	52.20	60.99
En Büyük	63.36	11.81	7.34	47.61
En Küçük	97.43	75.71	59.54	108.60
Gözlem Sayısı	132.00	132.00	132.00	132.00

Tablo 5’de yer alan tanımlayıcı istatistiklere göre tüm veri setlerimizde gözlem sayımız 132’dir. Tüketici güven endeksinin ortalaması 83.69, standart hatası 0.65’dir. Tüketici kredisi faiz oranının ortalaması 26,84, standart hatası 1.40’dır. Mevduat faiz oranının ortalaması 18.38, standart hatası 1.15’dir. Reel efektif döviz kurunun ortalaması 76.87, standart hatası 1.59’dur.

3. METODOLOJİ

Çalışmada kullanılan veri seti zaman serisi yapısına sahip olduğu için analizlerde zaman serisi yöntemleri tercih edilmiştir. Bu kapsamda, serilerin durağan olup olmadığını belirlemek amacıyla klasik birim kök testleri uygulanmış, ayrıca Türkiye ekonomisinde sıklıkla karşılaşılan yapısal kırılmaların etkisini göz ardı etmemek için yapısal kırılmalı testler de analiz sürecine dahil edilmiştir. Bu yaklaşım, elde edilen sonuçların hem teorik olarak sağlam hem de uygulamada güvenilir olmasını sağlamaktadır.

Zaman serilerinde rejim değişimleri (kur rejimi ayarlamaları, politika çerçevesi değişiklikleri, pandemi gibi şoklar) klasik birim kök ve eşbütünleşme testlerinin reddetme gücünü bozabilir. Bu nedenle, analize öncelikle temel birim kök testleri uygulanarak başlanmıştır. Sırasıyla Genişletilmiş Dickey Fuller (1981) Birim Kök Testi, Phillips-Perron (1988) Birim Kök Testi, KPSS (1992) Testi ve Ng-Perron

1996 Birim Kök Testleri uygulanmış olup her bir test için test istatistik değerlerine göre durağan olup olmadıklarına bakılmıştır. ADF/PP/KPSS/Ng–Perron ile başlamak, farklı sıfır hipotezleri üzerinden karşılıklı teyit sağlamaktadır. Daha sonra serilerde yapısal kırılma olup olmadığına ve varsa kaç kırılma olduğunu belirlemek için Bai–Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi uygulanmış olup çıkan sonuçlara istinaden yapısal kırılmalı birim kök testleri yapılmıştır. Kırılma sayısı 1 ise Perron (1989) ve Zivot–Andrews (1992), 1–2 ise Lee–Strazicich (2003/2004), birden fazlaysa Carrion-i-Silvestre vd. (2009) yaklaşımıyla değerlendirebilmek amacıyla bu testler uygulanmıştır. Daha sonra hem temel birim kök hem de yapısal kırılmalı birim kök testleri incelenerek serilerin durağanlık seviyesine karar verilip serilerde uzun dönem ilişkinin olup olmadığına bakmak için Maki (2012) Eşbütünleşme Analizleri yapılmıştır. Böylece, çoklu kırılma altında ortak uzun dönem ilişkisinin varlığının sınanması hedeflenmiştir. Ayrıca, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerinin katsayılarını elde etmek için Dinamik Sıradan En Küçük Kareler Yöntemi (Dynamic Ordinary Least Square, DOLS) ve Tam Değiştirilmiş Sıradan En Küçük Kareler yöntemi (Full Modified Ordinary Least Square, FMOLS) modelleri kullanılmıştır.

Uzun dönem katsayılar ile içsellik ve artan otokorelasyon kaynaklı yanlılık minimize edilebilir. Son olarak, Toda–Yamamoto nedensellik yöntemi uygulanmış, böylece $I(0)/I(1)$ karışımı ve kırılma varlığında ön test hatasına duyarlı bir etkileşim analizi ortaya konması amaçlanmıştır.

4. MODEL SONUÇLARININ YORUMLANMASI

Analiz de ilk olarak bağımlı ve bağımsız değişkenlerin durağanlık durumlarına bakılmıştır. Öncelikle, değişkenlerde birim kök olup olmadığı klasik birim kök testleriyle araştırılır.

En çok kullanılan birim kök sınamalarından biri olan Genişletilmiş Dickey–Fuller (ADF) testi, standart Dickey–Fuller testinde karşılaşılan otokorelasyon sorununu gidermek amacıyla uygulanmaktadır.

Tablo 6: ADF Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları

	Sabitli t İstatistiği	Sabitli Trendli t İstatistiği	Sabitsiz t İstatistiği
TGE	-2.431 (0.135)	-3.477 (0.046)	-0.520 (0.489)
TKFO	-0.339 (0.915)	-1.545 (0.809)	0.670 (0.859)
MVFO	0.121 (0.966)	-1.191 (0.908)	1.050 (0.923)
REDK	-1.091 (0.718)	-1.627 (0.777)	-1.248 (0.194)
Kritik değerler			
1% level	-3.481	-4.030	-2.583
5% level	-2.884	-3.444	-1.943
10% level	-2.579	-3.147	-1.615

Not: ADF testinde maksimum gecikme sayısı 12 olarak alınmış ve optimum gecikme sayısı Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler p istatistik değerini göstermektedir.

Tablo 6’da çalışmada kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlerin sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerde Tüketici Güven Endeksi (TGE) hariç diğer değişkenlerin test istatistiklerinin mutlak değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden küçük olduğundan temel düzeyde birim kök içermekte olduğu gösterilmektedir. Bu nedenle serilerin birinci farkları alınarak durağanlıkları tekrar test edilecektir. TGE’nin ise mutlak test istatistiği sabitli-trendli modelde %5 lik kritik değerden büyük olduğundan temel düzeyde durağandır $I(0)$.

Tablo 7: ADF Birim Kök Testi $I(1)$ Düzey Sonuçları

	Sabitli t İstatistiği	Sabitli Trendli t İstatistiği	Sabitsiz t İstatistiği
DTGE			
DTKFO	-5.089 (0.000)	-5.291 (0.000)	-4.994 (0.000)

DMVFO	-4.317 (0.001)	-4.604 (0.002)	-4.138 (0.000)
DREDK	-9.025 (0.000)	-9.021 (0.000)	-8.966 (0.000)
Kritik değerler			
1% level	-3.481	-4.030	-2.583
5% level	-2.884	-3.444	-1.943
10% level	-2.579	-3.147	-1.615

Not: ADF testinde maksimum gecikme sayısı 12 olarak alınmış ve optimum gecikme sayısı Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler p istatistik değerini göstermektedir.

Tablo 7’de görüleceği gibi çalışmada kullanılan TGE hariç bağımlı ve bağımsız değişkenlerin sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerde test istatistiklerinin mutlak değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan I(1) düzeyde durağandır.

Phillips ve Perron (1988), DF (Dickey-Fuller) ve ADF (Augmented Dickey-Fuller) testleri, trend içeren zaman serilerinin durağanlık analizinde zayıf kalmaktadır. Bu sorunu aşmak için, daha güçlü sonuçlar veren ve özellikle trend barındıran seriler için tasarlanmış bir birim kök testi geliştirilmiştir. Bu test, DF ve ADF'nin yetersiz kaldığı durumlarda daha güvenilir bir alternatif olarak kullanılmaktadır.

Tablo 8: PP Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları

	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitsiz
	t İstatistiği	t İstatistiği	t İstatistiği
TGE	-2.236 (0.1946)	-3.467 (0.0472)	-0.722 (0.4021)
TKFO	0.393 (0.982)	-0.768 (0.965)	1.415 (0.960)

MVFO	0.861 (0.995)	-0.539 (0.981)	1.943 (0.987)
REDK	-1.039 (0.738)	-1.759 (0.719)	-1.204 (0.209)
Kritik değerler			
1% level	-3.481	-4.030	-2.583
5% level	-2.884	-3.444	-1.943
10% level	-2.579	-3.147	-1.615

Not:Parantez içindeki değerler p istatistik değerini göstermektedir.

Tablo 8’deki sonuçlar incelendiğinde, analizde kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlerden Tüketici Güven Endeksi (TGE) haricindeki tüm serilerin, sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerdeki test istatistiklerinin mutlak değerleri, %1 ve %5 anlamlılık seviyelerinde kritik değerlerin altında kalmıştır. Bu sonuç, söz konusu değişkenlerin temel seviyede (düzeyde) birim kök içerdiğini göstermektedir. Dolayısıyla, serilerin durağanlığını sağlamak amacıyla birinci farkları alınarak sınama süreci tekrarlanacaktır. TGE’nin ise mutlak test istatistiği sabitli-trendli modelde %5 lik kritik değerden büyük olduğundan temel düzeyde durağandır I(0).

Tablo 9: PP Birim Kök Testi I(1) Düzey Sonuçları

	Sabitli t İstatistiği	Sabitli Trendli t İstatistiği	Sabitsiz t İstatistiği
DTGE			
DTKFO	-5.162 (0.000)	-5.311 (0.000)	-5.056 (0.000)
DMVFO	-7.781 (0.000)	-7.962 (0.000)	-7.621 (0.000)

DREDK	-7.900 (0.000)	-7.898 (0.000)	-7.896 (0.000)
Kritik değerler			
1% level	-3.481	-4.030	-2.583
5% level	-2.884	-3.444	-1.943
10% level	-2.579	-3.147	-1.615

Tablo 9’da çalışmada kullanılan TGE hariç bağımlı ve bağımsız değişkenlerin sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerde test istatistiklerinin mutlak değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan I(1) düzeyde durağan oldukları gösterilmiştir.

KPSS testi, Dickey-Fuller gibi standart birim kök testlerinden farklı bir yaklaşımla çalışır. Bu test, seride birim kök olup olmadığını araştırmak yerine, serinin durağan olduğunu varsayan bir hipotezi test eder.

Tablo 10: KPSS Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları

	Sabitli	Sabitli Trendli
	t İstatistiği	t İstatistiği
TGE	1.081	0.108
TKFO	0.722	0.210
MVFO	0.807	0.198
REDK	1.302	0.196
Kritik değerler		
1% level	0.739	0.216
5% level	0.463	0.146
10% level	0.347	0.119

Tablo 10’da KPSS Birim Kök Testi sonuçlarına yer verilmiştir. Çalışmada kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlerin sabitli-trendli modellerde test istatistiklerinin değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden küçük olduğundan temel düzeyde durağandırılar I(0).

Ng-Perron testi, Phillips-Perron testini daha iyi hale getirmek için geliştirilmiştir. PP testinde hata terimleri bazen yanlış bir şekilde dağılım gösterir ve Ng-Perron testi bu sorunu ortadan kaldırarak daha doğru sonuçlar elde etmeyi sağlar.

Ng-Perron testi, bilgi kriterlerini ve Phillips-Perron (PP) testini değiştirerek, diğer birim kök testlerine kıyasla, daha büyük örneklem boyutları veya veri serilerindeki bozulmalara karşı daha güçlü ve güvenilir sonuçlar verir.

Tablo 11:Ng-Perron Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları

		TGE	TKFO	MVFO	REDK
Sabitli	MZa	-6.200*	-0.228*	1.5298*	-0.4215*
	MZt	-1.711	-0.073	0.590	-0.308
	MSB	0.274	0.318	0.385	0.733
	MPT	4.119	11.590	17.386	30.139
Sabitli Trendli	MZa	-21.024*	-6.558*	-6.577*	-6.413*
	MZt	-3.197	-1.599	-1.586	-1.635
	MSB	0.152	0.244	0.241	0.255
	MPT	4.615	14.005	13.982	14.239

Not: * %5 anlamlılık seviyesinde birim kökün olmadığını göstermektedir. Birim kök testlerine ait kritik değerler Ng ve Perron (2001) Tablo 1'den alınmıştır.

Tablo 11, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerde Tüketici Güven Endeksi (TGE) hariç diğer değişkenlerin test istatistiklerinin değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan temel düzeyde birim kök içermekte olduğunu göstermektedir. Bu nedenle serilerin birinci farkları alınarak durağanlıkları tekrar test edilecektir. TGE'nin ise test istatistiği sabitli ve sabitli-trendli modelde %5 lik kritik değerden küçük olduğundan temel düzeyde durağandır $I(0)$.

Tablo 12: Ng-Perron Birim Kök Testi I(1) Düzey Sonuçları

		TGE	TKFO	MVFO	REDK
Sabitli	MZa				
	MZt	-5.542*	-3.947*	-2.824*	-6.828*
	MSB	0.090*	0.126*	0.175*	0.073*

	MPT	0.440*	0.834*	1.576*	0.2637*
	MZa				
Sabitli	MZt	-5.675*	-4.093*	-3.194*	-7.208*
Trendli	MSB	0.088*	0.122*	0.157*	0.070*
	MPT	1.418*	2.734*	4.467*	0.879*

Not: * %5 anlamlılık seviyesinde birim kökün olmadığını göstermektedir. Birim kök testlerine ait kritik değerler Ng ve Perron (2001) Tablo 1’den alınmıştır.

Tablo 12’de TGE hariç bağımlı ve bağımsız değişkenlerin sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerde test istatistiklerinin değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden küçük olduğundan I(1) düzeyde durağandır.

Klasik birim kök testlerinden çıkan düzeyler tablo halinde aşağıda gösterilmiştir.

Tablo 13: Klasik Birim Kök Düzey Sonuçları

	TGE	TKFO	MVFO	REDK
ADF	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
PP	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
KPSS	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
NG-Perron	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)

Klasik birim kök testlerinden sonra bağımlı ve bağımsız değişkenlerde 2014 – 2024 yılları arasında meydana gelen yurt içi ve yurt dışı kaynaklı olumlu ve olumsuz durumlardan kaynaklı ani değişim yani kırılım olup olmadığına bakılacaktır.

Tablo 14: Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi Sonuçları(1)

UD _{max} tarafından belirlenen kırılma sayısı				1
WD _{max} tarafından belirlenen kırılma sayısı				5
Kırılma Sayısı	F-istatistik değeri	Ölçeklendirilmiş F-istatistik değeri	Ağırlıklı F-istatistik değeri	Kritik Değer

1 *	15.875	63.498	63.498	16.190
2 *	14.408	57.633	67.762	13.77
3 *	13.441	53.763	71.522	12.17
4 *	13.100	52.400	78.624	10.79
5 *	11.232	44.930	80.023	9.090
Ud _{Max} Kritik Değeri	63.498	WD _{Max} Kritik Değeri	80.023	

Not: *0.05 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Kritik Değerler Bai-Perron (2003b) çalışmasında verilen kritik değerlerdir.

Yapısal kırılma analizlerinin bir parçası olarak, Bai ve Perron'un çift maksimum testleri seride kırılmaların mevcudiyetini araştırmak amacıyla uygulanmıştır. Elde edilen bulgular Tablo 14'de detaylandırılmış olup, sonuçlar incelendiğinde serinin birden fazla yapısal değişikliğe uğradığı gözlemlenmiştir. Daha sonra LWZ ve Schwarz bilgi kriterleri kullanılarak kırılma sayısı ve dönemleri bulunacaktır.

Tablo 15: Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi Sonuçları(2)

Schwarz kriteri tarafından belirlenen kırılma sayısı:		3
LWZ kriteri tarafından belirlenen kırılma sayısı:		1
Kırılma Sayısı	Schwarz kriteri değeri	LWZ kriteri değeri
0	2.826	2.96
1	2.597	2.904*
2	2.522	3.002
3	2.509*	3.164
4	2.511	3.342
5	2.625	3.636

Tablo 15'de görüleceği üzere Schwarz kriteri 3 kırılma ve LWZ kriteri ise 1 kırılma bulmuştur. 2014 – 2024 yılları arasında ülkemizde ve dünyada gerçekleşen ekonomik ve sağlığımızı ilgilendiren olaylar olmasından Tüketici Güven Endeksini etkilemesinden dolayı daha çok kırılma gösteren Schwarz Bilgi Kriteri kullanılacaktır.

Kırılma tarihleri Tablo 16'de gösterilmiştir.

Tablo 16: Kırılma Dönemleri

Kırılma Dönemleri
-
2018M09
2018M09, 2020M12
2018M09, 2020M11, 2022M08
2015M09, 2018M09, 2020M11, 2022M08
2015M09, 2017M04, 2019M05, 2021M01, 2022M08

Tablo 16’da Schwarz bilgi kriterinin önerdiği 3 kırılmalı model analizlerde tercih edilmiştir. Bu karar, hem istatistiksel uygunluk hem de Haziran 2018 tarihinde gerçekleşen Cumhurbaşkanlık seçimi, 2020’nin son aylarında pandeminin ekonomik etkilerinin açıkça hissedilmeye başlaması ve son olarak 2022 yılının ikinci yarısından itibaren uygulanan ekonomik politikalar kırılmalara neden olarak gösterilebilir.

Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin oluşturduğu fonksiyonun yapısal kırılım sayısını ve dönemlerini belirledikten sonra değişkenlere yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulanacaktır.

Perron (1989), makroekonomik serilerin yalnızca fark alınarak durağanlaştırılabileceği fikrinin hatalı olduğunu savunmuştur. Yaptığı çalışmada, bu serilerin aslında deterministik trend içeren bir yapıya sahip olabileceğini ve bu trendin göz önünde bulundurulmasıyla durağanlık kazanabileceğini göstermiştir.

Tablo 17: Perron Tek Kırılmalı Birim Kök testi Temel Düzey Sonuçları

	Sabitli t İstatistiği	Sabitli Trendli t İstatistiği	Trendli t İstatistiği
TGE	-4.658 2018M07*	-4.611 2018M07*	-4.105 2022M08*
TKFO	-4.829 2023M04*	-4.409 2022M07*	-4.054 2022M10*
MVFO	-3.498 2023M05*	-3.407 2022M10*	-3.407 2022M10*
REDK	-3.195 2022M12*	-4.798 2021M09*	-4.025 2022M10*

Kritik değerler			
1% level	-5.92	-6.32	-5.45
5% level	-5.23	-5.59	-4.83
10% level	-4.92	-5.29	-4.48

Not : * Kırılma dönemleri

Tablo 17’de analizde kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlerin sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerde test istatistiklerinin mutlak değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden küçük olduğundan temel düzeyde birim kök içermektedirler. Bu nedenle serilerin birinci farkları alınarak durağanlıkları tekrar test edilecektir.

Tablo 18: Perron Tek Kırılmalı Birim Kök testi I(1) Düzey Sonuçları

	Sabitli	Sabitli Trendli	Trendli
	t İstatistiği	t İstatistiği	t İstatistiği
TGE	-9.343 2022M06*	-9.414 2022M06*	-9.057 2021M10*
TKFO	-5.803 2023M03*	-6.690 2023M03*	-5.413 2019M12*
MVFO	-5.458 2018M09*	-5.590 2019M06*	-4.856 2020M11*
REDK	-10.031 2018M08*	-10.330 2018M08*	-9.5228 2018M02*

Kritik değerler			
1% level	-5.92	-6.32	-5.45
5% level	-5.23	-5.59	-4.83
10% level	-4.92	-5.29	-4.48

Not: * Kırılma dönemleri

Tablo 18’de bağımlı ve bağımsız değişkenlerin sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerde test istatistiklerinin mutlak değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan I(1) düzeyde durağandırılar.

Zivot ve Andrews (1992), Perron'un (1989) yaklaşımını eleştirerek, birim kök testlerinde yapısal kırılma noktasının dışsal değil, modelin kendisi tarafından, yani içsel (endojen) olarak belirlenmesi gerektiğini savunmuştur. Bu amaçla, sabit bir kırılma noktası varsayımı yerine, tahmin edilen bir kırılma noktasını kullanan yeni bir test istatistiği önermişlerdir. Bu test, kırılma noktasının tam olarak nerede olduğunu tahmin ederek, test istatistiğinin asimptotik dağılımını (örneklem boyutu büyüdükçe yaklaştığı dağılım) yeniden belirlemiştir.

Tablo 19: Zivots ve Andrews Tek Kırılmalı Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları

	Sabitli t İstatistiği	Sabitli Trendli t İstatistiği	Trendli t İstatistiği
TGE	-5.084 2018M08*	-4.574 2022M05*	-5.035 2021M10*
TKFO	-4.566 2023M04*	-4.358 2022M11*	-4.346 2022M08*
MVFO	-3.896 2023M06*	-4.943 2022M12*	-4.707 2022M08*
REDK	-3.205 2023M01*	-4.648 2022M07*	-4.816 2021M10*
Kritik değerler			
1% level	-5.34	-4.8	-5.57
5% level	-4.93	-4.42	-5.08
10% level	-4.58	-4.11	-4.82

Not: * Kırılım Dönemleri

Tablo 19’de gözlemlendiği üzere, analizde kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlerden Tüketici Güven Endeksi (TGE) haricindeki tüm serilerin, sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerdeki test istatistiklerinin mutlak değerleri, %1 ve %5 anlamlılık seviyelerinde kritik değerlerin altında kalmıştır. Bu sonuç, söz konusu değişkenlerin temel seviyede (düzeyde) birim kök içerdiğini göstermektedir. TGE’nin

ise mutlak test istatistiği sabitli-trendli modelde %5 lik kritik değerden büyük olduğundan temel düzeyde durağandır I(0).

Tablo 20: Zivots ve Andrews Tek Kırılmalı Birim Kök Testi I(1) Düzey Sonuçları

	Sabitli t İstatistiği	Sabitli Trendli t İstatistiği	Trendli t İstatistiği
DTGE			
DTKFO	-5.717 2023M03*	-5.353 2019M09*	-6.232 2023M03*
DMVFO	-5.437 2023M05*	-5.031 2021M07*	-5.602 2019M07*
DREDK	-9.476 2022M01*	-9.417 2017M01*	-9.721 2018M10*
Kritik değerler			
1% level	-5.34	-4.8	-5.57
5% level	-4.93	-4.42	-5.08
10% level	-4.58	-4.11	-4.82

Not: * Kırılım Dönemleri

Tablo 20’de TGE hariç bağımlı ve bağımsız değişkenlerin sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerde test istatistiklerinin mutlak değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan I(1) düzeyde durağandırlar.

Lee ve Strazicich (LS-2004), hem sıfır hem de alternatif hipotezde içsel bir yapısal kırılmanın var olduğunu varsayarak yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu testin en önemli özelliği, sıfır hipotezinin reddedilmesinin, serinin birim köke sahip olmadığı anlamına gelmemesidir. Aksine, sıfır hipotezinin reddedilmesi, yapısal kırılma olmadan birim kökün reddedildiği sonucunu doğurur.

Tablo 21: Lee ve Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Testi Temel Düzey ve I(1) Düzey Sonuçları

	Temel Düzey t İstatistiği	Birinci Fark t İstatistiği
TGE	-4.754* 2021M10**	
TKFO	-5.908* 2023M05**	
MVFO	-5.590* 2021M04**	
REDK	-3.726 2021M12**	-9.447* 2020M08**

Not: *0,01düzeyde Kritik değerler, ** Kırılım Dönemleri

Tablo 21’de REDK hariç bağımlı ve bağımsız değişkenlerin temel düzeyde test istatistiklerinin mutlak değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan I(0) düzeyde durağandılar. REDK ise serinin birinci farkları alındıktan sonra test istatistikleri mutlak değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan I(1) düzeyde durağandır.

Tablo 22: Lee ve Strazicich (2003) İki Kırılmalı Birim Kök Testi Temel Düzey ve I(1) Düzey Sonuçları

	Temel Düzey t İstatistiği	Birinci Fark t İstatistiği
TGE	-5.624** 2018M07 2023M07***	
TKFO	-6.587* 2019M07 2023M07***	
MVFO	-6.273* 2019M08 2023M07***	
REDK	-5.304* 2017M02 2021M10***	-9.952* 2018M06 2018M11***

Not: *0,01düzeyde, **0.05 düzeyde Kritik değerler, *** Kırılım Dönemleri

Tablo 22’de REDK hariç bağımlı ve bağımsız değişkenlerin temel düzeyde test istatistiklerinin mutlak değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan I(0) düzeyde durağandılar. REDK ise serinin birinci farkları alındıktan sonra test istatistikleri mutlak değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan I(1) düzeyde durağandır.

Bai–Perron testlerinin Schwarz kriteri üç kırılmayı işaret ettiği için, tek kırılma varsayımına dayanan Zivot–Andrews ve Lee–Strazicich testlerinin bulguları referans olmakla birlikte nihai bütünleşme derecesi değerlendirmesinde çoklu kırılmayı açıkça modelleyen Carrion-i-Silvestre vd. (2009) tercih edilmiştir. Bu test, içsel kırılma tarihleri, quasi-GLS ile küçük örneklerde güç artışı ve sabit/eğim kırılmalarını birlikte ele alabilmesi nedeniyle, 2014–2024 arası Türkiye verisinin rejim dinamiklerine daha iyi uyumludur.

Carrión-i-Silvestre vd. (2009) tarafından önerilen birim kök sınaması; yapısal kırılma dönemlerinin model tarafından içsel olarak belirlenmesi, eğilim (trend) fonksiyonunun eğim ve sabit parametrelerinde esnek değişikliklere olanak tanınması gibi özelliklere sahiptir. Ayrıca, bu metodolojinin yarı-Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (quasi-GLS) yaklaşımını kullandığı ve küçük örnek hacimlerinde dahi başarılı sonuçlar verdiği iddia edilmiştir.

Tablo 23: Carrion-i Silvestre Çoklu Kırılmalı Birim Kök Testi Temel Düzey Sonuçları

	Temel Düzey Değerleri					Temel Düzey Kırılma Tarihleri
	P _T	MP _T	MZ _a	MSB	MZ _t	
TGE	14.1 (7.19)	11.87 (7.19)	-19.52 (-31.93)	1.16 (0.12)	-3.11 (-3.99)	2015M08; 2022M03; 2023M04
TKFO	31.53 (7.66)	30.27 (7.66)	-8.24 (-33.86)	0.23 (0.12)	-1.86 (-4.11)	2018M05; 2020M06; 2023M05
MVFO	24.92 (7.69)	22.07 (7.69)	-11.69 (-33.58)	0.20 (0.12)	-2.31 (-4.09)	2018M04; 2019M05; 2023M02
REDK	11.37 (8.82)	10.79 (8.82)	-28.36 (-34.41)	0.13 (0.12)	-3.73 (-4.12)	2014M12; 2016M01; 2021M11

Not: Parantez içindeki değerler, bootstrap kullanılarak 1000 yinleme ile üretilmiş kritik değerlerdir. Yapısal kırılma tarihleri, test yöntemi tarafından belirlenmiş tarihlerdir.

Tablo 23’de çalışmada kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenler kritik değerlerden büyük olduğundan temel düzeyde birim kök içermektedirler. Bu nedenle serilerin birinci farkları alınarak durağanlıkları tekrar test edilecektir.

Tablo 24: Carrion-i Silvestre Çoklu Kırılmalı Birim Kök Testi I(1) Düzey Sonuçları

	I(1) Düzey Değerleri					I(1) Düzey Kırılma Tarihleri
	P _T	MP _T	MZ _a	MSB	MZ _t	
TGE	4.70* (7.21)	4.38* (7.21)	-52.27* (-31.59)	0.09* (0.13)	-5.11* (-3.97)	2015M10; 2022M08; 2023M07
TKFO	6.53* (7.39)	6.28* (7.39)	-38.44* (-32.71)	0.11* (0.12)	-4.38* (-4.03)	2019M02; 2020M03; 2023M02
MVFO	6.18* (7.65)	5.71* (7.65)	-45.36* (-33.26)	0.10* (0.12)	-4.75* (-4.07)	2017M07; 2018M08; 2023M07
REDK	6.35* (8.68)	5.71* (8.68)	-52.31* (-34.80)	0.10* (0.12)	-5.11* (-4.15)	2018M07; 2020M03; 2021M11

Not: * % 5 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler, bootstrap kullanılarak 1000 yinleme ile üretilmiş kritik değerlerdir. Yapısal kırılma tarihleri, test yöntemi tarafından belirlenmiş tarihlerdir.

Tablo 24’dedi sonuçlara göre, çalışmada kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenler kritik değerlerden küçük olduğundan seriler durağan hale gelmiştir.

Yapısal kırılmalı birim kök testlerinden çıkan düzeyler Tablo 25’de özet halinde gösterilmiştir.

Tablo 25: Yapısal Kırılmalı Birim Kök Düzey Sonuçları

	TGE	TKFO	MVFO	REDK
Perron(1989) Tek Kırılmalı Birim Kök testi	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Zivots and Andrews (1992) Tek Kırılmalı Birim Kök Testi	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi Tek Kırılmalı Birim Kök Testi	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)
Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi İki Kırılmalı Birim Kök Testi	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)

Carrion-i Silvestre (2009) Çoklu Kırılmalı Birim Kök Testi	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
--	------	------	------	------

Farklı yapısal kırılmalı birim kök testleri serilere ilişkin farklı sonuçlar vermiştir. Örneğin, Zivot-Andrews ve Lee-Strazicich testleri bazı serileri $I(0)$ olarak değerlendirirken, Carrion-i Silvestre (2009) testi aynı seriler için $I(1)$ sonucunu vermiştir. Bu çalışmada, daha güçlü yapısal kırılma varsayımlarını ve çoklu kırılma noktalarını dikkate aldığı için Carrion-i Silvestre (2009) testinin sonuçları esas alınmıştır. Zira bu test, hem düzey hem trend kırılmalarını aynı anda modelleyebilmekte ve tüm seriler için ortak kırılma tarihleri varsaymak zorunda kalmadan bireysel kırılmaları dikkate alabilmektedir. Bu nedenle serilerin $I(1)$ olduğu kabul edilerek, uzun dönem eşbütünleşme analizleri ve ilgili modeller bu varsayım altında kurulmuştur. Ayrıca, Zivot-Andrews ve Lee-Strazicich testleri yalnızca tek kırılma varsayımı altında çalıştıkları için, çoklu yapısal kırılma içeren ekonomik serilerde sapmalı sonuçlar verebilmekte; bu da testlerin durağanlık düzeylerini yanlış değerlendirmesine yol açabilmektedir. Ayrıca Bai-Perron'da da çıkan kırılma sayısı 3 böylece 2 kırılmalı veya tek kırılmalı testleri saf dışı ettiği için, bu sonuç da Carrion-i Silvestre (2009)'nin tercih edilmesi ile tutarlılık göstermektedir.

Bu durumda bağımlı ve bağımsız değişkenlerin hepsi $I(1)$ düzeyde durağandır. Çıkan bu birim kök sonuçlarına istinaden yapısal kırılmaları temel alan eşbütünleşme testleri uygulanmıştır.

Çoklu kırılmalar altında Maki (2012), Gregory-Hansen veya Hatemi-J gibi alternatiflere göre birden fazla kırılmaya izin veren ve deterministik bileşen senaryolarını esnek kurgulayan bir çerçeve sunduğu için tercih edilmiştir.

Tablo 26: Maki (2012) Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Kırılma Tarihi
		1%	5%	10%	
Model 0	-13.183406*	-5.563	-5.083	-4.784	2015M02; 2015M10; 2022M05

Model 1	-13.30588*	-5.833	-5.373	-5.106	2018M07; 2022M05; 2023M04
Model 2	-13.750118*	-6.251	-5.703	-5.402	2022M06; 2023M05; 2024M01
Model 3	-13.544856*	-7.082	-6.524	-6.267	2021M01; 2021M11; 2023M05

Not: Kritik değerler Maki (2012) Tablo 1'den alınmıştır. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılığı ifade etmektedir.

Maki (2012) testinden elde edilen bulgular, tüm model spesifikasyonlarına ait test istatistiklerinin mutlak değerlerinin %1 kritik eşiğini aştığını göstermiştir. Bu sonuç, analiz edilen seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı yönündeki sıfır hipotezinin (H0) reddedildiği anlamına gelmektedir. Eşbütünleşik sistemlerde OLS uzun dönem katsayıları seri korelasyonu ve içsellik nedeniyle yanlı olabilir. FMOLS yarı-parametrik düzeltme uygular; DOLS, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin ileri-geri fark gecikmelerini ekleyerek küçük örnekleme etkinliği artırır; CCR ise dönüşüm tabanlı sapma azaltımı sağlar. Üç tahmincinin tutarlı sonuçlar vermesi, uzun dönem işaret ve büyüklüklerin sağlamlığına dair ek güvence sunar. Eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesiyle uzun dönem katsayılarını belirlemek için FMOLS, DOLS ve CCR sonuçları Tablo 24'de gösterilmiştir.

Tablo 27: FMOLS, DOLS ve CCR Uzun Dönem Katsayı Sonuçları

Tahmin	Değişken	Katsayı	Standart Hata	T istatistiği	P Değeri
FMOLS	TKFO	-0.4320*	0.1308	-3.3030	0.0012
	REDK	0.4524*	0.1463	3.0924	0.0024
	MVFO	0.4043*	0.0683	5.9222	0.0000
	C	0.0216	0.1801	0.1200	0.9046
DOLS	TKFO	-0.5660*	0.1749	-3.2364	0.0016
	REDK	0.7880*	0.2154	3.6585	0.0004
	MVFO	0.5726*	0.0956	5.9900	0.0000
	C	-0.0041	0.2009	-0.0206	0.9836
CCR	TKFO	-0.4345*	0.1530	-2.8408	0.0052
	REDK	0.4429*	0.1902	2.3281	0.0215
	MVFO	0.4003*	0.0848	4.7226	0.0000
	C	0.0260	0.1817	0.1431	0.8864

Not: FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerinde Bartlett çekirdek tahmincisi kullanılmıştır. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 27’deki sonuçlar incelendiğinde FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleri ile elde edilen bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait uzun dönem katsayıların istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır.

FMOLS Tahmini:

$$TGE_t = 0.0216 - 0.4320 \cdot TKFO_t + 0.4524 \cdot REDK_t + 0.4043 \cdot MVFO_t$$

DOLS Tahmini:

$$TGE_t = -0.0041 - 0.5660 \cdot TKFO_t + 0.7880 \cdot REDK_t + 0.5726 \cdot MVFO_t$$

CCR Tahmini:

$$TGE_t = 0.0260 - 0.4345 \cdot TKFO_t + 0.4429 \cdot REDK_t + 0.4003 \cdot MVFO_t$$

FMOLS modeline göre TKFO’daki 1 birimlik artış, TGE’yi uzun dönemde yaklaşık 0.43 birim azaltmaktadır. MVFO ve REDK ise TGE üzerinde pozitif ve anlamlı etkiye sahiptir.

DOLS modeline göre TKFO’daki 1 birimlik artış, TGE’yi uzun dönemde yaklaşık 0.57 birim azaltmaktadır. MVFO ve REDK ise TGE üzerinde pozitif ve anlamlı etkiye sahiptir.

CCR modeline göre TKFO’daki 1 birimlik artış, TGE’yi uzun dönemde yaklaşık 0.43 birim azaltmaktadır. MVFO ve REDK ise TGE üzerinde pozitif ve anlamlı etkiye sahiptir.

Analizin bundan sonraki aşamasında değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri incelenmek istenmiştir. Granger nedensellik testlerinde yanlış belirlenen bütünleşme derecesi veya kırılmalar, asimptotik dağılımları bozarak yanıltıcı sonuçlar üretebilir. Toda–Yamamoto (TY) yaklaşımı, VAR’ı en yüksek bütünleşme derecesi (d_{max}) kadar fazladan gecikmeyle tahmin ederek Wald testinin standart ki-kare dağılımını korur; böylece $I(0)/I(1)$ karışımı ve kırılma varlığında ön test hatasına duyarlılığı azaltır.

Tablo 28: Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları

Nedensellik Yönü	Ki-Kare	p-Değeri	Anlamlılık Düzeyi	Karar
TKFO → TGE	11.931	0.008	%1 düzeyi	Nedensellik var
REDK → TGE	14.499	0.002	%1 düzeyi	Nedensellik var
MVFO → TGE	23.739	0.000	%1 düzeyi	Nedensellik var
TGE → TKFO	6.624	0.085	%10 düzeyi	Zayıf nedensellik
REDK → TKFO	6.804	0.078	%10 düzeyi	Zayıf nedensellik
MVFO → TKFO	21.227	0.000	%1 düzeyi	Nedensellik var
TGE → REDK	7.363	0.061	%10 düzeyi	Zayıf nedensellik
TKFO → REDK	1.373	0.712	Anlamlı değil	Nedensellik yok
MVFO → REDK	2.619	0.454	Anlamlı değil	Nedensellik yok
TGE → MVFO	13.838	0.003	%1 düzeyi	Nedensellik var
TKFO → MVFO	37.480	0.000	%1 düzeyi	Nedensellik var
REDK → MVFO	21.560	0.000	%1 düzeyi	Nedensellik var

Tablo 28’de Tüketici Kredisi Faiz Oranı, Reel Efektif Döviz Kuru ve Mevduat Faiz Oranından Tüketici Güven Endeksi’ne güçlü nedensellik bulunmaktadır. Tüketici Güven Endeksinden Tüketici Kredisi Faiz Oranı ve Reel Efektif Döviz Kuruna zayıf nedensellik bulunmakta olup Mevduat Faiz Oranına ise güçlü nedensellik bulunmaktadır. Reel Efektif Döviz Kurundan Tüketici Kredisi Faiz Oranına zayıf nedensellik bulunmakta olup Mevduat Faiz Oranından Tüketici Kredisi Faiz Oranına güçlü nedensellik bulunmaktadır. Tüketici Kredisi Faiz Oranından Reel Efektif Döviz Kuruna nedensellik bulunmamakta olup, Mevduat Faiz Oranına güçlü nedensellik bulunmaktadır. Mevduat Faiz Oranından Reel Efektif Döviz Kuruna nedensellik bulunmamakta olup Reel Efektif Döviz Kurundan Mevduat Faiz Oranına güçlü nedensellik bulunmaktadır.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Tüketici davranışları, ekonomiye yönelik algıları ve beklentileriyle yakından ilişkilidir. Bu beklentiler, ekonomiye duyulan genel güvenin bir yansımasıdır. Ekonomik güven ve geleceğe dair beklentiler, sadece tüketicilerin harcama kararlarını değil, aynı zamanda üreticilerin yatırım ve tasarruf gibi stratejik tercihlerini de şekillendirir. Bu nedenle, tüketici güveninin ölçülmesi, makroekonomik eğilimler hakkında önemli ipuçları sunar. Tüketici güveninin değerlendirilmesi genellikle tüketici eğilim anketleri aracılığıyla yapılır. Bu anketlerden elde edilen Tüketici Güven Endeksi (TGE), hane halklarının mevcut ekonomik koşullara ilişkin algılarını, ekonominin şimdiki ve gelecekteki durumuna dair beklentilerini sorgulayan sorulardan oluşmaktadır. Bu endeks, ekonomik aktörlerin davranışlarını ve genel ekonomik gidişatı anlamak için kritik bir gösterge niteliğindedir.

Bu tez çalışmasında, Türkiye’de tüketici kredisi faiz oranı, mevduat faiz oranı ve reel efektif döviz kurunun Tüketici Güven Endeksi üzerindeki uzun dönem etkileri incelenmiştir. Analiz 2014 Ocak – 2024 Aralık dönemi arası aylık verilerle gerçekleştirilmiştir. Çalışmada öncelikle serilerin durağanlık durumunu belirlemek için klasik birim kök testleri (ADF, PP, KPSS, Ng-Perron) uygulanmış, ardından Bai-Perron çoklu yapısal kırılma testi ile serilerde üç farklı kırılma (2018:09, 2020:11, 2022:08) tespit edilmiştir. Bu kırılmalar dikkate alınarak Perron, Zivot–Andrews, Lee–Strazicich ve Carrion-i Silvestre testleri uygulanmış ve serilerin birinci farkında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Daha sonra, Maki (2012) eşbütünleşme testi kullanılarak değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu tespit edilmiştir. Bu ilişki çerçevesinde FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleri ile uzun dönem katsayılar tahmin edilmiştir. Son olarak, Toda–Yamamoto nedensellik analizi uygulanmış ve değişkenler arasındaki yönlü ilişkiler ortaya konmuştur.

Çalışmada tespit edilen kırılmalar Türkiye’nin yakın dönem makroekonomik şoklarıyla örtüşmektedir. 2018 Eylül’deki ilk kırılma, kur krizine bağlı olarak faizlerin hızla yükselmesi ve güven endeksinin sert düşüşüyle ilgilidir. 2020 Kasım’daki ikinci kırılma, COVID-19 pandemisinin yarattığı ekonomik belirsizlikler ve para politikası değişiklikleriyle ilişkilidir. 2022 Ağustos’taki son kırılma ise, faiz indirimleri ve döviz

kurundaki sert dalgalanmaların hanehalkı güvenini yeniden şekillendirdiği bir döneme denk gelmektedir. Bu bağlam, tüketici güveninin ekonomik ve siyasi şoklara duyarlılığını açık biçimde göstermektedir.

Elde edilen sonuçlara göre, üç farklı tahmin yönteminde de tüketici kredisi faiz oranının TGE üzerinde uzun dönemde negatif ve anlamlı bir etkisi vardır. Buna karşın mevduat faiz oranı ve reel efektif döviz kuru, TGE üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahiptir. Toda–Yamamoto nedensellik analizi ise, TKFO, MVFO ve REDK’den TGE’ye güçlü nedensellik olduğunu, ayrıca değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkileri bulunduğunu göstermektedir. Bu bulgular, faiz, mevduat ve döviz piyasalarının tüketici güvenini şekillendiren temel finansal faktörler olduğunu ortaya koymaktadır.

Çalışmanın sonuçları literatürle karşılaştırıldığında bazı benzerlikler ve farklılıklar göze çarpmaktadır. TKFO ile TGE arasındaki negatif ilişki, Mishkin (1978), Garrett vd. (2005) gibi uluslararası çalışmaların yanı sıra Türkiye’de Güneş ve Çelik (2009) ile Çelik, Aslanoğlu ve Deniz (2010) tarafından ulaşılan sonuçlarla uyumludur.

Reel efektif döviz kuru açısından elde edilen pozitif etki ise literatürde daha tartışmalıdır. Türkiye’de reel efektif döviz kurunun (REDK) tüketici güven endeksi (TGE) üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki göstermesi, ilk bakışta literatürdeki baskın bulgularla tam olarak örtüşmemektedir. Zira pek çok çalışmada döviz kuru dalgalanmaları, ekonomik belirsizliği artıran ve bu yolla tüketici güvenini zayıflatan bir unsur olarak ele alınmaktadır (Vuchelen, 2004; Souleles, 2004). Bununla birlikte, Türkiye’nin ekonomik yapısı, tüketim kompozisyonu ve analiz dönemine özgü politika rejimleri dikkate alındığında, REDK’nin TGE üzerindeki pozitif etkisi teorik olarak tutarlı şekilde açıklanabilir niteliktedir.

Öncelikle, REDK’nin artışı, tanım gereği Türk lirasının reel olarak değerlendirilmesi anlamına gelmektedir. Reel değerlendirme dönemleri, Türkiye’de çoğunlukla dış finansman koşullarının görece elverişli olduğu, büyüme oranlarının nispeten yüksek seyrettiği ve iç talebin görece canlı olduğu konjonktürlerle çakışmaktadır. Böyle dönemlerde kurdaki görece istikrar ve değerlendirme, hanehalkı

nezdinde hem ekonomik performans hem de gelecek döneme ilişkin beklentiler açısından “olumlu sinyal” olarak algılanabilmektedir. Analiz döneminde tespit edilen yapısal kırılma tarihlerinden sonra gözlenen kısa kur istikrarı fazlarının TGE’deki kısmi toparlanmalarla eş yönlü seyrinin, bu mekanizmayla uyumlu olduğu değerlendirilebilir. Burada elde edilen pozitif katsayı, kur istikrarının ve reel değerlenmenin, en azından bazı alt dönemlerde, tüketici güvenini destekleyici bir rol üstlenebildiğine işaret etmektedir.

İkinci olarak, Türkiye’de tüketici güveninin önemli belirleyicilerinden biri enflasyon ve enflasyon beklentileridir. Döviz kuru geçişkenliğinin yüksek olduğu ekonomilerde, kurdaki ani ve geniş çaplı değer kayıpları kısa sürede fiyatlara yansımakta; bu durum da hem enflasyon oranını hem de fiyat oynaklığını artırmaktadır. Leigh ve Rossi (2002), Türkiye için yaptıkları çalışmada döviz kuru şoklarının tüketici fiyatlarına geçişinin hızlı ve güçlü olduğunu, kur dalgalanmalarının kısa vadede belirgin fiyat oynaklığına yol açtığını göstermektedir. Bu bulgu, kur istikrarının hanehalkı tarafından fiyat istikrarının öncü göstergesi olarak algılanabileceğini düşündürmektedir. Bu çerçevede, REDK’de gözlenen artışın (yani reel değerlenmenin), enflasyonist baskıların görece zayıfladığı veya kontrol altına alındığı yönünde algı yaratması, tüketici güvenini dolaylı yoldan artıran bir kanal olarak yorumlanabilir. Dolayısıyla, elde edilen pozitif katsayı, kur–enflasyon geçişkenliği yüksek bir ekonomide, reel kur hareketlerinin güven üzerindeki etkisinin doğrudan değil, enflasyon beklentileri üzerinden işlediğine işaret etmektedir.

Üçüncü olarak, döviz kuru gelişmekte olan ekonomilerde yalnızca bir fiyat değişkeni değil, aynı zamanda ekonomik yönetimin performansına ve makroekonomik istikrara ilişkin “gözle görülür bir gösterge” olarak algılanmaktadır. Belirsizlik literatürü, makroekonomik şokların ve özellikle politika belirsizliğinin tüketici güvenini zayıflattığını ortaya koymaktadır. Dees ve Brinca (2013), Euro Bölgesi için ekonomik belirsizlik şoklarının tüketici güveni üzerinde güçlü ve negatif etkiler yarattığını göstermektedir. Türkiye’de döviz kuru oynaklığı, bu belirsizlik bileşenlerinden biri olarak öne çıkmaktadır (Demirgil ve Çelikkaya, 2019). Bu açıdan bakıldığında, Türkiye’de REDK’deki reel değerlenme ve görece istikrarlı kur patikaları, hanehalkı tarafından belirsizliğin azaldığı, ekonomik yönetimin daha

öngörülebilir olduğu bir dönemin işareti olarak algılanabilir. Bu algı da TGE üzerinde pozitif yönde bir etki yaratabilmektedir (Koçak ve Karış, 2023). Buradaki yorum, Dees ve Brinca'nın (2013) belirsizlik-güven ilişkisine dair bulgularının, Türkiye'de döviz kuru kanalı üzerinden dolaylı biçimde çalıştığı varsayımına dayanmaktadır.

Dördüncü olarak, Türkiye'nin tüketim bileşimi dikkate alındığında, dayanıklı tüketim malları ve ithal girdi yoğunluğu yüksek ürünler önemli bir yer tutmaktadır (OECD, 2018). Bu tür mallarda fiyatlar büyük ölçüde döviz kuru seviyesine ve oynaklığına bağlıdır. Kurun reel olarak değerlendirilmesi, bu malların göreceli fiyatlarında artış baskısını sınırlayarak, hanehalkının ertelenebilir nitelikteki harcamalarını öne çekmesine yol açabilmektedir. Bu durum, özellikle TGE'nin "gelecek dönemde dayanıklı mal satın alma ihtimali" gibi bileşenlerinde iyileşmeye neden olabilir. Böyle bir mekanizma altında, REDK'deki artış ile TGE arasındaki pozitif ilişki, döviz kuru hareketlerinin hanehalkının reel satın alma gücü ve tüketim zamanlaması üzerindeki etkisinin bir yansıması olarak okunabilir. Bu yorum, Türkiye'de döviz kuru ile dayanıklı tüketim talebi arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların genel çerçevesiyle de uyumludur; ancak bu tezde doğrudan sektör temelli bir analiz yapılmadığı için, bu bağlantı ihtiyatla ve açıklayıcı bir mekanizma olarak sunulmaktadır.

Son olarak, çalışmada kullanılan çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme yaklaşımı, katsayıların tüm dönem için ortalama bir etkiyi yansıttığını unutmamayı gerektirmektedir. Maki (2012), farklı rejimlerde eşbütünleşme katsayılarının işaret ve büyüklük değiştirebileceğini vurgulamakta; bu da, pozitif uzun dönem katsayısının alt dönemlerdeki farklı işaretli etkilerin ağırlıklı ortalaması olabileceğini düşündürmektedir. Türkiye'de 2018 kur şoku, COVID-19 pandemisi ve 2022 sonrası para politikası rejimindeki değişiklikler, kur-güven ilişkisinin dönemsel olarak yeniden tanımlanmasına yol açmış olabilir. Bu nedenle, REDK katsayısının pozitif ve anlamlı bulunması, hem analiz dönemine özgü politika rejimlerini hem de kur istikrarının belli fazlarda tüketici beklentilerini destekleyici rolünü içeren bileşik bir etki olarak değerlendirilmelidir.

Bu çerçevede, REDK ile TGE arasındaki pozitif ilişki bulgusu, Türkiye'nin özgün makro-finansal dinamikleri ve yüksek kur-enflasyon geçişkenliği dikkate

alındığında, literatürle tamamen çelişen bir sonuç olmaktan ziyade, döviz kuru istikrarının ve reel değerlenme fazlarının tüketici güveni üzerinde dönemsel olarak destekleyici etkiler yaratabileceğini gösteren bağlamsal bir bulgu olarak okunmalıdır.

Mevduat faiz oranı ile güven arasındaki pozitif bağ, literatürde çok sınırlı incelenmiştir; ancak Türkiye’de tasarrufların reel getirisinin hanehalkı beklentilerini güçlendirmesi, bu çalışmanın özgün katkılarında biri olarak değerlendirilebilir. Sonuçlar, Karasoy Can ve Yüncüler (2018), Gökmen (2022) ve Hamurcu (2020) gibi Türkiye literatüründeki çalışmaların bulgularını tamamlayıcı nitelikte olup, TGE’nin birden fazla finansal göstergeyle uzun dönemli ilişkisini eşzamanlı olarak test etmesi bakımından bütüncül bir katkı sunmaktadır.

Elde edilen bulgular politika yapıcılar açısından üç kritik noktayı işaret etmektedir. İlk olarak, faiz oranlarındaki değişikliklerin tüketici güveni üzerinde güçlü ve negatif bir etkisi olduğundan, para politikası iletişimde hanehalkı beklentileri dikkate alınmalı ve öngörülebilirlik artırılmalıdır. İkinci olarak, reel efektif döviz kurundaki dalgalanmalar tüketici güvenliğini etkileyebildiğinden, kur istikrarını destekleyen politikalar tüketici güveninin korunmasında önemli rol oynayacaktır. Üçüncü olarak, mevduat faiz oranlarının güveni destekleyici etkisi, tasarruf sahiplerinin korunmasının ve reel getiri sağlanmasının tüketici beklentilerini iyileştirdiğini göstermektedir. Bu sonuç, para ve tasarruf politikalarının koordineli yürütülmesinin önemini ortaya koymaktadır.

Bu tez, literatüre iki açıdan katkı sağlamaktadır. Birincisi, Türkiye’de TGE ile finansal göstergeler arasındaki bağ, çoğu çalışmada parça parça incelenmişken, bu çalışma üç kritik değişkeni (TKFO, MVFO, REDK) aynı modelde uzun dönemli ilişkiler çerçevesinde değerlendirmiştir. İkincisi, kullanılan yöntemler çoklu yapısal kırılmaları dikkate almakta, böylece 2018 kur şoku, COVID-19 pandemisi ve 2022 sonrası dalgalanmalar gibi ekonomik politika rejimi değişimlerinin etkilerini içermektedir. Bulgular, tüketici güveninin finansal koşullardaki değişimlere duyarlı olduğunu ve özellikle faiz ve döviz politikalarının hanehalkı beklentilerini doğrudan etkilediğini göstermektedir.

Bununla birlikte, çalışmanın bazı sınırlılıkları bulunmaktadır. Analiz aylık frekansta ve üç finansal gösterge ile sınırlıdır; işsizlik, enflasyon beklentileri veya borsa endeksleri gibi değişkenler kapsam dışı bırakılmıştır. Ayrıca kullanılan yöntemler doğrusal çerçevede kalmıştır; ancak bulgular, tüketici güveninin farklı dönemlerde farklı tepkiler verdiğini göstermekte ve ekonomik politika bağımlılığını ima etmektedir. Bu durum, asimetrik ve rejim-bağımlı modellerle yapılacak yeni çalışmaların önemini ortaya koymaktadır. Bunun yanında mikro düzeyde hanehalkı verilerinin kullanılamaması, tüketici güvenindeki heterojenliklerin göz ardı edilmesine yol açmıştır.

Gelecek araştırmalar açısından, asimetrik ve doğrusal olmayan modellerin uygulanması, özellikle düşük ve yüksek güven dönemlerinde finansal göstergelerle ilişkilerin farklılaşıp farklılaşmadığını sınaıma imkânı sağlayacaktır. Ayrıca mikro anket verilerinden yararlanılarak hanehalkı düzeyinde güven–finansal değişken etkileşimi incelenebilir. Türkiye’nin küresel ekonomiye entegrasyonu dikkate alındığında, TGE ile küresel belirsizlik endeksleri, sermaye akımları ve uluslararası politika faizleri arasındaki ilişkilerin araştırılması da literatüre yeni katkılar sunacaktır.

Sonuç olarak, bu tez giriş bölümünde ortaya konan araştırma sorularına net yanıtlar vermektedir. TKFO’nun TGE üzerindeki negatif, MVFO ve REDK’nin ise pozitif uzun dönemli etkileri belirlenmiş; ayrıca değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkileri bulunmuştur. Bu sonuçlar, tüketici güveninin finansal göstergelerle sıkı bir etkileşim içinde olduğunu, hanehalkı beklentilerinin şekillenmesinde faiz ve döviz politikalarının kritik rol oynadığını ve ekonomi politikalarının tasarımıında TGE’nin dikkate alınması gerektiğini ortaya koymaktadır.

KAYNAKÇA

- AKİPEK, Ş. (1998). **Tüketici Kredisi, (Yayımlanmış Doktora Tezi)**. Ankara: Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- ALTUNIŞIK, R., & İSLAMOĞLU, A. (2013). **Tüketici davranışları**. Beta Yayıncılık.
- ANGELICO, C. (2018). **Consumer confidence and credit cycles: A VAR analysis**. Journal of Economic Studies, Volume 45, Issue 3, ss.412–429.
- ANGELICO, C. (2019). **Household Expectations and the Credit Cycle**. Available at SSRN 3491685. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3491685>
- ARISOY, İ., & AYTUN, C. (2014). **Türkiye’de Tüketim Harcamaları, Krediler ve Tüketici Güveni Arasındaki İlişkilerin Analizi**. Business & Economics Research Journal, Volume 5, Issue 2.
- ARISOY, İ., & AYTUN, C. (2014). **Consumer confidence, interest rates and consumption in Turkey: A Toda-Yamamoto causality approach**. Ege Academic Review, Volume 14, Issue 1, ss.85–96.
- AYDIN, G. (2017). **Mevduat Faiz Oranlarındaki Değişkenliğin Kredi Hacmi Üzerine Etkisi: Türk Bankacılık Sektöründe Bir Uygulama**. Muğla: Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, Yükek Lisans Tezi.
- BAĞCI, E. (2019). **Merkez Bankası Politika Faiz Oranı Ve Döviz Kuru İlişkisi: Türkiye Örneği**. Adıyaman Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Volume 31, ss.324-348. <https://dx.doi.org/10.14520/adyusbd.452196>.
- BAĞCI, H. (2019). **Policy rate and exchange rate dynamics in Turkey: Evidence from econometric analysis**. Journal of Economics and Administrative Sciences, Volue 21, Issue 2, ss.45–62. <https://doi.org/10.30586/pek.1504659>.

- BAĞRIAÇIK, A. (2002). **Kambiyo Mevzuatı**. ESKİŞEHİR: (Editör: Nüvit Oktay), Anadolu Üniversitesi Yayını No: 1346, Açıköğretim Fakültesi Yayını.
- BAI, J., & PERRON, P. (1998). **Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes**. *Econometrica*, Volume 66, Issue 1, ss.47-78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- BAI, J., & PERRON, P. (2003). **Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models**. *Journal of Applied Econometrics*, Volume 18, Issue 1, ss.1-22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>
- BARIŞIK, S., & DEMİRCİOĞLU, E. (2006). **Türkiye’de Döviz Kuru Rejimi, Konvertibilete, İhracat-İthalat ilişkisi (1980-2001)**. ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi Cilt 2, Sayı 3,, ss.71-84.
- BARUT, A., KARAOĞLAN, S., & KARABAYIR, M. (2017). **Faiz Oranı-Döviz Kuru Ve Bist100 Etkileşimi: Makı Eş-Bütünleşme Analizi**. Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Volume 8, Issue 16, ss.503-523.
- BAŞARIR, Ç., BİCİL, İ., & YILMAZ, Ö. (2019). **The relationship between selected financial and macroeconomic variables with consumer confidence index**. *International Journal of Economic Studies*, Volume 14, ss.173–183.
- BİLGE, F., & GÖKSU, N. (2010). **Tüketici Davranışları**. Ankara: Gazi Kitabevi.
- BİLGİLİ, F., DÜZGÜN, R., & UĞURLU, E. (2007). **Büyüme, Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları ve Yurt İçi Yatırımlar Arasındaki Etkileşim**. Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Volume 23, Issue 2, ss.127-152.
- BOZKURT, H. (2021). **Interest rates, exchange rates and inflation dynamics in Turkey: A VAR analysis**. *Journal of Financial Research and Studies*, Volume 13, Issue 2, ss.55–73.

- BOZKURT, H. (2021). **Türkiye’de para politikası-döviz kuru-enflasyon ilişkisinin ampirik analizi.** Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Araştırmaları Dergisi, Volume 11, Issue 3, ss.981-994.
- BRAM, J., & LUDVIGSON, S. (1998). **Does consumer confidence forecast household expenditure? A sentiment index horse race.** Economic Policy Review, Volume 4, Issue 2, ss.59-78. <https://ssrn.com/abstract=1023933>
- ÇELİK, S., ASLANOĞLU, E., & DENİZ, P. ((2010, January)). **The relationship between consumer confidence and financial market variables in Turkey during the global crisis. Paper presented at the 30th Annual Meeting of The Middle East.** Atlanta, GA: Economic Association, Allied Social Science Associations.
- ÇETİN, M., & SEKER, F. (2013). **Doğrudan yabancı yatırımlar ve ihracat ilişkisi: Gelişmekte olan ülkeler üzerine bir nedensellik analizi.** Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Volume 8, Issue 1, ss.121-142.
- ÇİL YAVUZ, N. (2015). **Finansal Ekonometri.** İstanbul: Der Yayınları.
- ÇİL, N. (2004). **Durağanlığın Belirlenmesinde KPSS ve ADF Testleri: İMKB Ulusal-100 Endeksi ile Bir Uygulama.** İktisat Fakültesi Mecmuası, Volume 54, Issue1, ss.239-247.
- DE STEFANI, A. (2017). **Waves of optimism: House price history, biased expectations and credit cycles.** Edinburgh School of Economics, University of Edinburgh, 282. <http://edin.ac/16ja6A6>
- DE STEFANI, J. (2017). **Consumer expectations and mortgage borrowing: Evidence from the US.** Journal of Financial Economics, Volume 124, Issue 1, ss.1–19. <http://edin.ac/16ja6A6>.
- DEES, S., & BRINCA, P. (2013). **Consumer confidence as a predictor of consumption spending: Evidence for the United States and the Euro area.** International Economics . <https://hdl.handle.net/10419/153783>

- DEES, S., & BRINCA, P. S. (2013). **Consumer confidence and economic uncertainty**. European Central Bank Working Paper Series, No. 1349.
- DEĞER, O., & DEMİR, M. (2015). **Reel Efektif Döviz Kuru ve Dış Ticaret Hacmi Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği**. Finans Politik & Ekonomik Yorumlar Cilt: 52 Sayı: 604, 7-21.
- DEMİRGİL, H., & ÇELİKKAYA, S. (2019). **Döviz kuru oynaklığının ekonomik belirsizlik üzerindeki etkisi: Türkiye ekonomisi için ampirik bir analiz**. Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 6(3), 832-845.
- DICKEY, D., & FULLER, W. (1979). **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root**. Journal of the American statistical association, Volume 74, Issue 366a, ss.427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- ELMA, Ç. A. (2008). **Yapısal Kırılmalar Altında Birim Kök Testleri ve Eşbütünleşme Analizi: Para Talebi İstikrarı**, Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi.
- ENDERS, W. (1995). **Applied Econometric Time Series**. Iowa State University, John Wiley & Sons Inc.pp.
- ERYÜZLÜ, E. (2020). **Consumer confidence and consumer credits in Turkey: A Toda- Yamamoto causality analysis**. Journal of Business, Economics and Finance, Volume 9, Issue 4, ss.204–216.
- ERYÜZLÜ, H. (2020). **Tüketici güven endeksi ve tüketici kredileri çok yönlü nedensellik ilişkileri: Türkiye örneği**. Bilim-Teknoloji-Yenilik Ekosistemi Dergisi, Volume 1, Issue 1, ss.47-53.
- FERRER, E. SALABER, J. & ZALEWSKA, A. (2014). **Consumer confidence indices and stock markets' meltdowns**. European Journal of Finance, Volume 20, Issue 3, ss.195–220. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2014.963634>

- FRAIT, J. & KOMAREK, L. (2001). **Real Exchange Rate Trends in Transitional Countries.** WarWick Economic Research Papers, Volume 596, Issue 13, 1-35.
<https://doi.org/10.22004/ag.econ.269366>
- FUHRER, J. (1993). **What role does consumer sentiment play in the US macroeconomy?** New England Economic Review, ss.32-44.
- GARRETT, T. HERNÁNDEZ-MURILLO, R., & OWYANG, M. (2005). **Does consumer sentiment predict regional consumption?** Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Volume 87, Issue 1, ss.123–135.
- GAYER, C. (2005). **Forecast Evaluation of European Commission Survey Indicators.** Journal of Business Cycle Measurement and Analysis, Volume 2, Issue 2, ss.157-183.
- GHOSH, S. (2022). **The impact of economic uncertainty and financial stress on consumer confidence: The case of Japan.** Journal of Asian Business and Economic Studies, Volume 29, Issue 1, ss.50–65.
<https://doi.org/10.1108/JABES-04-2021-0044>
- GÖÇER, İ. MERCAN, M, & PEKER, O. (2013). **Kredi Hacmi Artışının Cari Açığa Etkisi: Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi.** Istanbul University Econometrics and Statistics e-Journal, Volume 18, ss.1-17.
- GÖKALP, B. (2019). **Hisse senedi getirileri ile tüketici güven endeksi arasındaki ilişki: Diyagonal VECM modeli üzerinden bir değerlendirme.** Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi, Volume 4, Issue 1, ss.139-150.
<https://doi.org/10.30784/epfad.528556>
- GÖKALP, N. (2003). **Ekonomide güven faktörü.** Yönetim ve Ekonomi Dergisi, Volume 10, Issue 2, ss.163-174.
- GÖKMEN, A. (2022). **Consumer confidence and economic policy variables in Turkey: An ARDL bounds testing approach.** International Journal of Economic and Financial Issues, Volume 12, Issue 3, ss.45–58.

- GÖKMEN, T. (2022). **İktisat politikalarının tüketici güveni üzerindeki etkileri.** Gaziantep Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Maliye Ana Bilim Dalı : Yüksek Lisans Tezi, ss.1-177.
- GÖRMÜŞ, Ş., & GÜNEŞ, S. (2010). **Consumer confidence, stock prices and exchange rates: The case of Turkey.** Applied Econometrics and International Development, Volume 10, Issue 2, ss.103-114.
- GUIDE EVIEWS 8 USERS, I. (2013). California: Ihs Global Inc.
- GUJARATI, D., & PORTER, D. (2011). **Econometria Básica.** Sao Paulo: The McGraw-Hill Companies, Inc.
- GÜLTEKİN, S. (2019). **Türkiye'de Tüketici Kredisi Talebinin Gelir ve Faiz Esnekliği(Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi).** Erzurum: Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- GÜNEŞ, H. & ÇELİK, S. (2009, July). **Consumer confidence and financial market variables in an emerging economy: The case of Turkey.** Paper presented at the 15th International Conference on Computing in Economics and Finance. Sydney: University of Technology. ss.15-17.
- HAMURCU, Ç. (2020). **How consumer confidence index affects foreign investors' portfolio and equity security investments: A research on Turkey.** Celal Bayar University Journal of Social Sciences, 18(2), 145–160. <https://doi.org/10.18026/cbayarsos.872876>
- HARDI, I., RAY, S., DUWAL, N., IDROES, G., & MARDAYANTI, U. (2023). **Consumer confidence and economic indicators: Evidence from Indonesia.** International Journal of Management and Applied Research, Volume 10, Issue 2, ss.25–40. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>
- HUSEYNLI, N. (2022). **The relationship between consumer confidence index and BIST 50 index.** Journal of Eastern European and Central Asian Research, Volume 9, Issue 6, ss.1222–1234. <http://dx.doi.org/10.15549/jeecar.v9i6.1222>.

- İLHAN, A. (2024). **The asymmetric effects of consumer confidence on credit card spending in Turkey.** Journal of Economics, Finance and Administrative Science, Volume 22, Issue 1, ss.101–114. <http://dx.doi.org/10.11611/yead.1407003>
- ISLAM, T., & MUMTAZ, M. (2016). **Consumer Confidence Index and Economic Growth: An Empirical Analysis of EU Countries.** Euro Economica, Volume 35, Issue 2, ss.17-22.
- KARASOY CAN, H., & YÜNCÜLER, Ç. (2018). **The explanatory power and forecast performance of consumer confidence indices for private consumption growth in Turkey.** Emerging Markets Finance and Trade, Volume 54, Issue9, ss.2136–2152. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2017.1358608>
- KILCI, E. (2020). **Do confidence indicators have an impact on macro-financial indicators? An analysis of the financial service and real sector confidence indexes: Evidence from Turkey.** European Journal of Government and Economics, 9(1), 74–94. <https://doi.org/10.17979/ejge.2020.9.1.5948>
- KILCI, E. (2021). **A study on confidence indexes in Turkey under structural breaks for the period covering the Covid-19 pandemic.** Ömer Halisdemir University Journal of Economic and Administrative Sciences, Volume 14, Issue 3, ss.948–960. <http://doi.org/10.25287/ohuiibf.795657>
- KIM, J. (2003). **Consumer confidence and economic activity: What causes what?** OECD Economic Studies, 36(2), 123–152.
- KŁOPOCKA, A. (2017a). **Does consumer confidence forecast household saving and borrowing behavior? Evidence for Poland.** Social indicators research, Volume 133 Issue 2, ss.693-717. <http://doi.org/10.1007/s11205-016-1376-4>

- KŁOPOCKA, A. (2017b). **Does consumer confidence predict household debt? Evidence from European countries.** Journal of Economics and Finance, Volume 41, Issue 2, ss.253–272. <https://doi.org/10.1108/APJBA-10-2020-0362>
- KOÇAK, S. & KARIŞ, Ç. (2023). **Döviz Kuru Oynaklığı ve Hane Halkı Tüketim Harcamaları: Türkiye’den Kanıtlar.** Sosyoekonomi, 31(55), 283-296.
- KÜÇÜKAKSOY, İ., ÇİFÇİ, İ., & ÖZBEK, R. (2015). **İhracata dayalı büyüme hipotezi: Türkiye uygulaması.** Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Volume 5, Issue 2, ss.691-720.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P., & SHIN, Y. (1992). **Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?** Journal of Econometrics, Volume 54, Issue (1-3), ss.159-178. <https://doi.org/10.18074/cnuiibf.226>
- LEE, C. C., & CHIEN, M. (2008). **Structural breaks, tourism development, and economic growth: evidence from Taiwan.** Mathematics and Computers in Simulation, Volume 77, Issue 4, ss.358–368. <https://doi.org/10.1016/j.matcom.2007.03.004>
- LEE, J., & STRAZICICH, M. (2003). **Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks.** Review of Economics and Statistics, Volume 85, Issue 4, ss.1082–1089. <http://dx.doi.org/10.1162/003465303772815961>
- LEIGH, D., & ROSSI, M. (2002). **Exchange rate pass-through in Turkey.** IMF Working Paper No. 02/204.
- LUDVIGSON, S. (2004). **Consumer confidence and consumer spending.** Journal of Economic Perspectives, Volume 18, Issue 2, ss.29-50. <http://dx.doi.org/10.1257/0895330041371222>.
- MACKINNON, J. (1996). **Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests.** Journal of Applied Econometrics, Volume 11, ss.601-618.

[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T)

MAKI, D. (2012). **Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks.** *Economic Modelling*, Volume 29, Issue 5, ss.2011-2015. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.04.022>

MATSUSAKA, J., & ARGIA, M. (1995). **Consumer Confidence and Economic Fluctuations.** *Economic Inquiry*, Volume 33, ss.296-318. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1995.tb01864.x>

MAZUREK, J., & MIELCOVA, E. (2017). **Is consumer confidence index a suitable predictor of future economic growth? An evidence from the USA.** *Ekonomie a Management*, Volume 20, Issue 2, ss.30-45. <https://doi.org/10.15240/tul/001/2017-2-003>

MISHKIN, F. (1978). **Consumer sentiment and spending on durable goods.** *Brookings Papers on Economic Activity*, Volume 1978(1), ss.217–232. <https://doi.org/10.2307/2534366>

MISHKIN, F., & SERLETIS, A. (2011). **The Economics of Money, Banking and Financial Markets. Canada,** Toronto: Fourth Canadian Edition.

MOUROUGANE, A., & MORENO, R. (2002). **Can confidence indicators be useful to predict short term real GDP growth?** *European Central Bank*, 133.

NAZLIOĞLU, Ş. (2010). **Makro İktisat Politikalarının Tarım Sektörü Üzerine. Yayınlanmamış Doktora Tezi,** Kayseri: Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler.

NG, S., & PERRON, P. (1996). **Useful modifications to some unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties.** *The Review of Economic Studies*, Number:63, ss.435-463. <https://doi.org/10.2307/2297890>

- NG, S., & PERRON, P. (2001). **Lag length selection and the construction of unit root test with good size and power**, *Econometrica*, Volume 69. Ss.1519-1554. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00256>
- OECD. (2018). *OECD Economic Surveys: Turkey 2018*. Paris: OECD Publishing.
- ÖZDAMAR, H. (2024). **Tüketici Güven Endeksi İle Döviz Kuru, Faiz Oranı Ve Enflasyon Oranı Arasındaki İlişki: Kırılgan Beşli Ülkeleri Üzerine İnceleme. Konya**. Necmettin Erbakan Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi.
- ÖZER, S. (2013). **Bankacılıkta Şubeler Cari Sistemi ve Uygulaması**. Ankara: Başkent Üniversitesi, Yüksek Lisans Tezi.
- ÖZKAN, G. (2020). **Gelişmekte Olan Ülkelerde Reel Efektif Döviz Kurları İle Dış Ticaret Dengesi Arasındaki İlişki. İzmir: İzmir Katip Çelebi Üniversitesi** Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi.
- ÖZSAĞIR, Y. (2007). **Ekonomide güven faktörü**. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(20), 46-62.
- ÖZTÜRK, N., & DURGUT, D. (2011). **Faiz Oranlarının Belirleyicileri: Türkiye için**. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi Cilt 3, Sayı 1*, ss.117-144.
- PARK, J. (1992). **Canonical cointegrating regressions**. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, ss.119-143. <https://doi.org/10.2307/2951679>
- PERRON, P. (1989). **The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis**, *Econometrica*, volume 57, Issue 6, ss.1361-1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- PHILLIPS, P. & HANSEN, B. (1990). **Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes**. *The Review of Economic Studies*, Volume 57, 99-125. <https://doi.org/10.2307/2297545>

- POLAT, B. (2021). **Yapısal Kırılma Ve Fourier Eşbütünleşme Analizi Türkiye’de Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezinin Geçerliliğinin Sınanması**. İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi.
- SAIKKONEN, P. (1992). **Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation**. *Econometric theory*, Volume 8, Issue 1, 1-27. <https://doi.org/10.1017/S0266466600010720>
- SARI, S. & ILGIN, K. (2018). **Makroekonomik Faktörler ile tüketici güven endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği**. In International Congress on Political, Economic and Social Studies, ss.394-402.
- SEVÜKTEKİN, M., & ÇINAR, M. (2017). **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi**. Bursa: Dora Yayıncılık.
- SOULELES, N. (2004). **Expectations, consumption, and financial markets**. *Journal of Monetary Economics*, Volume 53, Issue 3, 821–840.
- STOCK, J., & WATSON, M. (1993). **A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems**. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 783-820. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- TARI, R., KOÇ, S., & ABASIZ, T. (2019). **Ekonometri**. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- TDK. (2025, 28 01). <https://sozluk.gov.tr/> adresinden alındı.
- TJANDRASA, B., & DEWI, V. (2019). **Determinants of consumer confidence index to predict the economy in Indonesia**. *Journal of Business and Economics Research*, Volume 17, Issue 2, ss.45–55. <https://doi.org/10.14453/aabfj.v15i4.02>

TODA, H., & Yamamoto, T. (1995). **Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes.** Journal of Econometrics, Volume 66, Issue (1-2), ss.25-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)

TÜİK. (2025, 01 28). **Türkiye İstatistik Kurumu:** <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=ekonomik-guven-117&dil=1> adresinden alındı.

UĞURLU, E. (2009). **Durağanlık ve Birim Kök Sınamaları Ders Notları,** [https://www.researchgate.net/publication/281647245_Durağanlık_Birim_Kök_Sınamaları - Stationarity_Unit_Root_Tests](https://www.researchgate.net/publication/281647245_Durağanlık_Birim_Kök_Sınamaları_-_Stationarity_Unit_Root_Tests), Erişim Tarihi: 05.01.2019.

UTAKA, A. (2003). **Confidence and the real economy-the Japanese case.** Applied Economics, Volume 35, Issue 3, ss.337-342. <https://doi.org/10.1080/00036840210135205>

VUCHELEN, J. (2004). **Consumer sentiment and macroeconomic forecasts.** Journal of Economic Psychology, Volume 25, Issue 4, ss.493-506. [https://doi.org/10.1016/S0167-4870\(03\)00031-X](https://doi.org/10.1016/S0167-4870(03)00031-X)

YILDIRIM, B. (2010). **Yapısal Kırılma Durumunda Birim Kök Testleri ve Gelir Yakınsama Analizi:Avrupa Birliği'ne Üye ve Aday Ülkeler İçin, Yüksek Lisans Tezi,** İstanbul Üniversitesi.

ZANBAK, M., ÖZGÜR, R., & ÇİÇEKER, E. (2022). **Tüketici güven endeksi ile seçilmiş makro değişkenler arasındaki ilişkinin Johansen eşbütünleşme ve nedensellik analizi: Türkiye örneği.** Gaziantep University Journal of Social Sciences, Volume 21, Issue 1, ss.108-126. <https://doi.org/10.21547/jss.949103>

ZANBAK, T., ÖZGÜR, G., & ÇİÇEKER, B. (2022). **Consumer confidence and macro-financial indicators in Turkey: a cointegration analysis.** Journal of Business Research–Turk, Volume 14, Issue 1, ss.15-32. <https://doi.org/10.21547/jss.949103>

ZEREN, F., & AKKUŞ, H. (2019). **Tüketici güven endeksi ve Katılım-30 İslami Hisse Senedi Endeksi arasındaki saklı ilişkinin araştırılması: Türkiye örneği.** Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi. Volume 54, Issue 1, ss.53-70.
<https://doi.org/10.15659/3.sektor-sosyal-ekonomi.19.02.1060>

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, Volume. 10, Issue 3, ss.251-270.
<https://doi.org/10.1198/073500102753410372>

