



**T.C. İSTANBUL T CARET
 NİVERSİTESİ**

LİSANS ST  E TİM ENSTİT S 

**T RKİYE’DE T KETİCİ G VEN ENDEKSİ VE MAKROEKONOMİK
DE İŐKENLER ARASINDAKİ UZUN D NEM İLİŐKİ:
DO RUSAL OLMAYAN EŐB T NLEŐME TESTLERİNDEN
KANITLAR**

Zeyneb H sna AKBAL

**Y KSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI
İSTATİSTİK PROGRAMI
İSTANBUL - 2025**



**T.C. İSTANBUL T CARET
 NİVERSİTESİ**

LİSANS ST  E İTİM ENSTİT S 

**T RKİYE’DE T KETİCİ G VEN ENDEKSİ VE MAKROEKONOMİK
DE İŐKENLER ARASINDAKİ UZUN D NEM İLİŐKİ:
DO RUSAL OLMAYAN EŐB T NLEŐME TESTLERİNDEN
KANITLAR**

**Zeyneb H sna AKBAL
23TIST006**

**Danıőman
Dr.   r.  yesi G lőah SEDEFO LU**

**Y KSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI
İSTATİSTİK PROGRAMI
İSTANBUL – 2025**

AKADEMİK VE ETİK KURALLARA UYGUNLUK BEYANI

İstanbul Ticaret Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, tez yazım kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada,

- tez içindeki bütün bilgi ve belgeleri akademik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- görsel, işitsel ve yazılı tüm bilgi ve sonuçları bilimsel ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- başkalarının eserlerinden yararlanılması durumunda ilgili eserlere bilimsel normlara uygun olarak atıfta bulunduğumu,
- atıfta bulunduğum eserlerin tümünü kaynak olarak gösterdiğimi,
- kullanılan verilerde herhangi bir tahrifat yapmadığımı,
- ve bu tezin herhangi bir bölümünü bu üniversitede veya başka bir üniversitede başka bir tez çalışması olarak sunmadığımı

beyan ederim.

Tarih

İmza

Zeyneb Hüsna AKBAL

İÇİNDEKİLER

İÇİNDEKİLER.....	i
ÖZET	iii
ABSTRACT	iv
TEŞEKKÜR.....	v
ŞEKİLLER DİZİNİ	vi
TABLolar DİZİNİ	vii
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ.....	viii
1. GİRİŞ	1
2. LİTERATÜR ÖZETİ.....	3
3. TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİ VE MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER.....	8
3.1. Tüketici Güven Endeksi	8
3.2. Enflasyon Oranı.....	12
3.3. İşsizlik Oranı	13
3.4. Sefalet Oranı.....	15
3.5. Döviz Kuru	16
4. DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİ.....	18
4.1. Birim Kök Testi Süreci.....	18
4.2. Yapısal Kırılmayı Dikkate Almayan Birim Kök Testleri	20
4.2.1 Enders ve Granger (1998) birim kök testi.....	21
4.2.2 Caner ve Hansen (2001) birim kök testi	22
4.2.3 Kapetanios, Shin ve Snell (2003) birim kök testi.....	24
4.2.4 Sollis (2009) birim kök testi	25
4.2.5 Kruse (2011) birim kök testi	26
4.2.6 Kılıç (2011) birim kök testi	27
4.3. Fourier Fonksiyonlu Birim Kök Testleri	28
4.3.1 Becker vd. (2004) birim kök testi	29
4.3.2 Becker vd. (2006) birim kök testi	30
4.3.3 Enders ve Lee (2012a) birim kök testi.....	31
4.3.4 Enders ve Lee (2012b) birim kök testi	32
4.3.5 Christopoulos ve Leon-Ledesna (2010) birim kök testi.....	34
4.3.6 Ranjbar vd. (2018) birim kök testi	36
4.3.7 Güriş (2018) birim kök testi	38
5. DOĞRUSAL OLMAYAN EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ	40
5.1. Eşbütünleşme Analizi	40

5.2.	Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Testleri	44
5.2.1	Enders ve Siklos (2001) eşbütünleşme testi	46
5.2.2	Hansen ve Seo (2002) eşbütünleşme testi	47
5.2.3	Seo (2006) eşbütünleşme testi	50
5.2.4	Kapetanios, Shin ve Snell (KSS) (2006) eşbütünleşme testi.....	51
5.2.5	Maki (2010) eşbütünleşme testi.....	54
5.3.	Fourier Fonksiyonlu Eşbütünleşme Testleri.....	56
5.3.1	Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testi	56
5.3.2	Banerjee vd. (2017) eşbütünleşme testi	58
5.3.3	Güriş ve Sedefoğlu (2022) eşbütünleşme testi	59
5.3.4	Sedefoğlu ve Güriş (2024) eşbütünleşme testi	62
6.	UYGULAMA SONUÇLARI	65
6.1.	Tanımlayıcı İstatistikler.....	65
6.2.	Doğrusallık Testleri.....	71
6.3.	Birim Kök Testleri ile Durağanlık Analizi	72
6.3.1	Doğrusal birim kök testi sonuçları	73
6.3.2	Doğrusal olmayan birim kök testi sonuçları.....	74
6.4.	Eşbütünleşme Testleri ile Uzun Dönem İlişki Analizi	76
7.	SONUÇ VE ÖNERİLER.....	78
	KAYNAKLAR	80
	EKLER.....	85
	EK A. İlk Fark ile Korelogram Grafikleri.....	85
	TEZDEN ÜRETİLMİŞ YAYINLAR	91

ÖZET

Yüksek Lisans Tezi

TÜRKİYE'DE TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİ VE MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ UZUN DÖNEM İLİŞKİ: DOĞRUSAL OLMAYAN EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİNDEN KANITLAR

Zeyneb Hüsna AKBAL

İstanbul Ticaret Üniversitesi
Lisansüstü Eğitim Enstitüsü
İstatistik Anabilim Dalı
İstatistik Programı

Danışman: Dr. Öğr. Üyesi Gülşah SEDEFOĞLU

2025, 91 sayfa

Bu tez çalışmasında, Türkiye’de Tüketici Güven Endeksi (TGE) ile temel makroekonomik değişkenlerden enflasyon oranı, işsizlik oranı, sefalet endeksi ve döviz kuru değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişki doğrusal olmayan yöntemler kullanılarak incelenmektedir. Bu amaç doğrultusunda, hem yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) modellere dayalı Kapetanios, Shin ve Snell (KSS) (2006) ve Maki (2010) testleri hem de yapısal kırılmaların sayı, şekil ve tarih fark etmeksizin Fourier fonksiyonu ile modellenmesinde güçlü sonuçlar veren Güriş ve Sedefoğlu (2022) ve Sedefoğlu ve Güriş (2024) eşbütünleşme testleri kullanılmaktadır. Bu çalışma, Tüketici Güven Endeksi ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin belirtilen testler ile incelendiği ilk çalışma olma özelliği göstermektedir. Bulgular, tüketici güven endeksi ile makroekonomik değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı ve uzun vadeli ilişkiler bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca, doğrusal olmayan yöntemlerin, geleneksel analizlere göre yapısal değişimlerin etkisini daha başarılı şekilde yakalayabildiği gözlemlenmiştir. Sonuç olarak, tüketici güveninin Türkiye ekonomisinde makroekonomik istikrarın sürdürülebilirliği açısından kritik bir öneme sahip olduğu anlaşılmakta; politika yapıcıların, tüketici güvenliğini destekleyen stratejilere öncelik vermesi gerektiği vurgulanmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru, Enflasyon, Eşbütünleşme, Fourier ESTAR, İşsizlik Oranı, Sefalet Endeksi, Tüketici Güven Endeksi.

ABSTRACT

M.Sc. Thesis

THE LONG RUN RELATIONSHIP BETWEEN CONSUMER CONFIDENCE INDEX AND MACROECONOMIC VARIABLES IN TURKEY: EVIDENCE FROM LINEAR AND NONLINEAR COINTEGRATION TESTS

Zeyneb Hüsna AKBAL

**İstanbul Ticaret University
Institute of Graduate School
Department of Statistics
Statistics Program**

Supervisor: Assist. Prof. Dr. Gülşah SEDEFOĞLU

2025, 91 pages

This thesis investigates the long-run relationship between the Consumer Confidence Index (CCI) in Türkiye and key macroeconomic variables namely the inflation rate, unemployment rate, misery index, and exchange rate using nonlinear econometric methods. For this purpose, both the Kapetanios, Shin, and Snell (KSS, 2006) and Maki (2010) tests, which are based on Smooth Transition Autoregressive (STAR) models and do not account for structural breaks, and the cointegration tests developed by Güris and Sedefoğlu (2022) and Sedefoğlu and Güris (2024), which utilize Fourier functions to effectively model structural breaks regardless of their number, form, or timing, are employed. This study represents the first attempt to examine the relationship between the Consumer Confidence Index and macroeconomic variables using these specified nonlinear testing approaches. The findings reveal statistically significant and long-term relationships between the Consumer Confidence Index and the selected macroeconomic indicators. Furthermore, it is observed that nonlinear methods are more effective than conventional linear approaches in capturing the impact of structural changes. In conclusion, consumer confidence emerges as a critical factor for ensuring macroeconomic stability in Türkiye. Therefore, it is emphasized that policymakers should prioritize strategies that support and enhance consumer confidence.

Keywords: Cointegration, Consumer Confidence Index, Exchange Rate, Fourier ESTAR, Inflation, Misery Index, Unemployment Rate

TEŞEKKÜR

Bu tez çalışmasının her aşamasında bilgi ve tecrübeleriyle bana rehberlik eden, akademik gelişimime değerli katkılar sunan kıymetli danışmanım Dr. Öğr. Üyesi Gülşah Sedefoğlu'na en içten teşekkürlerimi sunarım. Kendisinin yönlendirmeleri ve yapıcı eleştirileri, çalışmamın bilimsel niteliğinin güçlenmesinde belirleyici olmuştur.

Tez sürecinde ihtiyaç duyduğum enflasyon verilerini temin etme konusunda desteklerini esirgemeyen ve çalışma hayatımda önemli bir yer tutan İstanbul Ticaret Odası'na (İTO) teşekkür ederim. Sağlanan veri desteği, çalışmamın uygulama bölümünün daha sağlam bir temele oturmasına imkân sağlamıştır.

Bu süreçte, bilgi ve tecrübelerini paylaşarak motivasyonumu artıran değerli hocalarıma, akademik yolculuğum boyunca desteklerini esirgemeyen arkadaşlarıma ve çalışma arkadaşlarıma da teşekkür ederim.

En büyük teşekkür ise, her zaman yanımda olan, sabırları, sevgileri ve teşvik edici destekleriyle bu zorlu süreci benim için kolaylaştıran sevgili aileme aittir. Varlıkları, bu çalışmayı tamamlamamdaki en büyük güç kaynağım olmuştur.

Bu vesileyle, katkı ve destekleriyle çalışmama değer katan herkese en derin şükranlarımı sunarım.

Zeyneb Hüsna AKBAL
İSTANBUL, 2025

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 5.1. Eşbütünleşik İki Serinin ve Artıklarının Grafiği	43
Şekil 6.1. Yıllara Göre Tüketici Güven Endeksi	66
Şekil 6.2. Yıllara Göre İşsizlik Oranı.....	67
Şekil 6.3. Yıllara Göre Enflasyon	68
Şekil 6.4. Yıllara Göre Sefalet Endeksi	69
Şekil 6.5. Yıllara Göre Döviz Kuru	70
Şekil A.1. İlk Farkı Alınmış Tüketici Güven Endeksi için Korelogram Grafiği	86
Şekil A.2. İlk Farkı Alınmış Enflasyon Oranı için Korelogram Grafiği	87
Şekil A.3 İlk Farkı Alınmış İşsizlik Oranı için Korelogram Grafiği	88
Şekil A.4. İlk Farkı Alınmış Döviz Kuru Oranı için Korelogram Grafiği.....	89
Şekil A.5. İlk Farkı Alınmış Sefalet Endeksi için Korelogram Grafiği	90

TABLÖLAR DİZİNİ

Tablo 6.1. Tüketici Güven Endeksi Tanımlayıcı İstatistikleri.....	66
Tablo 6.2. İşsizlik Oranı Tanımlayıcı İstatistikleri	67
Tablo 6.3. Enflasyon Tanımsal İstatistikleri.....	68
Tablo 6.4. Sefalet Endeksi Tanımsal İstatistikleri	69
Tablo 6.5. Döviz Kuru Tanımsal İstatistikleri	70
Tablo 6.6. Doğrusallık Testi Sonuçları.....	71
Tablo 6.7. Doğrusal Birim Kök Testleri Sonuçları.....	73
Tablo 6.8. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri Sonuçları.....	75
Tablo 6.9. Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Testleri Sonuçları	76

SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

ADF	Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi (Augmented Dickey-Fuller Test)
ARDL	Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli Model (Autoregressive Distributed Lag Model)
CCI	Tüketici Güven Endeksi - ABD (Consumer Confidence Index)
DK	Döviz Kuru (Exchange Rate)
EKK	En Küçük Kareler (Ordinary Least Squares)
EI	Beklentiler Endeksi (Expectations Index)
ENF	Enflasyon (Inflation)
ESTAR	Üstel Fonksiyonlu Otoregresif Model (Exponential Smooth Transition Autoregressive Model)
ESTAR-C	Merkezli Üstel Geçişli Otoregresif Model (Centered Exponential Smooth Transition Autoregressive Model)
GLS	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (Generalized Least Squares)
GSYH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (Gross Domestic Product - GDP)
ICC	Mevcut Ekonomik Koşullar Endeksi (Index of Current Conditions)
ICE	Tüketici Beklentileri Endeksi (Index of Consumer Expectations)
ICS	Tüketici Duyarlılığı Endeksi (Index of Consumer Sentiment)
İÖ	İşsizlik Oranı (Unemployment Rate)
İTO	İstanbul Ticaret Odası
KSS	Kapetanios, Shin ve Snell Testi (Kapetanios, Shin and Snell Test)
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Testi (KPSS Test)
LM	Lagrange Çarpanı Testi (Lagrange Multiplier Test)
LSTAR	Lojistik Fonksiyonlu Yumuşak Geçişli Otoregresif Model (Logistic Smooth Transition Autoregressive Model)
MTAR	Momentum Eşikli Otoregresif Model (Momentum Threshold Autoregressive Model)

OLS	En Küçük Kareler Yöntemi (Ordinary Least Squares)
PP	Phillips-Perron Testi (Phillips-Perron Test)
PSI	Mevcut Durum Endeksi (Present Situation Index)
SE	Sefalet Endeksi (Misery Index)
SETAR	Kendiliğinden Eşikli Otoregresif Model (Self-Exciting Threshold Autoregressive Model)
SSR	Artık Kareler Toplamı (Sum of Squared Residuals)
STAR	Yumuşak Geçişli Otoregresif Model (Smooth Transition Autoregressive Model)
TAR	Eşikli Otoregresif Model (Threshold Autoregressive Model)
TCMB	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
TGE	Tüketici Güven Endeksi (Consumer Confidence Index)
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
ÜFE	Üretici Fiyat Endeksi
VAR	Vektör Otoregresyon Modeli (Vector Autoregression Model)
vd.	Ve diğerleri

1. GİRİŞ

Makroekonomik göstergeler, modern ekonomilerin işleyişinde bireylerin beklentilerini, davranışlarını ve karar alma süreçlerini etkileyen temel unsurlar arasında yer almaktadır. Bu göstergeler içerisinde Tüketici Güven Endeksi, bireylerin mevcut ekonomik koşullara ilişkin değerlendirmeleri ile geleceğe yönelik beklentilerini ölçmesi bakımından özel bir öneme sahiptir. TGE'nin düzeyi, yalnızca bireysel harcama ve tasarruf eğilimlerini değil, aynı zamanda ülke ekonomisinin genel büyüme dinamiklerini ve krizlere karşı duyarlılığını da önemli ölçüde etkilemektedir. Tüketici güveninin ekonomik dalgalanmalara, krizlere, politik gelişmelere ve makroekonomik değişkenlerdeki değişimlere karşı verdiği tepkiler, ekonominin kırılma derecesini ve toplumun ekonomik algısını yansıtmaya açısından değerli bir gösterge niteliğindedir. Özellikle enflasyon oranı, işsizlik oranı, sefalet endeksi ve döviz kuru gibi makroekonomik değişkenler, tüketici güveninde meydana gelen dalgalanmaların temel belirleyicileri arasında yer almakta; bireylerin geleceğe yönelik beklentilerini şekillendirmekte ve dolayısıyla ekonomik aktivitenin seyrini doğrudan etkilemektedir. Ekonomik literatürde uzun yıllardır tartışılan bir konu olan tüketici güveni ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki, günümüzün değişken ekonomik koşulları altında daha da karmaşık bir hal almıştır. Özellikle son dönemlerde yaşanan küresel finansal krizler, pandemi etkileri ve bölgesel belirsizlikler, makroekonomik değişkenlerin ve tüketici güveninin doğrusal olmayan dinamikler üzerinden incelenmesi gerekliliğini ortaya koymuştur. Bu bağlamda, yalnızca klasik doğrusal yöntemlerle yapılan analizlerin yeterli olmadığı, yapısal kırılmaları ve asimetrik etkileri de dikkate alan daha esnek ve ileri düzey yöntemlere ihtiyaç duyulduğu açıktır.

Bu çalışma, Türkiye ekonomisi bağlamında, tüketici güven endeksi ile seçilen makroekonomik göstergeler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi doğrusal olmayan eşbütünleşme analizleri aracılığıyla ortaya koymayı amaçlamaktadır. Araştırmada, yapısal kırılmaların ve ekonomik rejim değişikliklerinin etkisini daha gerçekçi biçimde modellemek amacıyla, Fourier fonksiyonları gibi gelişmiş ekonometrik yöntemler de kullanılmıştır.

Bu alıřmanın temel amacı, Trkiye’de tketicici gveni ile temel makroekonomik deęiřkenler arasındaki uzun dnemli iliřkiyi analiz etmektir. Bu ama doęrultusunda, doęrusal olmayan yapılar ve olası yapısal kırılmalar dikkate alınarak sz konusu iliřkiler incelenmektedir.

Bu doęrultuda, tez toplamda yedi blmden meydana gelmektedir. Birinci blmde alıřmanın amacı, kapsamı ve yntemi aıklanırken; ikinci blmde ilgili literatr zetlenmiř ve mevcut alıřmaların bulguları ele alınmıřtır. nc blmde, tketicici gven endeksi ile seilen makroekonomik deęiřkenlerin tanımı ve ekonomik nemi ortaya konmuřtur. Drdnc ve beřinci blmlerde ise doęrusal olmayan birim kk ve eřbtnleřme testleri teorik bir erevede sunulmuřtur. Altıncı blmde uygulama sonuları deęerlendirilerek yorumlanmıř; son blmde ise elde edilen bulgular doęrultusunda genel deęerlendirmelere ve politika nerilerine yer verilmiřtir.

Bu alıřma, Trkiye ekonomisinin dinamik yapısını ve tketicici gveni ile makroekonomik deęiřkenler arasındaki uzun dnemli iliřkilerin karmařıklıęını anlamak adına nemli bir katkı saęlamayı hedeflemektedir. Elde edilecek bulguların hem akademik literatre hem de pratik politika nerilerine deęerli katkılar sunması beklenmektedir.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

Tüketici güven endeksi, bireylerin ekonomik beklentilerini yansıtan önemli bir gösterge olmasına rağmen, Türkiye özelinde bu endeks ile enflasyon oranı, işsizlik oranı, sefalet endeksi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi doğrudan inceleyen çalışmalar oldukça sınırlıdır. Literatürde genellikle bu makroekonomik değişkenlerin birbirleriyle olan bağlantıları ele alınmış; tüketici güveni çoğu zaman dolaylı biçimde değerlendirilmiştir. Bu bağlamda, aşağıda yer verilen çalışmalar, tüketici güveni ile söz konusu makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkileri farklı yöntem ve dönemlerde ele alan sınırlı sayıdaki literatür örneklerini içermektedir.

Monge vd. (2024) çalışmalarında, Amerika Birleşik Devletleri'nde para politikası ve enflasyon oranının tüketici güveni üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Aralık 2019 - Ağustos 2022 dönemine ait aylık veriler kullanılarak, uzun bellek özelliklerini dikkate alan fraksiyonel entegrasyon ve eşbütünleşme analizleri yapılmıştır. Sonuçlara göre, para tabanındaki artış tüketici fiyatlarını yükseltirken, tüketici güveni üzerinde doğrudan bir etkisi bulunmamaktadır. Ayrıca, tüketici güvenindeki artışın enflasyon oranını yükselttiği belirlenmiştir. Çalışma, tüketici güveninin enflasyon dinamikleri üzerindeki dolaylı etkisini vurgulamaktadır.

Şeker ve Karanfil (2024) Türkiye'de 2011-2023 döneminde ekonomik güven endeksleri ile reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli Model (ARDL) yöntemiyle yapılan analizde, tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasında uzun dönemde negatif bir ilişki saptanmıştır. Bu da güven ortamının döviz kuru üzerinde düşürücü etkisi olduğunu göstermektedir. Kısa vadede ise bazı değişkenlerin etkisi geçici olup, uzun vadede anlamını yitirmiştir. Çalışma, güvenin reel döviz kuru üzerinde önemli bir belirleyici olduğunu ortaya koymuştur.

Şeker ve İslamoğlu (2024) Türkiye’de 2014-2023 döneminde tüketici güven endeksi ile bazı makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada döviz kurunun tüketici güveninin nedeni olduğu; tüketici güveninin ise enflasyon ve işsizliği etkilediği bulunmuştur. Diğer değişkenlerle anlamlı bir ilişki saptanmamıştır.

Hardi vd. (2024) çalışmalarında, Endonezya’da 2009-2022 döneminde tüketici güven endeksi ile ekonomik büyüme, kamu harcamaları, enflasyon, faiz oranı, işsizlik ve borsa endeksi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. ARDL, FMOLS ve CCR yöntemleriyle yapılan analiz sonucunda, ekonomik büyümenin tüketici güvenliğini artırdığı, buna karşın enflasyon, faiz oranı ve kamu harcamalarının güveni azalttığı tespit edilmiştir. Ayrıca, işsizlik oranı ile tüketici güveni arasında beklenmedik biçimde pozitif bir ilişki bulunmuştur. Çalışma, tüketici güveni ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkilere dair farklı bir ülke örneği sunmaktadır.

Yalman ve Koşaroğlu (2023) çalışmalarında, Türkiye’de tüketici güven endeksi ile enflasyon arasındaki bağlantıyı incelemişlerdir. 2012-2023 dönemine ait aylık verilerle yürütülen ekonometrik değerlendirme sonucunda, bu iki değişkenin uzun vadede birbirleriyle anlamlı bir ilişki içinde olduğu ortaya konmuştur. Granger nedensellik testi bulgularına göre, enflasyondan tüketici güvenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Çalışmada, fiyat istikrarının tüketici güveni üzerinde etkili olduğu ve bu nedenle politika yapıcıların tüketici beklentilerini göz önünde bulundurmasının önem taşıdığı vurgulanmaktadır.

Acar ve Ketenci (2022) çalışmalarında, Türkiye’de 2014-2021 döneminde tüketici güven endeksi ile işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada Granger nedensellik testi ve varyans ayrıştırması yöntemi kullanılmıştır. Bulgulara göre, tüketici güven endeksinden işsizlik oranına doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiş, ancak işsizlikten tüketici güvenine doğru anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Bu durum, tüketicilerin ekonomiye duyduğu güvenin işsizlik üzerinde etkili olduğunu, ancak işsizlikteki değişimlerin tüketici güveni üzerinde belirgin bir etki yaratmadığını göstermektedir.

Hepkorucu (2022) çalışmasında, G-7 ülkeleri ve Türkiye'nin tüketici güven endeksi serilerini birim kök yapıları açısından incelemiştir. Çalışmada geleneksel birim kök testlerinin yanında, yeni geliştirilen Fourier-Sollis testi uygulanmıştır. 2007-2021 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Sonuçlara göre, tüketici güven endeksleri genellikle durağan değilken, Fourier dönüşümleriyle yapılan analizler, bazı ülkelerde yapısal kırılmaların önemli etkiler yarattığını göstermiştir.

Zambak, Özşenş Özgür ve Çiçeker (2022), Türkiye'de 2007-2020 yılları arasında kapsayan dönemde tüketici güven düzeyi ile enflasyon, döviz kuru, işsizlik, genç işsizlik oranı ve tüketici kredisi faiz oranları gibi değişkenler arasındaki etkileşimi ele almışlardır. Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik analizleri neticesinde, bu değişkenlerin tüketici güveni ile uzun vadeli bir ilişki içinde olduğu sonucuna varılmıştır. Özellikle döviz kuru, işsizlik oranı ve kredi faizlerindeki yükselişin, tüketici güvenliğini olumsuz yönde etkilediği gözlemlenmiştir. Araştırma, tüketici güvenliğini artırmaya yönelik olarak bu göstergelerde istikrar sağlayacak politikaların öncelikli olması gerektiğini vurgulamaktadır.

Çetin (2021) tarafından yapılan çalışmada, Türkiye'de tüketici güvenliğini etkileyen temel makroekonomik unsurlar analiz edilmiştir. 2004-2020 yıllarını kapsayan dönem için aylık veriler kullanılarak gerçekleştirilen analizde; altın fiyatları, BIST 100 endeksi, TÜFE, belirli reel kur göstergeleri ve enflasyon gibi değişkenler dikkate alınmıştır. VAR modeliyle yürütülen analizler sonucunda, enflasyonun tüketici güvenliğini üzerinde etkili olduğu ve güven düzeyindeki değişimlerin altın fiyatlarını etkilediği sonucuna varılmıştır. Bunun yanı sıra, tüketici güveninin enflasyonla birlikte reel kuru da etkilediği gözlemlenmiştir. Çalışmada, enflasyonun kontrol altına alınmasının ekonomik güven ortamını güçlendireceği vurgulanmaktadır.

Kaya (2020) çalışmasında, Türkiye'de tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasındaki ilişki 2004:01 – 2020:05 dönemi aylık verileri ile incelenmiştir. Çalışmada Fourier ADL eşbütünleşme testi, FMOLS, CCR, DOLS yöntemleri ve

Hacker & Hatemi-J nedensellik testi kullanılmıştır. Bulgulara göre iki değişken arasında uzun dönemli ve negatif yönlü bir ilişki vardır. Döviz kurundaki %1'lik artışın tüketici güven endeksini yaklaşık %0,17 oranında azalttığı tespit edilmiştir. Ayrıca döviz kurundan tüketici güven endeksine doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur.

Beşiktaşlı ve Cihangir (2019) çalışmalarında, Türkiye'de tüketici güven endeksinin para piyasası, sermaye piyasası ve genel makroekonomik göstergeler üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. 2005-2019 dönemine ait aylık verilerle yapılan analizde, eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri kullanılmıştır. Sonuçlara göre, TGE ile dolar kuru, TÜFE ve ÜFE arasında uzun dönemli ilişki bulunurken, kısa vadeli bir ilişki saptanamamıştır.

Kara, Ögünç ve Sarıkaya (2017) çalışmalarında, Türkiye'de 2006-2016 döneminde tüketici enflasyonunun temel belirleyicilerini incelemişlerdir. Zamanla değişen parametrelili bir Phillips eğrisi modeli kullanarak, döviz kuru geçişkenliğinin yıllar içinde görece istikrarlı kaldığını, ithalat fiyatı geçişkenliğinin ise azaldığını tespit etmişlerdir. Bulgular, döviz kuru ve işlenmemiş gıda fiyatlarının enflasyon dalgalanmalarında önemli rol oynadığını göstermiştir. Çalışma, enflasyonla mücadelede sadece para politikasının değil, yapısal reformlar ve beklenti yönetiminin de kritik olduğunu vurgulamaktadır.

Beşel ve Yardımcıoğlu (2016) araştırmalarında, 2005-2014 yılları arasında Türkiye'de tüketici güven endeksi ile döviz kuru, petrol fiyatları ve işsizlik oranı arasındaki bağlantıları incelemişlerdir. Çalışmada, yapısal kırılmalar dikkate alınarak Zivot-Andrews birim kök testi ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testi uygulanmış ve analiz edilen değişkenler arasında uzun vadeli bir ilişkinin bulunduğu sonucuna varılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik analizine göre ise, döviz kuru tüketici güveni ve işsizlik oranlarını etkilerken, petrol fiyatları ile işsizlik arasında da tek yönlü bir nedensel ilişki olduğu belirlenmiştir. Bu kapsamda, tüketici güveninin döviz kuru değişimlerinden etkilendiği ortaya konmuştur.

Tunalı ve Özkan (2016) Türkiye’de 2004:01 – 2015:12 dönemine ait aylık verilerle tüketici güven endeksi ile tüketici fiyat endeksi (enflasyon) arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Johansen eşbütünleşme testi ile uzun dönemli ilişki, Granger nedensellik testi ile TÜFE’den TGE’ye kısa dönemli nedensellik saptanmıştır. Sonuçlara göre tüketici fiyatlarındaki artışlar, tüketici güvenliğini olumsuz etkilemekte ve geleceğe dair beklentileri şekillendirmektedir.

Selim ve Ayvaz Güven (2014) çalışmalarında, 1990-2012 dönemi için Türkiye’de enflasyon, reel efektif döviz kuru ve işsizlik oranları arasındaki ilişkileri analiz etmişlerdir. Zaman serisi analizleri doğrultusunda yapılan incelemelerde, bu değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Ancak yapılan Granger nedensellik testi sonuçları, döviz kurunun enflasyon üzerinde tek yönlü bir nedenselliğe sahip olduğunu göstermiştir.

3. TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİ VE MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER

Tüketici Güven Endeksi, tüketicilerin kişisel mali durumlarını, tüketim harcamalarını ve benzeri konulardaki görüşlerini, ekonominin genel durumu hakkında mevcut değerlendirmelerini ve geleceğe yönelik beklentilerini, ayrıca kısa vadeli tasarruf ve harcama eğilimlerini ölçen bir göstergedir. Makroekonomik değişkenlerden; enflasyon, işsizlik, sefalet endeksi ve döviz kuru gibi makroekonomik değişkenlerle doğrudan ilişkilidir.

Yüksek enflasyon, tüketicilerin satın alma gücünü azaltarak harcama eğilimlerini düşürebilir ve ekonomik belirsizlik hissini artırarak güven endeksinde düşüşe neden olabilir. Benzer şekilde, işsizlik oranlarının yükselmesi, bireylerin gelir güvencesini kaybetme endişesini artırarak ekonomik geleceklerine dair olumsuz bir algı oluşturur ve bu durum tüketici güveninin zayıflamasına yol açar. Sefalet endeksi, enflasyon ve işsizlik oranlarının toplamına dayandığından, bu değişkenlerdeki olumsuz gelişmeler doğrudan tüketici güveninde düşüşe neden olabilir. Öte yandan, döviz kurlarındaki dalgalanmalar ithalat maliyetlerini artırarak enflasyonu tetikleyebilir ve ekonomik belirsizlikleri güçlendirerek tüketicilerin ekonomik geleceğe dair kaygılarını artırabilir (Çetin, 2021).

3.1. Tüketici Güven Endeksi

Tüketici Güven Endeksi, bireylerin ekonomik duruma dair algılarını ve gelecek beklentilerini yansıtan bir göstergedir. Tüketici Güven Endeksi, tüketicilerin gelir güvencesi, harcama ve tasarruf eğilimleri, iş imkânları ve genel ekonomik koşullara dair hislerinin bir yansımasıdır. TGE'nin yüksek olması, bireylerin ekonomik durumlarına dair daha olumlu bir bakış açısına sahip olduklarını ve harcama yapma eğilimlerinin güçlü olduğunu gösterirken, düşük olması, ekonomik belirsizlik ve güvensizliğin hâkim olduğunu, dolayısıyla tüketicilerin harcamalarını kısıp tasarrufa yöneldiğini ifade eder.

Tüketim harcamaları, ülkelerin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) oranlarının büyük bir kısmını oluşturduğundan, tüketici güveni ve tüketicilerin ekonomik duyarlılıkları, ekonominin genel sağlığı açısından kritik öneme sahiptir. Bu nedenle, Tüketici Güven Endeksi, yalnızca ekonomik göstergelerin izlenmesinde değil, aynı zamanda ekonomik krizlerin öncü göstergesi olarak da kabul edilmektedir (Beşel & Yardımcıoğlu, 2016).

Tüketici güven endeksinin ölçüm yöntemleri

Tüketiciler, mevcut ve gelecekteki ekonomik durumu kendi algılarına göre değerlendirir. Bu değerlendirmeler, tüketicilerin risk alma davranışlarını, tasarruf ve harcama kararlarını doğrudan etkiler. Ancak güven kavramı, soyut ve kişisel bir olgu olduğundan hem tanımlanması hem de ölçülmesi oldukça güçtür. Bu nedenle, Tüketici Güven Endeksi'ni ölçmek amacıyla, tüketici duyarlılığı ve güvenini belirlemeye yönelik çeşitli anketler geliştirilmiştir.

1. Michigan üniversitesi tüketici güveni anketi

İlk olarak 1946 yılında Michigan Üniversitesi'nde George Katona tarafından oluşturulan Tüketici Güven Anketi, "Tüketici Duyarlılık Endeksi" (Index of Consumer Sentiment – ICS) olarak adlandırılmıştır. Bu endeks, bazı değişikliklere uğramış olsa da halen Katona'nın temel aldığı yapıya dayanmaktadır. Başlangıçta yıllık olarak yayımlanan endeks, 1952 yılında çeyrek dönemlerde, 1978 yılından itibaren ise aylık olarak yayımlanmaktadır (Ludvigson, 2004).

Tüketici Güven Endeksi'nin belirlenmesinde, Michigan Üniversitesi Anket Araştırma Merkezi tarafından geliştirilen ICS ve Conference Board tarafından yayımlanan endeksler temel alınmaktadır. Michigan Anketi, her ay yaklaşık 500 kişiyle telefon yoluyla gerçekleştirilen görüşmelerle elde edilmektedir (Aktaş, 2011).

Michigan Üniversitesi tarafından yayımlanan bu endeks, yalnızca akademik çevrelerce değil, aynı zamanda piyasalar ve karar alıcılar tarafından da yaygın şekilde takip edilmektedir.

Michigan Üniversitesi'nin ICS kapsamında oluşturduğu üç temel endeks şunlardır:

- Tüketici Duyarlılığı Endeksi (ICS)
- Tüketici Beklentileri Endeksi (ICE)
- Mevcut Ekonomik Koşullar Endeksi (ICC)

Bu endeksler, tüketicilerin mevcut ekonomik koşullara dair değerlendirmeleri ile geleceğe yönelik beklentilerinin ayrı ayrı analiz edilmesine olanak sağlamaktadır. Ayrıca, ICE bileşeni ABD'nin öncü ekonomik göstergeleri arasında yer almakta ve ekonomik tahminlerde sıkça kullanılmaktadır (Ludvisgon, 2004).

2. Conference board tüketici güven anketi

İlk olarak 1967 yılında iki ayda bir yayımlanmaya başlayan uygulama, 1977 yılından itibaren aylık periyotlarla düzenli şekilde yürütülmektedir. Anket, Amerika Birleşik Devletleri'nde tüketici güvenini ölçmek amacıyla Nielsen şirketi tarafından, Conference Board adına yürütülmektedir ve her ay yaklaşık 5000 haneye posta yoluyla gönderilmektedir.

Bu anket, tüketicilerin sadece geleceğe dair beklentilerini değil, aynı zamanda mevcut ekonomik koşullara ilişkin değerlendirmelerini de içermektedir. Böylece hem kısa vadeli ekonomik eğilimleri hem de tüketici davranışlarını kapsamlı bir şekilde analiz etmek mümkün olmaktadır.

Örneklem, yaş, gelir düzeyi ve bölgesel dağılım gibi demografik faktörler dikkate alınarak belirlenmekte, böylece anketin ulusal ekonomiyi temsil etme kapasitesi artırılmaktadır. Her ay ortasında dağıtılan anket formları, katılımcıların ekonomiyle ilgili duyarlılıklarını yansıtarak ekonomik öngörü modellerinde önemli bir referans noktası oluşturmaktadır.

Ankete katılanların her bir soruya vereceği üç cevap bulunmaktadır: olumlu, nötr veya olumsuz. Bu yanıtlar doğrultusunda üç alt endeks hesaplanmaktadır:

- Tüketici Güven Endeksi (Consumer Confidence Index – CCI)
- Mevcut Durum Endeksi (Present Situation Index – PSI)
- Beklentiler Endeksi (Expectations Index – EI)

Anket sonuçları; hanehalkı harcamaları, yatırım kararları ve kısa vadeli ekonomik büyüme tahminleri açısından sıklıkla kullanılmakta ve finansal piyasalar tarafından yakından takip edilmektedir (Aktaş, 2011).

3. Türkiye’ de tüketici güven endeksi

Ocak 2005 tarihinden bu yana, Türkiye’de Tüketici Güven Endeksi, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ile Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından ortaklaşa yürütülen Tüketici Eğilim Anketi sonuçları doğrultusunda hesaplanmaktadır. Bu endeksin oluşturulmasında, tüketicilerin hem mevcut ekonomik duruma yönelik değerlendirmeleri hem de geleceğe dair beklentileri esas alınmaktadır (TÜİK, 2025).

TÜİK tarafından resmi olarak yayımlanan bu endeks, 15 yaş ve üzeri, çalışabilir nüfusta yer alan bireylerle yapılan anketler üzerinden hesaplanmaktadır. Her ayın 27’si ile takip eden ayın 25’i arasında gerçekleştirilen anket çalışmasında, yaklaşık 720 hane ile görüşülmektedir. Anketin örneklemini, Türkiye'deki yaklaşık 15 milyon hanehalkını temsilen, bölgesel ve demografik özellikler gözetilerek belirlenmektedir.

Endeksin puan aralığı 0 ile 200 arasındadır:

- 100 puan, tüketicilerin ekonomiye ilişkin nötr bir bakış açısına sahip olduğunu,
- 100’ün üzeri, tüketicilerin iyimser olduğunu,
- 100’ün altı ise kötümser bir eğilim içinde bulunduklarını göstermektedir.

Anket sorularına verilen yanıtlar doğrultusunda, her alt göstergeye ilişkin endeks hesaplanmakta ve bu dört endeksin aritmetik ortalaması alınarak genel Tüketici Güven Endeksi oluşturulmaktadır.

TÜİK-TCMB ortaklığıyla hazırlanan bu endeks, Türkiye’de tüketici davranışlarını analiz etmede önemli bir araç olmanın yanı sıra, özellikle iç talep, perakende satışlar ve ekonomik büyüme tahminlerinde sıklıkla referans alınan göstergelerden biri haline gelmiştir (Başar & Tosun, 2024).

Bu çerçevede, Türkiye’de uygulanan Tüketici Güven Endeksi hem hesaplama yöntemi hem de izlediği yapısal model itibarıyla uluslararası standartlara uygun biçimde oluşturulmakta ve yayımlanmaktadır. Endeksin, tüketicilerin ekonomik hayata dair beklenti ve eğilimlerini yansıtması nedeniyle, yalnızca bir istatistiksel gösterge değil; aynı zamanda karar alıcılar için yönlendirici bir erken uyarı sistemi işlevi gördüğü söylenebilir.

3.2. Enflasyon Oranı

Enflasyon, fiyatlar genel seviyesinin zaman içerisinde sürekli artış göstermesi ve buna bağlı olarak para biriminin satın alma gücünün azalması şeklinde tanımlanır. Bu durum, aynı gelirle daha az mal ve hizmet edinilebilmesine neden olur. Enflasyonun düşük düzeyde ve istikrarlı bir şekilde seyretmesi, ekonomik istikrarın sağlanması ve sürdürülebilir büyüme açısından hayati önem taşır. Ancak, enflasyon oranının yüksek seviyelere ulaşması; gelir dağılımında bozulmalardan yatırım ortamının zayıflamasına kadar birçok alanda makroekonomik kırılganlıkların oluşmasına neden olabilir. Özellikle gelişmekte olan ekonomilerde bu süreç, kaynakların verimsiz kullanımını artırmakta ve toplumsal refahı tehdit eden bir unsur haline gelmektedir (TCMB, 2020).

Enflasyon oranı, belirli bir zaman dilimi içerisindeki fiyat değişimlerini ölçen çeşitli endeksler yardımıyla hesaplanır. Bu çalışmada temel alınan veri seti, İstanbul Ticaret Odası’nın yayımladığı İstanbul Ücretliler Geçinme Endeksi’dir. Bu endeks, hanehalkı bütçelerinde yer alan mal ve hizmetlerin ağırlıklarına göre

belirlenmiş bir sepetin, aylık bazda değer değişimleri temel alınarak oluşturulmaktadır. Enflasyonun ölçülmesi kadar, etkilerinin doğru analiz edilmesi de ekonomik politika yapıcılarının açısından önem arz etmektedir (Eğilmez, 2022).

Enflasyonun iktisadi önemi, yalnızca fiyat düzeyindeki artışlara değil; aynı zamanda makroekonomik istikrarın, yatırım kararlarının, gelir dağılımının ve tüketici davranışlarının doğrudan etkilenmesine dayanmaktadır (Geren, 2024).

Fiyatlar genel seviyesindeki süreklilik arz eden artışlar, üretim ve tüketim arasındaki dengeyi bozarak kaynak tahsisinde verimsizlik yaratmakta ve ekonomik karar alma süreçlerinde belirsizlikleri artırmaktadır. Bu tür dönemlerde sabit gelirli bireyler ciddi alım gücü kayıpları yaşarken, enflasyondan korunabilen varlık gruplarına sahip olan bireyler görece avantajlı konuma geçebilmektedir (Polat, 2024).

Bununla birlikte, yüksek enflasyon; merkez bankalarının faiz oranlarını artırma yönünde politika değişikliklerine gitmesine neden olmakta ve bu durum kredi maliyetlerini artırarak özel sektör yatırımlarını olumsuz etkilemektedir. Ayrıca, yerel para biriminin değer kaybı ithalat maliyetlerini artırmakta, ihracatın rekabet gücünü ise dalgalı bir yapıya sürüklemektedir. Tüm bu gelişmeler, tüketicilerin alım gücünde azalma, toplam talepte daralma ve reel ücretlerde erime gibi sonuçları beraberinde getirerek ekonomik büyümenin sürdürülebilirliğini tehdit etmektedir. Dolayısıyla, enflasyon yalnızca parasal bir genişlemenin sonucu değil; aynı zamanda beklenti yönetimi zayıf, yapısal kırılganlıkları yüksek ekonomilerin karşılaştığı çok boyutlu bir sorunsaldır (TCMB, Enflasyon, 2004).

3.3. İşsizlik Oramı

İşsizlik, üretimde makineleşmenin başlamasından günümüze kadar hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin gündeminde yer alan temel meselelerden biri olmuştur. Bu konunun önem taşımasının başlıca nedeni, beraberinde getirdiği iktisadi ve sosyal sorunların çok boyutlu etkiler yaratmasıdır. Özellikle 1929 Büyük Buhranı ile birlikte işsizlik, yalnızca bireysel düzeyde bir sorun olmaktan

çıkarak, devletlerin ekonomik politikalarının merkezine yerleşmiştir. Keynesyen ekonomi anlayışının etkisiyle, toplam talepteki daralmanın işsizliğe neden olduğu kabul edilmiş ve bu doğrultuda maliye politikalarıyla istihdamın desteklenmesi gerektiği fikri yaygınlık kazanmıştır. 20. yüzyılın ikinci yarısından itibaren ise işsizlik oranı, bir ülkenin ekonomik performansını değerlendirmede temel göstergelerden biri haline gelmiştir (Şahin & Yıldırım, 2015).

İşsizlik, üretimde makineleşmenin başlamasından günümüze kadar hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin gündeminde yer alan temel meselelerden biri olmuştur. Bu konunun önem taşımasının başlıca nedeni, beraberinde getirdiği iktisadi ve sosyal sorunların çok boyutlu etkiler yaratmasıdır (Koç & Güner, 2020).

İşsizlik, bir ekonomide çalışmak isteyen bireylerin iş bulamaması durumudur ve makroekonomik büyüme, gelir eşitsizliği ve toplumsal refah düzeyi üzerinde belirleyici etkiler bulunan kritik bir göstergedir. İşsizlik oranı, belirli bir dönemde aktif iş gücü içerisindeki işsiz bireylerin yüzdesi olarak hesaplanır ve ekonomik koşulların genel durumunu anlamada önemli bir veri sağlar.

İşsizlik oranı, Türkiye İstatistik Kurumu'nun yayımladığı iş gücü istatistikleri esas alınarak hesaplanmaktadır. İşsizlik oranını hesaplamak için kullanılan temel formül, işsiz bireylerin toplam iş gücüne oranlanması ile elde edilir.

İşsizlik, ekonominin genel işleyişi üzerinde çok yönlü etkiler oluşturmaktadır. Öncelikle, yüksek işsizlik oranı, bireylerin gelir seviyelerini düşürerek tüketim harcamalarını kısıtlar ve toplam talepte daralmaya yol açar. Bunun yanı sıra, işsizlik oranının artışı, ekonomik büyüme oranlarını olumsuz etkileyerek yatırımları düşürebilir ve üretim kapasitesinin verimli kullanılmasını engelleyebilir (Takım, 2010).

Türkiye'de işsizlik oranında meydana gelen değişimlerin en belirgin belirleyicisinin reel döviz kuru olduğunu ortaya koymaktadır. Reel kurdaki dalgalanmaların işsizlik üzerindeki etkisi kısa vadede güçlü bir şekilde

hissedilmektedir. Bu bulgular, işsizlikle mücadelede sadece işgücü piyasasına yönelik değil, aynı zamanda makroekonomik dengeleri gözeten politikaların gerekliliğine işaret etmektedir (Akcan & Ener, 2018).

İşsizlik aynı zamanda sosyal sorunları da beraberinde getirir; işsizlik oranının uzun vadede yüksek seyretmesi, yoksulluk ve gelir eşitsizliğini artırabilir, toplumsal huzursuzlukları tetikleyebilir.

3.4. Sefalet Oranı

Sefalet endeksi, iki temel bileşenden oluşan bir göstergedir ve bir ülkedeki enflasyon oranı ile işsizlik oranının toplamı şeklinde hesaplanmaktadır. Bu endeks, 1960'lı yıllarda Arthur Okun tarafından, enflasyon ve işsizliğin topluma yüklediği sosyal maliyeti somut biçimde yansıtmak amacıyla geliştirilmiştir (Akpınar, Taşçı, & Özsan, 2013). İlerleyen dönemlerde, Barro (1999) ve Setterfield (2009) gibi araştırmacıların katkılarıyla, farklı makroekonomik değişkenlerin de dâhil edilmesiyle endeks daha kapsamlı hale getirilmiştir (Günay, 2024).

Sefalet endeksi, toplumun genel refah seviyesini değerlendirmede önemli bir rol oynar. Yüksek bir sefalet endeksi, ekonomik sıkıntıların arttığını ve bireylerin yaşam standartlarının düştüğünü gösterir (Selim & Ayvaz Güven, 2014).

Makroekonomik sefalet endeksi, ya da bir diğer adıyla iktisadi hoşnutsuzluk endeksi, toplumun ekonomik refah düzeyini yansıtan önemli bir göstergedir. Endeksin yüksek seviyelere ulaşması, genellikle ciddi ekonomik ve sosyal maliyetlerin ortaya çıkacağına işaret eder. Bu durum, ekonomide durgunluk, belirsizlik ve toplumsal hoşnutsuzluk gibi olumsuzlukların varlığına işaret eder (Akçay, 2018).

Bu endeksin yüksek olması, ekonomik sıkıntıların arttığını ve işsizlik ile fiyat artışlarının toplum üzerindeki olumsuz etkilerinin büyüdüğünü gösterir. Özellikle yüksek enflasyon dönemlerinde, hane halkının alım gücü azalırken işsizliğin artması ekonomik daralmayı daha da derinleştirebilir. Bunun

sonucunda tüketim harcamaları düşer, yatırım ortamı olumsuz etkilenir ve ekonomik büyüme yavaşlar. Sefalet endeksi aynı zamanda gelir dağılımındaki eşitsizlikleri ve sosyal huzursuzlukları da tetikleyebilir (Akay & Oskonbaeva, 2020).

Sonuç olarak, sefalet endeksi ekonomik krizlerin ve halkın yaşam kalitesinin anlaşılmasında kritik bir gösterge olup, düşük seviyelerde tutulması ekonomik refah açısından büyük önem taşımaktadır. Merkez bankalarının para politikaları, hükümetlerin maliye politikaları ve istihdam stratejileri, sefalet endeksinin yönetilmesinde belirleyici bir rol oynamaktadır

3.5. Döviz Kuru

Döviz kuru, bir ülkenin ulusal parasının yabancı para birimleri karşısındaki değerini gösteren temel ekonomik göstergelerden biridir. Uluslararası ticaret hacmi, yatırım kararları ve ekonomik büyüme gibi pek çok makroekonomik değişken üzerinde doğrudan etkili olması nedeniyle, ekonomik istikrar açısından önemli bir belirleyici olarak kabul edilmektedir. Kur seviyelerindeki dalgalanmalar; dış ticaret dengesini, ithalat ve ihracat maliyetlerini, fiyat istikrarını ve dolayısıyla büyüme oranlarını doğrudan etkileyebilir (Korkmaz & Bayır, 2015).

Döviz kurları, genel olarak nominal ve reel olmak üzere iki ayrı başlık altında değerlendirilmektedir. Nominal kur, yerli para biriminin yabancı para birimleri karşısındaki doğrudan değerini ifade ederken; reel kur, enflasyon farklılıkları dikkate alınarak hesaplanan ve bu yönüyle daha sağlıklı sonuçlar sunan bir göstergedir. Kur seviyelerindeki değişimler, ekonomik yapı üzerinde geniş çaplı etkiler yaratabilir. Örneğin, ulusal para değer kaybettiğinde, ithalata dayalı ürünlerin maliyetinde artış görülerek enflasyon baskıları güçlenebilir (TCMB, Reel Efektif Döviz Kuru).

Döviz kurundaki aşırı dalgalanmalar ekonomik belirsizliği artırarak yatırımları olumsuz etkileyebilir ve sermaye çıkışlarına yol açabilir. Ayrıca, döviz kuru istikrarsızlığı, dış borç yükü yüksek olan ülkelerde finansal kriz riskini artırabilir.

Döviz Kurunun İktisadi Önemi, döviz kuru ekonomik dengeler üzerinde kritik bir rol oynayan temel değişkenlerden biridir. Döviz kurunun istikrarlı seviyelerde tutulması, ekonomik büyümenin sürdürülebilirliği açısından büyük önem taşımaktadır. Merkez bankalarının para politikaları ve hükümetlerin mali düzenlemeleri, döviz kurunun yönetilmesinde belirleyici faktörlerdir (Koç H. , 2010).



4. DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİ

4.1. Birim Kök Testi Süreci

Zaman serisi verileriyle yürütülen çalışmalarda en temel gerekliliklerden biri, kullanılan serilerin durağan özellikte olmasıdır. Ancak, pek çok ekonomik zaman serisi durağan olmayan bir yapıya sahiptir. Bu tarz serilerle gerçekleştirilecek analizlerde, önceden durağan oldukları varsayımı, analiz sonuçlarını yanıltıcı hâle getirebilir. Bu nedenle özellikle son otuz yılda yapılan ekonometrik araştırmalar bu konuya yoğun ilgi göstermiştir. Zaman serisi analizlerinde durağanlık, birim kök testleri yardımıyla değerlendirilmektedir.

Zaman serisi ekonometri yaklaşımlarında, modellerdeki değişkenlerin durağan olduğu yani ortalama ve varyanslarının zamanla sabit kaldığı varsayımı yapılır. Bu, anlamlı ve güvenilir tahminler üretebilmek için temel bir kabul niteliğindedir (Güriş, 2020).

Genel olarak durağanlık, serinin ortalaması ve varyansının zamanla değişmemesi ve iki zaman dilimi arasındaki kovaryansın yalnızca bu iki zaman noktası arasındaki uzaklığa bağlı olması şeklinde tanımlanır. Durağan olmayan seriler, genellikle zaman içinde belirli bir trende sahip olup, uzun vadede ortalamalarından sapma eğiliminde olabilirler. Bu nedenle, zaman serisi analizlerinde öncelikli adımlardan biri, kullanılan verilerin birim kök içerip içermediğini tespit etmek ve gerekirse durağan hale getirilmesini sağlamaktır.

Rassal değişken x_t , $t = 1, \dots, t$ için zayıf durağanlık koşulları aşağıdaki gibidir:

- Ortalamanın zaman içerisinde sabit kalması

$$E(x_t) = \mu \quad (4.1)$$

- Varyansın zaman içerisinde sabit kalması

$$var(x_t) = E(x_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (4.2)$$

- İki dönem arasındaki kovaryansın, yalnızca dönemler arasındaki mesafeye bağlı olup, hesaplandığı spesifik zamana bağlı olmadığı olasılıksal süreç.

$$Cov(x_t, x_{t+k}) = E[(x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu)] = \gamma_k \quad (4.3)$$

Birim kök süreci ele alındığında, ilk olarak doğrusal modellere odaklanan araştırmaların ön planda olduğu dikkati çekmektedir.

Birim kök sürecinin temelleri Fuller (1976) ve Dickey ve Fuller (1979, 1981) tarafından atılmıştır bu testin temel varsayımı hata terimlerinin sabit varyansa (homoskedastisite) sahip olmasıdır. Gerçekte ise birçok ekonomik zaman serisi otokorelasyona ve değişen varyansa sahip olduğundan, Dickey ve Fuller testinin sonuçları güvenilir olmayabilir.

Bu eksikliği gidermek için, Phillips ve Perron (1988) testi geliştirilmiştir. PP testi, hata terimlerindeki otokorelasyonu ve değişen varyansı dikkate alarak Dickey ve Fuller testine bir düzeltme eklemiştir. Böylece, hata terimlerinin durağan olmayan özellikleri test sonuçlarını daha az etkilemiştir. Ancak hem DF hem de PP testleri, hata terimlerinin normal dağıldığı ve zaman serisinin yapısal kırılmalar içermediği varsayımına dayanır. Perron (1989) yaptığı çalışmada, kırılmanın dışsal bir unsur olarak kabul edilip seride yalnızca bir kez kırılmaya izin verildiğinde, makroekonomik zaman serilerinde gözlemlenen yapısal kırılmaların dikkate alınması durumunda, serilerin deterministik trend çevresinde durağan hale gelebileceğini ileri sürmektedir (Sedefoğlu, 2021).

Daha sonra, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) (KPSS testi) geliştirilmiştir. KPSS testi, önceki testlerin aksine, serinin durağan olduğunu değil, durağan olmadığını test eden bir yaklaşım getirmiştir. Böylece, geleneksel birim kök testlerinin sonuçlarıyla birlikte kullanıldığında daha güvenilir bir değerlendirme sunmuştur. Ek olarak, Elliot vd. (1996) ve Ng-Perron (2001) testleri de literatürde önemli bir yer tutan birim kök testleri arasındadır.

Zaman serisi çalışmalarında, klasik birim kök testleri genellikle serilerin doğrusal özellik taşıdığını varsayarak durağanlık incelemesini yapar. Ancak ekonomik göstergeler doğrusal bir yapıya sahip değilse ve bu göstergeleri tanımlamada doğrusal modeller kullanılırsa, doğrusal olmayan modellere kıyasla daha yetersiz tahminler üretebilirler. Bu durum, geleneksel birim kök testlerinin bazı seriler için yetersiz kalmasına neden olmuştur. Bu geleneksel birim kök testleri, zaman

serilerinin durağanlığını test etmede önemli bir temel sağlasa da çoğu ekonomik ve finansal zaman serisi doğrusal olmayan yapılar sergileyebilmektedir. Ekonomik krizler, rejim değişiklikleri serilerde doğrusal olmayan dinamiklere yol açabilir. Bu nedenle, doğrusal varsayıma dayanan klasik birim kök testleri, özellikle yapısal değişimlerin ve asimetrik düzenlemelerin olduğu durumlarda yetersiz kalabilir. Bu eksiklikleri gidermek amacıyla, literatürde doğrusal olmayan birim kök testleri geliştirilmiştir (Terasvirta & Anderson, 1992).

Doğrusal olmayan birim kök testleri, farklı yaklaşımlar çerçevesinde geliştirilmiştir. Bunlardan bazıları yapısal kırılmaları göz ardı ederken, bazıları ise serilerin belirli dönemlerde farklı dönemlere geçiş yapabileceğini ve kırılmaların etkisini de dahil edilebileceği öne sürülmektedir. Bu kapsamda, doğrusal olmayan birim kök testleri genellikle yapısal kırılmayı dikkate almayan testler ve güncel yöntemlerden Fourier fonksiyonlu birim kök testleri olmak üzere iki temel kategoriye ayrılmaktadır.

4.2. Yapısal Kırılmayı Dikkate Almayan Birim Kök Testleri

Bu bölümde, yapısal kırılmaları hesaba katmayan birim kök testlerine yer verilecektir. Yapısal kırılmaların bulunması, zaman serilerinin durağanlık yapısını etkileyebilir ve bu nedenle testlerin sonuçlarını yanıltıcı hale getirebilir. Ancak, bazı durumlarda yapısal kırılmaların etkisini göz ardı ederek doğrudan durağanlık analizi yapmak gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Bu çerçevede, klasik birim kök testleri, zaman serilerinin durağan olduğunu varsayarak yapısal değişikliklerin olmadığını veya göz ardı edilebileceğini kabul eder (Zivot & Andrews, 1992).

Bu kapsamda, Enders ve Granger (1998), Caner ve Hansen (2001), Kapetanios, Shin ve Snell (2003), Sollis (2009), Kruse (2011) ve Kılıç (2011) tarafından geliştirilen testler ele alınarak, yapısal kırılmaları göz önünde bulundurmeyen birim kök testlerinin temel özellikleri değerlendirilecektir. Yapısal kırılma içermeyen testlerin varsayımları ve kullanım alanları özetlenerek, zaman serisi analizindeki yeri vurgulanacaktır.

4.2.1 Enders ve Granger (1998) birim kök testi

Enders ve Granger'ın (1998) çalışması, Momentum TAR (MTAR) yaklaşımı kapsamında birim kök testlerine örnek olarak sunulmaktadır. Bu bağlamda, söz konusu model birim kök testi uygulamalarında kullanılan MTAR modeli,

$$\Delta x_t = I_t \rho_1 x_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

Burada I_t gösterge fonksiyonudur ve,

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta x_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{eğer } \Delta x_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (4.5)$$

Birim kökün testinde kullanılacak temel hipotez,

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0 \quad (4.6)$$

$$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq 0 \quad (4.7)$$

Temel hipotez olan H_0 hipotezi birim kökün bulunduğunu öne sürerken; alternatif hipotez H_1 , serinin durağan olduğunu savunmaktadır (Sedefoğlu, 2021).

Bu çalışmalarda TAR modeli tahmin edilerek üç aşamalı bir yöntem benimsemiştir. Bu yöntem gereği;

Aşama 1: x_t serisi serisi sabit terim içeren bir regresyon modeli yardımıyla tahmin edilir ve buradan hata terimleri elde edilir. Ardından, bu hata terimlerinden veya bunların farklarının işaretine göre oluşturulan gösterge fonksiyonu yardımıyla süreç sürdürülür.

$$\Delta x_t = I_t \rho_1 (x_{t-1} - \tau) + (1 - I_t) \rho_2 (x_{t-1} - \tau) + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

Denklem tahmin edilir. Bu denklem üzerinden $\rho_1 = \rho_2 = 0$ hipotezi F testi ile değerlendirilir ve test sonucu olarak elde edilen istatistiksel değer, Enders ve Granger (1998) tarafından verilen kritik değerlerle karşılaştırılarak yorumlanır. Aşama 2: Alternatif hipotez kabul edildiğinde, simetrik düzeltmelerin yanı sıra asimetrik düzeltme ile test yapılabilir. Bu durumda, $\rho_1 = \rho_2$ hipotezi standart F testi ile değerlendirilebilir.

Aşama 3: ε_t 'nin beyaz gürültü özelliklerini taşıyıp taşımadığı, uygulanacak tanısal (diagnostik) testlerle incelenmelidir. Eğer hata terimleri arasında bir ilişki bulunursa,

$$\Delta \hat{x}_t = I_t \rho_1(\hat{x}_{t-1}) + (1 - I_t) \rho_2 \hat{x}_{t-1} + x_1 \Delta \hat{x}_{t-1} \dots + \Delta \hat{x}_{t-\rho} + \varepsilon_t \quad (4.9)$$

Kurulan denklem aracılığıyla belirtilen aşamalar yeniden uygulanmalıdır. Burada $\hat{x}_t$ birinci aşamada elde edilen hata terimlerini temsil eder. Denklem kurma sürecinde kullanılması gereken gecikme uzunlukları genellikle Akaike (AIC) ve Schwarz (BIC) bilgi kriterlerine dayanarak belirlenir. Eğer birim kök için temel hipotez reddedilirse, bu durumda serinin durağan hâle geldiği yorumu yapılabilir (Enders & Granger, Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an, 1998).

4.2.2 Caner ve Hansen (2001) birim kök testi

Caner ve Hansen'in (2001) geliştirdiği SETAR tipi birim kök testi yöntemi, doğrusal olmayan yapı ile durağanlık durumunu aynı anda incelemesi yönüyle diğer yöntemlerden ayrılmaktadır. Bu kapsamda kullanılan eşik değerli otoregresif model olarak ifade edilir.

$$\Delta x_t = \theta'_1 y_{t-1} 1_{\{x_{t-1} < \lambda\}} + \theta'_2 y_{t-1} 1_{\{x_{t-1} \geq \lambda\}} + e_t \quad (4.10)$$

Gösterilen modelde, $y_{t-1} = (x_{t-1} r'_t \Delta x_{t-1} \dots \Delta x_{t-k})'$ ifadesiyle gösterge fonksiyonu, $1_{\{\cdot\}}$ Biçiminde ifade edilmektedir. Hata terimi e_t birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip (iid) özellik gösterir. Gösterge fonksiyonunun altındaki indis yardımıyla tanımlanan x_t için $m \geq 1$ durumunda $x_t = x_t - x_{t-m}$ eşitliği sağlanmaktadır. Burada r_t , sabit ve doğrusal trend içeren deterministik bileşenleri ifade eden bir vektördür.

Eşik değeri parametresi olan λ 'nın kesin değeri bilinmemekle birlikte, $\lambda \in \Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$ aralığında yer almaktadır. Burada λ_1 ve λ_2 değerleri için olasılık koşulları $P(x_t \leq \lambda_1) = \pi_1 > 0$ ve $P(x_t \leq \lambda_2) = \pi_2 < 1$ şeklinde belirlenmektedir.

Denklemden yer alan θ_1 ve θ_2 terimleri,

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \beta_1 \\ a_1 \end{pmatrix}, \quad \theta_2 = \begin{pmatrix} \mu_2 \\ \beta_2 \\ a_2 \end{pmatrix} \quad (4.11)$$

Burada μ_1 ve μ_2 , x_{t-1} 'in; β_1 ve β_2 , deterministik bileşenlerin ve a_1 ve a_2 , iki rejimdeki $(\Delta x_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-k})$ 'nın eğim parametrelerini göstermektedir.

Bu bağlamda, SETAR modelinin tahmini en küçük kareler (EKK) yöntemi ile gerçekleştirilebilmektedir.

$$\Delta x_t = \hat{\theta}_1(\lambda)' y_{t-1} 1_{\{x_{t-1} < \lambda\}} + \hat{\theta}_2(\lambda)' y_{t-1} 1_{\{x_{t-1} \geq \lambda\}} + \hat{e}_t(\lambda) \quad (4.12)$$

şeklinde gösterilir. Denklemin EKK yöntemiyle tahmin edilmesi ve ilgili eşik değer parametrelerine bağlı olarak varyansı,

$$\hat{\theta}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t(\lambda)^2 \quad (4.13)$$

Hata terimi varyansını en aza indiren eşik değeri, en uygun eşik değer olarak belirlenir.

$$\hat{\lambda} = \operatorname{argmin} \hat{\theta}^2(\lambda) \quad (4.14)$$

Model tahmini tamamlandıktan sonra, öncelikli olarak doğrusal modele kıyasla doğrusal olmayan modelin sınanması, yani doğrusal olup olmadığının belirlenmesi gerekmektedir. Temel hipotez, $H_0: \mu_1 = \mu_2, a_1 = a_2$ şeklinde modellenmektedir.

Bu testin istatistiği supWald testi olarak tanımlanmıştır.

$$\sup W_t(\lambda) = \sup T \left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) - 1} \right) \quad (4.15)$$

Bu denklemde yer alan $\hat{\sigma}_0^2$ doğrusal modelin hata terimi varyansını, $\hat{\sigma}^2$ ise eşik değer içeren modelin varyansını temsil etmektedir.

Birim kök sınamasına geçildiğinde, birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez, $H_0: a_1 = a_2 = 0$ şeklinde kurulurken alternatif hipotez $H_1: a_1 < 0, a_2 < 0$ olarak gösterilmektedir. Bir başka önerilen alternatif hipotez $H_2: a_1 < 0, a_2 = 0$ veya $H_2: a_1 = 0, a_2 < 0$ şeklinde gösterilir. Ancak, klasik birim kök durumundan farklı olarak, bir rejimde birim kök mevcutken diğer rejimde serinin durağan olması durumu söz konusudur.

H_0 hipotezine karşın H_1 hipotezinin testi için Wald test istatistiği,

$$R_{1T} = t_1^2 1_{(\hat{a}_1 < 0)} = t_2^2 1_{(\hat{a}_2 < 0)} \quad (4.16)$$

Temel hipoteze karşı alternatif hipotezin H_2 testinde, Wald test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$R_{2T} = t_1^2 = t_2^2 \quad (4.17)$$

Burada t_1 ve t_2 , EKK tahmininden elde edilen $\hat{a}_1$ ve $\hat{a}_2$ 'nin parametrelerinin t-istatistikleridir (Caner & Hansen, 2001).

4.2.3 Kapetanios, Shin ve Snell (2003) birim kök testi

STAR türü modellerde Taylor açılımının kullanıldığı ilk yaklaşım, Kapetanios, Shin ve Snell (2003) tarafından geliştirilmiştir. Bu çalışmada, geçiş fonksiyonu üstel biçimde tanımlanmış olan bir Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) tipi birim kök testi önerilmiştir. Bu testin SETAR modelinden farkı, geçişin ani değil, kademeli ve yumuşak biçimde gerçekleşmesidir.

Elde edilen bulgular, durağan ESTAR süreci için önerilen testin, klasik Dickey-Fuller (DF) testi ile karşılaştırıldığında alternatif hipotez altında daha yüksek başarı sağladığını göstermiştir. Bu sayede, standart ADF testlerinin yetersizliklerini gidermek amacıyla, doğrusal olmayan dinamikleri dikkate alan gelişmiş bir yöntem önerilmiştir.

STAR modeli şu şekilde ifade edilebilir:

$$x_t = \beta x_{t-1} + \phi x_{t-1} F(\theta; x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4.18)$$

Modelde yer alan ε_t , ortalaması sıfır ve sabit varyansa sahip iid hata terimini temsil etmektedir. $F(\theta; x_{t-1})$ fonksiyonu ise genellikle üstel ya da lojistik formda tanımlanan geçiş yapısını ifade eder. Bu çalışmada geçiş fonksiyonu üstel formda kabul edilerek aşağıdaki biçimde sunulmuştur.

$$F(\theta; x_{t-1}) = 1 - \exp\{-\theta(x_{t-1} - c)^2\} \quad (4.19)$$

Denklem 4.19'da yer alan geçiş fonksiyonu Kapetanios, Shin ve Snell (2003) çalışmalarında $c = 0$ varsayım kabul edilmiştir. Belirlenen varsayım altında STAR modelinin son hali bu şekilde yazılmıştır:

$$x_t = ax_{t-1} + \phi x_{t-1}(1 - \exp\{-\theta(x_{t-1})^2\}) + \varepsilon_t \quad (4.20)$$

Burada x_t , ham veri, ortalamadan arındırılmış veri veya ortalama ve trend etkilerinden temizlenmiş seriyi temsil etmektedir. $a = 0$ kısıtı altında geliştirilen test prosedürü için temel hipotez $H_0: \theta = 0$ olarak belirlenirken, alternatif hipotez $H_0: \theta > 0$ olmaktadır.

Eğer θ pozitif bir değer alıyorsa, bu durum serinin ortalamaya dönüş hızını belirleyen bir faktör olacaktır. ϕ parametresinin temel hipotez altında tanımlanmamış olması nedeniyle, temel hipotezin doğrudan test edilememesidir. ($\theta = 0$ durumunda ϕ herhangi bir anlam taşımayacaktır).

Bundan sebeple Taylor açılımı kullanılacaktır.

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (4.21)$$

Denklem, hata terimlerinin otokorelasyon içerebileceği göz önünde bulundurularak denklem şu şekilde yazılır:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1}^3 + \sum \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.22)$$

Denklem 4.22'ye dayanarak, temel hipotezin testinde kullanılacak istatistik aşağıdaki şekilde hesaplanacaktır:

$$t_{NL} = \frac{\hat{\delta}}{s.h.(\hat{\delta})} \quad (4.23)$$

Burada $\hat{\delta}$, δ parametresinin EKK yöntemiyle elde edilen tahminini; s.h. ($\hat{\delta}$) standart hatadır. Bu istatistik, asimptotik olarak standart normal dağılıma uymamaktadır. Bu doğrultuda, Kapetanios, Shin ve Snell (2003) çalışmalarında Monte Carlo simülasyon analizleri sonucunda t_{NL} için yeni kritik değerler belirlemiştir (Kapetanios, Shin, & Snell, 2003).

4.2.4 Sollis (2009) birim kök testi

Kapetanios, Shin ve Snell (2003) testi, her noktada ortalamaya dönüşün simetrik olduğu varsayımına dayanır. Bu varsayım, negatif ve pozitif sapmaların eşit etkiye sahip olduğunu belirtmektedir. Ancak, Sollis (2009) bu varsayımı

genişleterek, simetrik ve asimetrik doğrusal olmayan düzeltmelere izin veren alternatif bir test prosedürü geliştirmiştir. Bu testte, ortalamaya dönüş hızının, şokun büyüklüğüne ve yönüne bağlı olarak değişebileceği öngörülmektedir.

Sollis tarafından öne sürülen AESTAR modeline dayanan testte, KSS (2003) testinde olduğu gibi Taylor açılımı kullanılarak model elde edilmektedir. Modelin son halinde otokorelasyon problemi oluşabileceğinden, modele eklenecek düzeltmeler ile genişletilmiş versiyonu Denklem 4.24'te sunulmaktadır.

$$\Delta x_t = \phi_1 x_{t-1}^3 + \phi_2 x_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^k k_i \Delta x_{t-i} + \eta_i \quad (4.24)$$

Burada x_t , ham veriyi, ortalamadan arındırılmış veriyi veya hem ortalama hem de trendden arındırılmış veriyi temsil etmektedir. Testin temel hipotezi, durağan olmama durumunu ifade etmekte olup, $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ şeklinde gösterilmektedir. Sollis (2009) tarafından önerilen test istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

$$F = (R\hat{\beta} - r)' \left[\hat{\sigma}^2 R \left\{ \sum_t y_t y_t' \right\}^{-1} R' \right]^{-1} (R\hat{\beta} - r)/m \quad (4.25)$$

Birim kök varsayımının test edilmesinde klasik kritik değerlerin kullanımı uygun kabul edilmemektedir. Bu bağlamda, asimptotik olarak dağılım özelliklerine uyum sağlayan F testi tercih edilmektedir (Sollis, 2009). Söz konusu çalışmada, ham veriler, yalnızca ortalamadan arındırılmış veriler ve hem ortalama hem de trend etkisinden arındırılmış seriler olmak üzere üç farklı senaryo için test istatistiklerine yer verilmektedir.

4.2.5 Kruse (2011) birim kök testi

Kruse (2011) tarafından yapılan çalışmada, üstel geçiş fonksiyonuna sahip yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) modele dayalı olarak, Dickey-Fuller benzeri yeni bir birim kök testi önerilmiştir. Geliştirilen bu testte, Kapetanios, Shin ve Snell (2003) tarafından varsayılan $c = 0$ kabulü kaldırılmış ve modeldeki geçişin merkezi parametreye göre değiştiği bir yapı benimsenmiştir. Bu doğrultuda, $a = 0$ kabulü varsayımı altında ESTAR modeli aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir:

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1}(1 - \exp\{-\gamma(x_{t-1} - c)^2\}) + \varepsilon_t \quad (4.26)$$

Kruse (2011) çalışmasında, KSS (2003) çalışmasında denklem 4.27'de yer alan $c = 0$ varsayımını kaldırarak $c \neq 0$ durumunu dikkate alan denklem 4.26'da olduğu gibi yeni bir model önermiştir.

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1}(1 - \exp\{-\gamma\gamma_{t-1}^2\}) + \varepsilon_t \quad (4.27)$$

Bu çalışmada da, KSS (2003) çalışmasında olduğu gibi Taylor açılımı kullanılmıştır. Ayrıca, testin gücünü artırmak amacıyla $\beta_3 = 0$ varsayımı yapılmıştır.

$$\Delta x_t = \beta_1 x_{t-1}^3 + \beta_2 x_{t-1}^2 + \beta_3 x_{t-1} + v_t \quad (4.28)$$

Otokorelasyon problemini ortadan kaldırmak için;

$$\Delta x_t = \delta_1 x_{t-1}^3 + \delta_2 x_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.29)$$

Test süresince kullanılacak temel hipotez, birim kökün varlığını kabul etmektedir ve $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ şeklinde ifade edilmektedir. Alternatif hipotez ise durağan ESTAR sürecini kabul etmekte olup, $H_0: \delta_1 < 0, \delta_2 \neq 0$ biçiminde tanımlanmaktadır. Bu test istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

$$\tau = \left(\hat{v}_{22} - \frac{\hat{v}_{21}^2}{\hat{v}_{11}} \right)^{-1} \left(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1 \frac{\hat{v}_{21}}{\hat{v}_{11}} \right)^2 + 1(\hat{\beta}_1 < 0) \frac{\hat{\beta}_1^1}{\hat{v}_{11}} \quad (4.30)$$

Test istatistiğinin hesaplanabilmesi için, KSS (2003) testinde olduğu gibi, ham veriler, yalnızca ortalamadan arındırılmış veriler ve hem ortalamadan hem de trendden arındırılmış veriler kullanılmıştır.

Bu üç farklı durum için gerekli olan kritik değerler, (Kruse, 2011) çalışmasında tablo halinde sunulmuştur.

4.2.6 Kılıç (2011) birim kök testi

Kılıç (2011) tarafından ESTAR modeline dayanılarak geliştirilen birim kök testinde, temel hipotez kapsamında seride birim kökün var olduğu kabul edilmekte ve geçiş parametresi sabitlenmeden ele alınmaktadır. Test

istatistikleri, tek boyutlu bir grid tarama yöntemiyle hesaplanmaktadır. Bu bağlamda, aşağıda açıklanan ESTAR modeli esas alınmıştır.

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1} F(\gamma, z_t) + u_t \quad t = 1, \dots, T \quad (4.31)$$

Denklemden u_t hata terimini temsil ederken, $F(\gamma, z_t) = 1 - \exp(-\gamma z_t^2)$ geçiş fonksiyonunu ifade etmektedir. Burada ϕ ve λ bilinmeyen parametrelerdir. Geçiş değişkeni olarak ise $d \in 1, \dots, dmax$ aralığında olup $z_t = \Delta y_{t-d}$ olarak tanımlanmaktadır. Otokorelasyon ihtimaline karşı model tekrar düzenlendiğinde:

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1} (1 - \exp(-\gamma z_t^2)) + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + u_t \quad (4.32)$$

Hipotezler şu şekilde ifade edilebilir: $H_0: \phi = 0$ ve $H_1: \phi < 0$ ancak geçiş parametresi olan γ diğer benzer testlerde de olduğu gibi bilinmemektedir. (Sedefoğlu, 2021) Davies'in (1987) çalışmasından hareketle, bu sorunun çözümü için grid tarama yöntemi uygulanmakta ve aşağıda belirtilen test istatistiği kullanılmaktadır:

$$T_{ESTAR}: \inf_{\gamma \in \Gamma_T} \hat{t}_{\phi=0}(\gamma) = \inf_{\gamma \in \Gamma_T} \frac{\hat{\phi}_n(\gamma)}{\widehat{se}(\hat{\phi}_n(\gamma))} \quad (4.33)$$

Burada Γ_T aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$\Gamma_T = [\underline{\gamma}_T, \bar{\gamma}_T] = \left[\frac{1}{100 s_{zT}}, \frac{100}{s_{zT}} \right] \in R \quad (4.34)$$

Burada s_{zT} ve z_t değişkeninin örneklem standart sapmasını ifade etmektedir. T_{ESTAR} test istatistiğine ilişkin kritik değerler ise (Kılıç, 2011) çalışmasında yer almaktadır.

4.3. Fourier Fonksiyonlu Birim Kök Testleri

Bu bölümde, birim kök testlerinde Fourier yaklaşımının uygulanmasına temel oluşturan çalışmalar ele alınacaktır. Bu bağlamda, Becker vd. (2004) ve Becker vd. (2006) tarafından önerilen testler incelenerek, Fourier fonksiyonlarının zaman serilerindeki durağanlık analizine nasıl entegre edildiği

değerlendirilecektir. Ardından, Enders ve Lee (2012a) ve Enders ve Lee (2012b) çalışmaları çerçevesinde Fourier yaklaşımıyla yapısal kırılmaların modellenmesi ve geleneksel yöntemlere kıyasla sağladığı katkılar ele alınacaktır. Bu çerçevede, Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından geliştirilen model ile doğrusal olmayan süreçlerin ve kırılmaların bir arada ele alınması üzerinde durulacaktır. Ayrıca, Ranjbar vd. (2018) ve Gürış (2018) tarafından önerilen testler ele alınarak, Fourier yaklaşımı ile genişletilmiş birim kök testlerinin zaman serisi analizine sağladığı katkılar değerlendirilecektir. Böylece, Fourier tabanlı birim kök testlerinin ekonometrik analizlerde sunduğu metodolojik yenilikler ve uygulama alanları kapsamlı bir şekilde ele alınacaktır.

4.3.1 Becker vd. (2004) birim kök testi

Becker vd. (2004), zamana bağlı parametreler için geliştirdiği testte, incelenen parametrelerdeki değişimin bilinmeyen fonksiyonel formunu tahmin etmek amacıyla trigonometrik terimleri kullanmaktadır. Trig-test olarak da adlandırılan bu yöntemde, $a(t)$ zamana bağlı katsayıyı, w_t zayıf durağan değişkeni ve ε_t sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip normal dağılıma uygun hata terimini temsil etmektedir. Bu çerçevede model aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$x_t = w_t a(t) + \varepsilon_t \quad (4.35)$$

Fourier fonksiyonu ile modeli,

$$x_t = w_t \left[v_0 + v_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right] + \varepsilon_t \quad (4.36)$$

Bu şekilde yazmak mümkündür.

Verilen eşitlikte, k frekans sayısını, v_0 , v_1 , ve v_2 ise sabit terimleri ifade etmektedir. Önerilen testte, temel hipotez $H_0: v_1 = v_2 = 0$ şeklinde belirlenmekte olup, bu hipotez benzerlik oranı $LR(k)$ testi ile sınanmaktadır. Ancak, frekans k , temel hipotez altında tanımlanmadığı için Trig-testinin uygulanması pratik açıdan zorluklar içermektedir.

Bu sebeple, Davies (1987), Andrews ve Ploberger (1994) ile Stinchcombe ve White (1998) çalışmalarında da görüldüğü üzere, en uygun yaklaşımın I

kümesinde tanımlı G frekanslarını dikkate almak olduğu kabul edilmektedir. Farklı frekanslar için $k_i \in \Gamma$ ve $i = 1, \dots, G$ şekilde tanımlamalar yapılırken, Andrews ve Ploberger (1994) tarafından aşağıdaki testler önerilmiştir.

$$LR_{sup} = \sup_{f_i \in \Gamma} LR(k_i); LR_{ave} = \frac{1}{G} \sum_{f_i \in \Gamma} LR(k_i) \quad (4.37)$$

$$LR_{exp} = \ln \left[\frac{1}{G} \sum_{f_i \in \Gamma} \exp \left(\frac{LR(k_i)}{2} \right) \right] \quad (4.38)$$

Elde edilen sonuçlar, testin hem boyut hem de istatistiksel güç açısından başarılı sonuçlar verdiğini ve yapısal kırılmaların trigonometrik terimlerle ifade edilmesi sayesinde doğru biçimde tespit edilebildiğini göstermektedir. Ayrıca testin, stokastik parametre içeren modellere göre daha güçlü sonuçlar sunduğu ifade edilmiştir (Becker & Enders, 2004).

4.3.2 Becker vd. (2006) birim kök testi

Becker vd. (2006) çalışmasında, yapısal kırılmaların modellenmesinin önemi vurgulanmakta ve özellikle makroekonomik değişkenlerde sayısı önceden bilinmeyen, farklı zamanlarda ve çeşitli biçimlerde gerçekleşen yapısal değişimlerden söz edilmektedir. Ayrıca bu tür kırılmaların ciddi sorunlara yol açabileceği ifade edilmiştir. Bu bağlamda geliştirdikleri test aşağıda açıklanmıştır.

Fourier KPSS (FKPSS) durağanlık testi, yalnızca ani değişimleri değil, aynı zamanda kademeli ve yavaş değişimleri de tespit edebilme kapasitesine sahiptir. Ayrıca, yapısal değişimlerin konumu, sayısı ve şekli, testin gücünü etkilememektedir. (Yılancı, 2009)

Bu test, Fourier yaklaşımının birim kök analizlerinde ilk kez uygulandığı çalışma olarak öne çıkmaktadır.

Veri oluşturma sürecinde, ε_t durağan bir hata terimi olarak tanımlanırken, v_t ise σ_v^2 varyansı ile iid (bağımsız ve aynı dağılıma sahip) iken,

$$x_t = Y_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + \varepsilon_t \quad (4.39)$$

$$r_t = r_{t-1} + v_t \quad (4.40)$$

Denklemden, x_t düzeyde durağan süreç için $x_t = [1]$, trend durağan süreç için ise $x_t = [1, t]'$ olarak tanımlanmaktadır. Z_t , kırılmalar veya doğrusal olmama durumlarını modellemek için Fourier yaklaşımını temsil etmektedir. a_t ise bilinmeyen kırılmalar içeren bir fonksiyon olup, tek frekans için aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$a(t) \cong Z_t' v = v_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (4.41)$$

Temel hipotez $H_0: v_1 = v_2 = 0$ olup, kabul edilmesi durumunda doğrusallık geçerli sayılırken, reddedildiğinde serinin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu analizde, Becker vd. (2006) tarafından önerilen F testi istatistikleri kullanılmaktadır (Becker, Enders, & Lee, 2006).

4.3.3 Enders ve Lee (2012a) birim kök testi

Enders ve Lee (2012a), Gallant (1981) çalışmasını temel alarak esnek Fourier yaklaşımını benimsemiş; Becker vd. (2006) çalışmasını izleyerek düşük frekanslı bileşenleri içeren bir yapı kullanmıştır. Kırılma sayısının sınırlı olduğu durumlarda, Fourier fonksiyonunda düşük frekans bileşenlerinin tercih edilmesinin yapısal kırılmaları daha isabetli yansıttığı gösterilmiştir. Ayrıca, yumuşak geçişli ve kademeli kırılmaların yanı sıra ani yapısal değişimlerde de güçlü sonuçlar elde edilmiştir. Bu testte doğrusal olmayan trend yapısı, Fourier yaklaşımı ile modellenmekte olup, $d(t)$ DF tipi testte zamanla değişen bir fonksiyonun deterministik bileşeni olarak kullanılmaktadır.

$$x_t = d(t) + \rho x_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (4.42)$$

Enders ve Lee (2012a) çalışmasında, Fourier yaklaşımının kullanılmasının önerilmesiyle birlikte, deterministik terim aşağıdaki biçimde tanımlanmıştır.

$$d(t) = \gamma_0 + \sum_{k=1}^n \gamma_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (4.43)$$

Denklemden, n kümülatif frekansları, k belirli bir frekansı ve T gözlem sayısını temsil etmektedir. Burada, $n \leq T/2$ koşulu dikkate alınmakta olup, gözlem sayısı T arttıkça n değerinin yükselmesi durumunda testin gücünün zayıfladığı gözlemlenmektedir.

Veri yaratma sürecinde, bu testin uygulanmasında, Enders ve Lee (2012a), Schmidt ve Phillips (1992)'yi takip ederek Lagrange Çarpanı (LM) yöntemine uygun bir test prosedürü önermişlerdir. Birinci farklar üzerinden ifade edilen aşağıdaki regresyon denkleminde ulaşılmıştır:

$$\Delta x_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (4.44)$$

Denklem, trend bileşeni çıkarılarak düzenlendiğinde, trendden arındırılmış seri aşağıdaki şekilde elde edilmektedir:

$$\Delta x_t = \varphi \tilde{S}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + d_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (4.45)$$

Lagrange Çarpanı (LM) test istatistiği olan τ_{LM} 'nin kritik değerleri, Enders ve Lee (2012a) tarafından oluşturulan tablolarla sunulmuştur. Eğer veri üretimi aşamasında doğrusal olmayan bir trend mevcutsa, standart birim kök testlerinin yerine bu testin kullanılması daha güvenilir sonuçlar verecektir.

k frekans sayısı ile F testi aşağıda belirtilen şekilde ifade edilmektedir:

$$F(k) = ((SSR_0 - SSR_1(k))/2)/(SSR_1(k)/(T - q)) \quad (3.46)$$

Verilen testte, $SSR_1(k)$, trendden arındırılmış seriden elde edilen fark denkleminin kalıntı kareleri toplamını göstermektedir. q , modelde yer alan açıklayıcı değişkenlerin sayısını ifade ederken, SSR_0 ise trigonometrik terimlerin bulunmadığı regresyon modelinin artık kareleri toplamını temsil etmektedir (Enders & Lee, 2012a).

4.3.4 Enders ve Lee (2012b) birim kök testi

Becker vd. (2004, 2006) çalışmalarını takiben, Enders ve Lee (2012a) ile Rodrigues ve Taylor (2012), Gallant (1981) çalışmasını temel alarak, bir veya

birden fazla Düşük frekanslı bileşenleri içeren Fourier yaklaşımı sayesinde yapısal kırılmaların tespit edilebildiği ve bu yöntemle geliştirilen Fourier tabanlı birim kök testlerinin literatüre kazandırıldığı belirtilmiştir. Enders ve Lee (2012b), önceki çalışmalarının bir devamı olarak, DF tipi yeni bir Fourier birim kök testi önermiştir:

- Enders ve Lee (2012a) çalışmalarında, trendden arındırma işlemi gerçekleştirilerek Lagrange Çarpanı (LM) yöntemi uygulanmıştır.
- Rodrigues ve Taylor (2012) ise, DF-Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GLS) yöntemiyle trendden arındırma yaklaşımını benimsemiştir.

Bu çalışmalar, farklı trendden arındırma yöntemleriyle Fourier yaklaşımını kullanarak birim kök testlerine yeni yaklaşımlar getirmiştir.

DF yönteminin tercih edilmesi, uygulama kolaylığı sağlarken, trendden arındırma yöntemine dayalı testlerde karşılaşılan başlangıç değeri problemini ortadan kaldırmaktadır. Ayrıca, Rodrigues ve Taylor (2012) çalışmasından farklı olarak, bu testte doğrusal olmayan durumlar için de kullanılan F testi kullanılmaktadır.

$$x_t = a + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (4.47)$$

ve

$$x_t = a + \beta_t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (4.48)$$

Eğer denklemde $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = 0$ ise, süreç doğrusal kabul edilerek klasik birim kök testleri uygulanabilir. Ancak seride bir kırılma mevcutsa ya da trend doğrusal değilse, en azından tek frekans içeren Fourier yaklaşımının kullanılması önerilmektedir. Tek frekanslı Fourier yaklaşımı aşağıdaki regresyonla ifade edilir:

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (4.49)$$

Birim kök testinde kullanılan kritik değerler; frekans (k) e örneklem hacmine bağlı olmakla birlikte, trigonometrik ya da deterministik terimlerden etkilenmemektedir. Bu nedenle, τ_{DF_t} kritik değeri simülasyon yöntemleriyle belirlenmektedir.

Frekans (k) baştan belirlenmediğinde, tahmin edilmesi için şu adımlar izlenir:

1. Δx_t 'nin bağımlı olduğu regresyon modeli $1 \leq k \leq 5$ aralığında tahmin edilir ve en küçük kalıntı kareleri toplamına sahip model seçilir.
2. Daha sonra F testi kullanılarak trigonometrik terimlerin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı test edilir ve bu sonuçlar, Enders ve Lee (2012b) tarafından sunulan $F(\hat{k})$ kritik değerleri karşılaştırılır.
3. Trigonometrik terimlerin anlamlı çıkmaması durumunda, klasik DF testi önerilmektedir.

Ayrıca, modelde yer alan gereksiz trend bileşenlerinin çıkarılması daha isabetli tahminler yapılmasını mümkün kılmaktadır. Enders ve Lee (2012a) çalışmasına benzer biçimde, Fourier fonksiyonuna dayalı olarak kümülatif frekansların dikkate alındığı bir yöntem de test edilmiştir. Ancak, bu frekansların her ne kadar doğru sonuçlar verse de test gücünü düşürdüğü tespit edilmiştir (Enders & Lee, 2012b).

4.3.5 Christopoulos ve Leon-Ledesna (2010) birim kök testi

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), serilerdeki değişimleri ve keskin olmayan yumuşak geçişleri tespit edebilmek amacıyla, yapısal kırılma sayısının bilinmediği durumlara uyum sağlayan Fourier tabanlı birim kök testi geliştirmiştir. Bu test, bilinmeyen fonksiyonel yapıyı dikkate alarak, geleneksel yöntemlerin yakalayamadığı yapısal kırılmaları daha esnek bir şekilde modellemeye olanak tanımaktadır. (Canbay, 2022)

$$x_t = \delta(t) + e_t \quad (4.50)$$

$\delta(t)$, zamanla değişen deterministik bileşeni temsil ederken, hata terimi $e_t \sim N(0, \sigma)$ tanımlanmaktadır. Becker vd. (2004, 2006) ile Enders ve Lee (2012a, 2012b) çalışmalarında da belirtildiği üzere, bu çalışmada da $\delta(t)$ nin yapısal formunun bilinmemesi ve kırılma sayısının net olmaması durumunda, Fourier yaklaşımı tercih edilmekte; bu doğrultuda tek frekanslı yapı aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$\delta(t) = \gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (4.51)$$

Trigonometrik fonksiyonların katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunursa ve $\gamma_1 = \beta_1 = 0$ hipotezi reddedilirse, en az bir frekans ve kırılma için z_t değişkenin deterministik bileşeninin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğu söylenebilir. Ancak, temel hipotez reddedilmezse, doğrusal modellerin kullanılması daha uygun olacaktır. Test istatistiğinin değerlendirilmesinde ise, Becker vd. (2006) tarafından tanımlanan F tablo kullanılacaktır (Christopoulos & Leo'n-Ledesma, 2010).

Dikkat edilmesi gereken önemli bir unsur vardır. Trigonometrik fonksiyon katsayılarının anlamlılığının test edilmesidir.

- Serinin Durağanlık Testi
- Uygun Frekansın Belirlenmesi
- EKK Artıkları ve Katsayıların Anlamlılığı
- Model Seçimi

Serinin durağan olduğu ve uygun frekansların belirlendiği koşulu altında EKK artıkları,

$$x_t = a + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (4.52)$$

modeli üzerinden şu şekilde elde edilir:

$$\hat{e}_t = x_t - \alpha - \hat{\gamma}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \hat{\gamma}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (4.53)$$

Artıklar elde edildikten sonra, seride birim kökün varlığı test edilmektedir. Üç farklı model önerilmiştir. Bu modeller, serideki kırılmaların ve doğrusal olmayan yapıların tespit edilmesine yönelik farklı yaklaşımlar sunmaktadır.

$$\Delta e_t = a_1 e_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_j \Delta e_{t-j} + e_t \quad (4.54)$$

$$\Delta e_t = \rho e_{t-1} \left(1 - \exp(-\theta \Delta e_{t-j}^2)\right) + \sum_{j=1}^{\rho} a_j \Delta e_{t-j} + e_t, \quad i = 1, 2, \dots, L \quad (4.55)$$

$$\Delta e_t = \delta_1 e_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^{\rho} \varphi_j \Delta e_{t-j} + e_t \quad (4.56)$$

Modellerde yer alan e_t hata terimi, sıfır ortalama, sabit varyans ve normal dağılım özellikleri göstermektedir. İkinci modelde ise yer alan geçiş parametresi θ , iki rejim arasındaki geçişin hızını belirleyen temel bir unsurdur. Tanımlanan üç modelden ilki, Fourier ADF olarak adlandırılmakta olup, bu yapıda test edilen temel hipotez $H_0: a_1 = 0$, alternatif hipotez ise $H_1: a_1 \neq 0$ şeklindedir. İkinci model, Kılıç ve Jong (2006) tarafından geliştirilen birim kök testine dayanırken, üçüncü model, KSS (2003) birim kök testine aittir.

İkinci ve üçüncü model yapılarında, geçici kırılmaların yanı sıra, birim kök temel hipotezi doğrusal olmayan alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. Bu kapsamda kullanılan test istatistikleri aşağıdaki şekilde tanımlanır:

$$F - Sup - t_{iN} = \sup_{(\theta) \in \Theta} \left\{ \frac{\tilde{p}(\theta)}{s.h.(\tilde{p}(\theta))} \right\}_{\rho=0} \quad (4.57)$$

Burada $H_0: \rho = 0$ hipotezine karşı bu testte oran istatistiği kullanılmakta ve θ 'nın başlangıç tahmininde grid tarama yöntemi tercih edilmektedir.

$$F - t_{NL} = \frac{\tilde{\delta}_1}{s.h.(\tilde{\delta})_1} \quad (4.58)$$

Tanımlanan $F - t_{NL}$ test istatistiği, $H_0: \delta_1 = 0$ hipotezine karşılık, $H_0: \delta_1 \neq 0$ alternatif hipotezini test etmektedir.

Bu testin amacı, serinin durağan olup olmadığını değerlendirmektir. Eğer temel hipotez reddedilmezse, serinin durağan olduğu ve birim kök taşımadığı sonucuna ulaşılır. Öte yandan, temel hipotez reddedildiğinde, serinin birim kök içerdiği ve durağan olmadığı kabul edilir (Christopoulos & Leon-Ledesma, 2010).

4.3.6 Ranjbar vd. (2018) birim kök testi

Ranjbar vd. (2018) tarafından önerilen test, Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) çalışmasına dayandırılarak, yapısal kırılmaların modellenmesinde Fourier yaklaşımını esas almaktadır. Ancak bu testin ayırt edici yönü, doğrusal

olmayan yapıların modellenmesinde KSS (2003) testi yerine Sollis (2009) testinin tercih edilmesidir. Bu durum, hem asimetrik hem de doğrusal olmayan durağanlık alternatiflerinin daha başarılı şekilde tespit edilmesini sağlamaktadır (Ranjbar O. , Chang, Elmi, & Lee, 2018).

İlk aşamada, Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) testinde olduğu gibi Fourier yaklaşımıyla seriden artıklar elde edilmektedir. Bu artıklar, yapısal kırılmaları ve doğrusal olmayan eğilimleri belirlemeye olanak tanırken, izleyen aşamalarda birim kök testine tabi tutulmaktadır.

$$x_t = a(t) + e_t \quad (4.59)$$

Zamanla değişen deterministik bileşen $a(t)$, aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$a(t) = D_t \lambda + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (4.60)$$

Denklem 4.60'dan yola çıkarak denklem 4.59'un tekrar yazılırsa:

$$x_t = D_t \lambda + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (4.61)$$

Denklemin En Küçük Kareler tahmini yapıldıktan sonra, artık terimler aşağıdaki şekilde elde edilmektedir:

$$\hat{e}_t = x_t - \hat{a}(t) \quad (4.62)$$

$$\hat{a}(t) = D_t \hat{\lambda} + \hat{\gamma}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \hat{\gamma}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (4.63)$$

AESTAR modeli ile test gerçekleştirilmekte olup, ilgili model aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$\Delta \hat{e}_t = \Omega_t(\eta_1, \hat{e}_{t-1}) \{S_t(\eta_2, \hat{e}_{t-1}) \rho_1 + (1 - S_t(\eta_2, \hat{e}_{t-1}) \rho_2)\} \hat{e}_{t-1} + v_t \quad (4.64)$$

$$\Omega_t(\eta_1, \hat{e}_{t-1}) = 1 - \exp(-\eta_1 (\hat{e}_{t-1}^2)) \quad \eta_1 \geq 0 \quad (4.65)$$

$$S_t(\eta_2, \hat{e}_{t-1}) = 1 - \exp(-\eta_2 (\hat{e}_{t-1}^2)) \quad \eta_2 \geq 0 \quad (4.66)$$

Modelde, v_t , sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip hata terimi olarak tanımlanırken, $\hat{e}_t$ ise geçiş değişkenini temsil etmektedir. Ranjbar vd. (2018) tarafından önerilen testte, birim kökün varlığı değerlendirilirken, elde edilen artıklar üzerinden Sollis (2009) testine başvurulmaktadır.

Bu test, aşağıdaki eşitlik kullanılarak gerçekleştirilmektedir:

$$\Delta \hat{e}_t = \phi_1 \hat{e}_{t-1}^3 + \phi_2 \hat{e}_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^k \kappa_i \Delta \hat{e}_{t-i} + v_t \quad (4.67)$$

Ranjbar vd. (2018) çalışmasında, birim kök hipotezinin test edilme süreci, geleneksel testlerden farklı bir şekilde ele alınmaktadır. Bu kapsamda $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ hipotezi test edilmektedir. Bu durum, serinin doğrusal olmayan ESTAR süreciyle modellenmesini sağlamak amacıyla yapılmıştır.

Test sonucunda birim kök hipotezi reddedildiğinde, serinin durağan olduğu ancak doğrusal olmayan bir yapıya sahip olabileceği değerlendirilir. Bu durumda, serinin doğrusal olmayan yapısının simetrik mi yoksa asimetrik mi olduğu belirlenmelidir. Simetrik ESTAR doğrusal olmama hipotezi, $H_0: \phi_2 = 0$ olarak tanımlanırken, alternatif hipotez $H_1: \phi_2 \neq 0$ şeklinde ifade edilmektedir. Bu hipotez, standart F testi ile sınanmaktadır. Eğer H_0 hipotezi reddedilirse, serinin asimetrik bir doğrusal olmayan yapıya sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Sedefoğlu, 2021).

Daha önceki Fourier tabanlı birim kök testlerinde olduğu gibi, bu çalışmada da serinin birim kök içerdiği yönündeki temel hipotez reddedilip serinin durağan olduğu belirlendiğinde, Fourier terimlerinin anlamlılığı Becker vd. (2006) tarafından geliştirilen F istatistiği aracılığıyla değerlendirilmektedir.

4.3.7 Güriş (2018) birim kök testi

Güriş (2018) testinde, yapısal kırılmaların formu, sayısı ve zamanı önceden bilinmediğinden, bunlar Fourier yaklaşımı ile modellenmektedir. Bu yaklaşım, Becker vd. (2004, 2006) ile Enders ve Lee (2012a, 2012b) çalışmalarının devamı niteliğindedir. Fourier yönteminin kullanımı, Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) ile Ranjbar vd. (2018) tarafından testlerde açıklandığı üzere uygulanmaktadır. Ancak bu testin özgün yönü, doğrusal olmayan yapının modellenmesinde Kruse (2011) prosedürünün benimsenmesidir.

İlk aşamada, Fourier yöntemiyle elde edilen artıklar yardımıyla aşağıdaki model tahmin edilmekte ve bu modele dayalı olarak birim kök testi gerçekleştirilmektedir.

$$\Delta e_t = \theta_1 e_{t-1}^3 + \theta_2 e_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^k \kappa_i \Delta e_{t-i} + v_i \quad (4.68)$$

Bu model kullanılarak, klasik birim kök hipotezi olarak $H_0: \theta_1 = \theta_2 = 0$ test edilirken, ESTAR süreci için hipotez $H_0: \theta_1 < 0, \theta_2 \neq 0$ şeklinde tanımlanmaktadır. Test istatistiğinin hesaplanma yöntemi ise Kruse (2011) testiyle benzerlik göstermektedir.

$$\tau = t_{\theta_2=0}^2 + 1(\hat{\theta}_1 < 0)t_{\theta_1=0}^2 \quad (4.69)$$

Birim kök için kurulan temel hipotezin reddedilmesi durumunda, Fourier bileşenlerinin anlamlılığı, daha önceki testlerde olduğu gibi değerlendirmeye alınmaktadır. Bu terimlerin istatistiksel olarak anlamlı çıkması, x_t değişkeninin yapısal kırılmalar içeren deterministik bir fonksiyon etrafında durağan olduğunu ortaya koymaktadır (Güriş, 2018).

5. DOĞRUSAL OLMAYAN EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

5.1. Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme analizi, ekonomik değişkenler arasındaki uzun vadeli ilişkileri anlamak ve bu ilişkilerin sürdürülebilir olup olmadığını değerlendirmek açısından kritik bir araçtır. Ekonomi politikalarının oluşturulması, finansal piyasa analizleri ve uluslararası ticaret dengelerinin değerlendirilmesi gibi birçok alanda uygulanarak, ekonomik istikrarın sağlanmasına katkıda bulunmaktadır.

Ekonomik değişken çiftleri temel düzeyde ele alındığında, uzun vadede bu değişkenlerin birbirine yakınsamasının beklenmesi doğaldır. Örneğin, bir malın farklı bölgelerdeki fiyatı, yerel yönetimlerin gelir ve gider dengesi, fiyatlar ile ücretler veya ithalat ile ihracat gibi değişken çiftleri bu duruma örnek olarak verilebilir. Bununla birlikte, bazı ekonomik teoriler analiz kapsamını genişleterek daha fazla değişkenin bu süreçte dahil edilmesini ve uzun vadede değişkenler arasında yakınsama ilişkilerinin oluşmasını öngörmektedir. Kısa vadede veya mevsimsel dalgalanmalar nedeniyle bu değişkenler arasında belirli sapmalar görülebilse de uzun vadede devam eden farklılaşmalar ekonomik açıdan istikrarsızlık yaratabilir ve ciddi sorunlara yol açabilir (Yazıcı, 2021).

Bu kapsamda, eşbütünleşme analizi, ekonomik değişkenler arasındaki uzun vadeli denge ilişkisini belirleme gerekliliğinden doğmuştur. Bu analiz, sadece ekonomik teorilerde değil, aynı zamanda politika yapıcılar ve yatırımcılar için de önemli bir rehber niteliğindedir. Örneğin, merkez bankaları, faiz oranları ve enflasyon arasındaki uzun vadeli ilişkiyi anlamak için eşbütünleşme testlerinden yararlanarak para politikalarını şekillendirmektedir.

Zaman serileri analizinde, özellikle durağan olmayan değişkenler arasındaki ilişkilerin sahte regresyon sorununa yol açabileceği görülmüş ve bu durum, eşbütünleşme kavramının gelişmesine zemin hazırlamıştır. Ekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin gerçek olup olmadığını belirlemek, yapılan analizlerin güvenilirliği açısından kritik bir öneme sahiptir. Yule (1926) tarafından ortaya konan sahte regresyon kavramı, rassal yürüyüş sürecine sahip

değişkenler arasında kurulan regresyon modellerinde, hata terimlerinin yüksek otokorelasyona sahip olması nedeniyle aslında ilişkisiz olan değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlıymış gibi görünmesine neden olmaktadır (Bülbül, 2023). Bu durum, analiz sonuçlarının yanıltıcı olmasına yol açabileceğinden, ekonometrik modellerde dikkatle ele alınması gereken bir konudur.

Bu çerçevede, Granger (1981) ve Engle & Granger (1987) çalışmalarıyla eşbütünleşme analizinin teorik temelleri atılmıştır. Engle ve Granger, uzun dönemde ortak hareket eden değişkenlerin hata terimlerinin durağan olması gerektiğini ortaya koyarak iki aşamalı bir test yöntemi geliştirmişlerdir. Sonrasında, Johansen (1988, 1991) tarafından geliştirilen çok değişkenli eşbütünleşme testi, daha sofistike bir yaklaşım sunmuş ve bu analiz ekonomide geniş bir uygulama alanı bulmuştur. Zaman içinde, doğrusal olmayan yapıları da içeren daha gelişmiş eşbütünleşme yöntemleri geliştirilmiş ve özellikle Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından önerilen ARDL sınır testi gibi yöntemler, farklı durağanlık seviyelerine sahip değişkenler arasında uzun dönem ilişkilerini analiz etmede önemli bir alternatif sunmuştur.

Eşbütünleşme kavramının temelinde, özellikle makroekonomik teoride sıkça karşılaşılan değişkenler arasındaki uzun vadeli ilişkileri yakalayan modellemeler oluşturma fikri yatmaktadır. Bu tür ilişkilerin dinamik bir yapıya sahip olması nedeniyle, ilgili modelleme süreçleri zaman serileri analizi ve teorisinin çalışma alanına girmektedir. Uzun vadeli denge ilişkilerinin belirlenmesi, ekonomik değişkenler arasındaki bağlantıları daha sağlıklı analiz edebilmek adına kritik bir öneme sahiptir (Sedefoğlu, 2021).

Zaman serisi analizlerinde temel amaç, serinin ortalama ve varyans açısından durağan olup olmadığını belirlemek ve otokorelasyon yapısını ortaya koymaktır. Eşbütünleşme analizinin dayandığı en önemli unsurlardan biri, serinin durağanlık durumunun tespit edilmesidir. Bu konu, üçüncü bölümde ele alınan doğrusal olmayan birim kök testleri kapsamında ayrıntılı olarak incelenmiştir. Eğer bir zaman serisi fark alma işlemi uygulanmadan durağan ise $I(0)$ olarak gösterilir; bu durum, serinin kendi düzeyinde durağan özellik taşıdığını ifade

eder. Öte yandan, serinin durağan hale gelmesi için birinci farkının alınması gerekiyorsa, bu tür seriler $I(1)$ olarak tanımlanır.

Durağanlık özelliği taşımayan süreçlerin en tanınan örneklerinden biri olan rassal yürüyüş süreci, $I(1)$ biçiminde ifade edilen gösterim türüne örnek olarak sunulabilir. Rassal yürüyüş süreci, bir zaman serisinin bir önceki dönemdeki değeri üzerine rastgele bir şok eklenerek oluştuğu stokastik bir süreçtir (Gemici & Polat, 2018). Bu tür süreçlerde, serinin mevcut değeri geçmiş değerlerin kümülatif toplamı olarak belirlenir. Rassal yürüyüş sürecinin gösterim şekli aşağıda tanımlanmıştır.

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (5.1)$$

İlk farkı alındığında durağan hale gelen bir rassal yürüyüş sürecine sabit bir terim eklenerek kayan rassal yürüyüş süreci elde edilebilir.

$$x_t = \mu + x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (5.2)$$

Kayan rassal yürüyüş sürecine trend değişkeni eklendiğinde, süreç aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$x_t = \mu + \beta_t + x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (5.3)$$

Bir zaman serisinin $I(0)$ olması, belirli bir ortalamaya sahip olduğunu ve zamanla bu ortalamaya yönelme eğiliminde bulunduğunu ifade eder.

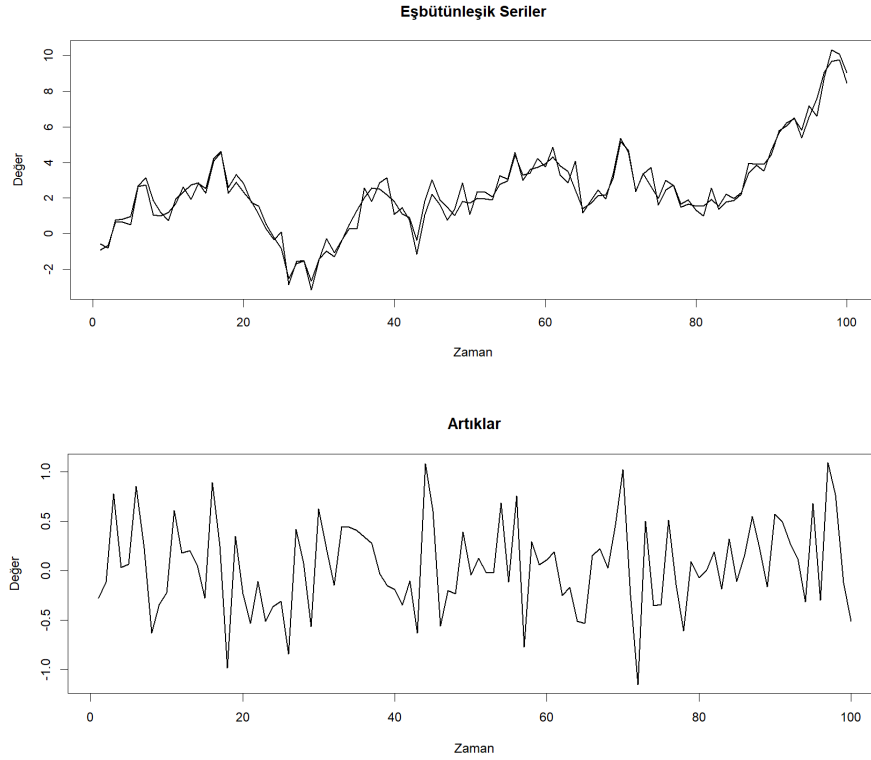
Durağanlık özelliği göstermeyen serilerde bu özellik elde edilebilmek amacıyla fark alma yöntemi kullanılmaktadır. Ancak bu uygulama, serilerin uzun vadeli bilgilerini yitirmesine neden olabilmektedir. Buradan yola çıkılarak, eşbütünleşme (koentegrasyon) kavramı geliştirilmiştir. Durağanlık göstermeyen serilerin belli bir bileşiminin durağanlık özelliği taşıması, bu serilerin eşbütünleşik olduğunu gösterir.

Genel olarak,

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (5.4)$$

şeklinde gösterilen regresyon denkleminde Y_t ve X_t değişkenleri $I(d)$ mertebesinde bütünleşikse ve aynı mertebeden bütünleşik olmaları durumunda

bu iki seri eşbütünleşik kabul edilebilir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, değişkenlerin uzun vadede birlikte hareket ettiğini ve ortak bir dengeye sahip olduklarını gösteren önemli bir göstergedir (Şekil 5.1).



Not: Yazar tarafından R programında oluşturulmuştur.

Şekil 5.1. Eşbütünleşik İki Serinin ve Artıklarının Grafiği

Eşbütünleşme denkleminde elde edilen artıkların grafiği, Şekil 5.1’de sunulmaktadır. Daha önce belirtildiği gibi, eğer seriler eşbütünleşik ise, artık terimlerin durağan olması beklenmektedir. Grafik incelendiğinde, artıkların sıfır ortalama etrafında rassal salınım gösterdiği ve istikrarlı bir yapıya sahip olduğu görülmektedir. Bu gözlem, seriler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını desteklemektedir.

Eşbütünleşik değişkenler, uzun vadeli denge düzeyinin bir işareti olarak değerlendirilebilir. Kısa süre içerisinde oluşan dengesizliklerin zamanla ortadan kalktığını varsayan yaklaşıma dayalı hata düzeltme modelleri, ilk kez Sargan (1984) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Hata düzeltme yaklaşımı şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 \Delta X_t + a_2 \Delta u_{t-1} + e_t \quad (5.5)$$

Hata düzeltme mekanizmasındaki doğrusallık, üç temel sorunu beraberinde getirmektedir (Bülbül, 2023) . Bunlar:

1. Uzun dönem dengesi tektir.
2. Eşitlik etrafındaki düzeltme simetriktir.
3. Denge düzeltmesi önceki denge hatalarının bir sabitidir.

Bu kısıtlamalar, doğrusal olmayan hata düzeltme mekanizmasının gerekliliğini ortaya koymaktadır.

Bu bağlamda, eşbütünleşme analizinde kullanılan testler de zaman içinde gelişerek farklı yaklaşımlar doğrultusunda çeşitlenmiştir. Birim kök testlerinde olduğu gibi, eşbütünleşme testi literatürü de farklı metodolojilere dayalı olarak sınıflandırılmaktadır. Özellikle, doğrusal olmayan yapılar ve Fourier fonksiyonlarının analize dâhil edilmesi, eşbütünleşme testlerini çeşitli alt kategorilere ayırmaktadır. Bu çalışmada, eşbütünleşme testleri iki ana başlık altında ele alınmıştır: doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri ve Fourier fonksiyonlu doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri.

5.2. Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Testleri

Eşbütünleşme, doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serileri analizinde önemli bir kavramdır. Son yıllarda ekonometri literatüründe sıkça ele alınan bu konu genellikle doğrusal çerçevede incelenmektedir. Bu bölümde ise eşbütünleşme kavramı, doğrusal olmayan zaman serileri bağlamında değerlendirilecektir.

Doğrusal olmayan eşbütünleşme kavramı, iki veya daha fazla zaman serisinin uzun vadeli ilişkisini belirlerken, bu ilişkinin tek bir rejim veya sabit bir hızda olması yerine, rejime bağlı, doğrusal olmayan veya asimetrik şekilde gerçekleştiğini varsaymaktadır. Geleneksel eşbütünleşme modelleri, iki zaman serisi arasında istikrarlı ve doğrusal bir ilişki olduğunu kabul ederken, doğrusal olmayan yaklaşımlar seriler arasındaki ilişkisinin zamanla değişebileceğini ve belirli ekonomik veya finansal koşullara bağlı olarak farklı dinamiklere sahip olabileceğini öne sürmektedir (Rahmani & Güriş, 2022).

Doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri, ekonomik zaman serileri arasındaki uzun vadeli ilişkilerin doğrusal olmayan yapılar altında incelenmesine olanak tanımaktadır. Geleneksel doğrusal eşbütünleşme testleri, genellikle Engle-Granger (1987) ve Johansen (1991) gibi yöntemlere dayanırken, doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri daha esnek modeller sunarak ekonomik süreçlerde gözlenen asimetrik ve rejim bağımlı dinamikleri yakalamaya çalışır. Bu durum özellikle finansal piyasalar, döviz kurları, makroekonomik göstergeler ve enerji fiyatları gibi değişkenlerin analizi için önemli bir hale gelmiştir.

Zaman serileri yıllar içinde uzadıkça, yapısal kırılmalarla karşılaşma olasılığı da yükselir. Birim kök testlerinde bu kırılmalar göz ardı edildiğinde, testlerin gücü azalır ve sonuçlar yanıltıcı olabilir. Aynı durum, eşbütünleşme testleri için de geçerli olup, yapısal değişimler dikkate alınmadığında doğru ve güvenilir sonuçlara ulaşmak zorlaşmaktadır (Yıldırım, Ertuğrul, & Soytaş, 2015).

Doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri literatürde farklı yöntemlerle ele alınmıştır. Bunlardan biri eşik eşbütünleşme yaklaşımıdır. Enders ve Siklos (2001) tarafından geliştirilen eşik otoregresif (TAR) ve momentum eşik otoregresif modelleri, hata düzeltme mekanizmasının farklı rejimlerde nasıl çalıştığını analiz etmeye yardımcı olur. Bu modeller, zaman serisinin belirli bir eşik değerine ulaştığında farklı dinamiklere sahip olabileceğini varsayar (Sedefoğlu, 2021). Bir diğer önemli yöntem, yumuşak geçişli eşbütünleşme (STAR) yaklaşımıdır. Clive W J Granfer ve Timo Terasvitra tarafından geliştirilen STAR modeli, doğrusal olmayan uzun dönem dinamiklerini tespit etmek için sıkça kullanılan bir yöntemdir. Bu yaklaşım, iki zaman serisi arasındaki uzun dönemli ilişkinin kademeli geçişlerle değişebileceğini varsayar.

Doğrusal olmayan eşbütünleşme testlerinin avantajları arasında ekonomik süreçlerdeki asimetrik etkileri ve rejim bağımlılığını yakalama yeteneği ön plana çıkmaktadır. Geleneksel doğrusal eşbütünleşme testleri, ekonomideki karmaşık dinamikleri tam olarak yansıtamayabilirken, doğrusal olmayan testler özellikle finansal krizler, döviz kuru rejimleri ve piyasa dalgalanmaları gibi değişken süreçleri modellemeye daha uygundur. Ayrıca, politika analizlerinde daha gerçekçi tahminler sunarak, karar alıcıların ekonomik değişkenler üzerindeki

etkileri daha doğru bir şekilde değerlendirmesine katkıda bulunabilir (Yazıcı, 2021).

Sonuç olarak, doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri, zaman serileri arasındaki ilişkileri daha gerçekçi bir şekilde modellemeye olanak tanımaktadır. Enders ve Siklos (2001), Hansen ve Seo (2002), Seo (2006), Kapetanios, Shin ve Snell (2006) ve Maki (2010) tarafından geliştirilen testler, doğrusal olmayan bağımlılıkları ve rejim değişikliklerini dikkate alarak ekonomik analizlere daha derin bir bakış açısı sunmaktadır.

5.2.1 Enders ve Siklos (2001) eşbütünleşme testi

Enders ve Siklos'un (2001) çalışmasında, Engle ve Granger (1987) ile Johansen'in (1995) ortaya koyduğu ve yalnızca doğrusal geçişlere olanak tanıyan eşbütünleşme testlerinden ayrılarak, farklılık gösteren asimetrik geçişlere imkân sunan bir hata düzeltme yapısı tanımlanmış ve geliştirilmiştir. Bu bağlamda, eşbütünleşme analizinde yer alan asimetrik yapıları daha etkili bir şekilde temsil edebilmek amacıyla MTAR modeli tercih edilmiştir.

x_{it} , x_t 'nin ilk mertebeden durağan bileşenlerini ifade ederken, a_i tahmin edilen parametreleri, μ_t ise seriler arasındaki korelasyonun varlığını gösterebilen hata terimi olarak tanımlanmaktadır.

$$x_{1t} = a_0 + a_2x_{2t} + a_3x_{3t} + a_4x_{4t} + \dots + a_nx_{nt} + \mu_t \quad (5.6)$$

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmek amacıyla, bir sonraki adımda kullanılan model:

$$\Delta\mu_t = \rho\mu_{t-1} + e_t \quad (5.7)$$

Temel hipotezin reddedilmesi, artık terimlerin durağan ve sıfır ortalamalı olduğunu göstermektedir. Eşbütünleşme tespit edildikten sonra, hata düzeltme modelinin ifade edilmesi:

$$\Delta x_{it} = \beta_i(x_{1t-1} - a_0 - a_2x_{2t-1} - a_3x_{3t-1} - \dots - a_nx_{nt-1}) + v_t \quad (5.8)$$

Enders ve Siklos (2001) çalışmasında ele alınan MTAR modeli aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-2} + e_t \quad (5.9)$$

MTAR modelinde gösterge fonksiyonu I_t 'nin denklemde ki gibi ifade edilir:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{eğer } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (5.10)$$

MTAR modelinin çalışma şeklinin bazı teknik adımları,

- τ eşik değeri genellikle sıfır alınır.
- Serinin durağan olması için belirli matematiksel koşullar sağlanmalıdır.
- Eğer $\rho_1 = \rho_2$ ise, model Engle ve Granger (1987) testinin özel bir hali olur.
- Otokorelasyon problemi varsa, model yeniden düzenlenmelidir. Yeni model aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-2} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i\Delta\mu_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5.11)$$

Eşbütünleşme ilişkisini test etmek amacıyla F testi istatistikleri, t istatistiklerine oranla daha sağlam sonuçlar verdiği için daha sık tercih edilmektedir. Bu nedenle, eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını gösteren temel hipotez şu şekilde ifade edilmektedir:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0 \quad (5.12)$$

Bu hipotez, seriler arasında eşbütünleşmenin bulunmadığını; yani değişkenler arasında uzun vadeli bir denge ilişkisi olmadığını belirtir. Ancak bu hipotez reddedilirse, değişkenlerin birlikte uzun dönemli bir ilişki içerisinde olduğu, yani eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğu sonucuna varılır (Enders & Siklos, 2001).

5.2.2 Hansen ve Seo (2002) eşbütünleşme testi

Hansen ve Seo (2002) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi, SETAR tipi modelleme yaklaşımını temel almaktadır. Bu kapsamda, vektör hata düzeltme yapısı içerisinde iki rejimli eşik değere sahip bir eşbütünleşme analizi gerçekleştirilmektedir. Bu bağlamda, temel hipotez doğrusal eşbütünleşmeyi

ifade ederken, alternatif hipotez eşik değeri etkisinin varlığıyla eşbütünleşme ilişkisinin değiştiğini belirtmektedir.

Doğrusal eşbütünleşmeye yönelik hata düzeltme modeli şu şekilde temsil edilir:

$$\Delta x_t = A'x_{t-1}(\beta) + e_t \quad (5.13)$$

$$x_{t-1}(\beta) = \begin{bmatrix} 1 \\ w_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta x_{t-1} \end{bmatrix} \quad (5.14)$$

Denklemden yer alan $w_t(\beta)$, $I(0)$ hata düzeltme terimlerini ifade etmektedir. Bu doğrultuda Hansen ve Seo (2002) çalışmasında, söz konusu modeli geliştirerek eşik değeri içeren bir koentegrasyonu,

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1'x_{t-1}(\beta) + e_t & \text{eğer } w_{t-1}(\beta) \leq \varphi \\ A_2'x_{t-1}(\beta) + e_t & \text{eğer } w_{t-1}(\beta) > \varphi \end{cases} \quad (5.15)$$

şeklinde oluşturulmuştur. Burada φ eşik değerini ifade etmektedir. Bu model temel alınarak, iki rejimli eşik değere sahip eşbütünleşme yapısı tek bir matematiksel ifade ile aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\Delta x_t = A_1'x_{t-1}(\beta)d_{1t}(\beta, \varphi) + A_2'x_{t-1}(\beta)d_{2t}(\beta, \varphi) + e_t \quad (5.16)$$

$$d_{1t}(\beta, \varphi) = 1(w_{t-1}(\beta) \leq \varphi) \quad (5.17)$$

$$d_{2t}(\beta, \varphi) = 1(w_{t-1}(\beta) > \varphi) \quad (5.18)$$

$1(\cdot)$, gösterge fonksiyonu olarak tanımlanır. A_1 ve A_2 , modelin β eşbütünleşme vektörü dışında kalan katsayıların tamamı, rejimler arasındaki geçişi ve bu rejimlerin kendi içindeki dinamik yapılarını açıklamak amacıyla tanımlanmıştır. Hansen ve Seo, eşik değeri içeren hata düzeltme modeline yönelik çalışmalarında, hata terimlerinin normal dağılıma sahip ve bağımsız olduğu varsayımıyla yeni bir çözüm tekniği geliştirmiştir. Bu doğrultuda benzerlik fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \varphi) = -\frac{n}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n e_t(A_1, A_2, \beta, \varphi)' \Sigma^{-1} e_t(A_1, A_2, \beta, \varphi) \quad (5.19)$$

$$e_t(A_1, A_2, \beta, \varphi) = \Delta x_t - A_1' x_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \varphi) - A_2' x_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \varphi) \quad (5.20)$$

Buradaki $\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\varphi}$ en çok benzerlik tahmini olup, $L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \varphi)$ 'i maksimize eden değerlerdir. Maksimizasyon işlemi sırasında (β, φ) sabit tutularak kısıtlı en çok benzerlik tahmincisine ulaşılır. Bu durumda, EKK regresyonu aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\hat{A}_1 = \left(\sum_{t=1}^n x_{t-1} x_{t-1}' d_{1t}(\varphi) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_{t-1} \Delta x_{t-1}' d_{1t}(\varphi) \right) \quad (5.21)$$

$$\hat{A}_2 = \left(\sum_{t=1}^n x_{t-1} x_{t-1}' d_{2t}(\varphi) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_{t-1} \Delta x_{t-1}' d_{2t}(\varphi) \right) \quad (5.22)$$

Hansen ve Seo (2002), çalışmalarında eşik değerli eşbütünleşmenin varlığını test etmek amacıyla, koentegre vektörünün bilinip bilinmemesine bağlı olarak farklı testler önermişlerdir. Bu test için hipotezler şu şekildedir:

H_0 : Doğrusal Koentegrasyon (Eşik değer etkisi yoktur)

H_1 : Eşik deperli koentegrasyon

Koentegre vektörünün bilindiği durumda, test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilir,

$$supLM^0 = \sup_{\varphi_L \leq \varphi \leq \varphi_U} LM(\beta_0, \varphi) \quad (5.23)$$

Eğer eşbütünleşme vektörüne ilişkin önceden herhangi bir bilgi mevcut değilse, bu durumda kullanılacak test istatistiği aşağıdaki biçimde tanımlanır:

$$supLM = \sup_{\varphi_L \leq \varphi \leq \varphi_U} LM(\beta, \varphi) \quad (5.24)$$

Uygun eşik değerinin tespit edilmesinde, w_{t-1} olarak gösterilen hata düzeltme teriminin $\% \pi_0$ ve $1 - \% \pi_0$ aralığındaki yüzdelik dilimlerinden biri dikkate alınarak seçim yapılır. Bu bağlamda, π_0 için genellikle 0,05 ile 0,15 aralığında bir değer kullanılması önerilmektedir. (Hansen & Byeongseon, 2002).

5.2.3 Seo (2006) eşbütünleşme testi

Seo (2006) tarafından geliştirilen SETAR tipi eşbütünleşme testinde, doğrusal eşbütünleşmenin bulunmadığını ifade eden temel hipotezin reddedilmesi halinde, doğrusal veya eşik değerli eşbütünleşmenin var olduğu sonucuna ulaşılır. Bu yönüyle Seo (2006) testi, temel ve alternatif hipotezler altında yalnızca eşik değerli eşbütünleşmenin varlığını test eden Hansen ve Seo (2002) eşbütünleşme testinden farklılaşmaktadır.

Bant-eşik değerli hata düzeltme modeline dayalı bir eşbütünleşme testi geliştirilmiştir. Bu model, klasik eşik değerli hata düzeltme modellerinden farklı olarak, hata düzeltme teriminin belirli bir bant aralığında tepki vermemesine izin veren bir yapı sunmaktadır. Bant-eşik değerli hata düzeltme modeli,

$$\phi(L)\Delta x_t = a_1 z_{t-1} 1\{z_{t-1} \leq \varphi_1\} + a_2 z_{t-1} 1\{z_{t-1} > \varphi_2\} + \mu + \varepsilon_t \quad (5.25)$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

Burada $\phi(L)$ q. derece gecikme operatörüdür.

$$\phi(L) = I - \phi_1 L^1 - \dots - \phi_q L^q \quad (5.26)$$

Hata düzeltme terimi, eşbütünleşme vektörü β hakkında önceden bilgi bulunması durumunda $z_t = x_t' \beta$ şeklinde tanımlanır. Eşik değer parametresi φ , $\varphi = (\varphi_1, \varphi_2)$ olup, $\varphi_1 \leq \varphi_2$ koşulunu sağlamalıdır. Ayrıca, modelde orta rejim ($\varphi_1 < \varphi_{t-1} \leq \varphi_2$) herhangi bir ayarlamamanın yapılmadığı bölgeyi temsil etmektedir.

Katsayıların kestiriminde En Küçük Kareler yöntemi uygulandığında denklemler aşağıdaki biçimde türetilir.

$$\begin{aligned} \Delta x_t = & \hat{a}_1(\varphi) z_{t-1} 1\{z_{t-1} \leq \varphi_1\} + \hat{a}_2(\varphi) z_{t-1} 1\{z_{t-1} > \varphi_2\} + \hat{\mu}(\varphi) \\ & + \hat{\phi}_1(\varphi) \Delta x_{t-1} \\ & + \dots + \hat{\phi}_q(\varphi) \Delta x_{t-q} + \hat{\varepsilon}_t(\varphi) \end{aligned} \quad (5.27)$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^b \hat{\varepsilon}_t(\varphi) \hat{\varepsilon}_t(\varphi)' \quad (5.28)$$

Supremum Wald istatistiği şu şekilde ifade edilir:

$$\sup W = \sup W_n(\varphi) \quad (5.29)$$

Normallik varsayımı altında, supremum Wald istatistiği asimptotik olarak LR istatistikleriyle aynı değere ulaşır (Seo, 2006).

5.2.4 Kapetanios, Shin ve Snell (KSS) (2006) eşbütünleşme testi

Hansen ve Seo (2002), doğrusal olmayan alternatiflere karşı eşbütünleşme analizi gerçekleştirirken, ilk olarak eşbütünleşme testlerinden yararlanarak seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunup bulunmadığını tespit etmektedir.

Öte taraftan, KSS (2006) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi, hata teriminin durağan olup olmadığını saptamak amacıyla STAR türü dinamiklere karşı oldukça güçlü bir test sunmaktadır. Bu test, hata teriminin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olup olmadığını anlamak için kullanılır ve geleneksel doğrusal testlere kıyasla daha esnek bir yapı sunar.

KSS (2006) testinde, hata düzeltme modeli temel alınarak eşbütünleşme analizi yapılmaktadır. Bu test, Engle ve Granger'ın (1987) yaklaşımına benzeyen, artık terimlere dayalı iki aşamalı bir test yöntemi izlenmektedir.

İlk olarak, eşbütünleşmenin bulunmadığını ifade eden temel hipotez (H_0) ile doğrusal olmayan ESTAR eşbütünleşme alternatif hipotezi karşı karşıya getirilmektedir. Bu aşamada, doğrusal olmayan ESTAR hata düzeltme regresyonu temel alınarak üç farklı test istatistiği hesaplanmaktadır:

1. F_{NEC} ve t_{NEC} istatistikleri: Doğrusal olmayan hata düzeltme modelinden türetilerek kullanılır.
2. t_{NEG} istatistiği: Engle ve Granger'ın (1987) önerdiği test istatistiğinin, doğrusal olmayan eşbütünleşme senaryosu için uyarlanmış halidir.

KSS (2006) çalışmasında, Saikkonen (2005) çalışması temel alınarak, doğrusal olmayan vektör hata düzeltme modeli bağlamında Granger temsil teoremi ele alınmaktadır. Bu bağlamda, hata düzeltme modeli aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$\Delta x_t = \phi u_{t-1} + g(.) + \sum_{i=1}^p \Psi'_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5.30)$$

Doğrusal olmayan yapının hata düzeltme modeline entegre edilmesini sağlayan $g(.)$ fonksiyonu, çeşitli fonksiyonel biçimlerle modele dahil edilebilir; ancak bu noktada modelin ESTAR türünde olduğu kabul edilmektedir.

KSS (2003) tarafından belirtildiği üzere, lojistik dağılım fonksiyonu kullanıldığında hata düzeltme katsayısının yorumlanması daha karmaşık bir hal almaktadır. Bu sebeple, $g(.)$ fonksiyonu üstel yapıda tanımlanarak aşağıdaki biçimde ifade edilmiştir:

$$g(.) = -\phi u_{t-1} e^{-\theta(u_{t-1}-c)^2} \quad (5.31)$$

Eşbütünleşme testlerinin uygulanabilirliğini artırmak amacıyla, doğrusal olmayan hata düzeltme modeli yeniden yapılandırılmış ve aşağıda gösterilen yeni model formu elde edilmiştir:

$$\Delta y_t = \phi u_{t-1} + \gamma u_{t-1} (1 - e^{-\theta(u_{t-1}-c)^2}) + \omega' \Delta z_t + \sum_{i=1}^p \Psi'_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad (5.32)$$

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_{zi} \Delta x_{t-i} + \eta_{zt} \quad (5.33)$$

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmek amacıyla, temel hipotez olarak $H_0: \theta = 0$, yani eşbütünleşme yoktur hipotezi belirlenirken, alternatif hipotez olarak $H_0: \theta > 0$ ifadesiyle, doğrusal olmayan ESTAR tipi bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu öne sürülmektedir.

Bu test aşamasında, temel hipotez altında $\phi = 0$ olduğu kabul edilirken; alternatif hipoteze göre hata terimi v_t , doğrusal olmayan ve durağan özellikte bir süreç izlemektedir. Ancak bu çerçevede karşılaşılan temel problem, KSS (2003) tarafından birim kök testleri belirlenirken de vurgulandığı üzere, temel hipotez altında γ parametresinin tanımlı olmamasıdır.

Bu durum, literatürde Davies (1987) problemi olarak bilinmekte olup, doğrudan $\phi = 0$ hipotezini test etmeyi problemli hale getirmektedir. Bu problemi çözmek

amacıyla, Luukkonen et al. (1988) ile KSS (2003) çalışmaları esas alınarak $\phi \neq 0$ durumu kabul edilmekte ve birinci dereceden Taylor açılımına dayanan üstel fonksiyon kullanılmaktadır. Bu bağlamda, Taylor açılımı temel alınarak kurulan regresyon modeli aşağıda sunulmuştur:

$$\Delta x_t = \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \delta_2 \hat{u}_{t-1}^2 + \delta_3 \hat{u}_{t-1}^3 + \omega' \Delta y_t + \sum_{i=1}^p \Psi_i' \Delta x_{t-i} + e_t \quad (5.34)$$

Bu modelde F_{NEC} test istatistiği, kısıtlı modele bağlı kalınarak hesaplanmaktadır. Kısıt altında $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ varsayımı yapılmakta olup, model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\Delta x_t = \omega' \Delta y_t + \sum_{i=1}^p \Psi_i' \Delta x_{t-i} + e_t \quad (5.35)$$

İkinci test istatistiği olan F_{NEC}^* ESTAR fonksiyonu içerisinde geçiş parametresi olarak $c = 0$ varsayımı altında hesaplanmaktadır. Bu koşul altında elde edilen model şu şekilde yazılmaktadır:

$$\Delta x_t = \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \delta_2 \hat{u}_{t-1}^3 + \omega' \Delta y_t + \sum_{i=1}^p \Psi_i' \Delta x_{t-i} + e_t \quad (5.36)$$

KSS (2006)'da önerilen bir diğer iki test ise $\phi = 0$ varsayımıyla hesaplanmakta olup, bu durumda t_{NEC} testine ait model aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$\Delta x_t = \delta \hat{u}_{t-1}^3 + \omega' \Delta y_t + \sum_{i=1}^p \Psi_i' \Delta x_{t-i} + e_t \quad (5.37)$$

Bu model kapsamında, eşbütünleşmenin bulunmadığını savunan temel hipotez $\delta = 0$ olarak belirlenirken, alternatif hipotez olarak ESTAR tipi eşbütünleşme yapısında $\delta < 0$ olduğu varsayılmaktadır.

Son olarak tanıtılan t_{NEG} test istatistiği hesaplanırken, Engle ve Granger (1987) yaklaşımı doğrultusunda artık değerler kullanılarak aşağıdaki regresyon modeli üzerinden tahmin yapılmaktadır:

$$\Delta x_t = \delta \hat{u}_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^p \psi_i' \Delta x_{t-i} + e_t \quad (5.38)$$

Artıkların elde edilmesinde kullanılan $e_t = y_t - \beta' x_t$ eşitliğinin yanı sıra, çalışmada sabit terim içeren ve hem sabit terim hem de doğrusal trend barındıran modeller de göz önünde bulundurulmaktadır.

$$y_t = a_0 + \beta_x' x_t + e_t \quad (5.39)$$

$$y_t = a_0 + a_1 t + \beta_x' x_t + e_t \quad (5.40)$$

Belirtilen dört test istatistiğinin hesaplamaları, sabit terim ve trend içermeyen regresyonda uygulanan yöntemle aynı şekilde gerçekleştirilmektedir (Kapetanios, Shin, & Snell, 2006).

5.2.5 Maki (2010) eşbütünleşme testi

STAR model yapıları çerçevesinde eşbütünleşme ilişkisinin değerlendirilmesine yönelik alternatif testlerden biri de Maki'nin (2010) önerdiği testtir. Bu test, ESTAR ve çift lojistik STAR modelleri kullanılarak eşbütünleşmenin mevcut olup olmadığını analiz etmeyi amaçlamaktadır. Test sürecinde, “eşbütünleşme yoktur” biçimindeki temel hipotez ile, “STAR ayarlama mekanizması altında eşbütünleşme vardır” şeklindeki alternatif hipotez karşılaştırmaya tabi tutulmaktadır. Bu testin öne çıkan en önemli yönlerinden biri, test istatistiklerinin elde edilmesinde grid arama tekniğinin uygulanmasıdır. KSS (2003) ve KSS (2006) tarafından geliştirilen testlerde bazı parametrelerin dikkate alınmaması nedeniyle tanımsızlık problemi ortaya çıkmıştır.

Bu problemi aşmak amacıyla, Maki (2010) tarafından gerçekleştirilen çalışmada Taylor açılımı yerine grid tabanlı arama yöntemi temel alınarak hesaplamalar yapılmıştır. Sonuç olarak oluşturulan model aşağıdaki şekilde sunulmuştur:

$$y_t = \beta' x_t + e_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5.41)$$

Denkleimde yer alan y_t ve x_t ilk mertebeden durağan değişkenlerdir. β' tahmin edilen parametreleri temsil etmekte olup x_t bir vektördür ve e_t denge hatasını ifade etmektedir.

$$e_t = \phi_1 e_{t-1} + \phi_2 e_{t-1} F(.) + u_t \quad (5.42)$$

Burada u_t , sıfır ortalamalı hata terimini; $F(.)$ ise yumuşak geçiş fonksiyonunu temsil etmektedir. Geçiş fonksiyonu $F(.)$, tek eşik değerine sahip ESTAR (ESTAR-c) modeli ile çift eşik değerine sahip çift lojistik STAR modeli için aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$F(u_{t-1}; \gamma) = 1 - \exp\{-\gamma u_{t-1}^2\} \quad (5.43)$$

$$F(u_{t-1}; \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(u_{t-1} - c)^2\} \quad (5.44)$$

$$F(u_{t-1}; \gamma, c_1, c_2) = (1 + \exp\{-\gamma(u_{t-1} - c_1)(u_{t-1} - c_2)\})^{-1} \quad (5.45)$$

$F(.)$ fonksiyonunda yer alan γ düzgünleştirme parametresini ifade etmektedir. c, c_1 ve c_2 ise rejimler arası geçişi sağlayan eşik değerleridir.

ESTAR modelinde $u_{t-1} = 0$ olduğunda birim kök sürecine sahiptir ve u_{t-1} 'in sıfırdan sapmalar gösterdiği durumlarda u_t dengeye yönelme eğilimi sergiler.

ESTAR-c modelinin kinci geçiş fonksiyonu kapsamında $u_{t-1} = c$ koşulu sağlandığında geçiş fonksiyonu $F(u_{t-1}; \gamma) = 0$ şu şekilde tanımlanır.

Üçüncü geçiş fonksiyonu olan çift eşik değerli çift lojistik STAR modeli kullanıldığında, $\gamma \rightarrow 0$ olduğunda doğrusal bir model elde edilir. $\gamma \rightarrow \infty$ ve $c_1 \neq c_2$ ise, $u_{t-1} < c_1$ ve $u_{t-1} > c_2$ durumlarında $F(u_{t-1}; \gamma, c_1, c_2) = 1$ olacaktır. Geçiş değişkeni $c_1 \leq u_{t-1} \leq c_2$ olduğu durumda da $F(u_{t-1}; \gamma, c_1, c_2) = 0$ şeklinde tanımlanır.

Eşbütünleşme ilişkisini test etmek için artıklar üzerinden aşağıdaki model tahmin edilir:

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} F(.) + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta \hat{u}_{t-i} + e_t \quad (5.46)$$

Burada e_t , sıfır ortalamalı ve durağan özellikte bir hata terimidir. $H_0: \rho = 0$ ve $H_a: \rho < 0$ hipotezleriyle eşbütünleşme olmadığına dair sıfır hipotezi, eşbütünleşme olduğu alternatif hipotezine karşı STAR ayarlamasıyla test edilmektedir (Maki, 2010).

5.3. Fourier Fonksiyonlu Eşbütünleşme Testleri

Makroekonomik değişkenler, zaman içinde farklı sayıda ve yapıda kırılmalar gösterebildiğinden, eşbütünleşme testlerinde en büyük zorluklardan biri bu kırılmaların sayısının ve türünün önceden belirlenmesi gerekliliğidir. Geleneksel doğrusal eşbütünleşme testlerinde yapısal kırılmalar genellikle kukla değişkenler aracılığıyla modellenmekte olup, bu yaklaşım kırılmaların belirli zaman noktalarında aniden gerçekleştiğini varsayar. Ancak, kırılmaların önceden belirlenmesi sübjektif bir karar olup, yanlış tanımlamalara ve modelleme hatalarına yol açabilir.

Bu noktada, kırılmaların modellenmesi için kullanılan alternatif ve esnek bir yöntem olarak Fourier yaklaşımı, eşbütünleşme testlerinde de giderek daha fazla tercih edilmektedir. Fourier fonksiyonları kullanılarak zaman serilerindeki kırılmaların esnek bir şekilde modellenmesine olanak tanınmakta ve böylece geleneksel kukla değişken yaklaşımlarının sınırlamalarından kaçınılmaktadır.

Bu başlık altında yapısal kırılmaların Fourier fonksiyonu ile modellendiğini eşbütünleşme testleri değerlendirilmektedir.

5.3.1 Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testi

Tsong vd. (2016), eşbütünleşme analizinde yapısal kırılmaların sayısı ile biçiminin önceden bilinmediği durumlarda Fourier yaklaşımını kullanan ilk çalışmayı gerçekleştirmiştir. Söz konusu araştırmada sunulan eşbütünleşme testi, deterministik trend içindeki yapısal değişimleri dikkate alan Shin (1994) testinin geliştirilmiş hâlidir. Shin (1994) testi, KPSS testinin çok değişkenli bir genişlemesi niteliği taşıırken; Tsong vd. (2016) tarafından önerilen test, KPSS testine dayalı olarak geliştirilmiş ve yapısal kırılmaların modellenmesinde Fourier yaklaşımının ilk kez kullanıldığı Becker vd. (2006) birim kök testinin türevini oluşturmaktadır.

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5.47)$$

Eşbütünleşme testi, temel hipotez olarak $H_0: \sigma_u^2 = 0$ (eşbütünleşmenin olmadığı) varsayımını öne sürerken, alternatif hipotez $H_1: \sigma_u^2 > 0$ ile eşbütünleşmenin varlığını test etmektedir.

Deterministik bileşen d_t şu şekilde ifade edilir:

$$d_t = \delta_0 + f_t \quad (5.48)$$

$$d_t = \delta_0 + \delta_1 t + f_t \quad (5.49)$$

Olası yapısal kırılmaları belirlemek amacıyla f_t , deterministik bir bileşen olarak tanımlanmıştır.

$B(t)$, kırılmaların bilinmeyen yapısını temsil eden özel bir fonksiyon olarak kabul edildiğinde, Fourier fonksiyonu genel biçimiyle şu şekilde ifade edilebilir:

$$B(t) = a_0 + \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right); n < \frac{T}{2} \quad (4.50)$$

Burada n , frekans sayısını ve k , Fourier frekanslarını göstermektedir. Bu çalışmada ise yalnızca tek frekans içeren model esas alınmıştır. Bu doğrultuda model aşağıdaki şekilde yeniden yapılandırılmıştır:

$$B(t) \approx f_t = a_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) \quad (4.51)$$

Fourier bileşeninin eşbütünleşme testi prosedürüne dâhil edilip edilmemesi, Becker vd. (2006) tarafından önerilen F testi ile belirlenmektedir. Eğer Fourier fonksiyonundaki trigonometrik terimlerin istatistiksel açıdan anlamlı olmadığı anlaşılırsa, eşbütünleşme testi Tsong vd. (2016) tarafından önerilen yöntem yerine, eşbütünleşmenin varlığını esas alan Shin (1994) testine dayalı temel hipotez ile uygulanır.

Temel hipotez olan $H_0: \sigma_u^2 = 0$ varsayımı altında tanımlanan modeller yeniden yapılandırıldığında, aşağıdaki model elde edilir:

$$y_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + x_t' \beta + u_{1t} \quad (4.52)$$

KPSS tipi eşbütünleşme testinde, yapısal kırılmaların olup olmadığı dikkate alınarak eşbütünleşmenin bulunmadığı durumları değerlendirmek amacıyla aşağıdaki test istatistiği kullanılmaktadır:

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (4.53)$$

Burada, S_t , istatistiği, en küçük kareler yöntemiyle elde edilen artıkların birikimli toplamını ifade etmektedir. Diğer yandan $\hat{\omega}_1^2 u_{1t}$ hata teriminin uzun dönemli varyansının tutarlı bir tahmincisidir. Bu bileşenler, KPSS tipi eşbütünleşme testinin hesaplamasında önemli bir rol üstlenmektedir (Tsong, Lee, Li-Ju Tsai, & Te-Chung Hu, 2016).

5.3.2 Banerjee vd. (2017) eşbütünleşme testi

Banerjee vd. (2017) çalışmalarında, doğrusal olmayan yapısal kırılmaların bilinmeyen formunu Fourier fonksiyonu aracılığıyla modelleyerek eşbütünleşme analizi için yeni bir test yaklaşımı önermiştir. Bu test, ilk kez Boswijk (1994) ve Banerjee vd. (1998) tarafından geliştirilen ADL modeline dayanmaktadır. ADL testi, diğer testlere kıyasla daha güçlü olup, gürültü parametresiyle ilgili sorunlar içermediği için uygulamada pratik ve güvenilir bir yöntem olarak değerlendirilmektedir (Banerjee, Vladimir Arčabić, & Hyejin Lee, 2017).

Yapısal kırılmaların modellenmesinde, deterministik bileşene dahil edilen Fourier fonksiyonu aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$d_t = \vartheta_0 + \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right); n < \frac{T}{2} \quad (5.54)$$

Burada ϑ_0 , sabit terimi ve doğrusal trendi içeren klasik deterministik yapıyı temsil etmektedir k belirli bir tekil frekansı ifade ederken, n ise kullanılan frekansların toplam sayısını göstermektedir. Tüm k değerleri için $a_k = \beta_k = 0$ olduğunda, modelde yalnızca ϑ_0 sabit kalır ve bu durumda klasik deterministik terim korunmuş olur. Bu durumda, Banerjee vd. (2017) tarafından geliştirilen

yöntem, geleneksel ADL testiyle uyumlu hale gelir. Banerjee vd. (1998) çalışmasına dayanan ilgili model aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir:

$$\Delta y_{1t} = d(t) + \delta_1 y_{1,t-1} + \vartheta' y_{2,t-1} + \varphi' \Delta y_{2t} + \varepsilon_t \quad (5.55)$$

Bu model çerçevesinde, eşbütünleşmenin olmadığı yönündeki temel hipotez $H_0: \delta_1 = 0$ ifadesiyle, eşbütünleşmenin var olduğu yönündeki alternatif hipotez ise $H_1: \delta_1 < 0$ şeklinde sınanmaktadır. Test istatistiği olarak t istatistikleri hesaplanmakla birlikte, $H_0: \delta_1 = \vartheta = 0$ hipotezi test edilmek istendiğinde F testi uygulanmaktadır. Banerjee vd. (2017) tarafından önerilen test kapsamında dikkate alınan t istatistik değerleri ise aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$t_{ADL}^F = \frac{\hat{\delta}_1}{sh(\hat{\delta}_1)} \quad (5.56)$$

Burada $\hat{\delta}_1$, δ_1 parametresinin En Küçük Kareler yöntemiyle elde edilen tahmincisidir. $sh(\hat{\delta}_1)$ ise $\hat{\delta}_1$ tahmincisinin standart hatasını ifade etmektedir.

5.3.3 Güriş ve Sedefoğlu (2022) eşbütünleşme testi

Zaman serisi analizlerinde, yapısal kırılmaların varlığı ve bu kırılmaların modellemeye dahil edilmesi, eşbütünleşme testlerinin geçerliliği açısından kritik bir öneme sahiptir. Çünkü birçok makroekonomik değişken, zamanla sayısı ve biçimi önceden bilinmeyen kırılmalar içerebilir. Bu durumda, geleneksel doğrusal modeller kırılmaları yeterli düzeyde temsil edemeyerek, test gücünü azaltabilir ve yanlış sonuçlara yol açabilir. Sedefoğlu ve Güriş (2022) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi, bu tür sınırlılıkları göz önünde bulundurarak, yapısal değişimleri dikkate alan daha esnek bir yaklaşım sunmaktadır. Bu çerçevede, eşbütünleşme ilişkilerinin test edilmesinde kullanılan üç temel model yapısı aşağıda tanımlanmaktadır.

Model 1:

$$y_t = \beta' x_t + u_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5.57)$$

Model 2:

$$y_t = \mu + \beta' x_t + u_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5.58)$$

Model 3:

$$y_t = \mu + \vartheta t + \beta' x_t + u_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5.59)$$

Bu bağlamda, y_t ve x_t serilerinin her ikisinin de birinci farkta durağan, yani $I(1)$ bütünleşik olduğu varsayımıyla modelleme yapılmaktadır. Burada, y_t skaler bir değişkeni temsil ederken, x_t , boyutu $(m \times 1)$ olan bir vektör şeklindedir. Modelde yer alan parametreler ise $\beta_0 = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m)$ biçiminde tanımlanmaktadır.

Bu çerçevede, üç farklı duruma karşılık gelen denge hata terimleri aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

Model 1:

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}' x_t \quad (5.60)$$

Model 2:

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\mu} - \hat{\beta}' x_t \quad (5.61)$$

Model 3:

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\mu} - \hat{\vartheta} t - \hat{\beta}' x_t \quad (5.62)$$

Tsong vd. (2016) ile Banerjee, Arčabić ve Lee (2017) çalışmalarını temel alarak, yapısal kırılmaların etkisini modellemek amacıyla eşbütünleşme denklemlerine deterministik terimle birlikte Fourier fonksiyonu eklenmiştir. Bu doğrultuda, eşbütünleşme regresyonu aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$y_t = d_t + \beta' x_t + u_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5.63)$$

Deterministik terim d_t , modelin yapısına bağlı olarak aşağıdaki iki farklı biçimde ele alınabilmektedir:

$$d_{2t} = \lambda + a(t) \quad (5.64)$$

$$d_{3t} = \lambda + \vartheta t + a(t) \quad (5.65)$$

Burada, $a(t)$, yapısal kırılmaların etkisini yumuşak geçişli bir şekilde modellemek amacıyla kullanılan Fourier fonksiyonu olup, aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$a(t) = \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right); \quad n < \frac{T}{2} \quad (5.66)$$

Varsayım 1: Enders ve Lee (2012a) ile Becker ve diğerleri (2006), uygulamalarda tek bir frekansın $(n + 1)$ kullanılmasının genellikle yeterli olduğunu belirtmişlerdir. Bunun nedeni, frekans sayısındaki artışın testin gücünü azaltması ve serbestlik derecesiyle ilgili sorunlara yol açmasıdır. Bu çerçevede kullanılan tek frekanslı Fourier fonksiyonu ise şu şekilde ifade edilmektedir:

$$a(t) = a_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) \quad (5.67)$$

şeklinde ifade edilir. Optimal frekans, her k değeri için OLS tahmini yapılarak artık kareler toplamı (SSR) en düşük olan model seçilerek belirlenir.

Fourier fonksiyonunu içeren eşbütünleşme modelleri:

Model 1:

$$y_t = \mu + a_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta'x_t + u_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5.68)$$

Model 2:

$$y_t = \mu + \vartheta t + a_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta'x_t + u_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5.69)$$

Artık terimi üzerine kurulu model, doğrusal olmayan yapıyı temsil eden geçiş fonksiyonunu içermektedir:

$$u_t = \phi_1 u_{t-1} + \phi_2 u_{t-1} G(.) + e_t \quad (5.70)$$

Burada $G(.)$ geçiş fonksiyonu olup, bu çalışmada üssel formda tanımlanmıştır:

$$G(.) = 1 - \exp(-\gamma u_{t-1}^2) \quad (5.71)$$

Buna göre denklem 5.70'de yerine koyulduğunda modelin son hali belirlenmiş olur.

Varsayım 2: Modelde $\phi_1 = 1$ olarak alınmıştır. Bu durumda, $G(.) = 0$ olduğunda, modelde birim kök problemi ortaya çıkar; yani, hata terimi u_t durağan değildir. Bu yapı, özellikle ekonomik analizlerde daha gerçekçi ve uygulanabilir bir çerçeve sunduğu için tercih edilmektedir.

Bu bağlamda, eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmek amacıyla kullanılan regresyon modeli aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} G(.) + \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \eta_t \quad (5.72)$$

Hipotezler şu şekilde kurulur:

$$H_0: \rho = 0 \text{ (eşbütünleşme yok)}$$

$$H_1: \rho < 0 \text{ (eşbütünleşme var)}$$

Varsayım 3: Geçiş parametresi $c > 0$ olmalıdır.

Eğer $c \rightarrow 0$ ya da $c \rightarrow \infty$ olursa, geçiş fonksiyonu sabit bir değere yakınsar. Bu durumda, model doğrusal bir yapıya dönüşür ve doğrusal olmayan geçiş etkisi ortadan kalkar. Bu nedenle, modelin doğrusal olmayan doğasını koruyabilmesi için geçiş parametresinin pozitif ve sınırlı bir değerde olması önemlidir (Güriş & Sedefoğlu, 2022).

5.3.4 Sedefoğlu ve Güriş (2024) eşbütünleşme testi

Zaman serilerinde yapısal kırılmaların ve doğrusal olmayan ilişkilerin dikkate alınmaması, eşbütünleşme analizlerinde önemli yanılmalara yol açabilmektedir. Bu husus, önceki bölümde de vurgulandığı üzere, özellikle kırılma sayısı ve biçiminin önceden bilinmediği durumlarda, geleneksel modellerin yetersiz kalmasına neden olur. Sedefoğlu ve Güriş (2024) bu probleme alternatif olarak,

Fourier yaklaşımını esas alan ve doğrusal olmayan yapıları modelleme esnekliği sunan bir eşbütünleşme testi önermektedir. Aşağıda bu test kapsamında kullanılan model yapısı ve yöntemsel farklılıklar ayrıntılı olarak sunulmaktadır (Sedefoğlu & Güriş, 2024).

$$y_t = d_t + \beta' x_t + e_t \quad (5.73)$$

$$d_{2t} = \mu + a(t) \quad (5.74)$$

$$d_{3t} = \mu + \vartheta t + a(t) \quad (5.75)$$

$$a(t) = a_1 \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + a_2 \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) \quad (5.76)$$

Burada, y_t ve x_t , birinci farkta durağan olan ve eşbütünleşme ilişkisi incelenen değişkenleri temsil etmektedir. $\beta_0 = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m)$ ifadesi modeldeki parametre vektörünü göstermektedir. k , Fourier frekansı olarak tanımlanırken, T örneklem büyüklüğünü ve t ise trend terimini ifade etmektedir. Bu kavramlar, Fourier temelli eşbütünleşme modellerinin yapısal bileşenlerini oluşturmaktadır.

Fourier LSTAR eşbütünleşme testi, zaman serilerinde yer alan birden fazla yapısal kırılmayı önceden bilgi gerektirmeden modellemek amacıyla Fourier fonksiyonunu kullanmaktadır. Fourier frekansı önceden bilinmediği için, Becker vd. (2006) çalışmasında önerilen grid search yöntemi uygulanarak, $k \in [1,5]$ aralığında yer alan tüm tamsayılar için model tahmini yapılmakta ve en küçük hata kareleri toplamı (SSR) elde edilerek optimal frekans belirlenmektedir. Modelin kalıntıları üzerinden oluşturulan geçiş fonksiyonu içeren yapı aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$e_t = \phi_1 e_{t-1} + \phi_2 e_{t-1} G(.) + u_t \quad (5.77)$$

Güriş ve Sedefoğlu (2022) testinden farklı olarak $G(.)$ geçiş fonksiyonu olarak lojistik fonksiyon kullanılmaktadır.

$$G(.) = (1 + \exp\{-\gamma(e_{t-1})\})^{-1} \quad (5.78)$$

Bu ifadede $\gamma > 0$, geçişin ne kadar yumuşak gerçekleşeceğini belirleyen parametreyi temsil eder. Eğer $\phi_1 = 1$ olarak varsayılırsa ve $G(.) = 0$ olduğunda, hata terimi birim kök içeriyor olur ve dengeye dönüş eğilimi zayıflar.

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmek amacıyla model, aşağıdaki şekilde yeniden yapılandırılmaktadır:

$$\Delta \hat{e}_t = \rho \hat{e}_{t-1} (1 + \exp\{-\gamma(\hat{e}_{t-1})\})^{-1} + \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta \hat{e}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.79)$$

Bu form, serinin durağanlığını test ederken aynı zamanda doğrusal olmayan bir dönüşü de dikkate alarak, daha esnek bir yapı sunmaktadır.

Bu modelde:

$$H_0: \rho = 0 \text{ (eşbütünleşme yok)}$$

$$H_1: \rho < 0 \text{ (eşbütünleşme var)}$$

hipotezleri test edilir.

Bu testin Güriş ve Sedefoğlu (2022) testinden farkı, Güriş ve Sedefoğlu (2022) çalışmasında önerilen Fourier ESTAR modeli, yapısal kırılmaları Fourier fonksiyonu aracılığıyla yaparken, doğrusal olmama durumu ise üstel geçiş fonksiyonu ile açıklamaktadır.

Sedefoğlu ve Güriş (2024) çalışmasında benzer bir modelleme yaklaşımı, bu kez LSTAR modeli çerçevesinde yeniden yapılandırılmış ve geçiş fonksiyonu olarak lojistik fonksiyon tercih edilmiştir. Bu tercih, modele daha fazla esneklik kazandırarak, yapısal geçişlerin daha gerçekçi bir biçimde temsil edilmesine olanak tanımaktadır. LSTAR modeli, dönemler arası geçişlerin kademeli ve yönlü asimetrikler içerecek şekilde tanımlanmasına imkân verirken, ESTAR modeli daha çok simetrik geçiş yapılarının modellendiği durumlar için uygun bir çerçeve sunmaktadır.

Güriş ve Sedefoğlu (2022) ve Sedefoğlu ve Güriş (2024) eşbütünleşme testlerinin veri üretme süreci incelendiğinde her ne kadar genel olarak güz özellikleri birbirine yakın gösterecek şekilde farklı parametrelerle yapılan karşılaştırmalarda ESTAR modelinin daha başarılı sonuçlar verdiği gözlemlenmektedir. Bunun nedeni olarak, ESTAR fonksiyonunun ekonomik değişkenlerin yapısal özelliklerini daha etkili bir şekilde açıklayabilmesi gösterilebilir.

6. UYGULAMA SONUÇLARI

Bu bölümde Türkiye’de Tüketici Güven Endeksi ile belirlenen makroekonomik değişkenler arasındaki uzun vadeli ilişki, doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri kapsamında ampirik olarak analiz edilmiştir. Analiz öncesinde, çalışmada kullanılan değişkenlere ait temel istatistiksel özelliklerin sunulması, serilerin yapısal karakteristiklerinin anlaşılması ve uygun ekonometrik yöntemlerin seçimi açısından önem arz etmektedir. Bu kapsamda, öncelikle tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiş; ardından serilerin durağanlık seviyeleri hem doğrusal hem de doğrusal olmayan birim kök testleri yardımıyla değerlendirilmiş ve doğrusal olmayan eşbütünleşme analizine geçilmiştir. Analizlerde Eviews ve R programlama dili kullanılmaktadır.

6.1. Tanımlayıcı İstatistikler

Tanımlayıcı istatistikler, veri setinde yer alan değişkenlerin temel özelliklerini ortaya koymak ve serilerin dağılımsal yapısına ilişkin ön bilgi sağlamak amacıyla kullanılmaktadır. Bu bağlamda, çalışmada kullanılan tüm değişkenlere ait merkezi eğilim (ortalama, medyan), merkezi dağılım (minimum, maksimum, standart sapma) değerleri hesaplanarak tablo halinde sunulmaktadır. Ayrıca her bir değişkene ait zaman serisi grafikleri ile incelenmekte; böylece değişkenlerin zaman içerisindeki eğilimleri ile dağılımsal özellikleri görsel olarak desteklenmektedir.

Tüketici Güven Endeksi

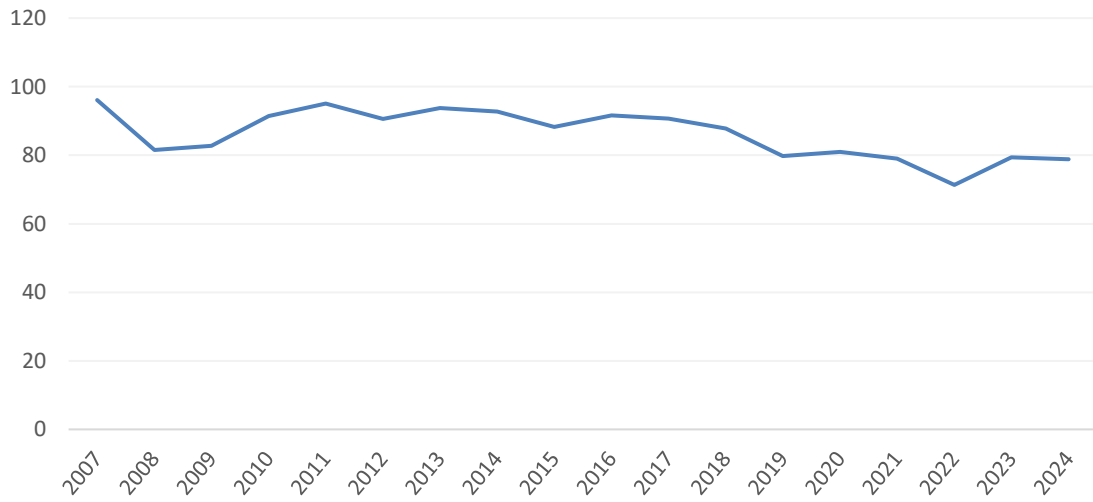
Tüketici Güven Endeksi, değişkenine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 6.1’de sunulmaktadır. Buna göre, incelenen dönemde TGE’nin ortalama değeri 86,33 olup, medyan değeri 88,12 olarak hesaplanmıştır. Ortalama ile medyanın birbirine oldukça yakın olması, serinin simetrik bir dağılıma sahip olabileceğine işaret etmektedir. Standart sapma değeri 7,78 olup, bu değer göz önüne alındığında TGE değişkeninin zaman içinde görece sınırlı bir oynaklık sergilediği

söylenbilir. Bu istatistiksel bulgular, Tüketici Güven Endeksi'nin genel eğilimleri ve dağılım yapısı hakkında temel bir çerçeve sunmaktadır. (Tablo 6.1)

Tablo 6.1. Tüketici Güven Endeksi Tanımlayıcı İstatistikleri

	Ortalama	Medyan	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
TGE	86,33	88,12	7,78	63,36	99,75

Şekil 6.1'de görüldüğü üzere, Tüketici Güven Endeksi 2007 yılından itibaren dalgalı bir seyir izlemekte olup, özellikle 2008 küresel finans krizi ve 2020 pandemi dönemi gibi ekonomik kırılma noktalarında belirgin düşüşler gözlenmiştir. 2010-2017 arasında görece istikrarlı bir görünüm sergileyen endeks, sonraki yıllarda aşağı yönlü bir eğilim göstermiştir. Bu durum, tüketici beklentilerinde zaman içinde azalan bir güven düzeyine işaret etmektedir.



Şekil 6.1. Yıllara Göre Tüketici Güven Endeksi

İşsizlik Oranı

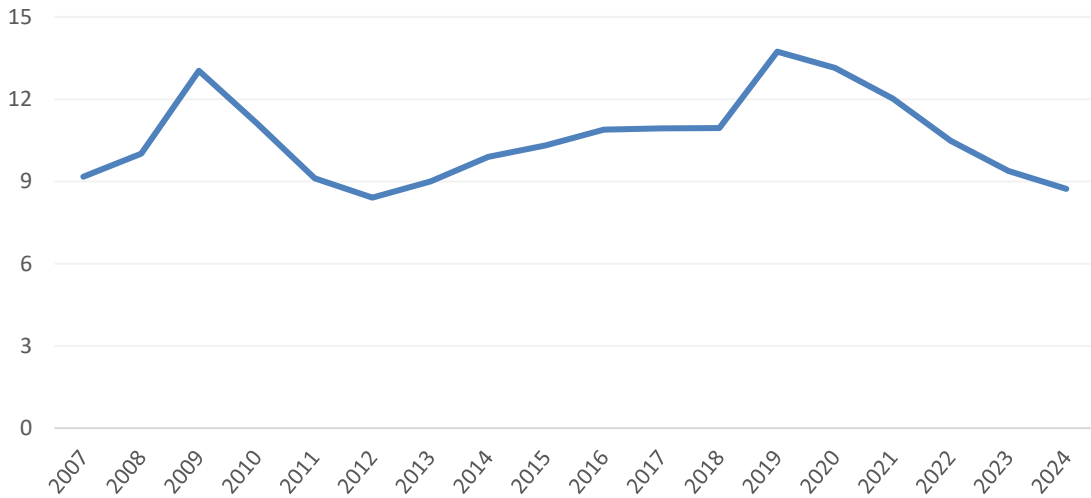
İşsizlik Oranı (İÖ) değişkenine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 6.2'de verilmiştir. Ortalama işsizlik oranı %10,61 iken, medyan değeri %10,20 olarak hesaplanmıştır. Ortalama ile medyanın birbirine yakın olması, dağılımın simetriye yakın olduğunu göstermektedir. Standart sapma değeri 1,63 olup,

serinin genel olarak dar bir bant aralığında seyrettiğini göstermektedir. Minimum ve maksimum değerler sırasıyla %8 ve %14,1 olup, analiz döneminde işsizlik oranının yaklaşık 6 puanlık bir dalgalanma gösterdiği görülmektedir. (Tablo 6.2)

Tablo 6.2. İşsizlik Oranı Tanımlayıcı İstatistikleri

	Ortalama	Medyan	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
İ0	10,61	10,2	1,63	8	14,1

Şekil 6.2’de görüldüğü üzere, işsizlik oranı 2008 küresel krizinin ardından 2009 yılında belirgin bir artış göstermiş, sonraki yıllarda kademeli olarak gerilemiştir. 2018 sonrasında tekrar yükselişe geçerek 2020 yılında en yüksek seviyelerine yaklaşmış, takip eden dönemde ise düşüş eğilimine girmiştir. Bu dalgalanmalar, işgücü piyasasının ekonomik koşullara duyarlılığını ortaya koymaktadır.



Şekil 6.2. Yıllara Göre İşsizlik Oranı

Enflasyon

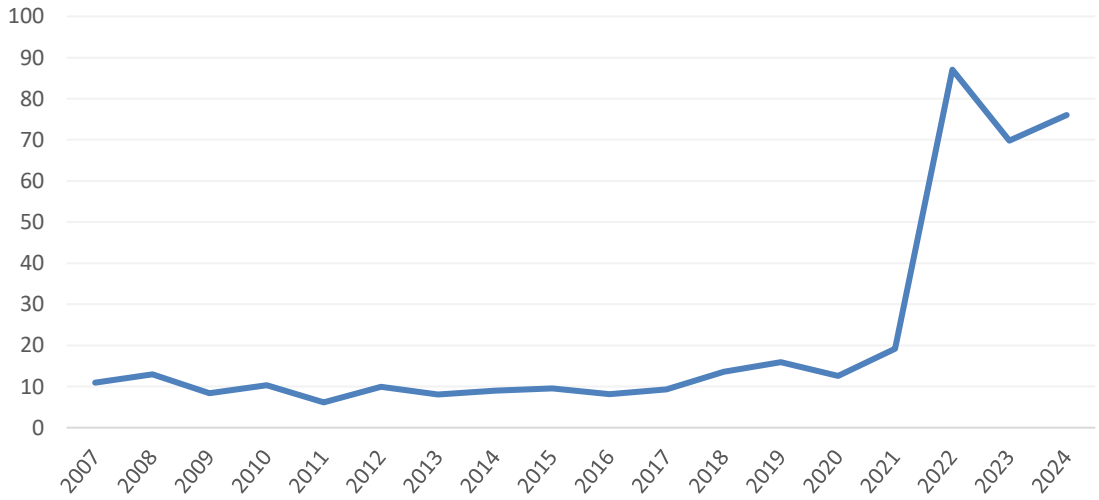
Enflasyon (ENF) değişkenine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 6.3’te sunulmuştur. Ortalama enflasyon oranı %21,03 iken, medyan değeri %10,64’tür. Ortalama ve medyan arasındaki fark, serinin sağa çarpık bir dağılıma sahip

olduğunu göstermektedir. Standart sapma değeri oldukça yüksek olup (%24,99), serinin genelinde yüksek bir dalgalanma olduğunu ortaya koymaktadır. Minimum değer %4,63, maksimum değer ise %108,77 olarak gerçekleşmiştir. Bu değerler, analiz döneminde enflasyonun ciddi düzeyde değişkenlik gösterdiğini yansıtmaktadır. (Tablo 6.3)

Tablo 6.3. Enflasyon Tanımsal İstatistikleri

	Ortalama	Medyan	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
ENF	21,03	10,64	24,99	4,63	108,77

Şekil 6.3'te görüldüğü üzere, enflasyon oranı 2007–2020 yılları arasında görece istikrarlı bir seyir izlemiş; ancak 2021 sonrası dönemde keskin bir yükseliş göstermiştir. 2022 yılında zirveye ulaşan oran, takip eden yıllarda kısmen gerilese de yüksek seviyesini korumuştur. Bu durum, son dönemde yaşanan ekonomik gelişmelerin enflasyon üzerindeki etkisini açıkça ortaya koymaktadır.



Şekil 6.3. Yıllara Göre Enflasyon

Sefalet Endeksi

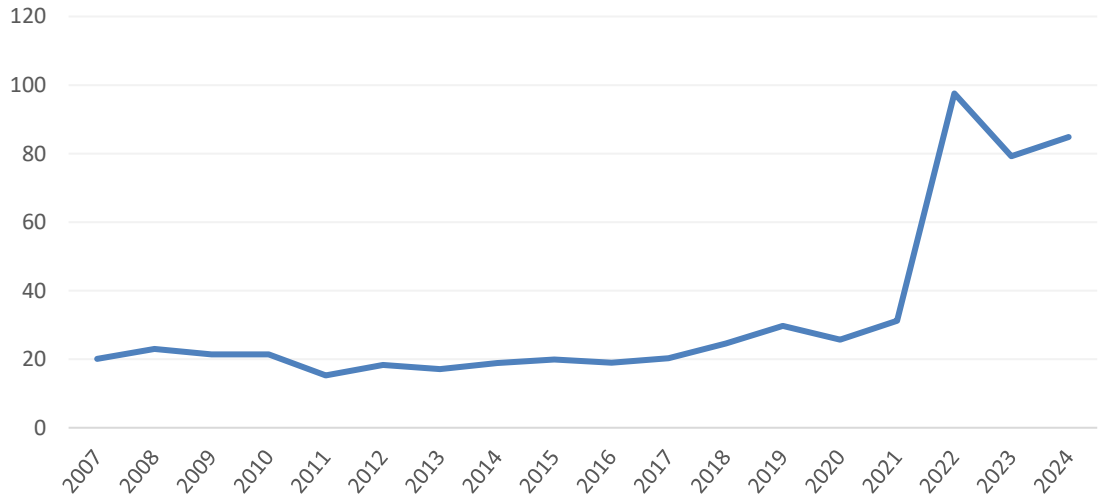
Sefalet Endeksi'ne (SE) ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 6.4'te sunulmuştur. Ortalama değer 31,65 iken, medyan değeri 21,46'dır. Ortalama ile medyan arasındaki fark, serinin sağa çarpık bir dağılım sergilediğini ortaya koymaktadır.

Standart sapma değeri oldukça yüksektir (24,75) ve bu durum seride önemli düzeyde dalgalanma bulunduğuna işaret etmektedir. Minimum değer 14,13, maksimum değer ise 119,07 olarak hesaplanmış ve bu da analiz döneminde sefalet endeksinin ciddi boyutlarda değişkenlik gösterdiğini ortaya koymuştur. (Tablo 6.4)

Tablo 6.4. Sefalet Endeksi Tanımsal İstatistikleri

	Ortalama	Medyan	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
SE	31,65	21,46	24,75	14,13	119,07

Şekil 6.4 incelendiğinde, sefalet endeksinin 2007–2020 döneminde görece bir istikrar sergilediği, ancak 2021 itibarıyla hızlı bir artış eğilimine girdiği görülmektedir. 2022 yılında zirve yapan endeks, sonrasında hafif bir düşüş göstermiş ancak yüksek seviyelerde seyretmeye devam etmiştir. Bu durum, son yıllarda ekonomik refah seviyesinin önemli ölçüde azaldığını ve işsizlik ile enflasyonun birlikte yükseldiğini göstermektedir.



Şekil 6.4. Yıllara Göre Sefalet Endeksi

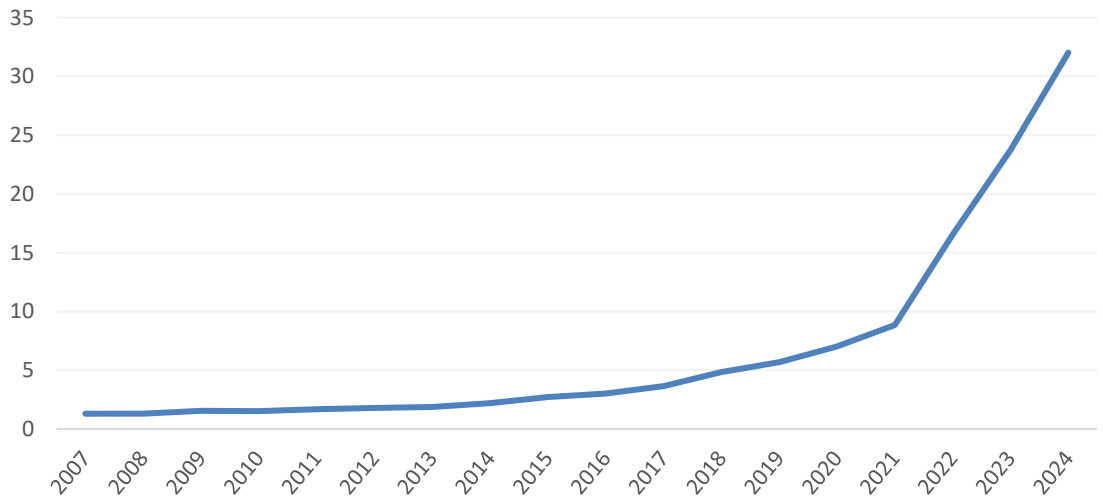
Döviz Kuru

Döviz kuru (DK) değişkenine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 6.5'te sunulmuştur. Ortalama değer 6,26 iken, medyan 2,88 olarak hesaplanmıştır. Ortalama ile medyan arasındaki fark, serinin sağa çarpık bir dağılım sergilediğini ortaya koymaktadır. Standart sapma 7,87 olup, değişkenin zaman içerisindeki yüksek oynaklığına işaret etmektedir. Minimum değer 1,17 iken maksimum değer 33,59'dur; bu da analiz döneminde döviz kurunda ciddi bir artış yaşandığını göstermektedir. (Tablo 6.5)

Tablo 6.5. Döviz Kuru Tanımsal İstatistikleri

	Ortalama	Medyan	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
DK	6,26	2,88	7,87	1,17	33,59

Şekil 6.5'te yer alan grafik, döviz kurunun özellikle 2021 sonrasında hızla yükseldiğini ortaya koymaktadır. 2007–2020 yılları arasında görece istikrarlı bir seyir izleyen döviz kuru, 2021 sonrası dönemde keskin bir artış göstererek 2024 itibarıyla en yüksek seviyesine ulaşmıştır. Bu eğilim, Türk lirasındaki değer kaybı ve makroekonomik belirsizliklerin döviz piyasasına yansımaları açısından dikkat çekicidir.



Şekil 6.5. Yıllara Göre Döviz Kuru

Yukarıda sunulan tanımlayıcı istatistikler ve grafiksel analizler, çalışmada yer alan temel makroekonomik değişkenlerin dağılımsal özelliklerini, zaman içindeki eğilimlerini ve sergiledikleri oynaklık düzeylerini ortaya koymuştur. Elde edilen bulgular, verilerin istatistiksel yapısını anlamaya yönelik ön bilgi sunmakta ve ilerleyen ekonometrik analizler için sağlam bir temel oluşturmaktadır.

Bu doğrultuda, bir sonraki aşamada serilerin durağanlık düzeyleri analiz edilerek, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığı doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri aracılığıyla incelenecektir.

6.2. Doğrusallık Testleri

Zaman serisi analizlerinde, serilerin doğrusal mı yoksa doğrusal olmayan bir yapıda mı olduğu, uygulanacak modelin ve analiz yönteminin belirlenmesinde önemli bir rol oynamaktadır. Bu doğrultuda, çalışmada kullanılan serilerin yapısal özelliklerini değerlendirmek amacıyla Harvey ve Leybourne (2007) ile Harvey vd. (2008) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan yapı testleri uygulanmıştır. Her iki testte de temel hipotez, serinin doğrusal özellik taşıdığı yönündedir; test istatistiklerinin kritik değerlerle karşılaştırılması sonucunda ise doğrusal olmayan bir yapının varlığı araştırılmıştır. Tablo 6.6'da yer alan sonuçlar Harvey vd. (2008) ve Harvey ve Leybourne (2007) testlerinin ilgili değişkenler üzerindeki çıktılarının özetini sunmaktadır.

Tablo 6.6. Doğrusallık Testi Sonuçları

		ltge	lio	lenf	ldk	lse
Harvey vd. (2008)		6.52**	10.72***	9.59***	2.53	15.46***
	%1	8.55	33.54	18.18	18.79	18.85
Harvey ve Leybourne	%5	8.48	33.32	17.90	17.84	18.63
(2007)	%10	8.43	33.20	17.74	17.65	18.50

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde temel hipotezin reddedildiği bilgisini vermektedir. Harvey vd. (2008) testine ilişkin %1, %5 ve %10 anlam düzeylerindeki kritik değerler sırasıyla 9.21, 5.99 ve 4.60; Harvey ve Leybourne (2007) testine ilişkin kritik değerler ise sırasıyla 13.27, 9.48 ve 7.74'dür.

Harvey vd. (2008) testi kapsamında, her bir değişken için yalnızca bir test istatistiği hesaplanmış ve bu değerler ilgili kritik değerlerle kıyaslanmıştır. Test sonuçlarına göre, tüketici güven endeksi (ltge), işsizlik oranı (lio), enflasyon oranı (lenf) ve sefalet endeksi (lse) değişkenleri için elde edilen test istatistikleri, %1 veya %5 anlam düzeyinde temel hipotez reddedilmiştir. Bu durum, söz konusu değişkenlerin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Buna karşılık, döviz kuru (ldk) değişkeni için temel hipotez reddedilememiş ve dolayısıyla ldk değişkeninin doğrusal bir yapıya sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Harvey ve Leybourne (2007) testi ise, her bir anlam düzeyi (%1, %5 ve %10) için ayrı ayrı test istatistikleri hesaplanarak analiz gerçekleştirilmiştir. Bu testte, her anlam düzeyinde hesaplanan test istatistiği, kendi kritik değeriyle karşılaştırılmıştır. %1 ve %5 anlam düzeylerinde lio, lenf, ldk ve lse değişkenleri için temel hipotez reddedilmiş ve bu değişkenlerin doğrusal olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. ltge değişkeni için ise temel hipotez %10 anlam düzeyinde reddedilmiş ve bu değişkenin de doğrusal olmadığı belirlenmiştir. Sonuç olarak tüm değişkenlerin doğrusal olmayan özellik gösterdiği söylenebilir.

Bu sonuçlar, çalışmada doğrusal olmayan birim kök testlerinin ve doğrusal olmayan eşbütünleşme analizlerinin tercih edilmesi için güçlü bir gerekçe oluşturmakta ve uygulanan yöntemlerin metodolojik tutarlılığını desteklemektedir.

6.3. Birim Kök Testleri ile Durağanlık Analizi

Zaman serisi analizlerinde, serilerin durağanlık özelliklerinin belirlenmesi, doğru model tahmini ve güvenilir sonuçlar elde edilmesi açısından temel bir adımdır. Özellikle değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin sağlıklı biçimde analiz edilebilmesi için, serilerin aynı bütünleşme derecesine sahip olması gerekmektedir. Bu bağlamda, eşbütünleşme testlerinin temel varsayımlarından biri olan “değişkenlerin ilk farkları alındığında durağan hale gelmesi” koşulu, birim kök testleri aracılığıyla değerlendirilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenler, analiz öncesinde logaritmik dönüşüme tabi tutulmuş ve analiz sürecinde kolaylık sağlaması amacıyla sırasıyla “ltge” (tüketici

güven endeksi), “lenf” (enflasyon), “lio” (işsizlik oranı), “ldk” (döviz kuru) ve “lse” (sefalet endeksi) şeklinde kısaltılmıştır. Bu bölümde, ilgili serilerin durağanlık düzeyleri hem doğrusal hem de doğrusal olmayan yaklaşımlar çerçevesinde test edilmiş ve serilerin birim kök içerip içermediği değerlendirilmiştir.

6.3.1 Doğrusal birim kök testi sonuçları

Düzyer serilerinin durağanlık durumunun belirlenmesi, zaman serisi analizlerinde temel bir adımdır. Bu kapsamda çalışmada, doğrusal birim kök testlerinden Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Zivot-Andrews testleri kullanılarak değişkenlerin durağanlık düzeyleri incelenmiştir.

Elde edilen test sonuçları Tablo 6.7’de sunulmakta olup, tüm değişkenlerin düzey hali ile durağan olmadığını, ancak birinci farkları alındığında %1 anlamlılık düzeyinde durağan hâle geldiklerini ortaya koymaktadır. Buna karşılık, değişkenlerin birinci farklarıyla yapılan ADF ve Zivot-Andrews testlerinde, temel hipotezin reddedildiği ve serilerin farkları alındıktan sonra durağan oldukları gözlemlenmiştir.

Tablo 6.7. Doğrusal Birim Kök Testleri Sonuçları

Düzyer seriler için					
	ltge	lio	lenf	ldk	lse
ADF	-2.55 (0)	-2.39 (9)	-1.46 (12)	-0.68(4)	-0.07 (13)
Zivot-Andrews	-4.78 (1)	-2.52 (3)	-2.96 (12)	-3.07 (4)	-5.18 (12)
İlk farkı alınmış seriler için					
	ltge	lio	lenf	ldk	lse
ADF	-9.93*** (2)	-6.56*** (2)	-6.22*** (11)	-7.98*** (3)	-4.95*** (12)
Zivot-Andrews	-9.95*** (2)	-7.08*** (2)	-12.80*** (11)	-8.79*** (3)	-6.54*** (11)

Not: Parantez içindeki değerler gecikme sayılarını göstermektedir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde temel hipotezin reddedildiği bilgisini vermektedir.

Bu sonuç, serilerin $I(1)$ yani birinci dereceden bütünleşik olduklarını ortaya koymakta ve dolayısıyla değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığının araştırılabilmesi için eşbütünleşme analizlerinin uygulanabilirliğini desteklemektedir. Serilerin ilk farkları alındığında durağan hale gelmesi, eşbütünleşme testlerinin temel varsayımlarından biri olan aynı bütünleşme derecesine sahip olma koşulunun sağlandığını göstermekte ve ilerleyen aşamalarda gerçekleştirilecek eşbütünleşme analizlerinin geçerliliği açısından teorik zemini güçlendirmektedir. Ayrıca, serilerin ilk fark ile korelogram görüntüleri de EK 1’de sunulmaktadır.

6.3.2 Doğrusal olmayan birim kök testi sonuçları

Zaman serilerinde doğrusal olmayan yapılar ve yapısal kırılmalar, geleneksel birim kök testlerinin yetersiz kalmasına yol açabilmektedir. Bu nedenle, doğrusal olmayan süreçler dikkate alınarak uygulanan birim kök testleri, serilerin durağanlık düzeylerinin farklı yöntemlerle değerlendirilmesi açısından önem taşımaktadır.

Doğrusal olmayan birim kök testlerinde, yalnızca serilerin düzey değerleri üzerinden durağanlık analizi yapılabilmekte; bu testlerde ilk farklara başvurulması metodolojik olarak mümkün olmamaktadır. Bu sebeple, doğrusal olmayan testlerin uygulanabilmesi için serilerin düzey halinde durağan olmadığının öncelikle doğrusal testlerle ortaya konması gerekmektedir. Bu kapsamda yapılan analizler, serilerin düzey düzeyinde durağan olmadığını; ancak birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini ortaya koymuştur. Bu bulgu, doğrusal olmayan testlerin kullanılabilirliği açısından gerekli metodolojik altyapıyı sunmaktadır.

Tablo 6.7’de sunulan doğrusal olmayan birim kök testleri aracılığıyla, serilerin durağanlık özellikleri analiz edilmektedir. Elde edilen bulgular, hem yapısal kırılmayı dikkate almayan (KSS, Sollis, Kruse ve Kılıç testleri) hem de Fourier yaklaşımına dayanan yapısal kırılma içeren (Christopoulos ve Leon-Ledesma ile Giriş testleri) doğrusal olmayan birim kök testleri sonucunda, değişkenlerin düzey değerlerinde birim kök olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgular

doğrultusunda, temel hipotezin reddedilemediği ve dolayısıyla değişkenlerin düzey halleriyle durağan olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca not düşmek gerekirse, yapısal kırılmaları dikkate alan Giriş (2018) testi özelinde yapılan değerlendirmelerde ise, işsizlik oranı (lio) değişkeninin ikinci frekansta (k=2) durağanlık gösterdiği belirlenmiştir. Ancak diğer değişkenler için düzeyde durağanlık tespit edilememiştir. Bu bulgu, lio değişkeni dışında tüm serilerin düzey değerlerinde birim kök içerdiğini ortaya koymaktadır.

Tablo 6.8. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri Sonuçları

Yapısal Kırılmayı Dikkate Almayan Birim Kök Testleri					
	ltge	lio	lenf	ldk	lse
KSS (2003)	-2.94 (1)	-2.09 (0)	-1.34 (1)	-0.56 (2)	-1.04 (1)
Sollis (2009)	3.11 (0)	2.22 (0)	2.17 (1)	2.27 (2)	0.55 (1)
Kruse (2011)	6.38 (0)	4.38 (0)	3.68 (1)	1.13 (2)	8.05 (1)
Kılıç (2011)	-2.16 (1)	-2.14 (1)	-1.52 (1)	-0.25 (2)	-1.37 (1)
Yapısal Kırılmayı Dikkate Alan Birim Kök Testleri					
	ltge	lio	lenf	ldk	lse
Christopoulos ve Leon-Ledesna (2010)	-1.78 (1)	-1.81 (1)	-1.88 (1)	-1.78 (1)	-1.94 (1)
Güriş (2018)	9.43 (0)	16.09** (3)	8.33 (12)	9.40 (3)	4.94 (12)

Not: Yapısal kırılmayı dikkate almayan testler sırasıyla KSS (2003), Sollis (2009), Kruse (2011) ve Kılıç (2011) testleridir. Bu testlerin %1, %5 ve %10 anlam düzeylerindeki kritik değerleri sırasıyla -3,93, -3,40, -3,13; 8,95, 6,60, 5,60; 17,10, 12,82, 11,10; -3,19, -2,57, -2,23'tür. Yapısal kırılmayı dikkate alan testler ise Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) ile Giriş (2018) testleridir. Bu testler için sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeylerinde elde edilen kritik değerler -4,36; -3,78; -3,48 | 23,56; 18,14; 15,74'tür. Doğrusal olmayan birim kök testlerinde yalnızca serinin düzey değerleri esas alındığından, bu testlerde ilk farklar üzerinden durağanlık analizi yapılmamaktadır.

Doğrusal olmayan birim kök testlerinden elde edilen bulgular, doğrusal test sonuçlarıyla büyük ölçüde örtüşmekte ve serilerin düzeyde durağan olmadığını desteklemektedir. Bu da, değişkenlerin uzun dönem analizlerinde doğrusal olmayan eşbütünleşme yaklaşımlarının kullanılmasına yönelik teorik altyapıyı daha da sağlamlaştırmaktadır.

6.4. Eşbütünleşme Testleri ile Uzun Dönem İlişki Analizi

Zaman serisi analizlerinde, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığını test edebilmek amacıyla eşbütünleşme analizlerinden yararlanılmaktadır. Eşbütünleşme testleri, seriler kısa dönemli dalgalanmalara sahip olsa dahi, uzun vadede birlikte hareket edip etmediklerini belirlemeye yönelik önemli araçlar olarak literatürde geniş bir uygulama alanı bulmuştur.

Bu çalışmada, tüketici güven endeksi (ltge), enflasyon (lenf), işsizlik oranı (lio), döviz kuru (ldk) ve sefalet endeksi (lse) değişkenleri arasında uzun vadeli ilişkinin varlığını incelemek amacıyla, doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri ile Fourier fonksiyonuna dayalı eşbütünleşme testlerinden yararlanılmıştır.

Doğrusal olmayan birim kök testlerinden elde edilen verilere göre, tüm değişkenler düzeyde durağanlık göstermemektedir; ancak ilk farkları alındığında %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale gelmektedir. Değişkenlerin birinci dereceden bütünsel $I(1)$ olmaları, eşbütünleşme testlerinin uygulanabilirliğini sağlamış ve uzun dönemli ilişki analizinin metodolojik altyapısını oluşturmuştur. Tablo 6-9'da değişkenler arasındaki uzun dönemli doğrusal olmayan ilişkileri incelemek amacıyla gerçekleştirilen eşbütünleşme testlerinin sonuçları sunulmaktadır.

Tablo 6.9. Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Testleri Sonuçları

Yapısal Kırılmayı Dikkate Almayan Eşbütünleşme Testleri				
	ltge-lío	ltge-lenf	ltge-ldk	ltge-lse
KSS (2006)	-3.06* (1)	-3.54** (0)	-2.71 (0)	-3.94* (1)
Maki (2010)	-2.76 (0)	-4.12*** (0)	-3.73** (0)	-4.24*** (0)

Yapısal Kırılmayı Dikkate Alan Eşbütünleşme Testleri

			ltge-lío	ltge-lenf	ltge-ldk	ltge-lse
Güriř ve Sedefođlu (2022)			-4.35** (1)	-4.71** (0)	-4.02** (0)	-5.42*** (1)
Sedefođlu ve Güriř (2024)			-3.77 (0)	-4.44** (0)	-4.01** (0)	-4.47*** (0)

Not: Parantez içindeki deđerler gecikme sayılarını göstermektedir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde temel hipotezin reddedildiđi bilgisini vermektedir. Güriř ve Sedefođlu (2022) ve Sedefođlu ve Güriř (2024) testinde işsizlik oranı hariç diđer üç deđişken için k frekans deđeri 3 bulunmuřtur.

Yapısal kırılmayı dikkate almayan testler kapsamında, KSS (2006) ve Maki (2010) testlerinden elde edilen bulgulara göre, ltge ile diđer makroekonomik deđişkenler (lío, lenf, ldk ve lse) arasında %1 ve %5 anlam düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkileri tespit edilmiştir. Özellikle Maki (2010) testinin sunduđu güçlü bulgular, deđişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına dair daha sağlam kanıtlar sunmaktadır.

Yapısal kırılmayı dikkate alan testler ise, Fourier fonksiyonlu yapılar üzerinden geliştirilen Güriř ve Sedefođlu (2022) ve Sedefođlu ve Güriř (2024) testlerinden oluşmaktadır. Bu testlerde, yapısal kırılmalar kukla deđişken olarak belirlenmek yerine, deterministik terim içine trigonometrik terimlerin toplamından oluşan Fourier fonksiyonu eklenerek kademeli geçişlerin esnek bir biçimde modellenmesi sağlanmıştır. Elde edilen bulgular, genel olarak ltge ile diđer makroekonomik deđişkenler arasında %1 anlam düzeyinde eşbütünleşme ilişkilerinin bulunduđuna işaret etmektedir. Özellikle Güriř ve Sedefođlu (2022) ve Sedefođlu ve Güriř (2024) test sonuçları, seriler arasında yapısal kırılmaları içeren uzun dönemli doğrusal olmayan denge ilişkilerinin varlığını kuvvetli şekilde desteklemektedir.

7. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada, Türkiye’de tüketici güven endeksi ile temel makroekonomik değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler, literatürde yaygın olarak kullanılan doğrusal yöntemlerin ötesine geçilerek, doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri aracılığıyla incelenmiştir. Özellikle bu bağlamda, Fourier fonksiyonlarıyla genişletilmiş STAR temelli eşbütünleşme testlerinin ilk kez uygulanmış olması, çalışmayı literatürde özgün ve dikkat çekici kılmaktadır.

Elde edilen bulgular, tüketici güveninin döviz kuru, enflasyon oranı, işsizlik oranı ve sefalet endeksi gibi makroekonomik göstergelerle uzun dönemde ilişkili olduğu, birlikte hareket ettiği yönünde bilgiler vermektedir.

Bir başka ifadeyle, çalışmanın bulguları, tüketici güveninin Türkiye ekonomisinde makroekonomik istikrar sürdürülebildiğinde kritik bir gösterge olduğunu göstermektedir. Ayrıca analizler, değişkenler arasındaki ilişkilerin doğrusal olmadığını ve dönemsel yapısal kırılmaların bu ilişkiler üzerinde belirleyici etkiler yarattığı göstermiştir.

Bu doğrultuda, çalışmadan elde edilen sonuçlar ışığında birtakım politika önerilerinde bulunulması gerekli görülmüştür. Öncelikle, enflasyonun kalıcı biçimde kontrol altına alınması ve fiyat istikrarının sağlanması, tüketici güveninin desteklenmesi açısından büyük önem arz etmektedir. Döviz kuru dalgalanmalarının azaltılmasına yönelik önlemler geliştirilerek, tüketicilerin ekonomik geleceğe ilişkin belirsizlik algısının minimize edilmesi sağlanmalıdır. İşgücü piyasalarında istihdamı artırıcı ve işsizliği azaltıcı politikaların uygulanması, bireylerin ekonomik güven duygusunu güçlendirecek ve tüketim harcamaları üzerinden ekonomik büyümeyi destekleyecektir. Ayrıca, tüketici beklentilerinin yönetilmesi amacıyla, ekonomik karar alıcılar tarafından şeffaf, tutarlı ve güven verici bir iletişim stratejisinin benimsenmesi önerilmektedir.

Ekonomik şoklara karşı dayanıklılığı artırmak amacıyla makroekonomik dengeleri gözeten, kırılganlıkları azaltan ve beklentileri yöneten bütüncül bir ekonomi politikası çerçevesinin oluşturulması, hem tüketici güveninin kalıcı biçimde iyileştirilmesi hem de ekonomik istikrarın sürdürülebilir kılınması açısından zaruri görünmektedir.

Sonuç olarak, Türkiye’de tüketici güveni ile makroekonomik göstergeler arasında doğrusal olmayan ve yapısal kırılmaları dikkate alan uzun dönemli ilişkilerin varlığı teyit edilmiştir. Bu çerçevede, tüketici güvenini etkileyen faktörlerin yakından izlenmesi ve ilgili alanlarda etkin politika tasarımlarının gerçekleştirilmesi hem ekonomik büyümenin desteklenmesi hem de toplumun refah seviyesinin artırılması açısından büyük önem arz etmektedir. Gelecek çalışmalarda, farklı makroekonomik değişkenlerin ve bölgesel dinamiklerin de analizlere dahil edilmesi, tüketici güveni üzerindeki etkilerin daha kapsamlı bir biçimde ortaya konulmasına katkı sağlayabilecektir.



KAYNAKLAR

- Acar, M. S., & Ketenci, S. T. (2022). Tüketici Güven Endeksi İle İşsizlik Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye 2014-2021 Dönemi. *The Journal of Academic Social Science Studies*, 15(91), 509-522.
- Akay, E. Ç., & Oskonbaeva, Z. (2020). İktisadi Büyüme ve Sefalet Endeksi Arasındaki İlişki: Geçiş Ülkeleri Örneği. *International Conference on Eurasian Economies*, (s. 130-135). Azerbaycan.
- Akcan, A. T., & Ener, M. (2018). Makroekonomik Değişkenlerin İşsizlik İle İlişkisi: Türkiye Örneği. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 16(31), 263-285.
- Akçay, S. (2018). Remittances and misery index in Turkey: is there a link? *Applied Economics Letters*, 25(13), 895-899.
- Akpınar, R., Taşçı, K., & Özsan, E. M. (2013). Hoşnutsuzluk Endeksine Göre Türkiye'de Bölgesel Farklılık. *Uluslararası Avrasya Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(10), 59-70.
- Aktaş, H. (2011). *The relationship between consumer confidence indices and economic & financial variables -an econometric analysis with country comparisons*. İstanbul: Marmara Üniversitesi-Yüksek Lisans Tezi.
- Banerjee, P., Vladimir Arčabić, & Hyejin Lee. (2017). Fourier ADL cointegration test to approximate smooth breaks with new evidence from Crude Oil Market. *Economic Modelling*, 114-124.
- Başar, E. E., & Tosun, B. (2024). Türkiye'de Perakende Sektöründe Satış Hacmini Etkileyen Faktörlerin İncelenmesi. *Sosyoekonomi Dergisi*(98), 52-61.
- Becker, R., & Enders, W. (2004). A general test for time dependence in parameters. *Journal of Applied Econometrics*, 899-906.
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 381-409.
- Beşel, F., & Yardımcıoğlu, F. (2016). Tüketici Güven Endeksi ile Makro Değişkenler Arasındaki İlişki. 1. *Uluslararası Politik, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Kongresi (UIPESK)* (s. 475-487). Antalya: Kongre Bildiri Kitabı.
- Beşiktaşlı, D. K., & Cihangir, Ç. K. (2019). Tüketici Güven Endeksinin Finansal Piyasalara ve Makroekonomik Yapıya Etkisi. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(1), 54-67.
- Bülbül, H. (2023). *ESTAR Modellerinde Alternatif İki Yeni Eşbütünleşme Testi Önerisi*. İstanbul: Marmara Üniversitesi-Doktora Tezi.

- Canbay, M. B. (2022). *Fourier Birim Kök ve Koentegrasyon Testleri*. Malatya: İnönü Üniversitesi-Yüksek Lisans Tezi.
- Caner, M., & Hansen, B. E. (2001). Threshold Autoregression with a Unit Root. *Econometrica*, 1555-1596.
- Christopoulos, D. K., & León-Ledesma, M. A. (2010). Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates. (29).
- Çetin, A. C. (2021). Türkiye'de Tüketici Güven Endeksini Etkileyen Faktörlerin Analizi. *Anemon*, 1259-1278.
- Eğilmez, M. (2022, Nisan 4). *Kendime Yazılar*. Mahfi Eğilmez: <https://www.mahfiegilmez.com/2022/04/enflasyon-dosyas.html> adresinden alındı
- Enders, W., & Granger, C. (1998). Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an. *Journal of Business & Economic Statistics*, 304-311.
- Enders, W., & Lee, J. (2012a). A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate. *Oxford Bulletin of Economics and*, 574-599.
- Enders, W., & Lee, J. (2012b). The Flexible Fourier Form and Dickey-Fuller Type Unit. *Economics Letters*, 196-199.
- Enders, W., & Siklos, P. (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 166-176.
- Gemici, E., & Polat, M. (2018). MIST Borsalarında Rassal Yürüyüş Hipotezi . *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 129-142.
- Geren, T. (2024). *Türkiye’de enflasyonun işsizliğe yansıması ve yaş grupları çerçevesinde bir inceleme*. Balıkesir: Balıkesir Üniversitesi-Yüksek Lisans Tezi.
- Günay, S. (2024). *Hoşnutsuzluk endeksi ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği*. Çanakkale: Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi-Yüksek Lisans Tezi.
- Güriş, B. (2018). A new nonlinear unit root test with Fourier function. *Communications in Statistics-Simulation and Compuation*, 3056-3062.
- Güriş, B. (2020). Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri. B. Güriş içinde, *R Uygulamalı Doğrusal Olmayan Zaman Serileri Analizi* (s. 109). DR Yayınları.
- Güriş, B., & Sedefoğlu, G. (2022). A proposal of nonlinear cointegration test with the flexible Fourier approach. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*.
- Hansen, B. E., & Byeongseon, S. (2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. *Journal of Econometrics*, 239-318.

- Hardi, I., Duwal, N., Ray, S., & İdroes, G. M. (2024). Consumer Confidence and Economic Indicators: A Macro Perspective. *Indatu Journal of Management and Accounting*, 2(2), 81-92.
- Harvey, D. I., & Leybourne, S. J. (2007). Testing for time series linearity. *10*.
- Harvey, D. I., & Leybourne, S. J. (2008). A Powerful Test for Linearity When the Order of Integration is Unknown. *12*(3).
- Hepkorucu, A. (2022). G-7 Ülkeleri ve Türkiye Tüketici Güven Endeks Değerlerinin Birim Kök Yapıları Açısından İncelenmesi: Geliştirilen Fourier-Sollis Testi ile Bir Uygulama. A. Hepkorucu içinde, *Current Debates on Social Sciences 8* (s. 69-82). Kastamonu: Bilgin Kültür Sanat Yayınları.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR Framework. *Journal of Econometrics*, 359-379.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2006). Testing for Cointegration in Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models. *Econometric Theory*, 279-303.
- Kara, H., Öğünç, F., & Sarıkaya, Ç. (2017). *Inflation Dynamics in Turkey: A Historical Accounting*. TCMB Research Notes in Economics.
- Kaya, L. (2020). Türkiye’de tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasındaki ilişki: fourier fonksiyonları yaklaşımı. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(4), 598-608.
- Kılıç, R. (2011). Testing for a unit root in a stationary ESTAR process. *Econometric Reviews*, 274-302.
- Koç, H. (2010). *Döviz Kuru Belirsizliği ve Yatırımlar: Türkiye Örneği (1988-2007)*. Erzurum: Atatürk Üniversitesi-Yüksek Lisans Tezi.
- Koç, S., & Güner, G. (2020). İşsizlik Histeri Etkisinin Seçilmiş Yükselen Ekonomilerde Sınanması. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*(40), 151-164.
- Korkmaz, S., & Bayır, M. (2015). Döviz kuru dalgalanmalarının yurtiçi fiyatlara etkisi. *İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(4), 69-85.
- Kruse, R. (2011). “A new unit root test against ESTAR based on a class of. *Stat Papers*, 71-94.
- Ludvisgon, S. C. (2004). Consumer confidence and consumer spending. *Journal of Economic*, 18(2), 29-50.
- Maki, D. (2010). An alternative procedure to test for cointegration in STAR models. *Mathematics and Computers in Simulation*, 80(5), 999-1006.

- Monge, M., Lazcano, A., & Infante, J. (2024). Monetary policy and inflation rate in the behavior of consumer sentiment in the us. A fractional integration and cointegration analysis. *Reserach in Economics*, 78(3).
- Polat, M. (2024). *Enflasyonla mücadelede uygulanan maliye politikalarının etkinliği yakın dönem Türkiye çalışması (2018-2023)*. Gaziantep: Gaziantep Üniversitesi-Yüksek Lisans Tezi.
- Rahmani, E., & Gürış, B. (2022). Linkages Between Stock Price and Selected Economic Variables in Turkey: Evidence from Cointegration in STAR. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*(62), 185-204.
- Ranjbar, O., Chang, T., Elmi, Z. M., & Lee, C.-C. (2018). A New Unit Root Test against Asymmetric ESTAR Nonlinearity with Smooth Breaks. *Iranian Economic Review*, 22(1), 51-62.
- Ranjbar, O., Chang, T., Elmi, Z., & Lee, C.-C. (2016). A New Unit Root Test against Asymmetric ESTAR Nonlinearity with Smooth Breaks. *Iran and Trade Promotion Organization*, 51-62.
- Sakarya, B., Polat, O., & Ertuğrul, H. M. (2025). Revisiting inflation inertia: A comprehensive analysis of dynamics and connectedness in the Turkish case. *Central Bank Review*, 25(2).
- Sedefoğlu, G. (2021). *Kademeli kırılmalı eşbütünleşme testleri: doğrusal olmayan eşbütünleşme testi önerisi*. İstanbul: İstanbul Üniversitesi-Doktora Tezi.
- Sedefoğlu, G., & Gürış, B. (2024). The Fourier approach and testing for cointegration in LSTAR model. *Model Assisted Statistics and Applications*, 19, 71-79.
- Selim, S., & Ayvaz Güven, E. T. (2014). Türkiye'de enflasyon, döviz kuru ve işsizlik arasındaki ekonometrik analizi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(1), 127-145.
- Seo, M. H. (2006). Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model. *Journal of Econometrics*, 134(1), 129-150.
- Sollis, R. (2009). A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in Nordic countries. *Economic Modelling*, 26(1), 118-125.
- Şahin, L., & Yıldırım, K. (2015). On Dokuzuncu Yüzyıldan Günümüze Türkiye'de İşsizlikle Mücadele Politikalarının Gelişimi. *Çalışma ve Toplum*, 2(45), 11-152.
- Şeker, H., & Karanfil, N. (2024). The Relationship of Exchange Rate and Economic Confidence: The Case of Türkiye. *Journal of Economics and Administrative Sciences*, 25(1), 155-165.

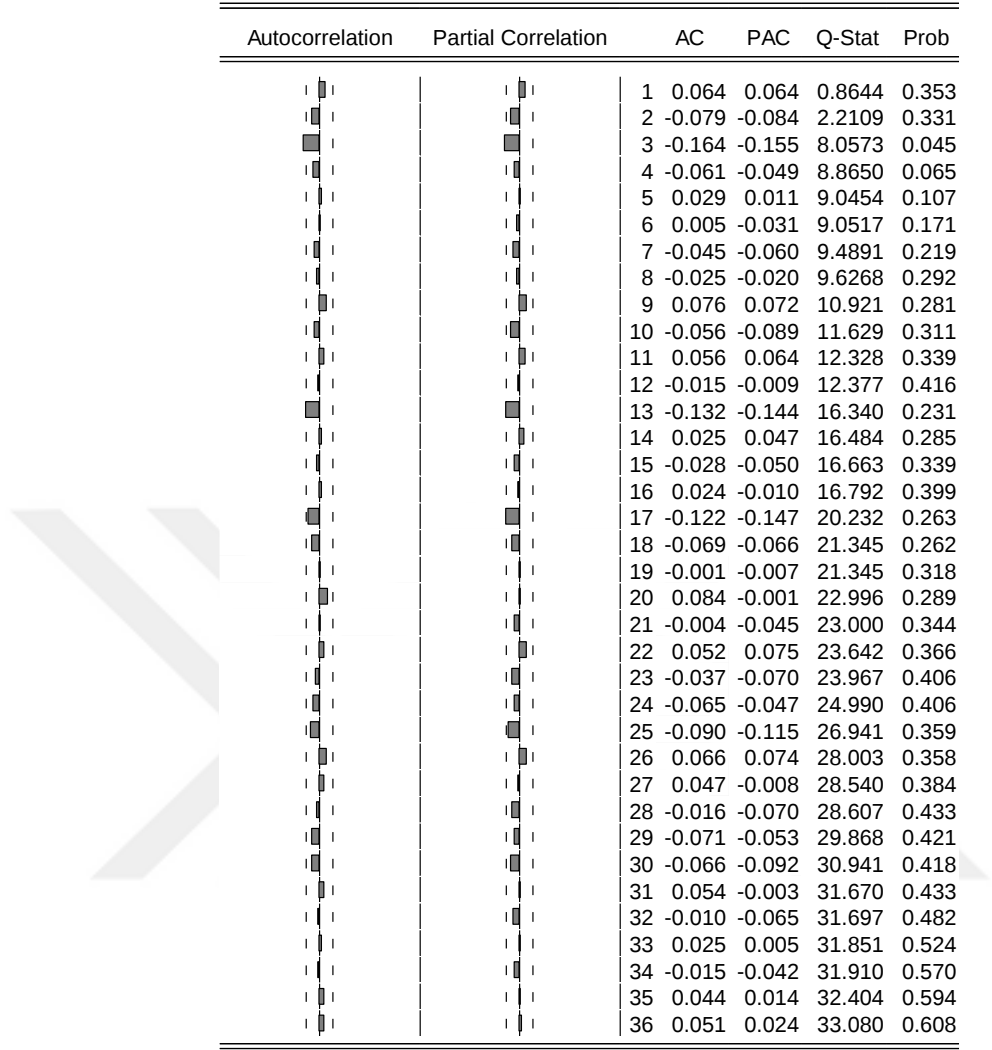
- Şeker, M., & İslamoğlu, M. (2024). Tüketici Güven Endeksi ve Seçilmiş Makroekonomik Göstergeler Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Örneği. *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 59(2), 1088-1101.
- Takım, A. (2010). Türkiye’de Ekonomik Büyüme ile İşsizlik Arasındaki İlişki: Granger Nedensellik Testi. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*(27).
- TCMB. (2004). *Enflasyon*. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası.
- TCMB. (2020). *Fiyat İstikrarı ve Enflasyon*. Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası: <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Temel+Faaliyetler/Para+Politikasi/Fiyat+Istikrari+ve+Enflasyon> adresinden alındı
- TCMB. *Reel Efektif Döviz Kuru*.
- Terasvirta, T., & Anderson, H. (1992). Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal Of Applied Econometrics*, 7(S1), 119-136.
- Tsong, C.-C., Lee, C.-F., Li-Ju Tsai, & Te-Chung Hu. (2016). The Fourier approximation and testing for the null of cointegration. *Empirical Economics*, 1085-1113.
- Tunalı, H., & Özkan, İ. E. (2016). Türkiye’de Tüketici Güven Endeksi ve Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 3(2), 54-67.
- TÜİK. (2025, Mart 21). *Türkiye İstatistik Kurumu*. (TCMB) Tüketici Güven Endeksi: <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=T%C3%BCketici-G%C3%BCven-Endeksi-Mart-2025-53874&dil=1> adresinden alındı
- Yalman, İ. N., & Koşaroğlu, Ş. M. (2023). Tüketici Güven Endeksi ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin Türkiye İçin Analizi.
- Yazıcı, B. E. (2021). *Fourier Fonksiyonlarına Dayalı Doğrusal Olmayan Yeni bir Eşbütünleşme Testi Önerisi*. İstanbul.
- Yılandıcı, V. (2009). *Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması*. Doğu Üniversitesi Dergisi.
- Yıldırım, S., Ertuğrul, H. M., & Soytaş, U. (2015). Türkiye’de Aylık İstihdam Serisinin Durağanlığı: Geleneksel, Yapısal Kırılmalı ve Mevsimsel Birim Kök Test Uygulamaları. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 91-102.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 251-270.

EKLER

EK A. İlk Fark ile Korelogram Grafikleri

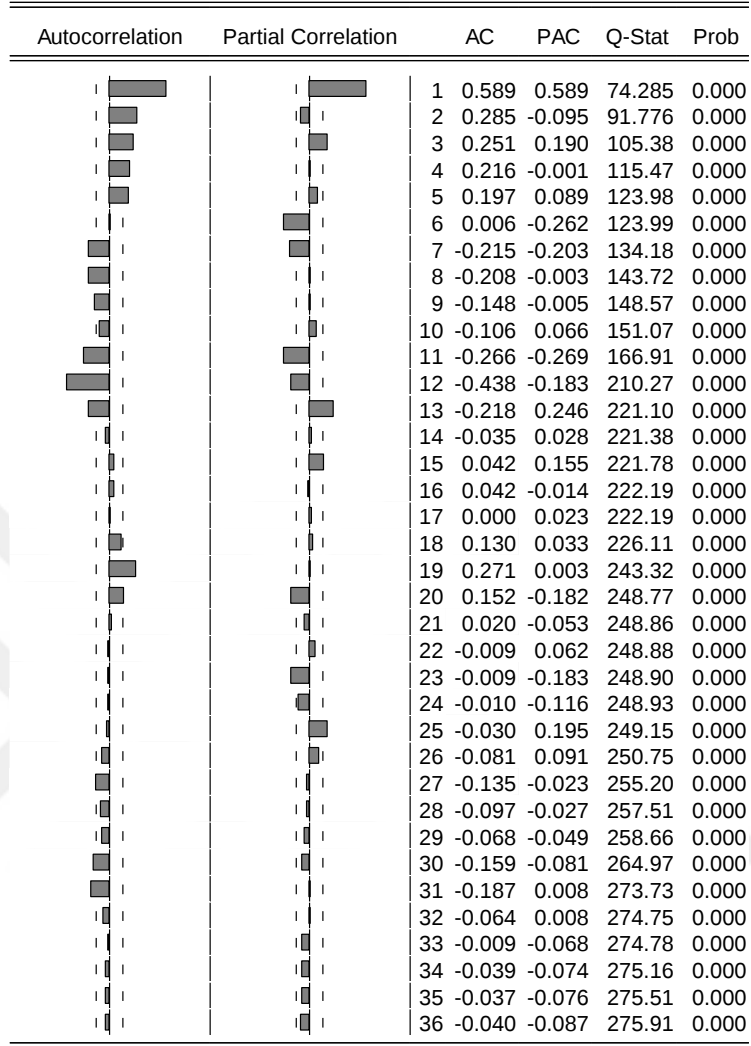


EK A.1 İlk Farkı Alınmış Tüketici Güven Endeksi için Korelogram Grafiği



Şekil A.1. İlk Farkı Alınmış Tüketici Güven Endeksi için Korelogram Grafiği

EK A.2 İlk Farkı Alınmış Enflasyon Oranı için Korelogram Grafiği



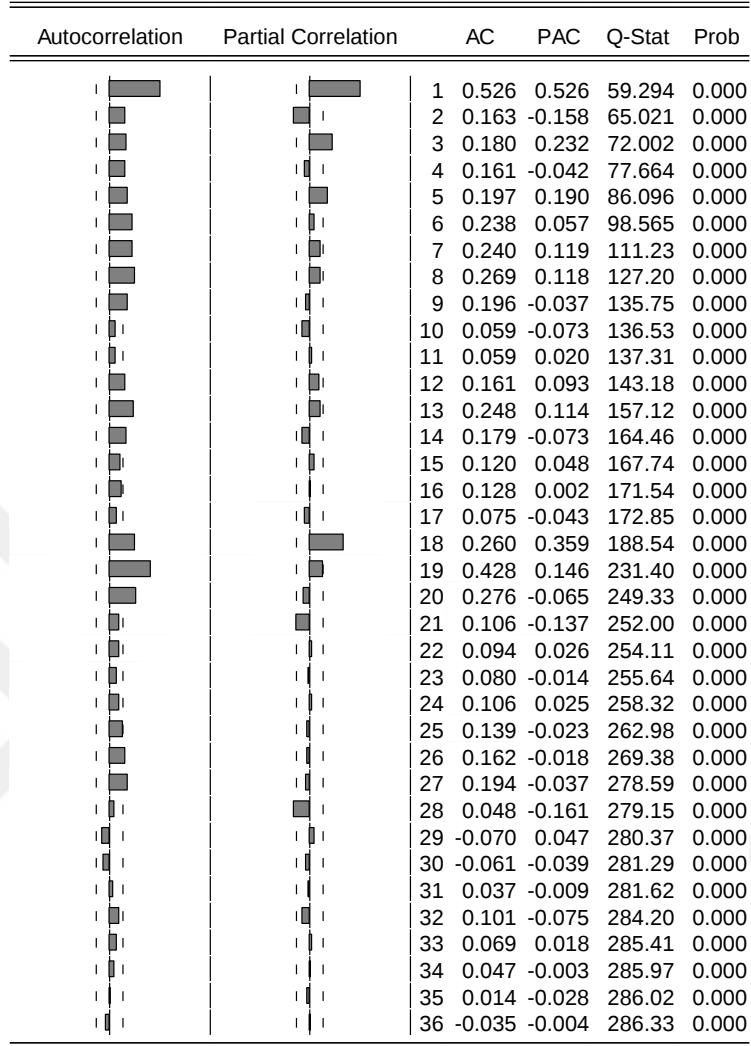
Şekil A.2. İlk Farkı Alınmış Enflasyon Oranı için Korelogram Grafiği

EK A.3 İlk Farkı Alınmış İşsizlik Oranı için Korelogram Grafiği

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.072	0.072	1.1135	0.291
		2 0.032	0.027	1.3377	0.512
		3 0.197	0.194	9.7109	0.021
		4 0.075	0.050	10.929	0.027
		5 0.076	0.063	12.205	0.032
		6 0.083	0.038	13.726	0.033
		7 0.075	0.045	14.949	0.037
		8 -0.102	-0.147	17.274	0.027
		9 0.088	0.076	19.014	0.025
		10 0.095	0.057	21.024	0.021
		11 -0.068	-0.050	22.056	0.024
		12 -0.127	-0.162	25.708	0.012
		13 -0.030	-0.039	25.911	0.017
		14 -0.032	-0.014	26.149	0.025
		15 -0.081	-0.029	27.664	0.024
		16 0.017	0.028	27.732	0.034
		17 -0.009	0.048	27.750	0.048
		18 -0.088	-0.033	29.573	0.042
		19 0.045	0.049	30.056	0.051
		20 0.032	0.010	30.301	0.065
		21 -0.071	-0.027	31.492	0.066
		22 -0.017	-0.004	31.559	0.085
		23 0.051	0.034	32.189	0.096
		24 0.031	0.037	32.413	0.117
		25 0.033	0.032	32.681	0.139
		26 0.028	-0.028	32.867	0.166
		27 -0.018	-0.032	32.948	0.199
		28 0.016	0.011	33.009	0.235
		29 -0.056	-0.106	33.792	0.247
		30 -0.024	-0.036	33.941	0.283
		31 -0.067	-0.047	35.064	0.281
		32 -0.027	0.015	35.245	0.317
		33 -0.031	-0.040	35.490	0.352
		34 -0.099	-0.073	37.994	0.292
		35 0.001	0.037	37.994	0.335
		36 -0.111	-0.071	41.148	0.255

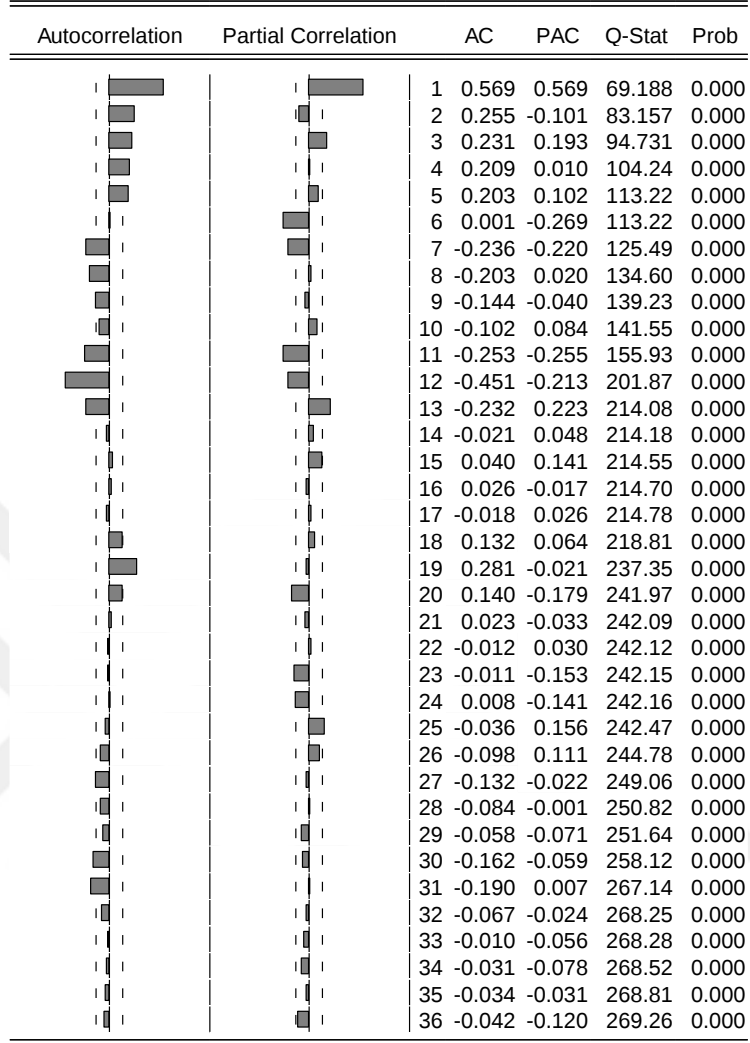
Şekil A.3 İlk Farkı Alınmış İşsizlik Oranı için Korelogram Grafiği

EK A.4 İlk Farkı Alınmış Döviz Kuru Oranı için Korelogram Grafiği



Şekil A.4. İlk Farkı Alınmış Döviz Kuru Oranı için Korelogram Grafiği

EK A.5 İlk Farkı Alınmış Sefalet Endeksi için Korelogram Grafiği



Şekil A.5. İlk Farkı Alınmış Sefalet Endeksi için Korelogram Grafiği

TEZDEN ÜRETİLMİŞ YAYINLAR

Akbal, Z. H., & Sedefoğlu, G. (2025). Türkiye’de Tüketici Güven Endeksi ve Enflasyon Arasındaki İlişki: Estar ve Fourier Estar Eşbütünleşme Testlerinden Kanıtlar. *IQR Journal of Applied Statistics in Social Science (IQR-J)*, 1(1), Nisan 2025.

