

**T.C.
SAKARYA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİ ÜZERİNDE SEKTÖREL GÜVEN
ENDEKSLERİNİN ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

Özlem TUTUMLU

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Danışman: Prof. Dr. Nesrin GÜLER

HAZİRAN - 2025

T.C.
SAKARYA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİ ÜZERİNDE SEKTÖREL
GÜVEN ENDEKSLERİNİN ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Özlem TUTUMLU

Enstitü Anabilim Dalı: Ekonometri

“Bu tez 13/06/2025 tarihinde online olarak savunulmuş olup aşağıdaki isimleri bulunan jüri üyeleri tarafından oybirliği ile kabul edilmiştir.”

JÜRİ ÜYESİ	KANAATI
Prof. Dr. Nesrin GÜLER	Başarılı
Doç. Dr. Hilal ALPDOĞAN	Başarılı
Dr. Öğr. Üyesi Mehmet AYDIN	Başarılı

ETİK BEYAN FORMU

Enstitünüz tarafından Uygulama Esasları çerçevesinde alınan Benzerlik Raporuna göre yukarıda bilgileri verilen tez çalışmasının benzerlik oranının herhangi bir intihal içermediğini; aksinin tespit edileceği muhtemel durumda doğabilecek her türlü hukuki sorumluluğu kabul ettiğimi ve Etik Kurul Onayı gerektiği takdirde onay belgesini aldığımı beyan ederim.

Etik kurul onay belgesine ihtiyaç var mıdır?

Evet

Hayır

(Etik Kurul izni gerektiren arařtırmalar ařađıdaki gibidir:

- Anket, mülakat, odak grup çalışması, gözlem, deney, görüşme teknikleri kullanılarak katılımcılardan veri toplanmasını gerektiren nitel ya da nicel yaklaşımlarla yürütülen her türlü arařtırmalar,
- İnsan ve hayvanların (materyal/veriler dahil) deneysel ya da diđer bilimsel amaçlarla kullanılması,
- İnsanlar üzerinde yapılan klinik arařtırmalar,
- Hayvanlar üzerinde yapılan arařtırmalar,
- Kişisel verilerin korunması kanunu gereğince retrospektif çalışmalar.)

Özlem TUTUMLU

13/06/2025

ÖN SÖZ

Tez çalışmam süresince engin bilgi birikimi, rehberliği, sabrı ve anlayışıyla bana yol gösteren; bilimsel yaklaşımı ve yönlendirmeleriyle akademik gelişimime katkı sağlayan değerli tez danışmanım Prof. Dr. Nesrin Güler'e en içten ve derin teşekkürlerimi sunarım. Yüksek lisans eğitimim boyunca, özellikle ders döneminde kazandırdığı akademik bakış açısı ve katkıları dolayısıyla değerli hocam Prof. Dr. Hilal Yıldız'a içtenlikle teşekkür ederim.

Hayatım boyunca bana koşulsuz sevgi ve destek veren, varlığıyla en büyük güç kaynağım olan sevgili anneme sonsuz teşekkür ederim.

Çalışmama yapıcı katkılarıyla değerli yönlendirmelerde bulunan çok kıymetli hakem ve editörlere içtenlikle teşekkür ederim.

Bu zorlu süreçte yanımda olan arkadaşım Gülseray Şimşek'e; beni yüreklendiren ve desteğiyle motivasyonumu artıran iş ile okul arkadaşlarıma; ayrıca varlıklarıyla süreci daha anlamlı kılan tüm dostlarıma içtenlikle teşekkür ederim.

Son olarak, bu akademik yolculukta düşüncelerime yön, yüreğime ilham veren; hayatımda kalıcı ve kıymetli izler bırakan herkese gönülden şükranlarımı sunarım.

Bu yolculuk, sabrın ve iç disiplinin derin bir harmanıyla sessizce örülmüştür. Söz yerine geçen bekleyişlerim, olmaya dair bir niyetti. Her adım, kendime doğru atılmış bir yürüyüştü; her susuş, kendime verilmiş bir cevaptı. Bu içsel emek ve sabra da şükran borçluyum; çünkü bilirim ki hakiki emek, ne zamana ne mekâna sığar; o, kalbin en derin yerinden doğar. Ve kalpten doğan her iz, zamanı aşar; sonsuzluğun hafızasında sessizce yerini alır.

Özlem TUTUMLU

13/06/2025

İÇİNDEKİLER

KISALTMALAR	iii
TABLO LİSTESİ	iv
ŞEKİL LİSTESİ	v
GRAFİK LİSTESİ	vi
ÖZET	vii
ABSTRACT	viii
GİRİŞ	1
1. BÖLÜM: LİTERATÜR	5
1.1. Kuramsal Çerçeve	5
1.1.1. Beklentiler Teorisi ve İktisadi Karar Verme Süreçleri	5
1.1.2. Durağan, Uyarlanmış ve Rasyonel Beklentiler	7
1.1.3. Davranışsal Ekonomi ve Yeni Gelişen Teoriler	8
1.2. Ampirik Literatür	9
1.2.1. Yerli Literatür	9
1.2.2. Yabancı Literatür	13
2. BÖLÜM: VERİ VE YÖNTEM	18
2.1. Veri	18
2.2. Yöntem	20
2.2.1. Verilerin Birim Kök Testi.....	20
2.2.2. Augmented Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi.....	20
2.2.3. Phillips Perron (PP) Birim Kök Testi	22
2.2.4. Yapısal Kırılma Analizi: Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi.....	23
2.2.5. Doğrusal ARDL Modeli	25
2.2.6. Doğrusal Olmayan ARDL (NARDL) Modeli	28
3. BÖLÜM: BULGULAR	33
3.1. Birim Kök Testi Analizi Sonuçları.....	33
3.2. Yapısal Kırılma Analizi Sonuçları	34
3.2.1. Yapısal Kırılmaların Ekonomik Temelleri	35
3.3. İmalat Sektörü ve Tüketici Güven Endeksleri: İlişki Analizi	37

3.3.1. ARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi	37
3.3.2. NARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi	39
3.3.3. ARDL ve NARDL Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi	41
3.4. Ticaret Sektörü ve Tüketici Güven Endeksleri: İlişki Analizi	46
3.4.1. ARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi	46
3.4.2. NARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi	48
3.4.3. ARDL ve NARDL Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi	49
3.5. Hizmet Sektörü ve Tüketici Güven Endeksleri: İlişki Analizi	54
3.5.1. ARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi	54
3.5.2. NARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi	56
3.5.3. ARDL ve NARDL Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi	58
3.6. İnşaat Sektörü ve Tüketici Güven Endeksleri: İlişki Analizi	63
3.6.1. ARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi	63
3.6.2. NARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi	65
3.6.3. ARDL ve NARDL Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi	67
SONUÇ	73
KAYNAKÇA.....	78
ÖZ GEÇMİŞ	83

KISALTMALAR

ADF	: Geniřletilmiř Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller)
ARCH	: Otoresif Kořullu Deęiřen Varyans (Autoregressive Conditionally Heteroscedasticity)
ARDL	: Gecikmesi Daęıtılmıř Otoresif (Autoregressive Distributed Lag)
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria)
BİST	: Borsa İstanbul Anonim Őirketi
CATI	: Bilgisayar Destekli Telefonla Görüřme (Computer-Assisted Telephone Interviewing)
CUSUM	: Ardıřık Hataların Kümülatif Toplamı Testi (Cumulative Sum)
CUSUM SQ	: Ardıřık Hata Karelerinin Kümülatif Toplamı Testi (Cumulative Sum of Squares)
ECM	: Hata Düzeltme Modeli (Error Correction Model)
EVDS	: Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Veri Daęıtım Sistemi
GSYH	: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
NARDL	: Doğrusal Olmayan Gecikmesi Daęıtılmıř Otoresif (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag)
PP	: Phillips-Perron Birim Kök Testi (Phillips–Perron Unit Root Test)
SC	: Schwarz Bilgi Kriteri (Schwarz Criterion)
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu
VECM	: Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model)
VAR	: Vektör Otoresif Model (Vector Autoregression)

TABLO LİSTESİ

Tablo 1: Veri Seti	19
Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları	33
Tablo 3: Bai-Perron Yapısal Kırılma Testi Sonuçları	35
Tablo 4: ARDL (2, 1) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları	38
Tablo 5: NARDL (2, 2, 5) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları.....	40
Tablo 6: Wald Kısa ve Uzun Dönem Asimetri Testi Sonuçları	41
Tablo 7: ARDL ve NARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları.....	42
Tablo 8: ARDL ve NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları	43
Tablo 9: Tanısal (Diagnostics) Test İstatistikleri.....	44
Tablo 10: ARDL (2, 2) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları	47
Tablo 11: NARDL (2, 0, 3) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları.....	49
Tablo 12: Wald Kısa ve Uzun Dönem Asimetri Testi Sonuçları	50
Tablo 13: ARDL ve NARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları	50
Tablo 14: ARDL ve NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları	52
Tablo 15: Tanısal (Diagnostics) Test İstatistikleri.....	53
Tablo 16: ARDL (2, 2) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları	56
Tablo 17: NARDL (2, 2, 0) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları.....	57
Tablo 18: Wald Kısa ve Uzun Dönem Asimetri Testi Sonuçları	58
Tablo 19: ARDL ve NARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları	59
Tablo 20: ARDL ve NARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları	60
Tablo 21: Tanısal (Diagnostics) Test İstatistikleri.....	62
Tablo 22: ARDL (2, 1) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları	64
Tablo 23: NARDL (2, 2, 0) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları.....	66
Tablo 24: Wald Kısa ve Uzun Dönem Asimetri Testi Sonuçları	67
Tablo 25: ARDL ve NARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları	68
Tablo 26: ARDL ve NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları	69
Tablo 27: Tanısal (Diagnostics) Test İstatistikleri.....	71

ŞEKİL LİSTESİ

Şekil 1: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model	38
Şekil 2: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model	40
Şekil 3: CUSUM ve CUSUM SQ Test Sonuçları.....	45
Şekil 4: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model	47
Şekil 5: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model	48
Şekil 6: CUSUM ve CUSUM SQ Test Sonuçları.....	54
Şekil 7: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model	55
Şekil 8: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model	57
Şekil 9: CUSUM ve CUSUM SQ Test Sonuçları.....	63
Şekil 10: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model	64
Şekil 11: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model	66
Şekil 12: CUSUM ve CUSUM SQ Test Sonuçları.....	72

GRAFİK LİSTESİ

- Grafik 1:** Ocak 2011-Ocak 2024 Türkiye; Güven Endeksleri 19
- Grafik 2:** Tüketici Güven Endeksi Serisindeki Yapısal Değişim Tarihleri..... 37



ÖZET

Başlık: Tüketici Güven Endeksi Üzerinde Sektörel Güven Endekslerinin Etkisi: Türkiye Örneği

Yazar: Özlem TUTUMLU

Danışman: Prof. Dr. Nesrin GÜLER

Kabul Tarihi: 13/06/2025

Sayfa Sayısı: viii (ön kısım) + 83
(ana kısım)

Bu çalışmada tüketici güven endeksi ile reel kesim (imalat sanayi), inşaat, perakende ticaret ve hizmet sektörü güven endeksleri arasındaki ilişkiler 2011:01 ile 2024:01 dönemine ait aylık verileri kullanılarak analiz edilmiştir. Serilerin durağanlık düzeyleri Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile belirlenmiştir. Yapısal kırılmaları dikkate alan Bai-Perron Yapısal Kırılma Testi kullanılmıştır. Ardından, simetrik etkiler doğrusal Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) modeli ile asimetrik etkiler Doğrusal olmayan ARDL (NARDL) modeli ile analiz edilmiştir.

Çalışma bulgularına göre, tüketici güven endeksi ile sektörel güven endeksleri arasında uzun dönemli ilişkiler mevcuttur. İmalat sektörü güven endeksindeki değişimler kısa vadede simetrik ve aynı yönlü etkiler yaratırken, uzun dönemde asimetrik etkilerin varlığına rağmen katsayıların anlamsızlığı nedeniyle etkinin yönü ve büyüklüğü hakkında net bir değerlendirme yapılamamaktadır. Ticaret sektörü güven endeksindeki pozitif ve negatif şoklar, tüketici güven endeksi üzerinde kısa ve uzun vadede belirgin asimetrik tepkiler oluşturmakta; kısa vadede anlık azalışlar aynı yönde, gecikmeli dönemde ters yönde, uzun dönemde ise aynı yönde ve daha güçlü bir etki göstermektedir. Hizmet sektörü güven endeksinde kısa vadede simetrik, anlık değişimler aynı yönlü, gecikmeli etkiler ters yönlü olup, uzun dönemde asimetrik etkiler mevcut ancak katsayılar anlamsızdır. İnşaat sektörü güven endeksinde kısa dönemde simetrik ve aynı yönlü; uzun dönemde ise anlamlı asimetrik etkiler söz konusu olup, negatif şokların pozitif şoklara kıyasla daha güçlü etki gösterdiği tespit edilmiştir.

Bu bulgular doğrultusunda, sektörel güvenin tüketici algıları üzerindeki etkilerini dengeleyebilmek için bazı politika önerileri sunulmaktadır. İmalat sektöründe güvenin güçlenebilmesi için teknoloji odaklı yatırımların teşvik edilmesinin ve maliyet istikrarına katkı sağlayabilecek finansal araçların geliştirilmesinin yarar sağlayabileceği değerlendirilmektedir. Ticaret sektöründe arz-talep dengesine dayalı piyasa istikrarının desteklenmesine yönelik mikro düzeyde düzenleyici ve destekleyici mekanizmaların benimsenmesi, hizmet sektöründe ise kısa vadeli dalgalanmaların azaltılabilmesi ve uzun vadeli belirsizliklerin sınırlandırılabilmesi için hizmet kalitesini artırmaya dönük şeffaflık ve standartlaştırma uygulamalarına öncelik verilmesi önerilmektedir. İnşaat sektörüne ilişkin olarak da negatif şokların tüketici güveni üzerindeki etkilerini hafifletmek için finansmana erişimi kolaylaştıran düzenlemelerin yapılmasının, kapsamlı risk analizlerinin yürütülmesinin ve erken uyarı mekanizmalarının güçlendirilmesinin faydalı olabileceği öngörülmektedir.

Son olarak, 2018 ve 2021'deki yapısal kırılmaların tüketici güveni üzerinde farklı dinamiklerle kalıcı etkiler yarattığı; özellikle 2021'deki şokun belirgin ve güçlü bir baskı oluşturduğu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Tüketici Güven Endeksi, Sektörel Güven Endeksleri, ARDL, NARDL, Asimetrik Etki

ABSTRACT	
Title of Thesis: The Impact of Sectoral Confidence Indices on the Consumer Confidence Index: The Case of Turkey	
Author of Thesis: Özlem TUTUMLU	
Supervisor: Prof. Dr. Nesrin GÜLER	
Accepted Date: 13/06/2025	Number of Pages: viii (pre text) + 83 (main body)
<p>This study analyzes the relationships between the consumer confidence index and the confidence indices of the real sector (manufacturing industry), construction, retail trade, and services sectors, using monthly data from the 2011:01–2024:01 period. The stationarity levels of the series were determined by the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests. Structural breaks were taken into account using the Bai-Perron Structural Break Test. Subsequently, symmetric effects were analyzed with the linear Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, and asymmetric effects were analyzed with the nonlinear ARDL (NARDL) model.</p> <p>According to the findings of the study, long-run relationships exist between the consumer confidence index and sectoral confidence indices. Changes in the manufacturing sector confidence index produce symmetric and same-direction effects on the consumer confidence index in the short run, while in the long run, despite the presence of asymmetric effects, no definitive conclusions can be drawn about the direction and magnitude of the effects due to the insignificance of the coefficients. Positive and negative shocks in the trade sector confidence index generate significant asymmetric responses on the consumer confidence index in both the short and long run; short-run instantaneous declines move in the same direction, lagged effects in the opposite direction, and long-run effects in the same direction and with a stronger magnitude. In the services sector confidence index, short-run instantaneous changes are symmetric and same-directional, lagged effects are in the opposite direction, and although long-run asymmetric effects exist, the coefficients are insignificant. In the construction sector confidence index, symmetric and same-direction effects are observed in the short run, while in the long run, significant asymmetric effects occur, with negative shocks exerting a stronger impact than positive shocks.</p> <p>In light of these findings, several policy recommendations are provided to balance the effects of sectoral confidence on consumer perceptions. It is considered that encouraging technology-oriented investments and developing financial instruments that can contribute to cost stability may be beneficial for strengthening confidence in the manufacturing sector. Regarding the trade sector, the adoption of micro-level regulatory and supportive mechanisms aimed at ensuring demand-supply-based market stability is suggested. In the services sector, prioritizing transparency and standardization practices to enhance service quality is recommended to reduce short-term fluctuations and limit long-term uncertainties. In the construction sector, facilitating access to financing, conducting comprehensive risk analyses, and strengthening early warning mechanisms are anticipated to help mitigate the impacts of negative shocks on consumer confidence.</p> <p>Finally, it has been observed that the structural breaks in 2018 and 2021 have created lasting effects on consumer confidence with different dynamics; notably, the 2021 shock exerted a pronounced and powerful pressure.</p>	
Keywords: Consumer Confidence Index, Sectoral Confidence Indices, ARDL, NARDL, Asymmetric Effect	

GİRİŞ

Araştırmanın Konusu

Güven, toplumsal ilişkilerin sürekliliği ve istikrarı için temel bir unsur olmakla birlikte, ekonomik yapının işlerliği açısından da belirleyici rol oynamaktadır. Ekonomik bağlamda güven, karar alıcı aktörler arasında değer kaybı yaşanmaksızın bilgi alışverişinin sağlanmasını mümkün kılan bir unsur olarak değerlendirilir (Kaya, 2020). Ekonomik sistemde karar alıcıların önemli bir bölümünü oluşturan tüketiciler, bireysel mali durumlarına ve genel ekonomik görünüme yönelik algıları doğrultusunda beklenti ve davranış geliştirirler (Özsağır, 2007). Benzer şekilde, ekonomik sistemin üretici kanadında yer alan işletmeler de güncel ekonomik koşullara ilişkin değerlendirmeleri ve geleceğe yönelik beklentileri çerçevesinde stratejik kararlarını şekillendirirler.

Güvenin ölçülebilir hale getirilmesi amacıyla geliştirilen tüketici ve sektörel güven endeksleri, hem mevcut ekonomik ortamın hem de geleceğe dair beklentilerin birer yansıması olarak kabul edilir. Bu bağlamda, tüketici güven endeksi bireylerin ekonomik duruma yönelik genel tutumlarını ve beklentilerini yansıtırken; sektörel güven endeksleri, piyasada faaliyet gösteren firmaların mevcut durum algısını ve ileriye dönük ekonomik öngörülerini ortaya koyar (TUİK, 2024; TCMB, 2024). Bu endekslerin birleşiminden elde edilen Ekonomi Güven Endeksi, ekonomik yapıdaki genel eğilimleri analiz etmede önemli bir gösterge niteliğindedir.

Günümüzde ekonomi bilimi, sadece makroekonomik göstergelere dayalı analizlerle yetinmemekte; bireylerin ve kurumların geleceğe dair beklentilerini de dikkate alarak daha bütüncül modeller geliştirmektedir. Bu kapsamda, beklentilerdeki değişimin enflasyon, tüketim, yatırım gibi temel makroekonomik değişkenler üzerinde etkili olabildiği vurgulanmaktadır. Dolayısıyla, tüketici ve sektörel güven endeksleri arasındaki ilişkinin çözümlenmesi, ekonomik hareketliliğin yönünü anlamak ve öngörülerde bulunmak açısından büyük önem arz etmektedir.

Bu çalışmada, tüketici güven endeksi ile imalat, hizmet, inşaat ve perakende ticaret sektörlerine ilişkin güven endeksleri arasındaki ilişkiler incelenmekte; bu ilişkilerin simetrik mi yoksa asimetrik mi olduğu sorusu temel araştırma konusunu oluşturmaktadır.

Araştırmanın Önemi

Ekonomik aktörlerin karar alma süreçlerinde, yalnızca mevcut veriler değil, aynı zamanda beklentilere dayalı öngörüler de belirleyici olmaktadır. Bu nedenle, güven endeksleri gibi beklenti temelli göstergeler, ekonomi politikalarının oluşturulması ve yönlendirilmesi açısından kritik öneme sahiptir (Baştürk, 2019). Tüketiciler, ekonomik güven seviyelerine göre harcama, tasarruf yapma ve borçlanma gibi finansal tercihlerinde yön alırken; sektör temsilcileri ise yatırım, üretim ve istihdam gibi stratejik kararlarını bu güven seviyelerine dayanarak belirlemektedir. Bireylerin ve kurumların geleceğe dair beklentilerini dikkate alan bu göstergeler, ekonomik aktörlerin davranışlarını daha sağlıklı analiz edebilen bütüncül modellerin geliştirilmesine olanak tanımaktadır.

Tüketici güveni ile sektörel güven arasındaki ilişkinin yönü ve gücü, ekonomik yapı içerisindeki aktörlerin birbirinden nasıl etkilendiğini anlamaya yardımcı olur. Bu kapsamda, güven endeksleri yalnızca ekonomik eğilimlerin izlenmesinde değil, aynı zamanda erken uyarı mekanizmalarının geliştirilmesinde de işlevsel araçlar sunar. Özellikle ekonomik belirsizliklerin arttığı dönemlerde, tüketici güveni ile farklı ekonomik birimleri temsil eden sektörel güven endeksleri arasındaki etkileşimlerin doğru şekilde analiz edilmesi, karar alıcıların etkili müdahale stratejileri geliştirmelerine olanak sağlar.

Bu çalışmanın önemi, tüketici güveni ile sektörel güven endeksleri arasındaki ilişkinin hem kısa hem de uzun vadeli olarak çözümlenmesi yoluyla, ekonomik öngörülerin güçlendirilmesine ve daha isabetli politika tasarımlarının geliştirilmesine katkı sağlama potansiyelinden kaynaklanmaktadır.

Araştırmanın Amacı

Tüketici güveni, bireylerin ekonomik koşullara ilişkin mevcut değerlendirmeleri ile geleceğe dair beklentilerini yansıtan temel göstergelerden biri olarak, iktisadi faaliyetlerin yönünü belirlemede önemli bir rol üstlenmektedir. Özellikle belirsizlik dönemlerinde tüketici algısı, ekonomik karar alma süreçlerinde belirleyici bir unsur haline gelmekte; harcama, tasarruf ve borçlanma gibi davranışlar bu algılara paralel biçimde şekillenmektedir. Bu çerçevede, tüketici güven endeksinin sektörel güven göstergeleriyle olan ilişkisini derinlemesine irdelemek, hem mikro düzeyde bireysel ekonomik tercihlere hem de makro düzeyde politika yapıcı yaklaşımlara ışık tutabilecek nitelikte veriler sunmaktadır.

Çalışma kapsamında ayrıca, ekonomik aktörlerin olumlu ve olumsuz gelişmelere verdikleri tepkilerin simetrik özellikler taşıyıp taşımadığına odaklanmakta; elde edilen bulguların, beklentilere dayalı ekonomik yaklaşımların anlaşılmasına katkı sağlayabileceği değerlendirilmektedir. Bununla birlikte, belirli dönemlerde ortaya çıkan yapısal kırılmaların etkileri göz önünde bulundurularak, zaman içinde değişebilen beklenti davranışlarına yönelik daha kapsamlı bir bakış açısı sunulması hedeflenmektedir.

Ayrıca, analiz kapsamında hangi sektörlerin tüketici güveni üzerinde daha belirleyici ve etkili rol oynadığı, bu etkilerin dönemsel olarak nasıl değişim gösterdiği ve ekonomik döngülerle nasıl bir etkileşim içinde olduğu da karşılaştırmalı analizlerle derinlemesine incelenmektedir. Bu sayede, tüketici güvenindeki değişimlerin sektörel dinamiklerle olan ilişkisi daha açık bir şekilde ortaya konarak, karar alıcı aktörlere rehberlik edecek nitelikte çıkarımlar yapılması amaçlanmaktadır.

Araştırmanın Yöntemi

Araştırmada, tüketici ve sektörel güven endeksleri arasındaki ilişkiler hem simetrik hem de asimetrik bakış açısıyla değerlendirilmiştir. Bu doğrultuda, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından yayımlanan ve aylık olarak güncellenen endeks verileri kullanılmıştır. Tüketici güven endeksi ile sektörel bazda incelenen güven endeksleri; imalat sanayi, hizmet, inşaat ve perakende ticaret alanlarından oluşmaktadır.

Ampirik analiz aşamasında, zaman serisi analizlerine dayalı ekonometrik yöntemler tercih edilmiştir. Bu kapsamda öncelikle gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL: Autoregressive Distributed Lag) modeli ile simetrik ilişkiler tespit edilmeye çalışılmıştır. Ardından doğrusal olmayan etkileşimleri ölçmeye imkân tanıyan doğrusal olmayan gecikmesi dağıtılmış otoregresif (NARDL: Nonlinear Autoregressive Distributed Lag) modeli gibi gelişmiş ekonometrik teknikler kullanılarak asimetrik ilişkiler analiz edilmiştir. Bu modeller, pozitif ve negatif yönlü şokların etkilerinin ayrıştırılmasına ve sektörel güven değişimlerinin tüketici güveni üzerindeki etkisinin yönünü daha net bir biçimde gözlemlemeye olanak sağlamıştır.

Böylelikle, yalnızca genel ilişki düzeyleri değil, aynı zamanda dalgalanmalara karşı oluşan tepkilerin niteliği de incelenerek, sektörel güven değişimlerinin tüketici güveni üzerindeki kısa ve uzun vadeli etkileri bütüncül bir yaklaşımla ortaya konmuştur.

Bu tez çalışması beş ana bölümden oluşmaktadır. Giriş kısmında çalışmanın konusu, amacı, önemi ve yöntemi alt başlıklar hâlinde ele alınarak, araştırmanın temel yapısı ortaya konulmuştur. Birinci bölümde, araştırmanın kuramsal çerçevesi çizilmiş, ekonomik beklentiler kuramı kapsamındaki yaklaşımlar incelenmiş; bireylerin ve işletmelerin ekonomik karar alma süreçlerindeki beklentilerinin nasıl şekillendiği teorik perspektiflerle açıklanmıştır; konu ile ilişkili olan ulusal ve uluslararası çalışmalara yer verilerek, literatürde güven endeksleri arasındaki ilişkilere dair ortaya konulan temel bulgular derlenmiş ve mevcut çalışmanın literatüre sağlayacağı özgün katkılar vurgulanmıştır. İkinci bölümde, araştırmada kullanılan veri seti detaylı biçimde tanıtılmış; tüketici ve sektörel güven endekslerine dair değişkenlerin tanımları, veri kaynakları ve veri sıklıkları belirtilmiş, ardından analiz sürecinde tercih edilen ekonometrik yöntemlerin teorik altyapısı ile uygulanma gerekçeleri açıklanmıştır. Üçüncü bölümde, gerçekleştirilen ampirik analizlere ait bulgular sunulmuş ve bu bulgular üzerinden tüketici güven endeksi ile sektörel güven endeksleri arasındaki ilişkiler değerlendirilmiştir. Çalışmanın sonuç bölümünde ise elde edilen bulgular bütüncül bir yaklaşımla değerlendirilmiş ve bu doğrultuda politika yapıları ile araştırmacılara yönelik bazı önerilerde bulunulmuştur.

1. BÖLÜM: LİTERATÜR

Bu bölümde, araştırmanın teorik arka planı ve mevcut literatür ele alınmıştır. İlk olarak, beklentiler teorisi ve iktisadi karar alma süreçlerinin temel ilkeleri üzerinde durulmuş, ardından beklenti türlerine ve davranışsal iktisat alanındaki güncel teorilere değinilmiştir. Sonrasında, yerli ve yabancı ampirik literatür özetlenerek konuya ilişkin yapılmış çalışmalar detaylı şekilde incelenmiştir. Böylece, çalışmanın literatürde var olan boşluklara katkı sağlaması ve mevcut bilgi birikimini genişletmesi hedeflenmiştir.

1.1. Kuramsal Çerçeve

Bu bölümde, ekonomik karar alma süreçlerine yön veren beklenti oluşum süreçlerinin tarihsel gelişimi ve teorik temelleri ele alınmıştır. İlk olarak, Keynesyen yaklaşımın belirsizlik, psikolojik faktörler ve irrasyonel davranışlara atfettiği rol incelenmiş, ardından beklentilerin durağan, uyarlanmış ve rasyonel biçimde modellenmesine yönelik klasik ve çağdaş iktisadi görüşler tartışılmıştır. Son olarak, davranışsal iktisat ve son dönemde gelişen alternatif teorilerin sunduğu bakış açıları çerçevesinde ekonomik karar alıcılarının rasyonalite varsayımından uzaklaşan davranışlarının piyasa sonuçları üzerindeki etkileri değerlendirilmiştir. Böylece, literatürde yer alan bu kuramsal çerçevenin tarihsel evrimi ve güncel uygulamaları bütüncül bir bakış açısıyla ortaya konmuştur.

1.1.1. Beklentiler Teorisi ve İktisadi Karar Verme Süreçleri

Ekonomik beklentiler, ilk kez John Maynard Keynes tarafından literatüre kazandırılmıştır (Keynes, 1936). Keynes, ekonomik kararların, bireylerin sübjektif duygusal ve psikolojik durumlarına, yani sezgilerine, arzularına ve tercihlerine dayandığını savunmuştur. Tüke-tici ve yatırımcı güveninin ekonomik faaliyetler üzerinde belirleyici bir rol oynadığı görüşünü benimsemiştir. Bu doğrultuda, Keynes, özellikle yatırım kararlarında kısa ve uzun dönem beklentilerinin farklı özellikler taşıdığını vurgulamış; uzun dönemin belirsizliği nedeniyle karar alma süreçlerinin irrasyonel içgüdülerle şekillendiğini belirtmiştir. Bu bağlamda, Keynes, “Animal Spirits” (Hayvan Ruhları) terimiyle, irrasyonel güdülerin ekonomik dalgalanmalar üzerindeki etkisini açıklamış ve bu kavram, finansal piyasaların bazen rasyonel olmayan hareketlerle şekillendiğini, dolayısıyla yatırımcıların ruh hallerinin piyasa dinamiklerini etkileyebileceğini ortaya koymuştur (Keynes, 1936).

Keynes'in bu yaklaşımı, belirsizlik ve irrasyonel faktörlerin ekonomik kararları nasıl şekillendirdiği konusunda önemli bir perspektif sunmuştur. Ancak Keynes'in belirsizlik vurgusunun aksine, rasyonel beklentiler teorisini benimseyen iktisatçılar ekonomik kararların büyük ölçüde tam bilgiye ve tutarlı beklentilere dayandığını savunmuşlardır. Dolayısıyla, rasyonel beklentiler teorisi Keynes'in irrasyonel faktörleri öne çıkaran bakış açısına eleştirel bir alternatif geliştirmiştir.

Keynes'in uzun dönem belirsizliği konusundaki görüşleri, daha sonra Coase (1937), Hayek (1945) ve Akerlof (1970) gibi iktisatçılar tarafından bilgi asimetrisi, ters seçim ve ahlaki risk kavramları çerçevesinde derinleştirilmiştir. Coase (1937), piyasa içindeki firma davranışları ve işlem maliyetlerini inceleyerek bilgi asimetrisine dayalı piyasa başarısızlıklarının ilk teorik temellerini atmıştır. Takiben, Hayek (1945), piyasa sürecindeki bilgi dağılımının nasıl organize olduğunu tartışmış ve bilgi eksikliğinin piyasa dinamikleri üzerindeki etkilerini vurgulamıştır. Akerlof (1970) ise, "limonlar" modeliyle, ters seçim ve ahlaki risk problemlerini açıkça ele alarak, bilgi asimetrisinin piyasa başarısızlıklarına yol açtığını göstermiştir. Williamson (1985) işlem maliyetleri ekonomisi yaklaşımını geliştirerek, piyasa içindeki sözleşmelerin ve organizasyonların, bilgi eksikliklerini nasıl minimize edebileceğine dair çözüm önerileri sunmuştur.

Yeni Klasik İktisat ve rasyonel beklentiler teorisi, bu gelişmelerin karşısında, ekonomik aktörlerin her zaman tam bilgiye sahip olduğunu ve piyasa mekanizmalarının doğal olarak dengeye ulaşacağını öne sürmüştür. Lucas (1972), rasyonel beklentiler teorisini geliştirerek, Yeni Klasik İktisat'ın temel taşlarını atmış ve ekonomik karar alma süreçlerinde beklentilerin önemli bir rol oynadığını vurgulamıştır. Bu yaklaşıma göre, bireylerin beklentileri rasyoneldir ve bilgi eksikliklerinin piyasa dinamiklerinde dengeyi bozma etkisi bulunmaz.

Ancak, bu teoriye getirilen eleştiriler, bilgi eksikliklerinin ve irrasyonel davranışların piyasa dengesizliği yaratabileceğini savunmuştur. Stiglitz (1981) ve Weiss gibi Yeni Keynesyen iktisatçılar, mikro düzeydeki bilgi asimetrisini ve ücret-fiyat yapışkanlıklarını inceleyerek, bu sorunların makroekonomik etkilerini analiz etmişlerdir. Mankiw (1985), fiyat ve ücret yapışkanlıklarının ekonomik dalgalanmaların temel sebeplerinden biri olabileceğini ortaya koymuştur. Yeni Keynesyen İktisat, piyasa başarısızlıklarını mikroekonomik düzeyde ele alarak, makro düzeyde politika önerileri geliştirmeye odaklanmıştır.

Bu çerçeve, Yeni Klasik İktisat'ta ekonomik aktörlerin tamamen rasyonel kararlar aldığı varsayımına karşı alternatif bir bakış açısı sunmaktadır.

1.1.2. Durağan, Uyarlanmış ve Rasyonel Beklentiler

İlk yaklaşım olan durağan beklentiler (static expectations), ekonomik birimlerin yalnızca bir önceki döneme ait gerçekleşmiş verilere dayanarak geleceğe ilişkin öngöründe bulduklarını varsayar. Bu yaklaşıma göre bireyler ve firmalar, geçmişteki ekonomik durumun gelecek dönemde de aynen devam edeceğini kabul eder ve kararlarını bu doğrultuda şekillendirirler (Muth, 1961). Ancak bu yöntem, piyasa koşullarında yaşanabilecek ani değişimleri ve mevcut ekonomik gelişmeleri dikkate almadığı için zamanla yetersiz kalmıştır.

İkinci yaklaşım olan uyarlanmış beklentiler (adaptive expectations), ekonomik aktörlerin birden fazla geçmiş döneme ait verileri dikkate alarak geleceğe yönelik ortalama bir beklenti oluşturduklarını öne sürer. Bu yaklaşımda bireyler, geçmiş deneyimlere dayanarak mevcut ve gelecek dönemlerdeki gelişmeleri tahmin etmeye çalışırlar (Cagan, 1956). Uyarlanmış beklentiler, durağan beklentilere göre daha esnek bir yapı sunsa da, mevcut ekonomik gelişmeleri ve uygulanan politikaları yeterince hesaba katmaması önemli bir eksiklik olarak görülmektedir. Bu durum, özellikle ekonomik kriz dönemlerinde beklentilerin yanıltıcı olmasına neden olabilmektedir.

Üçüncü ve günümüzde daha yaygın kabul gören yaklaşım ise rasyonel beklentiler teorisi (rational expectations). İlk kez John F. Muth (1961) tarafından geliştirilen ve daha sonra Lucas (1972) tarafından makroekonomik modellere entegre edilen bu teori, ekonomik birimlerin yalnızca geçmiş verilere değil, aynı zamanda güncel ekonomik bilgilerle de dayanarak beklenti oluşturduklarını savunur. Rasyonel beklentiler yaklaşımına göre bireyler ve firmalar, mevcut tüm bilgi setini kullanarak geleceğe dair en doğru tahminleri yapma eğilimindedir. Bu bağlamda, ekonomik aktörlerin beklentileri sistematik hata içermez ve piyasalarda ortaya çıkan gelişmeler genellikle öngörülebilir bir biçimde değerlendirilir (Sargent, 1973).

Rasyonel beklentiler teorisi, beklentilerin sadece geçmişin uzantısı olmadığı, aynı zamanda güncel veri ve politikaların da analiz edilerek geleceğe ilişkin kararların şekillendirildiği bir süreci temsil eder. Bu yaklaşımda bilgiye erişim simetriktir; yani ekonomik aktörlerin tümü benzer bilgiye sahiptir ve bu bilgiyi rasyonel biçimde işlerler. Bu yönüyle

teori, beklentilerin ekonomik modellemelere entegrasyonunu mümkün kılarak, özellikle para politikalarının etkinliğini analiz etmede önemli bir araç haline gelmiştir.

Sonuç olarak, bu üç beklenti yaklaşımı, ekonomi teorisinde beklenti oluşum süreçlerini farklı açılardan ele alarak, her birinin ekonomik kararlar üzerindeki etkilerini açıklamaktadır. Zaman içerisinde yaşanan ekonomik dalgalanmalar ve bilgiye erişimin hız kazanmasıyla birlikte, rasyonel beklentiler yaklaşımı daha fazla ön plana çıkmış ve politika yapımcılar için daha gerçekçi analiz imkanları sunmuştur.

1.1.3. Davranışsal Ekonomi ve Yeni Gelişen Teoriler

Yeni Keynesyen ve rasyonel beklentiler teorilerinin yanı sıra, davranışsal ekonomi ve sıfır altı faiz oranları teorileri gibi yaklaşımlar da literatürde önemli bir yer tutmaktadır. Kahneman ve Tversky (1979) tarafından geliştirilen prospekt teorisi, bireylerin risk altında nasıl irrasyonel kararlar aldıklarını inceleyerek, beklentiler ve ekonomik kararlar arasındaki ilişkiye dair önemli bir anlayış sunmuştur. Ayrıca, Krugman (1998), sıfır altı faiz oranlarının ekonomik karar alıcıları üzerinde nasıl sınırlayıcı etkiler yarattığını ve likidite tuzağına düşüşün ekonomik büyümeyi nasıl engellediğini ele almıştır. Bu teoriler, rasyonel beklentiler ve Yeni Keynesyen İktisat teorilerine önemli bir alternatif sunmuş ve piyasa dışı faktörlerin ekonomik sonuçlar üzerindeki etkilerini vurgulamıştır.

Bununla birlikte, ekonomik karar alma süreçlerini daha geniş bir perspektiften ele alarak, bireylerin psikolojik ve duygusal faktörlerinin ekonomik davranışlar üzerindeki etkisini daha derinlemesine analiz etme olanağı sunar. Özellikle davranışsal ekonomi, bireylerin kararlarını sadece mantıklı ve rasyonel verilerle değil, aynı zamanda duygusal ve psikolojik etmenlerle de şekillendirdiğini öne sürer. Bu bakış açısı, piyasa ve ekonomi dinamiklerinin daha iyi anlaşılmasına katkı sağlamış, kriz dönemlerinde ekonomik politikaların etkilerini daha net bir şekilde ortaya koymuştur. Diğer taraftan, sıfır altı faiz oranları teorisi, geleneksel faiz oranı seviyelerinin ekonomik büyümeyi teşvik etme işlevinin ne zaman ve nasıl sınırlı hale geldiğini inceleyerek, para politikasının etkinliğini sorgulamaktadır. Bu gelişmeler, ekonomi teorisinde daha önce ihmal edilen faktörleri ön plana çıkararak, ekonomik modellerin daha gerçekçi ve kapsamlı hale gelmesine olanak tanımıştır (Eğilmez, 2018; Kahneman & Tversky, 1979; Krugman, 1998).

1.2. Ampirik Literatür

Türkiye’de güven endekslerine ait verilerin yayımlanma sürecine bakıldığında, tarihsel olarak 2000 yılının başından itibaren, önce TCMB tarafından tüketici güven endeksinin, daha sonra TÜİK tarafından diğer sektörlerle ait güven endekslerinin yayımlanmaya başladığı görülmektedir. Bununla birlikte yerli literatüre bakıldığında 2000’li yıllar itibariyle güven endeksleri ile ilgili pek çok araştırmaya rastlamak mümkündür. Buna karşılık dünya literatüründe ise güven endeksleri ile ilgili araştırmaların 2000’li yıllar öncesinde başladığı görülmektedir.

Literatürde güven endekslerine ilişkin çalışmaların büyük ölçüde tüketici güven endeksi üzerinde yoğunlaştığı, ancak az sayıda da olsa sektörel güven endekslerini ele alan araştırmaların da bulunduğu görülmektedir. Mevcut çalışmalar incelendiğinde, tüketici güven endeksinin; hisse senetleri, döviz kuru, ekonomik büyüme, ekonomik dalgalanmalar, kredi kartı kullanımı, petrol fiyatları, işsizlik ve enflasyon gibi değişkenler ile ilişkisine odaklanıldığı dikkat çekmektedir. Bununla birlikte, sektörel güven endekslerinden bazılarıyla İMKB 100 endeksi, hizmet sektör alt endeksleri, konut fiyat endeksi vb. gibi konular arasındaki ilişkilerin ele alındığı çalışmalara da rastlanmaktadır. Ancak, sektörel güven endekslerini bağımsız değişken, tüketici güven endeksini ise bağımlı değişken olarak ele alan ve her bir sektöre ait güven endeksini ayrı ayrı analiz eden bir çalışmanın literatürde yer almadığı dikkat çekmektedir.

Literatürde, ekonomi güven endeksinin bir alt endeksi olan tüketici güven endeksi ile çeşitli ekonomik ve finansal göstergeler arasında genellikle anlamlı ilişkiler olduğu görülmektedir. Çoğunlukla, tüketici güven endeksinin hisse senedi getirileri ve yatırımcı duyarlılığı gibi göstergelerle pozitif; işsizlik ve enflasyon gibi göstergelerle negatif yönde ilişkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ancak bu ilişkilerin gücü, çalışmanın kapsamına, kullanılan veri setlerine ve uygulanan yöntemlere göre değişiklik gösterebilmektedir.

1.2.1. Yerli Literatür

Korkmaz ve Çevik (2009), Türkiye'deki Reel Kesim Güven Endeksi ile İMKB 100 Endeksi arasındaki nedensellik ilişkisini 2002-2008 dönemi verileriyle incelemişlerdir. Çalışmalarında, üssel genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (EGARCH) modelinin genişletilmiş hali kullanılarak gerçekleştirilen analizlerde, borsa endeksi ile reel

kesim güven endeksi arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ilişki, borsa endeksindeki artışların, finansal piyasaların olumlu seyriyle birlikte reel kesim güvenini artıran bir etki yarattığını göstermektedir. Özellikle, borsa endeksindeki olumlu hareketlerin, reel kesimdeki üretim ve yatırım kararlarını desteklediği ve güven endeksinde belirgin bir artışa neden olduğu bulunmuştur. Bu bulgular, finansal piyasa dinamiklerinin reel sektör üzerindeki etkilerini ve borsa endeksindeki değişimlerin ekonomik güven algısı üzerinde nasıl güçlü bir etkisi olduğunu ortaya koymaktadır. Çalışma, ekonomik aktörlerin güven düzeylerinin sadece reel sektör ile sınırlı kalmayıp, aynı zamanda finansal piyasa göstergeleri tarafından şekillendirildiğini ve dolayısıyla piyasa güveninin ekonomik kararların alınmasında kritik bir rol oynadığını vurgulamaktadır. Bu bağlamda, finansal piyasaların güven endeksleri üzerindeki etkileri, genel ekonomik istikrarı ve büyümeyi doğrudan etkileyebilir sonucuna varılmıştır.

Topuz (2010), Türkiye'deki 2004:01-2009:01 dönemi verilerini kullanarak tüketici güven endeksi ile İMKB 100 Endeksi arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Granger Nedensellik Testi kullanılarak yapılan analizler, tüketici güven endeksi ile hisse senetleri arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Çalışmada, hisse senetlerinin tüketici güvenine doğru nedensellik yaptığı tespit edilmiştir. Bu bulgu, Türkiye'deki finansal piyasalarda tüketici güveninin önemli bir belirleyici faktör olduğunu ve finansal piyasa hareketlerinin tüketici algılarını şekillendiren bir rol oynadığını göstermektedir. Sonuçlar, tüketici güveninin yalnızca ekonomik aktiviteleri değil, aynı zamanda finansal piyasalardaki gelişmeleri de etkileyen dinamik bir faktör olduğunu ortaya koymakta ve piyasa davranışlarını etkileyen bu ilişkiyi anlamının, ekonomik politika yapımcılar ve yatırımcılar için stratejik önem taşıdığını vurgulamaktadır.

Arısoy (2012), tüketici güven endeksi ve reel kesim güven endeksi ile hisse senedi endeksi, tüketim harcamaları, üretim değişimleri ve istihdam arasındaki ilişkileri, 2005:1-2012:1 dönemi için aylık veriler kullanarak vektör otoregresif (VAR) modeli ile incelemiştir. Çalışmada, güven endekslerinin ekonomik göstergeler üzerindeki etkileri araştırılmış ve her iki güven endeksinin de makroekonomik değişkenler üzerinde belirgin bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Özellikle, tüketici güven endeksinin, tüketicilerin harcama eğilimlerini etkileyerek tüketim harcamalarını yönlendirdiği, reel kesim güven endeksinin ise sanayi üretimi ve borsa endeksi üzerinde etkili olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgular, güven endekslerinin ekonomik faaliyetler üzerindeki önemli rolünü

vurgulamakta ve güvenin ekonomik kararlar üzerinde şekillendirici bir faktör olduğunu göstermektedir. Çalışmada ekonomik istikrarın sağlanmasında tüketici ve reel kesim güveninin dikkate alınması gereken temel unsurlar olduğu ortaya konulmuştur.

İbicioğlu, Kapusuzoğlu ve Karan (2013), Türkiye'deki 2003:12-2011:12 dönemi verilerini kullanarak tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi VAR yöntemi ile incelemiştir. Çalışmada, Johansen Eşbütünleşme Testi ve Granger Nedensellik Testi uygulanarak, döviz kuru ile tüketici güven endeksi arasında kısa ve uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Test sonuçları, döviz kurunun tüketici güven endeksine doğru nedensel bir etkisi olduğunu ortaya koymuş ve döviz kuru dalgalanmalarının tüketici güveni üzerinde belirgin etkiler yarattığını göstermiştir. Bu bulgular, döviz kuru hareketlerinin ekonomik istikrarı ve tüketici algısını önemli ölçüde etkileyebileceğini ve dolayısıyla piyasa dinamiklerinin yönlendirilmesinde dikkatle izlenmesi gerektiğini vurgulamaktadır.

Tunalı ve Özkan (2016), Türkiye'deki 2004:01-2015:12 dönemi verilerini kullanarak tüketici güven endeksi ile tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi zaman serisi analizleri ile incelemiştir. Çalışmada, kısa dönemde tüketici fiyat endeksinin tüketici güven endeksine doğru nedensel bir etkisi olduğu bulunmuştur; yani enflasyon oranlarındaki artış, tüketicilerin geleceğe yönelik ekonomik beklentilerini olumsuz yönde etkileyerek güven endeksinde düşüşe neden olmaktadır. Uzun dönemde ise, iki değişken arasında güçlü ve karşılıklı bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Bu durum, enflasyonun sadece kısa vadeli değil, aynı zamanda uzun vadeli etkilerle tüketici güvenini şekillendiren bir faktör olduğunu ortaya koymaktadır. Çalışma, enflasyon ve tüketici güveni arasındaki ilişkinin yalnızca ekonomik göstergelerle sınırlı kalmayıp, aynı zamanda tüketicilerin geleceğe dair beklentilerinin de bu ilişkiyi şekillendirdiğini vurgulamaktadır.

Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018), Türkiye'deki hizmet sektörü güven endeksi ile Borsa İstanbul Anonim Şirketi (BİST) hizmet sektörü borsa endeksi arasındaki ilişkiyi 2011:01-2017:12 dönemi için incelemiştir. Çalışmada, ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto testleri kullanılarak yapılan analiz sonucunda, hizmet sektörü güven endeksi ile BİST hizmet sektörü endeksi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, sektörel güven endekslerinin piyasa davranışlarını etkileyebileceğini ve sektörel düzeydeki güvenin, finansal piyasaların hareketlerini yönlendiren önemli bir etken olabileceğini göstermektedir.

Küçükçaylı ve Akıncı (2018), tüketici güven endeksinin makroekonomik değişkenlerle ilişkisini 2004:01-2017:07 dönemi için zaman serisi analizlerinden Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, makroekonomik faktörler olarak BİST-100 endeksi, altın fiyatları, döviz sepeti, enflasyon, faiz oranları, petrol fiyatları, sanayi üretim endeksi ve işsizlik oranı seçilmiştir. Test sonuçlarına göre, borsa endeksindeki ve sanayi üretimindeki artışların tüketici güven endeksini artırdığı, bununla birlikte döviz ve petrol fiyatlarındaki artışların tüketici güven endeksini azalttığı gözlemlenmiştir. Ayrıca, enflasyon ve faiz oranlarındaki artışın da tüketici güven endeksini olumsuz yönde etkilediği tespit edilmiştir. Bu bulgular, makroekonomik değişkenlerin tüketici güveni üzerinde önemli bir etki yarattığını ve ekonomik göstergelerin tüketici beklentileri üzerinde nasıl şekillendirici bir rol oynadığını ortaya koymaktadır.

Sönmezler, Gündüz ve Torun (2019), kredi kartı harcamaları ile tüketici güven endeksi ve tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkileri 2012:2-2018:2 dönemi için aylık veriler kullanılarak ARDL sınır testi yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmada enflasyon verisi olarak, İstanbul Ticaret Odası ücretliler geçinme endeksi kullanılmıştır. Elde edilen test sonuçlarına göre, değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi bulunmasına rağmen, uzun dönemde tüketici güven endeksinin kredi kartı harcamaları üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Öte yandan, ücretliler geçinme endeksinin uzun dönemde kredi kartı harcamalarına olan etkisinin pozitif ve anlamlı olduğu gözlemlenmiştir. Bu bulgu, enflasyonun kredi kartı harcamaları üzerinde belirgin bir etkisi olduğunu ortaya koymaktadır.

Genç (2019), Türkiye'deki ekonomik güven endeksi ile sektörel güven endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla 2004-2018 dönemi verilerini kullanarak karışık veri örnekleme (MIDAS) regresyon modeli uygulamıştır. Çalışmada kullanılan veri setleri, Türkiye ekonomisindeki genel güven seviyesini temsil eden ekonomik güven endeksi ile çeşitli sektörlerin güven düzeylerini ölçen sektörel güven endekslerine dayanmaktadır. Ekonomik güven endeksi, tüketicilerin ve üreticilerin ekonomik beklentilerini yansıtırken, sektörel güven endeksleri, sanayi, hizmetler ve inşaat gibi sektörlerdeki güven düzeylerini belirlemektedir. Genç'in çalışmasında, MIDAS regresyon modelinin sektörel güven endekslerinin ekonomik güven endeksi üzerindeki etkisini ortaya koymada etkili olduğu ve bu endekslerin Türkiye'deki ekonomik güvenin ve istikrarın belirleyicisi olarak an-

lamalı bir rol oynadığı tespit edilmiştir. Çalışma, tüketici güven endeksinin ekonomik güven endeksini açıklama gücünün daha yüksek olduğunu ve bunun Türkiye'deki ekonomik istikrarı belirleyen önemli bir faktör olduğunu vurgulamaktadır. Bu bağlamda, sektörel güven endekslerinin de genel ekonomik güven ile güçlü bir ilişki içerisinde olduğu ve ekonomik istikrarı öngörmeye belirleyici bir gösterge işlevi gördüğü sonucuna varılmıştır.

Yaşar ve Ceylan (2020), tüketici güven endeksi ile gayri safi yurtiçi hasıla (GSYH) arasındaki ilişkiyi 2004:1 ile 2019:3 dönemi için üç aylık veriler kullanarak incelemiştir. Çalışmada, ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto Nedensellik Testi uygulanmıştır. Elde edilen test sonuçlarına göre, kısa dönemde tüketici güven endeksinin GSYH üzerinde nedensel bir etkisi olduğu tespit edilmiştir. Uzun dönemde ise, tüketici güven endeksi ile GSYH arasında karşılıklı bir ilişkinin bulunduğu sonucuna varılmıştır. Bu bulgular, ekonomik güvenin, genel ekonomik faaliyetlerin belirleyicisi olarak kısa vadede önemli bir rol oynadığını, ancak uzun vadede bu ilişkinin daha karmaşık ve karşılıklı bir etkileşim içinde olduğunu göstermektedir.

Aslanoğlu, Aksu ve Okan (2023), Türkiye'deki 2010-2020 dönemi verilerini kullanarak tüketici güven endeksi ile gayrimenkul, otomobil ve tüketici elektroniği gibi öncü sektörler arasındaki ilişkiyi ARDL yöntemi ile incelemiştir. Çalışma, tüketici güven endeksinin belirli sektörlerdeki piyasa hareketlerini etkileme gücüne sahip olduğunu ortaya koymuştur. Özellikle, otomobil sektöründeki değişimlerin tüketici güvenini artırıcı bir etki yarattığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu bulgu, otomobil sektöründeki olumlu gelişmelerin tüketici güvenini doğrudan etkileyerek ekonomik beklentileri şekillendirdiğini göstermektedir.

1.2.2. Yabancı Literatür

Acemoglu ve Scott (1994), İngiltere ekonomisinde 1974-1990 yılları arasındaki verileri kullanarak, tüketici güveni ile rasyonel beklentiler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmalarında, emek geliri, ev serveti, finansal zenginlik, işsizlik oranı, reel faiz oranı ve enflasyon gibi makroekonomik değişkenler kullanılarak analizler gerçekleştirilmiştir. Çalışmanın sonucunda, tüketici güveninin, ekonomik göstergelerle uyumlu bir biçimde hareket ettiği ve tüketicilerin ekonomik beklentilerinin büyük ölçüde rasyonel ol-

duđu sonucuna ulařılmıştır. Verilerin analizinde regresyon analizi ve dođrusal modelleme testleri kullanılarak, rasyonel beklentilerin tüketicici güveni üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduđu belirlenmiştir. Bu bulgu, ekonomik göstergeler ve tüketicici güveni arasındaki ilişkiyi anlamada, beklentilerin rasyonel bir çerçevede şekillendiđini ve piyasa katılımcılarının genellikle ekonomik koşulları dođru şekilde deđerlendirdiđini göstermektedir. Çalışma, tüketicici güveninin, sadece ekonomik göstergelere deđil, aynı zamanda bireylerin gelecekteki ekonomik durumlarına dair rasyonel beklentilerine dayalı olarak şekillendiđini ortaya koymuş ve bu ilişkiyi anlamının, ekonomik politika geliřtirmede önemli bir faktör olduđunu vurgulamaktadır.

Heston ve Rouwenhorst (1994), Avrupa ve Amerika'daki 1985-1993 yılları arasında borsa endeksleri ve tüketicici güveni verilerini kullanarak, borsa endeksleri ile tüketicici güveni arasındaki ilişkiyi incelemiřlerdir. Çalışmada, panel veri modeli ve Granger nedensellik testi kullanılarak yapılan analizlerde, borsa endekslerinde meydana gelen kısa vadeli artışların tüketicici güvenini artırdıđı, ancak tüketicici güvenindeki deđişikliklerin daha uzun vadeli etkiler yarattıđı sonucuna varılmıştır. Veri seti, Avrupa ve Amerika'daki çeřitli ülkelerden elde edilen borsa endeksi ve tüketicici güveni verilerini içermektedir. Bu veriler, her iki bölgedeki finansal piyasalarda yařanan dalgalanmalar ile tüketicici algılarının nasıl etkileşimde bulunduđunu anlamak için derlenmiştir. Çalışmanın bulguları, borsa endekslerinin kısa vadede tüketicici güveni üzerinde belirgin bir etkiye sahip olduđunu, ancak tüketicici güvenindeki deđişimlerin ekonomik piyasa dinamikleri üzerindeki etkilerinin daha uzun vadeli olduđunu ortaya koymaktadır. Bu sonuçlar, finansal piyasaların tüketicici güveni üzerindeki etkisini, kısa vadede piyasa hareketlerinin güven algısını deđiřtirdiđini, ancak güven algısındaki deđişimlerin daha uzun vadeli ekonomik etkiler yarattıđını göstermektedir. Dolayısıyla, borsa endeksleri ile tüketicici güveni arasındaki ilişkinin, kısa vadeli piyasa dalgalanmalarından çok daha derin ve uzun vadeli ekonomik süreçlerle şekillendiđi sonucuna ulařılmıştır.

Matusaka ve Sbordone (1995), ABD ekonomisinde 1950-1990 yılları arasındaki verileri kullanarak, tüketicici güveni ile GSYH arasındaki ilişkiyi VAR modeli ile incelemiřlerdir. Çalışmada yapılan analizler, GSYH'nin tüketicici güveni üzerinde önemli bir etkisi olduđunu ve tüketicici güveninin GSYH'yi Granger anlamında etkilediđini ortaya koymuştur. Varyans ayrıştırma sonuçları, tüketicici güveninin, GSYH'deki deđişimlerin %13 ile

%26'sını açıkladığını göstermektedir. Bu bulgular, tüketici güveninin ekonomik dalgalanmalarda önemli bir etken olduğunu ve özellikle tüketici güveninin ekonomideki değişimlerin önemli bir belirleyicisi olarak işlev gördüğünü vurgulamaktadır. Çalışma, ekonomik büyüme ve tüketici güveni arasındaki dinamik etkileşimin, makroekonomik politikalarda dikkate alınması gereken önemli bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır.

Cheung ve Ng (1998), 1980-1997 yılları arasındaki ABD verilerini kullanarak, tüketici güveni ile hisse senedi piyasası arasındaki etkileşimi kapsamlı bir şekilde incelemişlerdir. Çalışma, hisse senedi piyasasında yaşanan dalgalanmaların tüketici güvenini doğrudan etkileyebileceğini ortaya koymuş, özellikle ekonomik belirsizlik dönemlerinde finansal piyasalarda tüketici güveninin çok daha belirgin bir rol oynadığını tespit etmiştir. Finansal piyasalardaki volatilité (fiyat dalgalanmaları) ve belirsizlikler, tüketici güvenini şekillendiren önemli faktörler arasında yer almaktadır. Bu çalışma, piyasalarda yaşanan kısa vadeli değişimlerin, tüketici güveni üzerinde önemli etkiler yarattığını ve bu güvenin, tüketicilerin geleceğe yönelik ekonomik beklentilerini doğrudan etkileyerek, piyasa davranışlarını ve makroekonomik değişkenleri yönlendirebileceğini göstermektedir. Ayrıca, finansal piyasalardaki dalgalanmalara karşı duyarlı olan tüketici güveni, ekonomik krizler veya belirsizlik dönemlerinde, piyasa hareketlerinin daha uzun vadeli etkilerini artırmaktadır. Bu bulgular, tüketici güveninin, finansal piyasa hareketleri ile sıkı bir ilişki içinde olduğunu ve bu ilişkinin, makroekonomik analizlerin ve politika geliştirme süreçlerinin önemli bir parçası olduğunu vurgulamaktadır.

Bai ve Ng (2002), ABD ekonomisinde 1980-2001 yılları arasındaki verilerle dinamik faktör modeli (DFM) kullanarak, tüketici güveni ile işsizlik ve enflasyon oranları arasındaki etkileşimi incelemişlerdir. Çalışma, ekonomik durgunluk dönemlerinde tüketici güveninin işsizlik oranıyla ters orantılı bir ilişki gösterdiğini ortaya koymuştur. Bu bulgu, tüketici güveninin işsizlik oranlarındaki artışlarla zayıfladığını ve ekonomik belirsizlik dönemlerinde bu ilişkinin daha belirgin hale geldiğini göstermektedir. Ayrıca, tüketici güveninin ekonomik büyümeye olan etkisinin işsizlik oranlarıyla zaman içinde değişkenlik gösterdiği tespit edilmiştir. Çalışma, kısa ve uzun vadeli ilişkiler arasındaki farkları vurgulamış ve tüketici güveninin, işsizlik oranları ile uzun vadede daha karmaşık ve güçlü bir etkileşim sergilediğini belirtmiştir. Bu bulgular, işsizlik oranlarının tüketici güveni üzerinde kısa vadede doğrudan etkiler yaratırken, uzun vadede ekonomik büyüme üze-

rinde daha belirgin ve kalıcı etkiler doğurduğunu ortaya koymaktadır. Bai ve Ng'in çalışması, ekonomik dalgalanmalarla birlikte tüketici güveninin, işsizlik ve enflasyon gibi makroekonomik göstergelerle nasıl etkileşime girdiğine dair içgörüler sunmaktadır Fisher ve Statman (2003), 1965-2001 yılları arasındaki ABD verilerini kullanarak, tüketici güveni ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada, Michigan Üniversitesi Tüketici Güven Endeksi ve Conference Board Tüketici Güven Endeksi gibi güven endekslerinden yararlanılmıştır. Analiz, iki farklı hisse senedi endeksi üzerinden yapılmıştır: küçük ölçekli hisse senetlerini temsil eden Nasdaq endeksi ve büyük ölçekli hisse senetlerini temsil eden S&P 500 endeksi. Elde edilen sonuçlara göre, Nasdaq ile tüketici güveni arasında güçlü bir ilişki bulunmuşken, S&P 500 endeksi ile bu ilişki gözlemlenmemiştir. Bu durum, küçük ölçekli piyasalarda tüketici güveninin etkisinin daha belirgin olduğunu ve yatırımcıların küçük ölçekli hisse senetlerine olan duyarlılığının daha yüksek olduğunu göstermektedir. Çalışma, tüketici güveninin, özellikle daha volatil ve yüksek risk taşıyan küçük ölçekli piyasalarda, yatırımcıların kararlarını etkileyen önemli bir faktör olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca, büyük ölçekli piyasalarda ise tüketici güveninin etkisinin daha zayıf olduğunu, bunun da piyasa büyüklüğüne bağlı olarak yatırımcı davranışlarının değişebileceğini göstermektedir. Bu bulgular, tüketici güveninin, finansal piyasalarda farklı segmentlerdeki hisse senetleri üzerinde farklı derecelerde etkiler yaratabileceğini ve piyasa yapılarının bu ilişkilerdeki rolünü vurgulamaktadır.

Verhoef (2005), Hollanda ekonomisi üzerine yaptığı çalışmada, 1990-2004 yılları arasındaki verileri kullanarak tüketici güveninin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini incelemiştir. Eşbütünleşme Testi ve Johansen Eşbütünleşme Testi gibi istatistiksel yöntemler aracılığıyla gerçekleştirilen analiz, tüketici güveninin hem kısa vadede hem de uzun vadede ekonomik büyüme üzerinde önemli etkiler yarattığını ortaya koymuştur. Çalışma, tüketici güveninin özellikle kısa vadede büyüme üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğunu vurgulamaktadır. Bu bulgular, tüketici güveninin ekonomik dalgalanmalarda önemli bir faktör olarak rol oynadığını ve büyüme dinamiklerinde belirleyici bir unsur olduğunu göstermektedir. Ayrıca, uzun dönemde de tüketici güveninin sürdürülebilir ekonomik büyüme ile güçlü bir ilişki içinde olduğu tespit edilmiştir. Verhoef'in bulguları, ekonomik büyüme ve tüketici güveni arasındaki ilişkinin karmaşık ve zamanla değişebilen bir etkileşim içerdiğini ortaya koymaktadır.

Liu, Tang ve Zhang (2015), Çin ekonomisinde 1991-2014 yılları arasındaki verileri kullanarak, tüketici güveni ile borsa endeksi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada, Eşbütünleşme Testi ve VECM gibi zaman serisi analiz yöntemleri uygulanmıştır. Analizler, tüketici güveninin borsa endeksi üzerinde önemli bir etkisi olduğunu ortaya koymuş ve borsa endeksindeki artışların tüketici güvenini artırıcı bir rol oynadığını göstermiştir. Ayrıca, çalışmada tüketici güveninin işsizlik oranlarını düşüren bir etkiye sahip olduğu da tespit edilmiştir. Bu bulgular, finansal piyasalardaki gelişmelerin tüketici güveni üzerinde belirleyici bir etkisi olduğunu ve tüketici güveninin de ekonominin istikrarını etkileyen önemli bir faktör olduğunu göstermektedir. Çalışma, özellikle Çin gibi hızla büyüyen ve gelişen bir ekonomide, borsa endeksinin tüketici güveni üzerindeki olumlu etkisinin yanı sıra, güvenin ekonomik göstergelerle olan etkileşimini detaylı bir şekilde ortaya koymaktadır.

2. BÖLÜM: VERİ VE YÖNTEM

2.1. Veri

Hizmet, perakende ticaret ve inşaat sektörlerine ilişkin güven endeksleri, Türkiye İstatistik Kurumu tarafından ilk kez 2011 yılı Ocak ayında yayımlanmaya başlanmıştır. Bu nedenle, tüm sektörleri kapsayacak şekilde, Tüketici Güven Endeksi ile imalat, hizmet, inşaat ve perakende ticaret güven endekslerine ait 2011:01–2024:01 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Tüketici güven endeksi ile hizmet, inşaat ve perakende ticaret sektörlerinin güven endeksleri TÜİK’in resmi internet sitesinden alınmıştır. İmalat sanayi sektörü güven endeksi TCMB Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) tabanından temin edilmiştir. Veriler, TÜİK veya TCMB tarafından yürütülen çeşitli anketler kullanılarak toplanmaktadır.

Bu çalışmada kullanılan Tüketici Güven Endeksi verileri, Türkiye İstatistik Kurumu tarafından yürütülen Tüketici Eğilim Anketi sonuçları esas alınarak, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın gözetiminde ve belirlenmiş metodolojik standartlara uygun şekilde oluşturulmaktadır. Veri toplama sürecinde CATI (Computer-Assisted Telephone Interviewing) gibi modern yöntemler uygulanmakta, çok aşamalı kalite kontrol prosedürleriyle verilerin tutarlılığı ve güvenilirliği sağlanmaktadır. Bu çerçevede, Tüketici Güven Endeksi’nin güvenilir bir veri seti sunması nedeniyle çalışmada bu verilerin kullanılması tercih edilmiştir (TÜİK, 2018).

Bir bileşik endeks olarak ekonomi güven endeksi tüketici ve üreticilerin genel ekonomik duruma ilişkin değerlendirmelerini, beklenti ve eğilimlerini özetleyen bir endekstir. Bu endeks, tüketici güven endeksi ile mevsim etkilerinden arındırılmış imalat, hizmet, ticaret ve inşaat sektörleri güven endekslerinin belli oranlarda ağırlıklandırılarak birleştirilmesinden elde edilmektedir (TÜİK, 2024). Güven endekslerinin aldığı değerler 0 ile 200 puan aralığındadır. 100’den büyük değerler güven anlamında iyimser bir durumu gösterirken; 100’den küçük değerler güven anlamında kötümser bir durum olduğunu ifade eder.

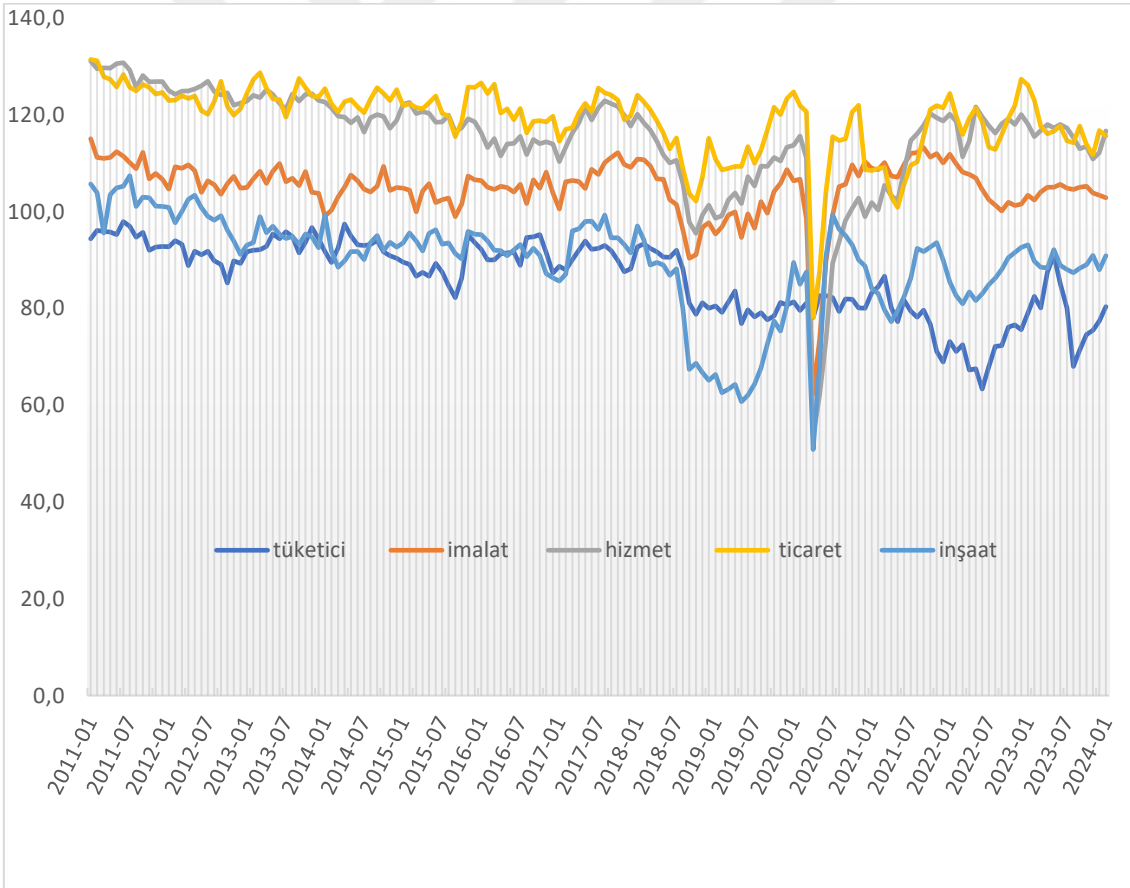
Çalışmada kullanılan değişkenlerin adlarının kısaltmaları ile verilerin kaynağı Tablo 1’de özetlenmiştir. Güven endekslerine, seriler arası karşılaştırılabilirliği sağlamak ve yüzdesel değişimlerin daha anlamlı yorumlanabilmesi amacıyla logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. Yani testler ve analizler serilerin on tabanında logaritmaları alınarak yapılmıştır.

Değişkenler	Kısaltma
Tüketici Kesim Güven Endeksinin Logaritması	logtuketici
Reel Kesim Güven Endeksinin Logaritması	logimalat
Ticaret Sektörü Güven Endeksinin Logaritması	logticaret
Hizmet Sektörü Güven Endeksinin Logaritması	loghizmet
İnşaat Sektörü Güven Endeksinin Logaritması	loginsaat
Eylül 2018 dönemine ait kırılma	K201809
Ekim 2021 dönemine ait kırılma	K202110

Tablo 1: Veri Seti

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Değişkenlerin zamana bağlı eğilimleri ile ilgili grafik Grafik 1’de gösterilmiştir.



Grafik 1: Ocak 2011-Ocak 2024 Türkiye; Güven Endeksleri

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

2.2. Yöntem

2.2.1. Verilerin Birim Kök Testi

Zaman serisi analizlerinde kullanılan değişkenlerin durağanlık düzeyleri, modelleme sürecinde elde edilecek sonuçların güvenilirliğini doğrudan etkileyen temel faktörlerden biridir. Durağan olmayan, yani zaman içerisinde ortalaması ve varyansı değişen serilerle yapılan ekonometrik analizler, sahte regresyon sorununa yol açabilmekte ve ilişkilerin yanlış yorumlanmasına neden olabilmektedir. Bu nedenle, ampirik uygulamalara geçilmeden önce serilerin durağan olup olmadığının test edilmesi bilimsel bir zorunluluk hâline gelmiştir.

Birim kök testlerinin temel amacı, serilerin zaman içerisindeki rastlantısal hareketlerinin kalıcı mı yoksa geçici mi olduğunu ortaya koymaktır. Bu bağlamda uygulanan testlerin sıfır hipotezi, serinin birim kök içerdiği yani durağan olmadığı yönündedir. Eğer test istatistiği, kritik değerlerin mutlak anlamda ötesine geçerse, sıfır hipotez reddedilerek serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır. Böylece, modelleme aşamasına yalnızca uygun dönüşüm düzeyine ulaştırılmış veriler dâhil edilir.

Uygulanan testler sonucunda, her bir serinin hem seviye hem de birinci fark düzeyleri değerlendirilmiş ve elde edilen bulgular, analizlerin istatistiksel tutarlılığını destekleyecek şekilde modele entegre edilmiştir. Bu sayede, kullanılan ekonometrik yöntemlerin varsayımlarına uygun bir zemin oluşturulmuş ve tahminlerin sağlıklı biçimde gerçekleştirilmesi sağlanmıştır.

2.2.2. Augmented Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Bu çalışmada serilerin durağanlık düzeylerinin tespiti amacıyla en yaygın kullanılan yöntemlerden biri, Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılmıştır. ADF testi, Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen klasik Dickey-Fuller testinin gecikme terimleriyle genişletilmiş halidir. Bu genişletme, seride yer alabilecek yüksek dereceden otokorelasyonların etkisini ortadan kaldırarak testin geçerliliğini artırmayı hedefler.

ADF testinde üç farklı model yapısı bulunmaktadır. Bu modeller, serinin sabit ve/veya trend içerip içermediği varsayımlarına göre şekillendirilmekte olup aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

Sabitsiz ve Trendsiz Model

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

olarak gösterilir. Bu modelde:

- y_t serinin t dönemindeki düzey değeri ve y_{t-1} serinin t döneminden bir önceki dönem düzey değeri yani gecikmeli bağımlı değişken olmak üzere, Δy_t , y_t serisinin birinci farkını, yani $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$,
- α_i gecikmeli fark terimlerinin katsayılarını,
- p , modeldeki gecikme uzunluğunu,
- ε_t , ortalama değeri sıfır ve sabit varyansa sahip hata terimini,
- γ , test edilen temel katsayıyı

göstermektedir. Burada γ katsayısı serinin durağan olup olmadığını belirler.

Sabitli ve Trendsiz Model

$$\Delta y_t = \beta_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

olarak gösterilir. Bu modelde β_0 , sabit terimdir. Bu terim serinin sıfır dışında bir ortalama etrafında dalgalandığını ifade eder. Diğer tüm gösterimler (1)'de verilen modelde açıklandığı gibidir.

Sabitli ve Trendli Model

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

olarak gösterilir. Bu modelde, t zaman değişkeni olmak üzere, β_1 deterministik trend bileşenini göstermektedir. Deterministik trend bileşeni zaman serisinin doğrusal bir eğilim gösterip göstermediğini test eder.

Diğer tüm gösterimler (1) ve (2)'de verilen modellerde açıklandığı gibidir.

Testin temel amacı, $H_0: \gamma = 0$ şeklinde ifade edilen birim kök varlığına dair sıfır hipotezinin sınanmasıdır. Bu hipotez, serinin durağan olmadığı varsayımına karşılık gelmektedir. Karşıt hipotez olan $H_1: \gamma < 0$ ise serinin durağan olduğunu öne sürer. Sıfır hipotezi reddedildiğinde, serinin birim kök içermediği, yani durağan olduğu sonucuna varılır. Serinin grafiksel görünümü incelenerek sabit veya trend içerip içermediği belirlenir. Gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bilgi Kriteri (SC) gibi bilgi kriterleri yardımıyla seçilir.

ADF testinin bu çalışmada kullanılmasının temel nedeni, yapısal kırılmalara duyarlılığı sınırlı olsa da kısa dönemli serilerde yüksek derecede güvenilir sonuçlar vermesi ve otokorelasyon sorunlarını istatistiksel olarak kontrol altına alabilmesidir. Böylelikle, analiz edilen ekonomik değişkenlerin zaman serisi özellikleri doğrulukla belirlenmiş ve ekonometrik modellemenin temelleri sağlam biçimde atılmıştır

2.2.3. Phillips Perron (PP) Birim Kök Testi

Phillips ve Perron (1988), zaman serisi analizlerinde sıklıkla karşılaşılan birim kök problemini ele almak için Dickey-Fuller yaklaşımını genişleten bir test geliştirmiştir. Bu test, Dickey-Fuller modelindeki hata terimindeki seri korelasyon ve değişen varyans gibi potansiyel sorunları, parametrik düzeltme gerektirmeden giderebilmektedir. Böylece model, ek gecikme terimleri kullanmaksızın, otokorelasyonun ve heteroskedastisitenin etkisini azaltan, daha esnek bir yapıya kavuşmuştur.

PP testinde kullanılan temel regresyon denklemi,

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta (t - T/2) + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

olarak gösterilir. Bu modelde

Δy_t , serinin birinci farkını, α sabit terimi (varsa), β_t yada $\beta (t - T/2)$ zaman trendini (modele dahil edilirse), y_{t-1} bir gecikmeli bağımlı değişkeni, ε_t hata terimini, γ birim kök parametresini göstermektedir. Bu tür modellerde hata teriminin ortalamasının sıfır olması benimsenmekte, bununla birlikte varyansın sabit kalmasına dair bir varsayım yapılmamaktadır. Bu durum, testin heteroskedastisiteye ve serisel korelasyona karşı daha esnek şekilde tasarlanmış olmasından kaynaklanmaktadır. Test için gerekli olan kritik değerler, DF ya da ADF testiyle aynı tablo değerlerinden alınırken, test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\hat{t}_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\hat{\gamma}_0}{\hat{f}_0} \right)^{-1/2} - \frac{T(\hat{f}_0 - \hat{\gamma}_0)S_{\hat{\alpha}}}{\hat{\alpha}\hat{f}_0^{1/2}s} \quad (6)$$

Bu modelde $S_{\hat{\alpha}}$ parametrenin tahmini standart hatasını, s regresyonun standart hatasını, T örneklem sayısını, $\hat{\gamma}_0$ hata teriminin tahmin edilen varyans bileşenini, \hat{f}_0 sıfır frekans-taki spektrumunun tahminini göstermektedir.

PP testi, γ katsayısının sıfıra eşit olup olmadığını sınavarak serinin durağanlığı hakkında bilgi sunar. Testin sıfır hipotezi, $H_0: \gamma = 0$ serinin birim kök içerdiğini, yani durağan olmadığını ifade eder. Alternatif hipotez, $H_1: \gamma < 0$ ise serinin durağan olduğunu belirtir. Elde edilen test istatistiği, Phillips ve Perron'un belirlediği kritik değerlerle karşılaştırılır. Test istatistiği mutlak değer olarak kritik değerden büyükse, sıfır hipotezi reddedilir ve serinin durağan olduğu sonucuna varılır.

Bu çalışmada, tüm değişkenlerin hem seviye hem de birinci fark düzeylerinde PP birim kök testi uygulanmıştır. Böylece, analizde kullanılacak serilerin uygun durağanlık seviyeleri tespit edilmiş ve modelleme aşamasında bu özellikler dikkate alınmıştır. Testin uygulanmasında, hata terimlerinin otokorelasyon ve heteroskedastisite içerebileceği varsayımıyla standart hatalar uygun şekilde düzeltilmiş, bu sayede daha sağlam sonuçlara ulaşılmıştır.

2.2.4. Yapısal Kırılma Analizi: Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi

Tüketici güven endeksi serisindeki yapısal kırılmaları belirlemek için, Bai ve Perron (2003) tarafından geliştirilen Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi kullanılmıştır. Literatürde yaygın olarak kullanılan ve birden fazla yapısal kırılmaya izin veren bu test ile belirlenen yapısal kırılma dönemlerinin modele dahil edilmesi amaçlanmıştır.

Bai-Perron Yapısal Kırılmalı Testi, zaman serilerindeki yapısal kırılmaları dikkate alarak daha güvenilir sonuçlar elde edilmesini sağlar. Geleneksel birim kök testlerinin yapısal kırılmaları göz ardı ettiği durumlarda, bu test kırılma noktalarına odaklanır ve bu kırılmaların serinin dinamiklerinde yarattığı değişimlerin göz önünde bulundurulmasına olanak tanır.

Bu testin temel modeli,

$$y_t = \delta + \beta_t + \sum_{k=1}^K \gamma_k KD_{t,k} + \varepsilon_t \quad (7)$$

olarak gösterilir. Bu modelde y_t , t anındaki gözlem değerini temsil ederken, δ sabit terimi, β_t zaman trendini ve ε_t hata terimini ifade eder. Yapısal kırılmaların belirlenmesinde kullanılan $KD_{t,k}$ gösterimi, her bir kırılma noktasına karşılık gelen kukla değişkenini temsil eder. Bu değişkenler, serideki kırılma noktalarını modele dahil eder. Kırılma katsayıları γ_k ile gösterilmiştir ve bu katsayılar her bir yapısal kırılmanın etkisini belirtir.

Yapısal kırılmaların belirlenmesinde kullanılan kukla değişkenleri, zaman serisinde belirli bir kırılma noktasının etkisini gösterir. Kırılma noktası T_k için tanımlanan kukla değişkeni $KD_{t,k}$, aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$KD_{t,k} = \begin{cases} 1, & \text{eğer } t \geq T_k \\ 0, & \text{eğer } t < T_k \end{cases} \quad (8)$$

Bai-Perron testinin hipotezleri şu şekilde kurulmuştur: Sıfır hipotez (H_0) modelde yapısal kırılma olmadığını ve regresyon katsayılarının tüm gözlemler boyunca sabit kaldığını belirtirken; alternatif hipotez (H_1) ise modelde en az bir yapısal kırılmanın bulunduğunu ve regresyon katsayılarının belirli kırılma noktalarında değiştiğini ifade eder.

Testin en önemli avantajı, AIC ve SC gibi bilgi kriterleri kullanılarak kırılma noktalarının sayısını optimal biçimde belirleyebilmesidir.

Kırılma Noktalarının Tahmini

Bai-Perron testi, toplam T gözlem süresini $m+1$ rejime bölerek, m adet bilinmeyen yapısal kırılma noktasını (T_1, \dots, T_m) , aşağıdaki şekilde tahmin eder:

$$0 = T_0 < T_1 < T_2 < \dots < T_m < T_{m+1} = T \quad (9)$$

Her bir rejim için aşağıdaki regresyon modeli kurulmuştur:

$$y_t = x_t' \beta_j + \varepsilon_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad j = 1, \dots, m+1 \quad (10)$$

Amaç, tüm m kırılma noktalarını ve parametre vektörlerini tahmin ederek toplam hata kareleri toplamını minimize etmektir:

$$S(T_1, \dots, T_m) = \sum_{j=1}^{m+1} \min_{\beta_j} \sum_{t=T_{j-1}+1}^{T_j} (y_t - x_t' \beta_j)^2 \quad (11)$$

Buradaki $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$, toplam hata karelerinin toplamını minimize eden tahmini kırılma noktalarını göstermektedir, S fonksiyonun global minimumunu sağlar:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg_{T_1, \dots, T_m} \min S(T_1, \dots, T_m) \quad (12)$$

Bu optimizasyon problemi yüksek boyutludur ve doğrudan çözümü oldukça karmaşıktır. Bu nedenle Bai ve Perron (2003), dinamik programlama ve ardışık bölümlenme (sequential partitioning) algoritmaları gibi hesaplama açısından verimli yöntemler önermiştir. Bu algoritmalar, kırılma noktalarının sayısını ve konumlarını hızlı bir şekilde belirleyerek araştırmacıya önemli ölçüde zaman kazandırmaktadır. Ayrıca uygulamada, her bir rejimin belirli bir minimum uzunluğa sahip olması sağlanarak (örneğin toplam örnek büyüklüğünün belli bir yüzdesi kadar gözlem sayısının her rejime düşmesi koşulu), istatistiksel güvenilirlik artırılmaktadır.

Sonuç olarak, Bai-Perron testi, geleneksel birim kök testlerinden farklı olarak, zaman serilerindeki yapısal kırılmaları dikkate alır. Bu yöntem sayesinde, serideki yapısal değişimlerin yaratabileceği yanıltıcı sonuçların önüne geçilmekte ve ekonomik zaman serilerinde özellikle kriz, reform, politika değişimi gibi dönemlerde daha güvenilir ve tutarlı analizler sunmaktadır.

2.2.5. Doğrusal ARDL Modeli

Çalışmada, Ekonomi Güven Endeksi'nin alt bileşenleri arasında yer alan Tüketici Güven Endeksi ile sektörel güven göstergeleri olarak değerlendirilen reel kesim, inşaat, perakende ticaret ve hizmet sektörlerine ait güven endeksleri arasındaki ilişki hem uzun hem de kısa vadeli dinamikler çerçevesinde incelenmektedir. Analiz kapsamında, söz konusu endeksler arasındaki ilişkilerin doğrusal (simetrik) özelliklerinin ortaya konulması amaçlanmıştır. Bu hedef doğrultusunda, simetrik etkilerin varlığını esas alan doğrusal ARDL modeli tercih edilmiştir. ARDL modelinin seçiminde, modelin farklı düzeyde durağanlık gösteren serilerle çalışabilme esnekliği ve özellikle küçük örneklem büyüklüğünde dahi güvenilir tahminler sağlayabilmesi gibi avantajları etkili olmuştur.

ARDL yönteminin sağlıklı bir şekilde uygulanabilmesi için, öncelikle modelde yer alan değişkenlerin durağanlık derecelerinin dikkatle incelenmesi gerekmektedir. Bu kapsamda, bağımlı değişkenin birim kök testleri sonucunda genellikle birinci farkında durağan $I(1)$ olması aranır. Bağımsız değişkenlerin ise ya düzeyde durağan $I(0)$ ya da birinci farkında durağan $I(1)$ olmaları kabul edilebilir. Ancak, analizde ikinci dereceden durağanlık gösteren $I(2)$ herhangi bir değişkenin bulunması durumunda, ARDL sınır testi sonuçlarının güvenilirliği tehlikeye girer ve model geçerliliği sorgulanır (Pesaran, Shin ve Smith, 2001). Bu nedenle, değişkenlerin durağanlık seviyeleri titizlikle tespit edilmeli ve bu temel koşul sağlandıktan sonra ARDL uygulamasına geçilmelidir.

Bu aşamanın ardından, Pesaran v.d. (2001) tarafından geliştirilen Bounds (eşbütünleşme) testi uygulanarak değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Sonraki adımda, uzun ve kısa dönemli modelleri ve hata düzeltme terimini tahmin etmek için ARDL sınır testi uygulanmıştır. Doğrusal ARDL modeli, bağımsız değişkenlerdeki pozitif ve negatif değişimlerin bağımlı değişken üzerindeki etkilerini birbirinden ayırt etmeksizin, aynı (simetrik) şekilde gerçekleştirdiğini varsayar. Bu nedenle, model pozitif ve

negatif yönlü değişimlerin farklı etkilerini ortaya koymakta yetersizdir ve yalnızca simetrik etkilere odaklanır. Dolayısıyla, model sadece simetrik etkileri yakalayabilir ve değişkenlerin ani ya da farklı yönlü tepkilerini açıklamada sınırlıdır. Bu nedenle, doğrusal ARDL modeli hem genel ilişkiyi belirlemek hem de asimetrik modellerle karşılaştırmalı analiz için başlangıç noktası olarak kullanılmıştır.

Eylül 2018 (*K201809*) ve Ekim 2021 (*K202110*) dönemlerine ait yapısal kırılma tarihlerini temsil eden kukla değişkenler, literatürde benimsenen yaklaşımla uyumlu biçimde sabit regresörler (fixed regressor) olarak ARDL/NARDL modeline eklenmiştir. Bu kapsamda, söz konusu kukla değişkenlerin gecikmeli değerleri modele dâhil edilmemiştir (Özcan, 2017; Karamelikli, 2016)).

logtuketici bağımlı değişken ve logimalat_t, loghizmet_t, logticaret_t, loginsaatt_t bağımsız değişkenler kullanılarak, modeller standart ARDL çerçevesinde kurulmuştur. Modelin simetrik fonksiyonel form yapısı,

Model 1

$$\text{logtuketici} = f(\text{logimalat}_t, K201809_t, K202110_t) \quad (13)$$

Model 2

$$\text{logtuketici} = f(\text{logticaret}_t, K201809_t, K202110_t) \quad (14)$$

Model 3

$$\text{logtuketici} = f(\text{loghizmet}_t, K201809_t, K202110_t) \quad (15)$$

Model 4

$$\text{logtuketici} = f(\text{loginsaatt}_t, K201809_t, K202110_t) \quad (16)$$

şeklindedir. Kullanılan modellerin ARDL'ye göre uyarlanmış biçimleri, yani (13)-(16)'de verilen Model 1, 2, 3 ve 4 için oluşturulan ARDL model denklemleri sırasıyla,

Model 1

$$\begin{aligned} \Delta \text{logtuketici}_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K201809 + \beta_2 \Delta K202110 + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta \text{logtuketici}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^1 \beta_4 \Delta \text{logimalat}_{t-i} + \beta_5 \text{logtuketici}_{t-1} + \beta_6 \text{logimalat}_{t-1} + \beta_7 K201809_{t-1} + \\ & \beta_8 K202110_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (17)$$

Model 2

$$\begin{aligned} \Delta \text{logtuketici}_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K201809 + \beta_2 \Delta K202110 + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta \text{logtuketici}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^1 \beta_4 \Delta \text{logticaret}_{t-i} + \beta_5 \text{logtuketici}_{t-1} + \beta_6 \text{logticaret}_{t-1} + \beta_7 K201809_{t-1} + \\ & \beta_8 K202110_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (18)$$

Model 3

$$\begin{aligned} \Delta \log t u k e t i c i_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K 201809 + \beta_2 \Delta K 202110 + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta \log t u k e t i c i_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^l \beta_4 \Delta \log h i z m e t_{t-i} + \beta_5 \log t u k e t i c i_{t-1} + \beta_6 \log h i z m e t_{t-1} + \beta_7 K 201809_{t-1} + \\ & \beta_8 K 202110_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (19)$$

Model 4

$$\begin{aligned} \Delta \log t u k e t i c i_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K 201809 + \beta_2 \Delta K 202110 + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta \log t u k e t i c i_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^l \beta_4 \Delta \log i n s a a t_{t-i} + \beta_5 \log t u k e t i c i_{t-1} + \beta_6 \log i n s a a t_{t-1} + \beta_7 K 201809_{t-1} + \\ & \beta_8 K 202110_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (20)$$

olarak ifade edilir. (17)-(20) denklemlerinde, Δ fark operatörü, β_0 sabit terim, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ kısa dönem ve $\beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8$ uzun dönem katsayıları, ε_t hata terimi ve k ile l optimal gecikme uzunluklarını ifade etmektedir. Bu denklemlerde test edilecek hipotez

$$H_0 : \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0 \quad (21)$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0 \quad (i = 5, 6, 7, 8) \quad (22)$$

olarak ifade edilir, denklem 21'de katsayıların tamamının anlamsız olduğunu dolayısıyla uzun dönemli bir ilişkinin veya eşbütünleşmenin yokluğunu gösteren sıfır hipotezi yer alırken, denklem 22'de katsayılardan en az birinin anlamlı olduğunu dolayısıyla uzun dönemli bir ilişkinin veya eşbütünleşmenin olduğunu gösteren alternatif hipotez yer almaktadır. Değişkenler arasındaki kısa dönem dinamiklerinin incelenmesinde ise ARDL modelinin hata düzeltme teriminin bir dönem gecikmeli değeri kullanılmaktadır. e_{t-1} uzun döneme uyumu göstermek üzere, (13)-(16)'de verilen Model 1, 2, 3 ve 4 için oluşturulan hata düzeltme modeli denklemleri sırasıyla,

Model 1

$$\begin{aligned} \Delta \log t u k e t i c i_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K 201809 + \beta_2 \Delta K 202110 + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta \log t u k e t i c i_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^l \beta_4 \Delta \log i m a l a t_{t-i} + \beta_5 e_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (23)$$

Model 2

$$\begin{aligned} \Delta \log t u k e t i c i_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K 201809 + \beta_2 \Delta K 202110 + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta \log t u k e t i c i_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^l \beta_4 \Delta \log t i c a r e t_{t-i} + \beta_5 e_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (24)$$

Model 3

$$\begin{aligned} \Delta \log t u k e t i c i_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K 201809 + \beta_2 \Delta K 202110 + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta \log t u k e t i c i_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^l \beta_4 \Delta \log h i z m e t_{t-i} + \beta_5 e_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (25)$$

Model 4

$$\Delta \log tüketicici_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta K201809 + \beta_2 \Delta K202110 + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta \log tüketicici_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_4 \Delta \log insaat_{t-i} + \beta_5 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

olarak ifade edilir. (23)-(26) denklemlerinde e_{t-1} hata düzeltme terimi olarak bilinir, hata düzeltme terimine ait β_5 katsayısının işaretinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenmektedir. Bu durum modelde kısa dönemde yaşanan şokların uzun dönemde dengeye geleceğini gösterir, aksi durumda dengeye gelemeyeceğini gösterir.

Uygun ARDL modelinin belirlenmesinde sınır testinin ilk aşamasında durağan serilerde AIC ve SC'ye göre uygun gecikme uzunluğu belirlenir. Sınır testi sonuçlarına bakıldığında ARDL için F istatistiğine bakılır. F-Bounds test istatistik değerleri, Peseran v.d.(2001) aracılığı ile hesaplanan alt ve üst sınır kritik değerlerine bakılarak karşılaştırılır. Bulunan F istatistiği, alt ve üst kritik değerlerin üzerinde ise ilgili seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına, alt limit değerinin altında kalır ise uzun dönemli ilişkinin yokluğuna karar verilmektedir. Eğer bulunan test istatistiği Peseran v.d.(2001)'de verilen üst sınırdaki kritik değerden daha küçük alt sınır değerinden de büyükse kararsız bölgede kalır. Kararsız bölgede kalması durumunda eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığına ilişkin karar hata düzeltme terimine bakılarak verilir (Kremers vd. 1992; Banerjee vd. 1998; Tursoy ve Faisal 2018).

2.2.6. Doğrusal Olmayan ARDL (NARDL) Modeli

Asimetrik etki, değişkendeki pozitif ve negatif yönlü değişimlerin bağımlı değişken üzerinde eşit olmayan veya farklı büyüklükte etkiler oluşturması durumunu ifade eder. Bu kavram, ekonomik göstergeler ve piyasa davranışları gibi alanlarda önemli olup, değişkenlerin farklı yönlerdeki etkilerinin eşit kabul edilemeyeceğini ortaya koyar.

Bu bağlamda, Shin v.d. (2014) tarafından geliştirilen NARDL modeli, değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli asimetrik ilişkilerin kapsamlı bir biçimde incelenmesine olanak tanımaktadır. Bu yöntem, açıklayıcı değişkenlerdeki pozitif ve negatif yönlü değişimlerin bağımlı değişken üzerindeki etkilerini ayrı ayrı analiz edebilme kapasitesi sayesinde, simetrik modellerin yakalayamadığı dinamikleri ortaya koyar. Geleneksel doğrusal ARDL modellerinin aksine, NARDL modeli ekonometrik analizlerde asimetrik tepki işleyişini yakalamakta etkin bir araç olarak öne çıkar. Özellikle ekonomik göstergelerin, piyasa davranışlarının ve tüketici tepkilerinin pozitif ve negatif yönlerde farklı

şekillerde etki gösterdiği durumlarda bu modelin kullanımı büyük önem taşır. Bu nedenle, araştırmamızda değişkenler arasındaki ilişkilerin daha gerçekçi ve detaylı bir şekilde modellenebilmesi amacıyla NARDL yaklaşımı tercih edilmiştir. Bu sayede, hem uzun hem de kısa dönemdeki asimetrik etkiler ayrıntılı biçimde değerlendirilerek, politika yapıcılar ve araştırmacılar için daha güvenilir sonuçlar elde edilmesi mümkün kılınmıştır.

Ayrıca, çalışmada simetrik ve asimetrik modeller karşılaştırmalı olarak kullanılarak değişkenler arasındaki hem genel hem de bağımsız değişkenlerdeki şokların pozitif ve negatif olarak ayrıştırılmasıyla bağımlı değişkene olan etkileri birlikte analiz edilmiştir.

NARDL modelini oluşturmak amacıyla, açıklayıcı değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenleri ayrı ayrı ele alınarak aşağıdaki asimetrik fonksiyonel yapılar tanımlanmıştır:

Model 1

$$\text{logtuketici}_t = f(\text{logimalat}_t^+, \text{logimalat}_t^-) \quad (27)$$

Model 2

$$\text{logtuketici}_t = f(\text{logticaret}_t^+, \text{logticaret}_t^-) \quad (28)$$

Model 3

$$\text{logtuketici}_t = f(\text{loghizmet}_t^+, \text{loghizmet}_t^-) \quad (29)$$

Model 4

$$\text{logtuketici}_t = f(\text{loginsaat}_t^+, \text{loginsaat}_t^-) \quad (30)$$

Kullanılan modellerin NARDL'ye göre uyarlanmış biçimi yani (27)-(30)'da verilen Model 1, 2, 3 ve 4 için oluşturulan denklemler sırasıyla,

Model 1

$$\text{logtuketici}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{logimalat}_t^+ + \beta_2 \text{logimalat}_t^- + \mu_t \quad (31)$$

Model 2

$$\text{logtuketici}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{logticaret}_t^+ + \beta_2 \text{logticaret}_t^- + \mu_t \quad (32)$$

Model 3

$$\text{logtuketici}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{loghizmet}_t^+ + \beta_2 \text{loghizmet}_t^- + \mu_t \quad (33)$$

Model 4

$$\text{logtuketici}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{loginsaat}_t^+ + \beta_2 \text{loginsaat}_t^- + \mu_t \quad (34)$$

Şeklinde ifade edilmiştir.

(27)-(30)'da verilen modeldeki veriler Model 1, 2, 3, 4'te kullanılan $\log \dots_t^{\pm}$ ifadeleri,

Model 1

$$\begin{aligned} \logimalat_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta \logimalat_i^+ = \sum_{i=1}^t \max (\Delta \logimalat_i, 0) \\ \logimalat_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta \logimalat_i^- = \sum_{i=1}^t \min (\Delta \logimalat_i, 0) \end{aligned} \quad (35)$$

Model 2

$$\begin{aligned} \logticaret_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta \logticaret_i^+ = \sum_{i=1}^t \max (\Delta \logticaret_i, 0) \\ \logticaret_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta \logticaret_i^- = \sum_{i=1}^t \min (\Delta \logticaret_i, 0) \end{aligned} \quad (36)$$

Model 3

$$\begin{aligned} \loghizmet_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta \loghizmet_i^+ = \sum_{i=1}^t \max (\Delta \loghizmet_i, 0) \\ \loghizmet_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta \loghizmet_i^- = \sum_{i=1}^t \min (\Delta \loghizmet_i, 0) \end{aligned} \quad (37)$$

Model 4

$$\begin{aligned} \loginsaat_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta \loginsaat_i^+ = \sum_{i=1}^t \max (\Delta \loginsaat_i, 0) \\ \loginsaat_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta \loginsaat_i^- = \sum_{i=1}^t \min (\Delta \loginsaat_i, 0) \end{aligned} \quad (38)$$

olarak ayrıştırılabilir.

Çalışmada imalat, ticaret, hizmet, inşaat sektörü güven endekslerinin, tüketici güven endeksi üzerindeki etkisi, Shin vd. (2014) tarafından üretilmiş olan ve Pesaran vd. (2001) aracılığı ile geliştirilen ve (31)-(34)'te verilenlere karşılık gelen spesifikasyonlara dayalı olarak tahmin edilecek NARDL modelleri sırasıyla,

Model 1

$$\begin{aligned} \Delta \logtuketici_t &= \beta_0 + \beta_1 \Delta K201809 + \beta_2 \Delta K202110 + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \logtuketici_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^l \beta_{4i} \Delta \logimalat_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^m \beta_{5i} \Delta \logimalat_{t-i}^- + \alpha_1 \logtuketici_{t-1} + \alpha_2 \logimalat_{t-1}^+ + \\ &\alpha_3 \logimalat_{t-1}^- + \alpha_4 K201809_{t-1} + \alpha_5 K202110_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (39)$$

Model 2

$$\begin{aligned} \Delta \logtuketici_t &= \beta_0 + \beta_1 \Delta K201809 + \beta_2 \Delta K202110 + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \logtuketici_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta \logticaret_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^o \beta_{5i} \Delta \logticaret_{t-i}^- + \alpha_1 \logtuketici_{t-1} + \alpha_2 \logticaret_{t-1}^+ + \\ &\alpha_3 \logticaret_{t-1}^- + \alpha_4 K201809_{t-1} + \alpha_5 K202110_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (40)$$

Model 3

$$\begin{aligned} \Delta \logtuketici_t &= \beta_0 + \beta_1 \Delta K201809 + \beta_2 \Delta K202110 + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \logtuketici_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^p \beta_{4i} \Delta \loghizmet_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^r \beta_{5i} \Delta \loghizmet_{t-i}^- + \alpha_1 \logtuketici_{t-1} + \\ &\alpha_2 \loghizmet_{t-1}^+ + \alpha_3 \loghizmet_{t-1}^- + \alpha_4 K201809_{t-1} + \alpha_5 K202110_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (41)$$

Model 4

$$\begin{aligned} \Delta \log t u k e t i c i_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K 2 0 1 8 0 9 + \beta_2 \Delta K 2 0 2 1 1 0 + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \log t u k e t i c i_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^s \beta_{4i} \Delta \log i n s a a t_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^t \beta_{5i} \Delta \log i n s a a t_{t-i}^- + \alpha_1 \log t u k e t i c i_{t-1} + \alpha_2 \log i n s a a t_{t-1}^+ + \\ & \alpha_3 \log i n s a a t_{t-1}^- + \alpha_4 K 2 0 1 8 0 9_{t-1} + \alpha_5 K 2 0 2 1 1 0_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (42)$$

olarak ifade edilir. Burada, Δ fark operatörünü, β_0 sabit terimi, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ kısa dönem ve $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ uzun dönem katsayıları, $k, l, m, n, o, p, r, s, t$ optimal gecikme uzunluklarını ve μ_t hata terimini ifade etmektedir. (39)-(42) denklemlerinde, bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerindeki kısa dönem etkilerini Δ ile başlayan değişkenler gösterirken; uzun dönem etkisi ise düzey değişkenlerin 1 gecikmeli değerleri ile modele dahil edilmiştir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı,

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0 \quad (43)$$

hipotezinin test edilmesiyle belirlenmektedir. Bu hipotez değişkenlerin gecikmeli düzey katsayılarının topluca sifıra eşit olduğu şeklinde kurulan hipotezdir. Doğrusal ARDL modelinde olduğu gibi, hipotezlere ilişkin hesaplanan F istatistikleri, Pesaran vd. (2001)'nin tablodaki alt ve üst kritik değerleriyle karşılaştırılarak uzun dönem ilişki hakkında karar verilmektedir. Değişkenler arasındaki kısa dönem dinamiklerinin incelenmesinde ise NARDL modelinin hata düzeltme teriminin bir dönem gecikmeli değeri kullanılmaktadır. ECT_{t-1} uzun döneme uyumu göstermek üzere (35)-(38)'de verilen model 1, 2, 3 ve 4 için oluşturulan hata düzeltme modeli denklemleri sırasıyla aşağıda sunulmaktadır:

Model 1

$$\begin{aligned} \Delta \log t u k e t i c i_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K 2 0 1 8 0 9 + \beta_2 \Delta K 2 0 2 1 1 0 + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \log t u k e t i c i_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^l \beta_{4i} \Delta \log i m a l a t_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^m \beta_{5i} \Delta \log i m a l a t_{t-i}^- + \beta_6 ECT_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (44)$$

Model 2

$$\begin{aligned} \Delta \log t u k e t i c i_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K 2 0 1 8 0 9 + \beta_2 \Delta K 2 0 2 1 1 0 + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \log t u k e t i c i_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta \log t i c a r e t_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^o \beta_{5i} \Delta \log t i c a r e t_{t-i}^- + \beta_6 ECT_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (45)$$

Model 3

$$\begin{aligned} \Delta \log t u k e t i c i_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K 2 0 1 8 0 9 + \beta_2 \Delta K 2 0 2 1 1 0 + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \log t u k e t i c i_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \beta_{4i} \Delta \log h i z m e t_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^r \beta_{5i} \Delta \log h i z m e t_{t-i}^- + \beta_6 ECT_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (46)$$

Model 4

$$\begin{aligned} \Delta \log t u k e t i c i_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta K 2 0 1 8 0 9 + \beta_2 \Delta K 2 0 2 1 1 0 + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \log t u k e t i c i_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^s \beta_{4i} \Delta \log i n s a a t_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^t \beta_{5i} \Delta \log i n s a a t_{t-i}^- + \beta_6 ECT_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (47)$$

(44)-(47) denklemlerinde bulunan ECT_{t-1} hata düzeltme terimi olarak bilinir, hata düzeltme terimine ait β_6 katsayısının işaretinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenmektedir. Bu durum modelde kısa dönemde yaşanan şokların uzun dönemde dengeye geleceğini gösterir, aksi durum dengeye gelemeyeceğini gösterir. Wald testi kullanılarak uzun ve kısa dönem asimetrik ilişkilerin var olup olmadığı belirlenecektir. Bu testte uzun ve kısa dönem için sıfır hipotezleri ile alternatif hipotezler sırasıyla,

$$H_0: -\frac{\alpha_2}{\alpha_1} = -\frac{\alpha_3}{\alpha_1} \quad (48)$$

$$H_1: -\frac{\alpha_2}{\alpha_1} \neq -\frac{\alpha_3}{\alpha_1}$$

$$H_0: \sum_{i=0}^b \beta_{4i} = \sum_{i=0}^c \beta_{5i}$$

$$H_1: \sum_{i=0}^b \beta_{4i} \neq \sum_{i=0}^c \beta_{5i} \quad (49)$$

olarak gösterilebilir.

Analizde yer alan değişkenlerin durağanlık testleri ile ARDL ve NARDL sınır testinin sonuçları sonraki bölümde verilen tablolarda sırasıyla yer almaktadır. Son olarak da tahmin edilen modele ilişkin bazı tanısal testler yapılmıştır. Bulgular kısmında tüm değerlendirmeler daha detaylı ele alınmıştır.

3. BÖLÜM: BULGULAR

Çalışmada, 2011:01–2024:01 dönemine ait veriler kullanılarak tüketici güven endeksi ile sektörel güven endeksleri arasındaki kısa ve uzun vadeli ilişkiler doğrusal ARDL ve doğrusal olmayan ARDL (NARDL) modeller aracılığıyla analiz edilmiştir. Modelleme sürecinde kullanılan ARDL yaklaşımının temel koşullarından biri, modelde yer alan değişkenlerin düzeyde ya da birinci dereceden durağan olmalarıdır. Bu bağlamda, ikinci dereceden durağan olan serilerin modele dahil edilmemesi gerektiğinden, öncelikle tüm değişkenlerin durağanlık düzeyleri belirlenmiştir. Değişkenlerin birim kök içerip içermediği, Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen ADF testi ile Phillips ve Perron (1988) tarafından önerilen PP testi aracılığıyla test edilmiştir. Yapılan analizler sonucunda, tüketici güven endeksinin birinci farkı alındığında durağan hale geldiği gözlemlenmiş; bu doğrultuda söz konusu seride yapısal bir kırılmanın bulunup bulunmadığı ve varsa bu kırılmaların hangi dönemlerde gerçekleştiği, Bai-Perron (2003) çoklu yapısal kırılma testi ile detaylı olarak incelenmiş ve bulgular Tablo 3’te sunulmuştur. Durağanlık analizlerinin ardından, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi test etmek amacıyla ARDL ve NARDL sınır testleri uygulanmış; devamında ise tahmin edilen modelin geçerliliğini değerlendirmek üzere çeşitli tanısal testler gerçekleştirilmiştir.

3.1. Birim Kök Testi Analizi Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP	
	Düzyey	1. Fark	Düzyey	1. Fark
logtuketici	-2.0701	-13.0479***	-1.7733	-14.5914***
logimalat	-5.1419***	-	-5.0061***	-
logticaret	-4.8101***	-	-4.7306***	-
loghizmet	-3.8167***	-	-3.6161***	-
loginsa	-3.4635**	-	-3.2587**	-

*Not: *** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezlerinin reddini ifade eder. H_0 : Seri birim kök içermektedir (Seri durağan değildir). Sabitli model kullanılmıştır. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.*

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Doğrusal ARDL testinin uygulanabilmesi için ARDL modeli içerisinde kullanılan değişkenlerin tamamının, kendi seviyesinde veya birinci derecede durağan olmaları gerekmektedir. Bu durumda ikinci dereceden durağan olan bir değişken, model dışı bırakılır. Dolayısıyla modele dahil olan bütün değişkenlerin durağanlık derecelerine bakılmalıdır. Bunun için öncelikle değişkenlerin durağanlıkları ADF ve PP birim kök testleri kullanılarak test edilmiştir.

Tablo 2’de ADF ve PP testlerine göre bağımlı değişken olan tüketici güven endeksi her iki test sonucunda da birinci farkı alındığında durağan hale gelmektedir. Tablo 2’de kullanılan ADF ve PP birim kök testleri sonuçlarına göre, bağımlı değişken olan tüketici güven endeksi birinci farkı alındığında yani $I(1)$ düzeyinde durağan hale gelirken, bağımsız değişken olan sektörlere ait güven endeksleri ise kendi seviyelerinde yani $I(0)$ düzeyinde durağanlık göstermektedir. Bu durum serilerimizin ARDL modeli kullanılabilmesi için gerekli şartları sağladığını gösterir.

ARDL testine geçmeden önce serilerde yapısal kırılmalar olması halinde, bu kırılmaların modele dahil edilmesi yapılan testlerin güvenilirliği açısından önemlidir. Perron, yapısal kırılmaların birim kök testlerine ve zaman serisi modellerine etkilerini incelemiş ve bu kırılmaların dikkate alınmaması durumunda yanlış sonuçlar elde edilebileceğini belirtmiştir (Perron, 1989). Bunun yanı sıra literatürde çok yaygın kullanılan Bai ve Perron’un çoklu yapısal kırılma testi de bu tür kırılmaların modelde nasıl ele alınması gerektiğini açıklar (Bai, 2003). Yapısal kırılmalar modele dahil edilmediği takdirde yapılan testin güvenilirliğini etkilemektedir. Bu nedenle birim kök testlerinin uygulanmasından sonra yapısal kırılma tarihlerinin belirlenmesi için Bai-Perron yapısal kırılma testi uygulanmıştır.

3.2. Yapısal Kırılma Analizi Sonuçları

Literatüre bakıldığında ekonomik göstergeler üzerine yapılan birçok çalışmada araştırmacılar yalnızca bağımlı değişkenlerdeki yapısal kırılma tarihine odaklanırlar. Bu tür çalışmalarda yalnızca bağımlı değişken üzerinden belirlenen kırılma tarihlerinin modele kukla değişken olarak eklenmesi sık görülen bir yaklaşımdır. Perron (1989), makalesinde bağımlı değişken olarak modelde belirlediği nominal GSYİH’nin (Gayri Safi Yurtiçi Hasıla) ilgili dönemlerdeki değişimini yapısal kırılma testleriyle inceleyip, belirlediği

1929 ve 1973 yıllarındaki kırılma tarihlerini kukla değişkeni ile modeline dahil edip nominal GSYİH'ye etkisini incelemiştir ve özellikle yapısal kırılma için incelediği serinin birim köklü olması yani birinci seviyede durağan olması durumunda daha anlamlı sonuçlar vereceğini belirtir.

Tüketici güven endeksinin birinci farkı alındığında durağanlaşması sonucunda tüketici güven endeksinde yapısal kırılma olup olmadığı, varsa hangi dönemlerde olduğu Tablo 3'te Bai-Perron (2003) Yapısal Kırılma Testi ile detaylı incelenmiştir.

Kırılma Değişkenleri: logtuketici

Kırılma Testi Seçenekleri

Düzeltilme	0.15
Maksimum Kırılma	5
Anlamlılık Düzeyi	0.05
Sıralı F istatistiği Tarafından Belirlenen Kırılma Sayısı	2

Kırılma Testi	F-istatistiği	Ölçeklendirilmiş F-istatistiği	Kritik Değerler**
0 vs. 1*	422.6953	422.6953	8.58
1 vs. 2*	33.21911	33.21911	10.13
2 vs. 3	10.50461	10.50461	11.14

Kırılma Tarihleri

Ardışık	Tekrar Parçalanma
2018M09	2018M09
2021M10	2021M10

Not: *, %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. **Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) kritik değerler. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 3: Bai-Perron Yapısal Kırılma Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 3'ten de görüldüğü üzere yapısal kırılma tarihinin ilk olarak 2018 yılının Eylül ayı, ikinci olarak 2021 yılının Ekim ayı olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca aşağıdaki alt bölümde verilen Grafik 2'de tüketici güven endeksinde ait bu yapısal kırılma dönemleri kırmızı çizgiler ile gösterilmiştir.

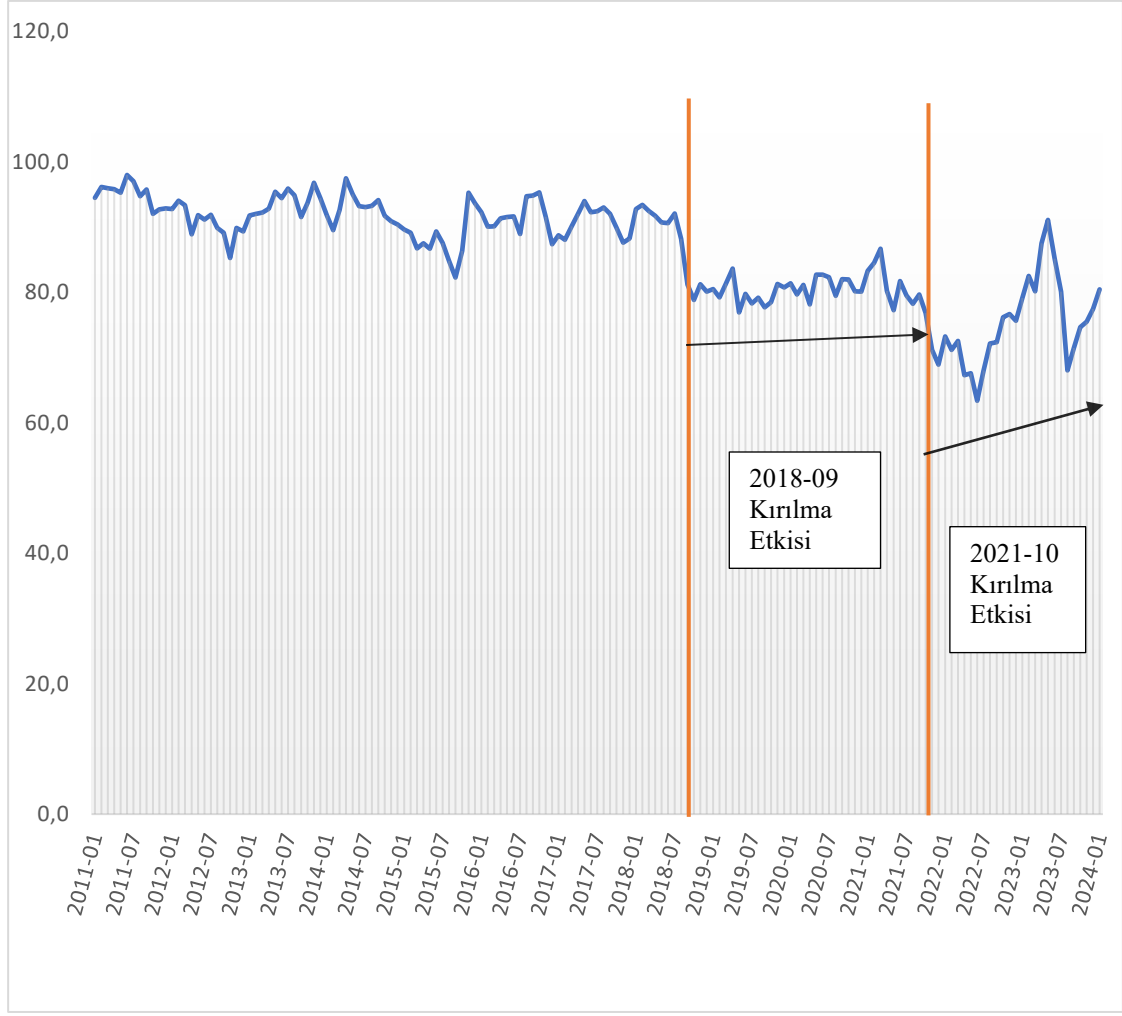
3.2.1. Yapısal Kırılmaların Ekonomik Temelleri

2018 yılı Eylül ayında Türkiye ekonomisinde yaşanan gelişmeler, tüketici güven endeksinde önemli bir yapısal kırılmaya yol açmıştır. Bu dönemde döviz kurlarındaki ani ve sert yükselişler, özellikle Türk lirasının Amerikan doları karşısında hızla değer kaybetmesi, makroekonomik dengeleri olumsuz yönde etkilemiştir. Söz konusu değer kaybı, büyük

ölçüde ABD ile yaşanan diplomatik gerilimler (özellikle Rahip Brunson krizinin yarattığı siyasi baskılar) ile ilişkilidir. Aynı zamanda Türkiye'nin yüksek dış borç stoku, kur artışlarının ekonomiye olan yansımalarını daha da şiddetlendirmiştir. Küresel ölçekte ise ABD Merkez Bankası'nın (FED) faiz oranlarını artırma politikası, gelişmekte olan piyasalardan sermaye çıkışlarına neden olmuş, bu da Türkiye gibi ekonomiler üzerinde ek baskı yaratmıştır. Tüm bu gelişmeler, finansal piyasalarda istikrarsızlığı tetiklemiş, reel sektörde daralma ve işsizlik gibi iktisadi göstergelerde bozulmalara yol açarak tüketici güveninde belirgin bir düşüşe neden olmuştur (Çelik & Aslan, 2019; IMF, 2018).

2021 yılı Ekim ayında gözlemlenen ikinci önemli yapısal kırılma ise, ekonomi politikalarındaki yön değişimiyle yakından ilişkilidir. Bu süreçte Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın faiz indirimine gitmesi, para politikasında belirsizliğe yol açmış ve finansal piyasalarda dalgalanmalara neden olmuştur. Düşen faiz oranları, döviz kurundaki oynaklığı artırırken, artan ithalat maliyetleriyle birlikte enflasyonist baskıları da ciddi şekilde yükseltmiştir. Aynı dönemde, küresel ekonomide COVID-19 salgınının ardından yaşanan toparlanma sürecinde ortaya çıkan tedarik zinciri sorunları, emtia ve enerji fiyatlarındaki artış gibi dışsal faktörler de Türkiye ekonomisi üzerinde ek yük oluşturmuştur. Bu gelişmeler, hane halkının ekonomik beklentilerini olumsuz etkileyerek tüketici güveninde kalıcı nitelikte bozulmalara yol açmıştır (Ertürk, 2022; OECD, 2021). Tüm bu unsurlar, endeks üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir kırılma yaratmış ve ekonomik karar alma süreçlerinde belirsizlik algısını derinleştirmiştir.

Analizin bir sonraki adımında ARDL sınır testinin uygulanması aşamasına geçilmiştir. Bunun için öncelikle Bai Perron Yapısal Kırılma Testi sonucunda tespit edilen yapısal kırılma tarihleri ile Eylül 2018 yılı için K201809 ve Ekim 2021 yılı için K202110 olmak üzere modelde gölge (kukla) değişken oluşturulmuştur. Bu gölge değişkenlerin modele dahil edilmesi, hem yapısal kırılmaların etkisinin kontrol altına alınmasını sağlamakta hem de ARDL ve NARDL modelleriyle yapılan analizlerde tanısallık testlerinin (Örneğin, ARCH Heteroskedasticity, Breusch-Godfrey LM otokorelasyon, CUSUM ve CUSUM SQ test istatistikleri) anlamlı sonuçlar üretmesine olanak tanımaktadır. Böylece kısa ve uzun dönemli ilişkilerin güvenilir bir şekilde değerlendirilmesi amaçlanmıştır. ARDL sınır testi uygulamasında gölge değişkenlerin dâhil edildiği modeller üzerinden ARDL ve NARDL testleri uygulanmıştır.



Grafik 2: Tüketici Güven Endeksi Serisindeki Yapısal Değişim Tarihleri

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

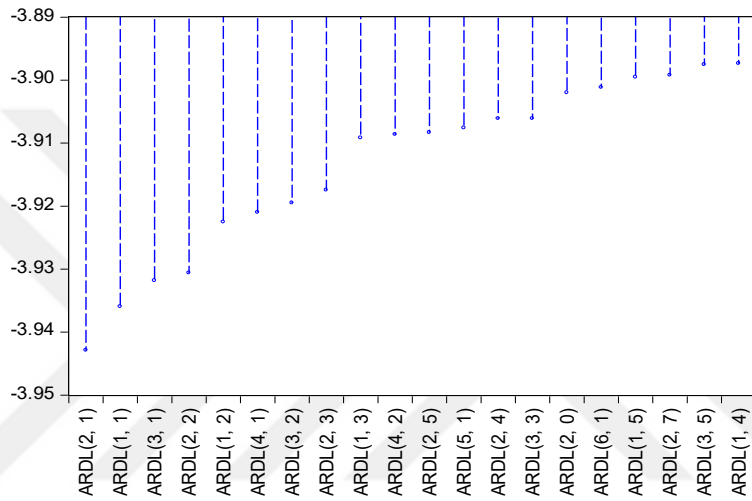
3.3. İmalat Sektörü ve Tüketici Güven Endeksleri: İlişki Analizi

3.3.1. ARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi

ARDL yöntemi için literatürdeki genel eğilim, aylık verilerde maksimum gecikme uzunluğunun 8 olarak belirlenmesi yönündedir; bu bağlamda, serilerimiz aylık veri olduğu için, söz konusu eğilim doğrultusunda maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak seçilmiştir. Bununla birlikte, gecikme uzunluğunun yüksek tutulmasının veri kaybına yol açabileceği de göz önünde bulundurulmuştur (Göksu, 2023). Uygun ARDL modelinin belirlenmesinde, AIC ve Breusch-Godfrey LM otokorelasyon testi dikkate alınarak değişkenlere ilişkin optimal gecikme uzunlukları tespit edilmiştir. Eylül 2018 (K201809) ve Ekim 2021

(K202110) dönemlerine ait yapısal kırılma tarihlerini temsil eden kukla değişkenler, modele sabit regresörler (fixed regressor) olarak dahil edilmiştir.

Şekil 1'te, AIC'ye göre en düşük değeri veren modelin seçimi doğrultusunda, 20 farklı modelin seçim grafiği sunulmaktadır. Buna göre logaritması alınmış tüketici güven endeksi (logtuketici), logaritması alınmış imalat sektör güven endeksi (logimalat) değişkenleri için AIC'nin en düşük olduğu optimal gecikme sayılarını temsil eden model ARDL (2, 1) olarak tespit edilmiştir. Bu modelde Breusch-Godfrey LM (χ^2_{BG}) testine göre otokorelasyon problemi olmadığına karar verilmiştir ($\chi^2_{BG} = 0.6219$ (0.5383)).



Şekil 1: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

Uygun modellerin belirlenmesini takiben sınır testi aracılığıyla değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır.

F-İstatistiği	k	Anlamlılık Seviyesi	Kritik Değerler	
			I(0)	I(1)
F= 8.5836***	1	10%	3.02	3.51
		5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58

f (logtuketici | logimalat)

Not: ***(0.01), **(0.05) ve *(0.10) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezlerinin reddini ifade eder. Eşbütünleşme testi için: H_0 : Eşbütünleşme yoktur. k: Bağımsız değişken sayısını ifade eder. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 4: ARDL (2, 1) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

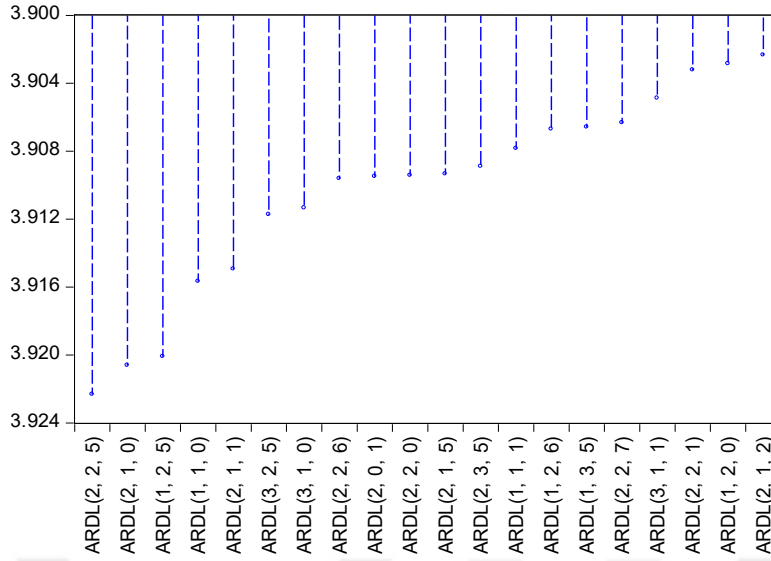
Sınır testi sonuçlarına bakıldığında ARDL (2, 1) modeli için F istatistiği 8.5836 olarak bulunmuştur. F-Bounds test istatistik değerleri, Peseran v.d. (2001) aracılığı ile ölçülen alt ve üst sınır kritik değeriyle karşılaştırılmıştır. Bu sonuca göre ölçülen test istatistiği Peseran v.d. (2001)'de verilen üst sınırdaki kritik değerden daha büyük çıktığı için %1 anlamlılık seviyesine göre eşbütünleşme olmadığını belirten H_0 hipotezi reddedilir. Bu durum uzun dönemde tüketici güven endeksi ile imalat sektör güven endeksi serilerinin simetrik olarak eşbütünleşik olduğunu gösterir.

Eğer modelde doğrusal olmayan, yani asimetrik bir ilişki mevcutsa, klasik simetrik ARDL yaklaşımı değişkenler arasındaki ilişkilerin yönünü ve büyüklüğünü tam olarak yansıtmayabilir. Bu nedenle, açıklayıcı değişkenlerdeki pozitif ve negatif yönlü değişimlerin farklı etkiler oluşturup oluşturmadığı analiz sürecinde dikkate alınmalıdır. Asimetrik bir yapı mevcutsa, artış ve azalışların etkileri farklı dinamikler ortaya çıkarabilir. Bu bağlamda, olası asimetrik ilişkilerin daha sağlıklı analiz edilebilmesi amacıyla, pozitif ve negatif şokları ayrı ayrı ele alan doğrusal olmayan ARDL (NARDL) modeli kullanılmış ve simetrik ARDL modeli ile karşılaştırılmıştır.

3.3.2. NARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi

Uygun NARDL modelinin belirlenmesinde, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Breusch Godfrey LM otokorelasyon testi kullanılarak değişkenlere ilişkin optimal gecikme uzunlukları tespit edilmiştir. Eylül 2018 (K201809) ve Ekim 2021 (K202110) dönemlerine ait yapısal kırılma tarihlerini temsil eden kukla değişkenler, modele sabit regresörler (fixed regressor) olarak dahil edilmiştir.

Şekil 2'de, AIC'ye göre en düşük değeri veren modelin seçimi doğrultusunda, 20 farklı modelin seçim grafiği sunulmaktadır. Buna göre logaritması alınmış tüketici güven endeksi (\log_{tuketici}), pozitif logaritması alınmış imalat sektör güven endeksi (\log_{imalat^+}), negatif logaritması alınmış imalat sektör güven endeksi (\log_{imalat^-}), değişkenleri için Akaike bilgi kriterinin en düşük olduğu optimal gecikme sayılarını temsil eden model NARDL (2, 2, 5) olarak tespit edilmiştir. Bu modelde Breusch-Godfrey LM (χ_{BG}^2) testine göre otokorelasyon problemi olmadığına karar verilmiştir ($\chi_{BG}^2 = 0.0209$ (0.9793)).



Şekil 2: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

Uygun modellerin belirlenmesini takiben sınır testi aracılığıyla değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır.

F-İstatistiği	k	Anlamlılık Seviyesi	Kritik Değerler	
			I(0)	I(1)
F= 7.6393***	2	10%	2.63	3.35
		5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5

$$f(\log tüketicici | \log imalat^+, \log imalat^-)$$

Not: ***(0.01), **(0.05) ve *(0.10) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezlerinin reddini ifade eder. Eşbütünleşme testi için: H_0 : Eşbütünleşme yoktur. k: Bağımsız değişken sayısını ifade eder. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 5: NARDL (2, 2, 5) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Çalışmada imalat sektörü güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerindeki etkisi NARDL model kullanılarak araştırılmıştır. Sınır testi sonucu NARDL (2, 2, 5) modeli için F istatistiği 7.6393 olarak bulunmuştur. Bu sonuca göre hesaplanan test istatistiği, Narayan, (2005)'de verilen asimptotik kritik değerlerin üst sınırındaki kritik değerden daha büyük çıktığı için %1 anlamlılık seviyesine göre eşbütünleşme olmadığını belirten

H_0 hipotezi reddedilir. Bu durum uzun dönemde tüketici güven endeksi ile imalat sektör güven endeksi serilerinin asimetric olarak eşbütünleşik olduğunu gösterir.

3.3.3. ARDL ve NARDL Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi

Uzun ve kısa dönem tahmin sonuçlarının anlamlılığına geçilmeden önce, NARDL modelinde bağımsız değişkenlerin pozitif ve negatif yönlü değişimlerinin uzun ve kısa dönemde asimetric etkiler oluşturup oluşturmadığını değerlendirmek için Wald testi uygulanmıştır. Bu kapsamda, imalat sektörü güven endeksine ilişkin değişkenin pozitif ve negatif bileşenlerinin kısa ve uzun dönemde eşit (simetric) olup olmadığı sınanmış, Tablo 6'da bu hipoteze ilişkin Wald testi sonuçlarına yer verilmiştir.

Wald Testi	
$W_{SR}^{logimalat}$	0.1288 (0.7202)
$W_{LR}^{logimalat}$	26.0394 (0.0000)***

Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Değişkenler için kullanılan W_{SR} ve W_{LR} simgeleri sırasıyla kısa ve uzun dönem Wald asimetric testine ilişkin F istatistiği sonuçlarını ve parantez içinde ise olasılık değerleri yer almaktadır. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 6: Wald Kısa ve Uzun Dönem Asimetric Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 6'da yer alan Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, kısa dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, imalat sektör güven endeksi değişkeni için reddedilmemektedir. Dolayısıyla örneklem periyodu kapsamında kısa dönemde imalat sektör güven endeksi değişkeninin tüketici güven endeksi üzerinde simetric etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Öte yandan uzun dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, imalat sektör güven endeksi değişkeni için reddedilmektedir. Dolayısıyla örneklem periyodu kapsamında uzun dönemde imalat sektör güven endeksi değişkeninin tüketici güven endeksi üzerinde asimetric etkilere sahip olduğunu göstermektedir.

Kısa Dönem	ARDL (2, 1)		NARDL (2, 2, 5)	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
$\Delta \log tüketicici_{t-1}$	0.1064	1.3262	0.1046	1.3071
$\Delta \log imalat_t$	0.1485	2.8903***		
$\Delta \log imalat_t^+$			0.5597	2.8026***
$\Delta \log imalat_{t-1}^+$			0.3890	2.0355**
$\Delta \log imalat_t^-$			0.0860	1.2967
$\Delta \log imalat_{t-1}^-$			0.1417	1.5247
$\Delta \log imalat_{t-2}^-$			0.3752	3.1083***
$\Delta \log imalat_{t-3}^-$			0.2772	2.5928**
$\Delta \log imalat_{t-4}^-$			0.2293	2.8471***
$\Delta K201809_t$	-0.0587	-1.7885*	-0.0386	-1.1426
$\Delta K202110_t$	-0.1440	-3.1083***	-0.1171	-2.5164**
Ecm_{t-1}	-0.3014	-4.9706***	-0.3306	-5.5406***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Δ kısa dönemi temsil etmektedir. + ve - sırasıyla pozitif ve negatif şokları ifade eder. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 7: ARDL ve NARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

ARDL modeli hata terimi katsayısı negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı olması beklenmektedir. Sonuca göre katsayı -0.30 ve %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Dolayısıyla kısa dönemle uzun dönem arasında yaşanan dengesizlik her ay %30 oranında giderilecektir. Bu durum uzun dönemde dengeye dönüş yaşanacağını göstermektedir. Hata düzeltme katsayısının yanı sıra imalat sektör güven endeksinin kısa dönem katsayı tahmini yer almaktadır. Kısa dönemde meydana gelen %1'lik bir artış, tüketici güven endeksinin yaklaşık %0.15 oranında artırmaktadır. Bu değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olduğu için bu değerlendirmenin tam tersi de doğrudur. Yani kısa dönemde meydana gelen %1'lik bir azalış, tüketici güven endeksinin yaklaşık %0.15 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç %1 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlıdır.

NARDL modeli hata düzeltme katsayısının işareti ise beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak % 1 önem seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Bu durum kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmaların uzun dönemde dengeye yaklaştığını ifade etmektedir. Kısa dönemde meydana gelen sapmaların %33'ünün bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaştığını göstermektedir. Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, kısa dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin

birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, imalat sektör güven endeksi için reddedilememektedir. Dolayısıyla kısa dönemde asimetric etki yerine simetric etkiler söz konusudur.

Kısa dönem sonuçları her iki analiz yöntemine göre değerlendirildiğinde, 2021 Ekim dönemine ait yapısal kırılma değişkeninin tüketici güveni üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğu görülmektedir. Bu etki, sırasıyla -0.1440 katsayısı % 1 önem seviyesinde ($t = -3.1083$) ve -0.1171 katsayısı % 5 önem seviyesinde ($t = -2.5164$) ifade edilmiştir. 2018 Eylül dönemine ait yapısal kırılma ise yalnızca ARDL yönteminde -0.0587 katsayısı %10 önem seviyesinde ($t = -1.7885$) anlamlı bulunurken, NARDL yönteminde -0.0386 katsayısı ($t = -1.1426$) ile anlamlılık göstermemiştir. Genel olarak kısa dönem bulguları, her iki analiz çerçevesinde de 2021 yılındaki yapısal kırılmanın tüketici güveni üzerinde daha güçlü ve kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Uzun Dönem	ARDL (2, 1)		NARDL (2, 2, 5)	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
$\log imalat_t$	-0.0422	-0.2885		
$\log imalat_t^+$			-0.3047	-1.0980
$\log imalat_t^-$			-0.2949	-1.0275
$K201809_t$	-0.1338	-6.2059***	-0.1368	-3.6600***
$K202110_t$	-0.1930	-8.4529***	-0.1757	-3.4253***
Sabit	4.7110	6.9052***	4.4984	161.575***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 8: ARDL ve NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

ARDL modeli sonucunda tahmin edilen uzun dönem katsayılarından imalat sektör güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerinde etkisi pozitif ancak istatistiksel olarak anlamlı gözükmemektedir. Dolayısıyla uzun dönemde imalat sektör güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerinde simetric olarak anlamlı bir etkisi olduğundan söz edilemez.

NARDL modelinde uzun ve kısa dönem asimetrikleri incelemek için uygulanan Wald testi sonuçlarını gösteren Tablo 6'ya göre, imalat sektörü güven endeksinin pozitif ve negatif bileşenlerinin uzun dönemde eşit olduğu yönündeki sıfır hipotezi %1 anlam seviyesinde reddedilmektedir. Dolayısıyla uzun dönemde imalat sektör güven endeksi tüketici güven

endeksi üzerinde asimetrik etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde imalat sektör güven endeksinde ortaya çıkacak pozitif ve negatif şoklar karşısında tüketici güven endeksi ters yönlü etkilenmektedir ancak katsayılar istatistiki olarak anlamsızdır. Bu bağlamda, 2011:01-2024:01 dönem verileri için, asimetrik etkilerin varlığına dair bazı göstergeler bulunmasına karşın, bu etkinin büyüklüğü ve yönü hakkında kesin bir çıkarım yapmak mümkün değildir.

Tablo 8'e göre, 2018 Eylül (K201809) ve 2021 Ekim (K202110) dönemlerindeki yapısal kırılma değişkenlerinin, tüketici güven endeksi üzerinde uzun dönem etkileri istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde doğrulanmıştır. 2018 Eylül dönemine ait katsayılar sırasıyla -0.1338 ($t = -6.2059$) ve -0.1368 ($t = -3.6600$) değerleriyle güçlü bir anlamlılık taşımaktadır. Benzer şekilde, 2021 Ekim dönemine ilişkin etkiler -0.1930 ($t = -8.4529$) ve -0.1757 ($t = -3.4253$) katsayılarıyla yüksek düzeyde anlamlıdır. Bu bulgular, her iki yapısal kırılma olayının uzun vadede tüketici güveni üzerinde kalıcı ve belirgin bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Özellikle 2021 Ekim dönemindeki kırılmanın daha yüksek bir etki büyüklüğüne sahip olması, bu dönemde yaşanan ekonomik veya sosyal gelişmelerin tüketici güveninde daha derin ve sürdürülebilir bir değişime yol açtığını düşündürmektedir. Sonuç olarak, söz konusu yapısal kırılmaların tüketici güveni üzerinde uzun dönemde anlamlı ve kalıcı etkiler yarattığı sonucuna varılmaktadır.

	ARDL	NARDL
χ_{BG}^2	0.6219 (0.5383)	0.0209 (0.9793)
$\chi_{HET(ARCH)}^2$	0.5493 (0.4597)	0.2784 (0.5985)
RR	0.0004 (0.9830)	0.4270 (0.5146)
R^2	0.8855	0.8914
$\overline{R^2}$	0.8809	0.8811

χ_{BG}^2 , $\chi_{HET(ARCH)}^2$, RR sırasıyla Breusch-Godfrey LM (otokorelasyon), ARCH Heteroskedasticity (değişen varyans) ve model kurma hatası olup olmadığını sınavan Ramsey Reset test istatistiklerini temsil etmektedir. Bu test istatistiklerinin F testi sonuçları ve parantez içinde ise olasılık değerleri yer almaktadır. Analizler EViews 9 yazılım programı kullanılarak yapılmıştır.

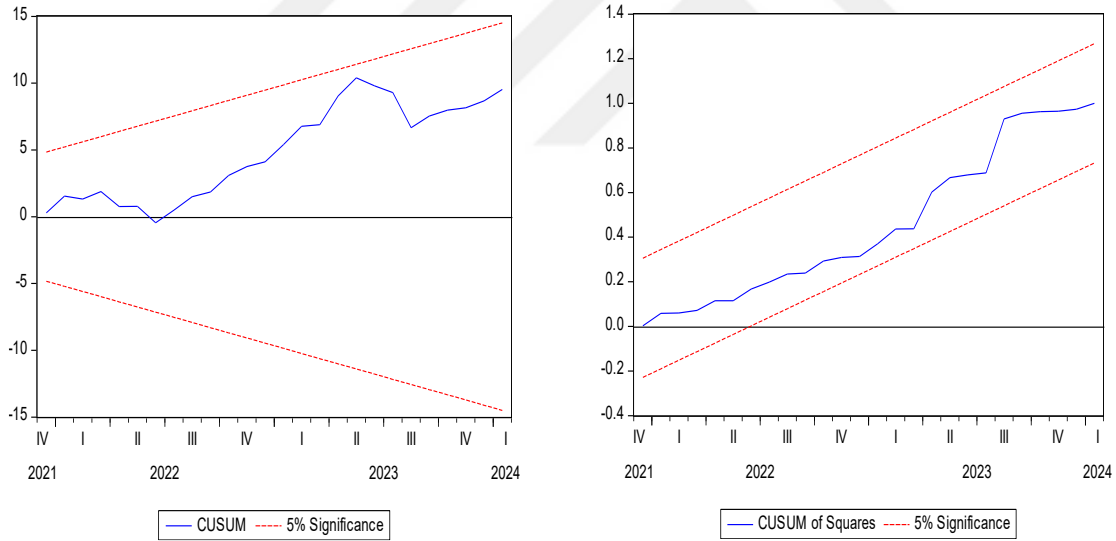
Tablo 9: Tanısal (Diagnostics) Test İstatistikleri

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 9'un Tanısal test istatistikleri başlığı altında tanımlanan ARDL (2, 1) ve NARDL (2, 2, 5) modelleri için otokorelasyon, değişen varyans problemleri ile model kurma hatası

içerip içermediğine ilişkin test bulguları, modelin açıklama gücünü ölçen değerler, kurulan modellerin istikrar durumlarına ilişkin test bulguları yer almaktadır. Burada "Otokorelasyon yoktur", "Hata terimi değişen varyans içermemektedir", "Model tanımlama hatası yoktur" şeklinde kurulan H_0 hipotezleri sırasıyla Breusch-Godfrey $LM(\chi^2_{BG})$, ARCH Heteroskedasticity ($\chi^2_{HET(ARCH)}$), Ramsey Reset(RR) test istatistikleri ile sınımlanmaktadır. Test istatistiklerine ilişkin bulgular incelendiğinde, modellerin otokorelasyon içermediği, değişen varyansın olmadığı ve model kurma hatasının olmadığı şeklindeki sıfır hipotezlerinin reddedilemediği görülmektedir. Buna göre, model otokorelasyon, değişen varyans sorunu ve model kurma hatası içermemektedir. Bununla birlikte, tablo 9'da modelin açıklama gücünü ölçen R^2 ve düzeltilmiş R^2 (\bar{R}^2) değerleri, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkende meydana gelen değişimleri açıklamada oldukça yüksek bir açıklama gücüne sahip olduğunu göstermektedir.

Kurulan modellerin kararlılığını sınamak için CUSUM ve CUSUM SQ testlerine ilişkin bulgular Şekil 3'de gösterilmektedir.



Şekil 3: CUSUM ve CUSUM SQ Test Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

Model katsayılarının zaman içerisindeki istikrarını değerlendirmek amacıyla CUSUM ve CUSUM SQ testleri kullanılmaktadır. CUSUM testi, tahmin edilen artıkların kümülatif toplamına; CUSUM SQ testi ise bu artıkların karelerinin kümülatif toplamına dayanmaktadır. Temel hipotez (H_0), modeldeki katsayıların zaman içinde sabit kaldığı, yani yapısal bir kırılma veya istikrarsızlık olmadığı varsayımdır. Her iki testte elde edilen istatistiksel değerlerin %5 anlam düzeyine karşılık gelen kritik sınırlar içerisinde kalması, modeldeki

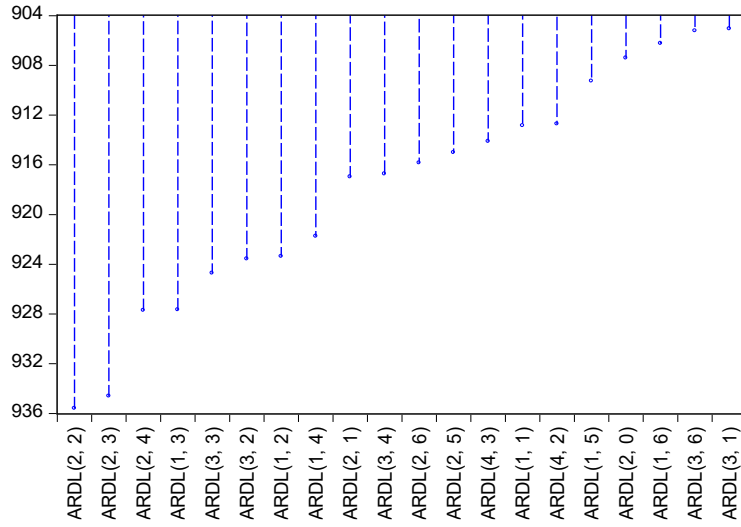
katsayıların yapısal olarak tutarlı olduğunu göstermekte ve bu durumda temel hipotez reddedilmemektedir. Buna karşılık, grafiksel sonuçların ilgili sınırları aşması durumunda katsayıların zaman içinde sabit kalmadığı ve modelde yapısal bir değişiklik olduğu yorumu yapılmakta; bu da sıfır hipotezinin reddine neden olmaktadır (Brown, Durbin ve Evans, 1975). CUSUM ve CUSUM SQ grafiği %95 güven aralığında, istenilen sınırlar içerisinde olduğu için kurulan modeller istikrarlıdır. Bu bulgular, tahmin edilen parametrelerin örneklem süreci boyunca istikrarını koruduğunu göstermektedir.

3.4. Ticaret Sektörü ve Tüketici Güven Endeksleri: İlişki Analizi

3.4.1. ARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi

ARDL yöntemi için literatürdeki genel eğilim, aylık verilerde maksimum gecikme uzunluğunun 8 olarak belirlenmesi yönündedir; bu bağlamda, serilerimiz aylık veri olduğu için, söz konusu eğilim doğrultusunda maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak seçilmiştir. Bununla birlikte, gecikme uzunluğunun yüksek tutulmasının veri kaybına yol açabileceği de göz önünde bulundurulmuştur (Göksu, 2023). Uygun ARDL modelinin belirlenmesinde, AIC ve Breusch-Godfrey LM otokorelasyon testi dikkate alınarak değişkenlere ilişkin optimal gecikme uzunlukları tespit edilmiştir. Eylül 2018 (*K201809*) ve Ekim 2021 (*K202110*) dönemlerine ait yapısal kırılma tarihlerini temsil eden kukla değişkenler, modele sabit regresörler (fixed regressor) olarak dahil edilmiştir.

Şekil 4'de, AIC'ye göre en düşük değeri veren modelin seçimi doğrultusunda, 20 farklı modelin seçim grafiği sunulmaktadır. Buna göre logaritması alınmış tüketici güven endeksi (*Iogtuketici*), logaritması alınmış ticaret sektör güven endeksi (*Iogticaret*) değişkenleri için Akaike bilgi kriterinin en düşük olduğu optimal gecikme sayılarını temsil eden model ARDL (2, 2) olarak tespit edilmiştir. Bu modelde Breusch-Godfrey LM (χ^2_{BG}) testine göre otokorelasyon problemi olmadığına karar verilmiştir ($\chi^2_{BG}=0.3691$ (0.6920)).



Şekil 4: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

Uygun modellerin belirlenmesini takiben sınır testi aracılığıyla değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisi araştırılmıştır.

F-İstatistiği	k	Anlamlılık Seviyesi	Kritik Değerler	
			I(0)	I(1)
F= 8.7538***	1	10%	3.02	3.51
		5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58

f (logtuketici|logticaret)

Not: ***(0.01), **(0.05) ve *(0.10) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezlerinin reddini ifade eder. Eşbütünlük testi için: H_0 : Eşbütünlük yoktur. k: Bağımsız değişken sayısını ifade eder. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 10: ARDL (2, 2) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

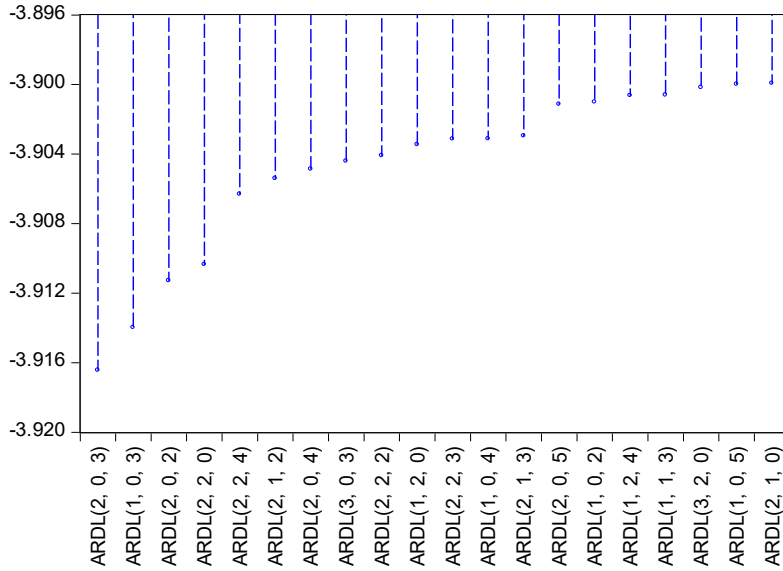
Sınır testi sonuçlarına bakıldığında ARDL (2, 2) modeli için F istatistiği 8.7538 olarak bulunmuştur. F-Bounds test istatistik değerleri, Peseran v.d. (2001) aracılığı ile ölçülen alt ve üst sınır kritik değeriyle karşılaştırılmıştır. Bu sonuca göre ölçülen test istatistiği Peseran v.d. (2001)'de verilen üst sınırdaki kritik değerden daha büyük çıktığı için %1 anlamlılık seviyesine göre eşbütünlük olmadığını belirten H_0 hipotezi reddedilir. Bu

durum uzun dönemde tüketici güven endeksi ile ticaret sektör güven endeksi serilerinin simetrik olarak eşbütünleşik olduğunu gösterir.

3.4.2. NARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi

Uygun NARDL modelinin belirlenmesinde, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Breusch Godfrey LM otokorelasyon testi kullanılarak değişkenlere ilişkin optimal gecikme uzunlukları tespit edilmiştir. Eylül 2018 (K201809) ve Ekim 2021 (K202110) dönemlerine ait yapısal kırılma tarihlerini temsil eden kukla değişkenler, modele sabit regresörler (fixed regressor) olarak dahil edilmiştir.

Şekil 5'te, AIC'ye göre en düşük değeri veren modelin seçimi doğrultusunda, 20 farklı modelin seçim grafiği sunulmaktadır. Buna göre logaritması alınmış tüketici güven endeksi ($\log t_{\text{uketici}}$), pozitif logaritması alınmış ticaret sektör güven endeksi ($\log t_{\text{icaret}}^+$), negatif logaritması alınmış ticaret sektör güven endeksi ($\log t_{\text{icaret}}^-$) değişkenleri için Akaike bilgi kriterinin en düşük olduğu optimal gecikme sayılarını temsil eden model NARDL (2, 0, 3) olarak tespit edilmiştir. Bu modelde Breusch-Godfrey LM (χ_{BG}^2) testine göre otokorelasyon problemi olmadığına karar verilmiştir ($\chi_{BG}^2=0.2453$ (0.7828)).



Şekil 5: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

Uygun modellerin belirlenmesini takiben sınır testi aracılığıyla değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır.

F-İstatistiği	k	Anlamlılık Seviyesi	Kritik Değerler	
			I(0)	I(1)
F= 7.0596***	2	10%	2.63	3.35
		5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5

$$f(\log t_{\text{uketici}} | \log t_{\text{icaret}}^+, \log t_{\text{icaret}}^-)$$

Not: ***(0.01), **(0.05) ve *(0.10) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezlerinin reddini ifade eder. Eşbütünleşme testi için: H_0 : Eşbütünleşme yoktur. k: Bağımsız değişken sayısını ifade eder. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 11: NARDL (2, 0, 3) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Çalışmada ticaret sektörü güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerindeki etkisi NARDL model kullanılarak araştırılmıştır. Sınır testi sonucu NARDL (2, 0, 3) modeli için F istatistiği 7.0596 olarak bulunmuştur. Bu sonuca göre hesaplanan test istatistiği, Narayan, (2005)'de verilen asimptotik kritik değerlerin üst sınırındaki kritik değerden daha büyük çıktığı için %1 anlamlılık seviyesine göre eşbütünleşme olmadığını belirten H_0 hipotezi reddedilir. Bu durum uzun dönemde tüketici güven endeksi ile ticaret sektörü güven endeksi serilerinin asimetric olarak eşbütünleşik olduğunu gösterir.

3.4.3. ARDL ve NARDL Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi

Uzun ve kısa dönem tahmin sonuçlarına geçilmeden önce, NARDL modeli için uzun ve kısa dönem tahmin sonuçlarının anlamlılığını belirleyen, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerinde uzun ve kısa dönemde asimetric etkileri olup olmadığını sınamak üzere Wald testi gerçekleştirilmiştir. Bu test aracılığıyla, değişkenlerin pozitif ve negatif yönlü değişimlerinin kısa ve uzun vadede anlamlı farklılık gösterip göstermediği ampirik olarak incelenmiştir.

Wald Testi	
$W_{SR}^{logticaret}$	3.1854 (0.0765)*
$W_{LR}^{logticaret}$	14.8290 (0.0002)***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Değişkenler için kullanılan W_{SR} ve W_{LR} simgeleri sırasıyla kısa ve uzun dönem Wald asimetri testine ilişkin F istatistiği sonuçlarını ve parantez içinde ise olasılık değerleri yer almaktadır. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 12: Wald Kısa ve Uzun Dönem Asimetri Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 12’de yer alan Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, kısa dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, ticaret sektör güven endeksi için %10 anlam seviyesinde reddedilmektedir. Öte yandan uzun dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, ticaret sektör güven endeksi değişkeni için %1 anlam seviyesinde reddedilmektedir. Dolayısıyla örneklem periyodu kapsamında uzun ve kısa dönemde ticaret sektör güven endeksi değişkeninin tüketici güven endeksi üzerinde asimetric etkilere sahip olduğunu göstermektedir.

Kısa Dönem	ARDL (2, 2)		NARDL (2, 0, 3)	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
$\Delta logtuketici_{t-1}$	0.1306	1.6039	0.0946	1.1786
$\Delta logticaret_t$	0.1639	3.0365***		
$\Delta logticaret_{t-1}$	-0.1401	-2.5344**		
$\Delta logticaret_t^+$			0.2123	1.4986
$\Delta logticaret_t^-$			0.1282	1.9735**
$\Delta logticaret_{t-1}^-$			-0.2487	-3.1661***
$\Delta logticaret_{t-2}^-$			-0.1263	-1.4435
$\Delta K201809_t$	-0.0418	-1.2875	-0.0396	-1.1919
$\Delta K202110_t$	-0.1311	-2.8426***	-0.1362	-2.9166***
Ecm_{t-1}	-0.3043	-5.0161***	-0.3073	-5.3250***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Δ kısa dönemi temsil etmektedir. + ve - sırasıyla pozitif ve negatif şokları ifade eder. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 13: ARDL ve NARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

ARDL modeli hata terimi katsayısı negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı olması beklenmektedir. Sonuca göre katsayı -0.30 ve %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Dolayısıyla kısa dönemle uzun dönem arasında yaşanan dengesizlik her ay yaklaşık %30 oranında giderilecektir. Bu durum uzun dönemde dengeye dönüş yaşanacağını göstermektedir. Hata düzeltme katsayısının yanı sıra ticaret sektör güven endeksinin kısa dönem katsayı tahmini yer almaktadır. Ticaret sektör güven endeksinde t dönemde meydana gelen %1'lik bir artış, tüketici güven endeksini %0.16 oranında artırmaktadır. Doğrusal bir ilişki olduğu için bu değerlendirmenin tam tersi de doğrudur. Yani ticaret sektör güven endeksinde t dönemde meydana gelen %1'lik bir azalış, tüketici güven endeksini %0.16 oranında azaltmaktadır. Ancak bir dönem gecikmesinde ters yönlü etkilediği görülmektedir. Ticaret sektör güven endeksinde t-1 dönemde meydana gelen %1'lik bir artış, tüketici güven endeksini % 0.14 oranında azaltmaktadır. Tam tersi de doğrudur. Yani ticaret sektör güven endeksinde t-1 dönemde meydana gelen %1'lik bir azalış, tüketici güven endeksini % 0.14 oranında arttırmaktadır.

NARDL modelinde hata düzeltme katsayısının işareti ise beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak % 1 önem seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Bu durum kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmaların uzun dönemde dengeye yaklaştığını ifade etmektedir. Kısa dönemde meydana gelen sapmaların yaklaşık %31'inin bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaştığını göstermektedir.

Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, kısa dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, ticaret sektör güven endeksi için %10 anlam seviyesinde reddedilmektedir. Dolayısıyla kısa dönemde ticaret sektör güven endeksinin tüketici güven endeksi üzerinde asimmetrik etkilere de sahip olduğunu göstermektedir. t dönemde ticaret sektör güven endeksinde ortaya çıkacak bir artış tüketici güven endeksini pozitif yönde etkiler ancak istatistiksel olarak anlamsızdır. t dönemde %1 önem seviyesinde ticaret sektör güven endeksinde meydana gelecek %1'lik azalış tüketici güven endeksini yaklaşık %0.13 oranında azaltacaktır. Ancak azalışların 1. ve 2. gecikmeleri negatif işarelidir, yani ters yönlüdür. t-1 döneminde %1 önem seviyesinde ticaret sektör güven endeksinde meydana gelecek %1'lik azalış tüketici güven endeksini % 0.25 oranında arttıracaktır. t-2 dönemine ilişkin katsayının negatif işaretli olduğu gözlenmekle birlikte, söz konusu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir.

Analiz sonuçlarında yer alan K201809 ve K202110 kukla değişkenleri, sırasıyla 2018 Eylül ve 2021 Ekim dönemlerinde tüketici güveni üzerinde kısa dönemde gerçekleşen yapısal kırılmalara dikkat çekmektedir. Bulgulara göre, her iki modelde de K201809 kukla değişkeninin katsayısı negatif işaretli olmakla birlikte istatistiksel açıdan anlamsızdır; bu durum söz konusu dönemdeki kırılmanın kısa dönemde tüketici güveni üzerinde belirgin bir etkisi olmadığını göstermektedir. Buna karşılık, K202110 kukla değişkeni her iki modelde de negatif ve %1 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç, 2021 Ekim ayında yaşanan yapısal kırılmanın kısa dönemde tüketici güven endeksini belirgin şekilde etkilediğini ve bu döneme özgü makroekonomik koşulların tüketici beklentileri üzerinde kalıcı ve istatistiksel açıdan anlamlı etkiler yarattığını göstermektedir.

Uzun Dönem	ARDL (2, 2)		NARDL (2, 0, 3)	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
$\log\text{ticaret}_t$	0.3069	1.4435		
$\log\text{ticaret}_t^+$			0.6191	1.9712**
$\log\text{ticaret}_t^-$			0.6097	2.0244**
$K201809_t$	-0.0980	-3.3233***	-0.0960	-2.4977***
$K202110_t$	-0.1825	-7.6460***	-0.1910	-3.2516***
Sabit	3.0379	2.9714***	4.5394	219.475***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. + ve - sırasıyla pozitif ve negatif şokları ifade eder Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 14: ARDL ve NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

ARDL modeli sonucunda tahmin edilen uzun dönem katsayılarından ticaret sektör güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerinde etkisi aynı yönlü ancak istatistiki olarak anlamlı gözükmemektedir. Bu durum, uzun dönemde ticaret sektörü güvenindeki değişimlerin tüketici güveni üzerinde simetrik ve anlamlı bir etki oluşturmadığını göstermektedir. Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, uzun dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, ticaret sektör güven endeksi için %1 anlam seviyesinde reddedilmektedir. Dolayısıyla uzun dönemde ticaret sektör güven endeksi, tüketici güven endeksi üzerinde asimmetrik etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde ticaret sektöründe ortaya çıkacak % 1' lik bir artış tüketici güven endeksini yaklaşık olarak % 0.62 oranında artı-

racaktır. Bu sonuç istatistiksel olarak %5 önem düzeyinde anlamlıdır. Ticaret sektör güven endeksinde %1'lik azalış ise tüketici güven endeksinin yaklaşık olarak % 0.61 oranında azaltacaktır. Bu sonuç istatistiksel olarak % 5 önem düzeyinde anlamlıdır. Bu bulgular, uzun dönemde tüketici güven endeksinin ticaret sektörü güven endeksinin karşı duyarlılığının belirgin düzeyde güçlü olduğuna işaret etmektedir.

Model sonuçları, 2018 Eylül (K201809) ve 2021 Ekim (K202110) dönemlerine ait kukla değişkenlerinin uzun dönemde tüketici güveni üzerinde istatistiksel açıdan güçlü ve anlamlı etkileri bulunduğunu göstermektedir. Her iki değişkenin %1 düzeyinde anlamlı olması, söz konusu dönemlerdeki yapısal kırılmaların tüketici güveni üzerinde önemli sonuçlar oluşturduğuna işaret etmektedir. Özellikle 2021 Ekim dönemi için elde edilen etki daha belirgin olup, bu dönemdeki makroekonomik koşulların tüketici algısını uzun vadede etkilediği anlaşılmaktadır. Dolayısıyla bu kırılma noktalarının, tüketici güven endeksinin uzun dönem dengeleri etkileyen kritik dönüm noktaları olduğu söylenebilir.

	ARDL	NARDL
χ_{BG}^2	0.3691 (0.6920)	0.2453 (0.7828)
$\chi_{HET(ARCH)}^2$	0.3499 (0.5550)	0.5079 (0.4772)
RR	0.0006 (0.9808)	0.0094 (0.9228)
R^2	0.8869	0.8864
$\overline{R^2}$	0.8816	0.8792

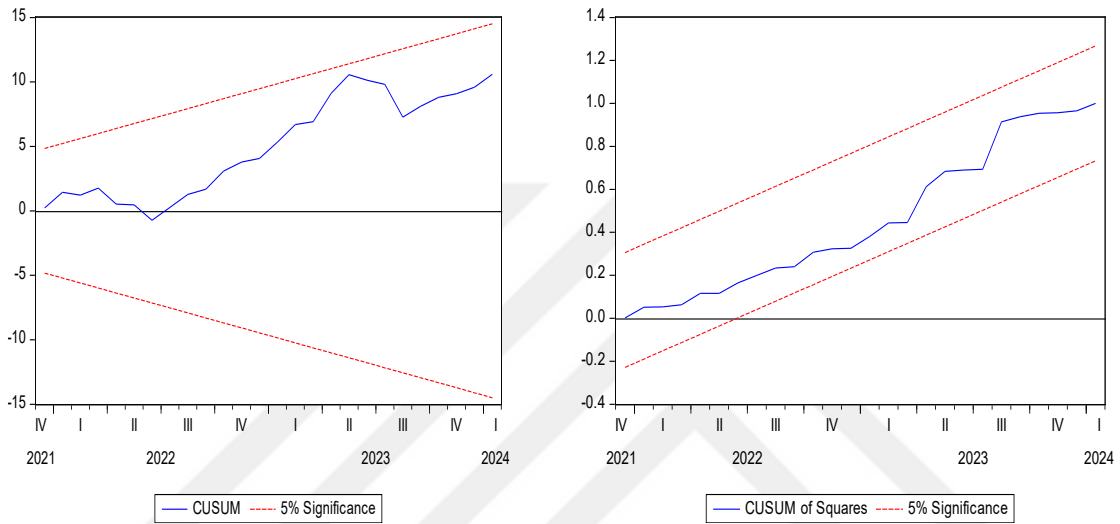
χ_{BG}^2 , $\chi_{HET(ARCH)}^2$, RR sırasıyla Breusch-Godfrey LM (otokorelasyon), ARCH Heteroskedasticity (değişen varyans) ve model kurma hatası olup olmadığını sınavan Ramsey Reset test istatistiklerini temsil etmektedir. Bu test istatistiklerinin F testi sonuçları ve parantez içinde ise olasılık değerleri yer almaktadır. Analizler EViews 9 yazılım programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo 15: Tanısal (Diagnostics) Test İstatistikleri

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 15'in Tanısal test istatistikleri başlığı altında tanımlanan ARDL (2, 2) ve NARDL (2, 0, 3) modelleri için "Otokorelasyon yoktur", "Hata terimi değişen varyans içermemektedir", "Model tanımlama hatası yoktur" şeklinde kurulan H_0 hipotezleri sırasıyla Breusch-Godfrey LM (χ_{BG}^2), ARCH Heteroskedasticity ($\chi_{HET(ARCH)}^2$), Ramsey Reset (RR) test istatistikleri ile sınavılmaktadır. Test istatistiklerine ilişkin bulgular incelendiğinde, modellerin otokorelasyon içermediği, değişen varyansın olmadığı ve model kurma hatasının olmadığı şeklindeki sıfır hipotezlerinin reddedilemediği görülmektedir.

Buna göre, model otokorelasyon, değişen varyans sorunu ve model kurma hatası içermektedir. Bununla birlikte, modellerin açıklama gücünü ölçen R^2 ve düzeltilmiş R^2 ($\overline{R^2}$) değerleri, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkende meydana gelen değişimleri açıklamada oldukça yüksek bir açıklama gücüne sahip olduğunu göstermektedir. Kurulan modellerin kararlılığını sınamak için CUSUM ve CUSUM SQ testlerine ilişkin bulgular Şekil 6’da gösterilmektedir.



Şekil 6: CUSUM ve CUSUM SQ Test Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

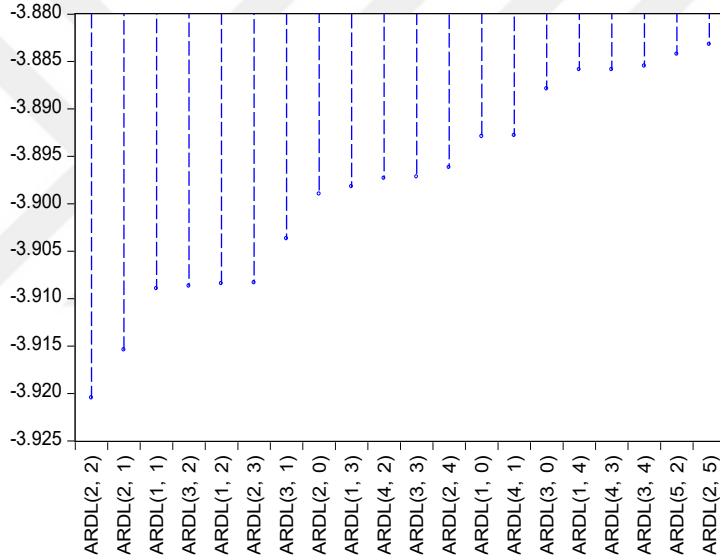
Temel hipotez (H_0), modeldeki katsayıların zaman içinde sabit kaldığı, yani yapısal bir kırılma veya istikrarsızlık olmadığı varsayımdır. Her iki testte elde edilen istatistiksel değerlerin %5 anlam düzeyine karşılık gelen kritik sınırlar içerisinde kalması, modeldeki katsayıların yapısal olarak tutarlı olduğunu göstermekte ve bu durumda temel hipotez reddedilememektedir. Dolayısıyla CUSUM ve CUSUM SQ grafikleri %95 güven aralığında, istenilen sınırlar içerisinde olduğu için kurulan modeller istikrarlıdır.

3.5. Hizmet Sektörü ve Tüketici Güven Endeksleri: İlişki Analizi

3.5.1. ARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi

ARDL yöntemi için literatürdeki genel eğilim, aylık verilerde maksimum gecikme uzunluğunun 8 olarak belirlenmesi yönündedir; bu bağlamda, serilerimiz aylık veri olduğu için, söz konusu eğilim doğrultusunda maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak seçilmiştir. Bununla birlikte, gecikme uzunluğunun yüksek tutulmasının veri kaybına yol açabileceği

de göz önünde bulundurulmuştur (Göksu, 2023). Uygun ARDL modelinin belirlenmesinde, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Breusch-Godfrey LM otokorelasyon testi dikkate alınarak değişkenlere ilişkin optimal gecikme uzunlukları tespit edilmiştir. Eylül 2018 (K201809) ve Ekim 2021 (K202110) dönemlerine ait yapısal kırılma tarihlerini temsil eden kukla değişkenler, modele sabit regresörler (fixed regressor) olarak dahil edilmiştir. Şekil 7'de, AIC'ye göre en düşük değeri veren modelin seçimi doğrultusunda, 20 farklı modelin seçim grafiği sunulmaktadır. Buna göre logaritması alınmış tüketici güven endeksi (Iogtuketici), logaritması alınmış hizmet sektör güven endeksi (loghizmet) değişkenleri için Akaike bilgi kriterinin en düşük olduğu optimal gecikme sayılarını temsil eden model ARDL (2, 2) olarak tespit edilmiştir. Bu modelde Breusch-Godfrey LM (χ^2_{BG}) testine göre otokorelasyon problemi olmadığına karar verilmiştir ($\chi^2_{BG}=0.4838 (0.6174)$).



Şekil 7: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

Uygun modellerin belirlenmesini takiben sınır testi aracılığıyla değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır.

F-İstatistiği	k	Anlamlılık Seviyesi	Kritik Değerler	
			I(0)	I(1)
F= 8.2989***	1	10%	3.02	3.51
		5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58

$$f(\logtuketici \mid loghizmet)$$

Not: ***(0.01), **(0.05) ve *(0.10) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezlerinin reddini ifade eder. Eşbütünleşme testi için: H_0 : Eşbütünleşme yoktur. k: Bağımsız değişken sayısını ifade eder. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 16: ARDL (2, 2) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

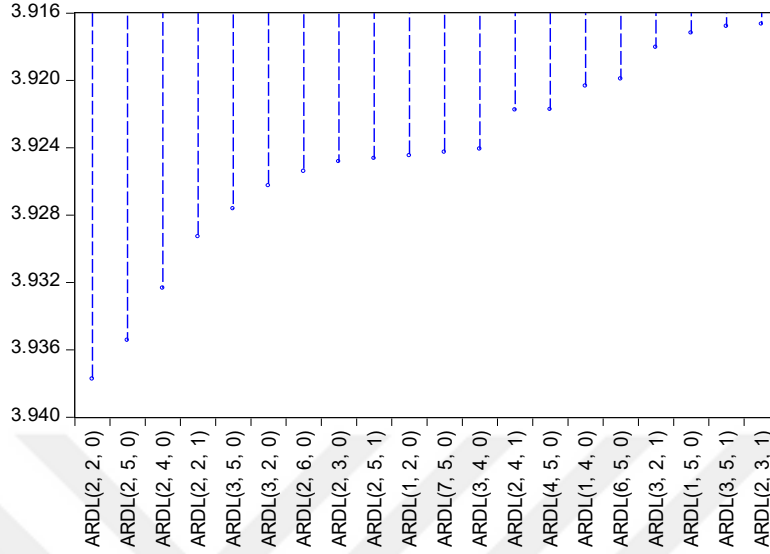
Sınır testi sonuçlarına bakıldığında ARDL (2, 2) modeli için F istatistiği 8.2989 olarak bulunmuştur. F-Bounds test istatistik değerleri, Peseran v.d. (2001) aracılığı ile ölçülen alt ve üst sınır kritik değeriyle karşılaştırılmıştır. Bu sonuca göre ölçülen test istatistiği Peseran v.d. (2001)'de verilen üst sınırdaki kritik değerden daha büyük çıktığı için %1 anlamlılık seviyesine göre eşbütünleşme olmadığını belirten H_0 hipotezi reddedilir. Bu durum uzun dönemde tüketici güven endeksi ile hizmet sektör güven endeksi serilerinin simetrik olarak eşbütünleşik olduğunu gösterir.

3.5.2. NARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi

Uygun NARDL modelinin belirlenmesinde, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Breusch-Godfrey LM otokorelasyon testi kullanılarak değişkenlere ilişkin optimal gecikme uzunlukları tespit edilmiştir. Eylül 2018 (K201809) ve Ekim 2021 (K202110) dönemlerine ait yapısal kırılma tarihlerini temsil eden kukla değişkenler, modele sabit regresörler (fixed regressor) olarak dahil edilmiştir.

Şekil 8'de, AIC'ye göre en düşük değeri veren modelin seçimi doğrultusunda, 20 farklı modelin seçim grafiği sunulmaktadır. Buna göre logaritması alınmış tüketici güven endeksi (\logtuketici), pozitif logaritması alınmış hizmet sektör güven endeksi (\loghizmet^+), negatif logaritması alınmış hizmet sektör güven endeksi (\loghizmet^-) değişkenleri için Akaike bilgi kriterinin en düşük olduğu optimal gecikme sayılarını temsil eden model NARDL (2, 2, 0) olarak tespit edilmiştir. Bu modelde Breusch-Godfrey

LM (χ_{BG}^2) testine göre otokorelasyon problemi olmadığına karar verilmiştir ($\chi_{BG}^2=1.5691$ (0.2118)).



Şekil 8: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

Uygun modellerin belirlenmesini takiben sınır testi aracılığıyla değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır.

F-İstatistiği	k	Anlamlılık Seviyesi	Kritik Değerler	
			I(0)	I(1)
F= 6.0507***	2	10%	2.63	3.35
		5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5

$f(\logtuketici | \loghizmet^+, \loghizmet^-)$

Not: ***(0.01), **(0.05) ve *(0.10) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezlerinin reddini ifade eder. Eşbütünleşme testi için: H_0 : Eşbütünleşme yoktur. k: Bağımsız değişken sayısını ifade eder. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 17: NARDL (2, 2, 0) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Çalışmada hizmet sektörü güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerindeki etkisi NARDL model kullanılarak araştırılmıştır. Sınır testi sonucu NARDL (2, 2, 0) modeli için F istatistiği 6.0507 olarak bulunmuştur. Bu sonuca göre hesaplanan test istatistiği, Narayan, (2005)'de verilen asimptotik kritik değerlerin üst sınırındaki kritik değerden daha büyük çıktığı için %1 anlamlılık seviyesine göre eş bütünleşme olmadığını belirten

H_0 hipotezi reddedilir. Bu durum uzun dönemde tüketici güven endeksi ile hizmet sektör güven endeksi serilerinin asimetrik olarak eşbütünleşik olduğunu gösterir.

3.5.3. ARDL ve NARDL Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi

Uzun ve kısa dönem tahmin sonuçlarına geçilmeden önce, NARDL modeli için uzun ve kısa dönem tahmin sonuçlarının anlamlılığını belirleyen, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerinde uzun ve kısa dönemde asimetrik etkileri olup olmadığını sınamak üzere Wald testi gerçekleştirilmiştir. Bu test aracılığıyla, değişkenlerin pozitif ve negatif yönlü değişimlerinin kısa ve uzun vadede anlamlı farklılık gösterip göstermediği ampirik olarak incelenmiştir.

Wald Testi

$W_{SR}^{loghizmet}$	0.1425 (0.7064)
$W_{LR}^{loghizmet}$	18.5886 (0.0000)***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Değişkenler için kullanılan W_{SR} ve W_{LR} simgeleri sırasıyla kısa ve uzun dönem Wald asimetri testine ilişkin F istatistiği sonuçlarını ve parantez içinde ise olasılık değerleri yer almaktadır. Analiz Eviews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 18: Wald Kısa ve Uzun Dönem Asimetri Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 18’de yer alan Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, kısa dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, hizmet sektör güven endeksi değişkeni için reddedilmemektedir. Dolayısıyla örneklem periyodu kapsamında kısa dönemde hizmet sektör güven endeksi değişkeninin tüketici güven endeksi üzerinde simetrik etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Öte yandan uzun dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, hizmet sektör güven endeksi değişkeni için reddedilmektedir. Dolayısıyla örneklem periyodu kapsamında uzun dönemde hizmet sektör güven endeksi değişkeninin tüketici güven endeksi üzerinde asimetrik etkilere sahip olduğunu göstermektedir.

Kısa Dönem	ARDL (2, 2)		NARDL (2, 2, 0)	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
$\Delta \log tüketicici_{t-1}$	0.1273	1.5600	0.1260	1.5722
$\Delta \log hizmet_t$	0.0888	2.2849**		
$\Delta \log hizmet_{t-1}$	-0.0776	-1.9678**		
$\Delta \log hizmet_t^+$			0.4558	3.8721***
$\Delta \log hizmet_{t-1}^+$			-0.3352	-2.8306***
$\Delta \log hizmet_t^-$			0.0618	1.4486
$\Delta K201809_t$	-0.0541	-1.6385	-0.0417	-1.2849
$\Delta K202110_t$	-0.1406	-3.0115***	-0.1244	-2.6951***
Ecm_{t-1}	-0.3005	-4.8717***	-0.2929	-4.8350***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Δ kısa dönemi temsil etmektedir. + ve - sırasıyla pozitif ve negatif şokları ifade eder. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 19: ARDL ve NARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

ARDL modeli hata terimi katsayısı negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı olması beklenmektedir. Sonuca göre katsayı -0.30 ve %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Dolayısıyla kısa dönemle uzun dönem arasında yaşanan dengesizlik her ay yaklaşık %30 oranında giderilecektir. Bu durum uzun dönemde dengeye dönüş yaşanacağını göstermektedir.

Hata düzeltme katsayısının yanı sıra hizmet sektör güven endeksinin kısa dönem katsayı tahmini yer almaktadır. Hizmet sektör güven endeksinde t dönemde meydana gelen %1'lik bir artış, tüketici güven endeksinin yaklaşık % 0.09 oranında artırmaktadır. Bu değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olduğu için bu değerlendirmenin tam tersi de doğrudur. Hizmet sektör güven endeksinde t dönemde meydana gelen %1'lik bir azalış, tüketici güven endeksinin yaklaşık % 0.09 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç %5 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlıdır. Ancak 1 dönem gecikmesinde negatif yönlü etkilediği görülmektedir. Hizmet sektör güven endeksinde t-1 dönemde meydana gelen %1'lik bir artış, tüketici güven endeksinin yaklaşık % 0.08 oranında azaltmaktadır. Hizmet sektör güven endeksinde t-1 dönemde meydana gelen %1'lik bir azalış, tüketici güven endeksinin yaklaşık % 0.08 oranında artırmaktadır. Bu sonuç %5 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlıdır.

NARDL hata düzeltme katsayısının işareti ise beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak % 1 önem seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Bu durum kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmaların uzun dönemde dengeye yaklaştığını ifade etmektedir. Kısa dönemde meydana gelen sapmaların yaklaşık %29'unun bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaştığını göstermektedir.

Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, kısa dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, hizmet sektör güven endeksi için reddedilememektedir. Dolayısıyla kısa dönemde hizmet sektör güven endeksinin tüketici güven endeksi üzerinde simetrik etkilere sahip olduğunu göstermektedir.

Tablo 19'daki kısa dönem tahmin sonuçları, 2018 Eylül (K201809) ve 2021 Ekim (K202110) yapısal kırılma değişkenlerinin tüketici güveni üzerindeki kısa vadeli yansımalarını ortaya koymaktadır. Bulgular, 2018 Eylül dönemi için katsayıların istatistiksel açıdan anlamlı olmadığını, bu nedenle söz konusu dönemdeki yapısal değişimin kısa vadede tüketici güveni üzerinde kalıcı nitelikte bir sonuç meydana getirmediğini göstermektedir. Buna karşılık, 2021 Ekim dönemi için kukla değişkenin kısa dönemde istatistiksel olarak güçlü bir şekilde anlamlı olması, bu dönemdeki yapısal kırılmanın tüketici güveni üzerinde daha belirgin ve süreklilik arz eden bir etki meydana getirdiğini yansıtmaktadır. Bu durum, 2021 Ekim ayında yaşanan ekonomik ya da politik gelişmelerin kısa dönemde tüketici beklentilerini önemli ölçüde etkileyerek, söz konusu döneme özgü belirsizlik ve kırılma kırılganlığı kısa dönemde güven endeksine kalıcı biçimde yansıttığını göstermektedir.

Uzun Dönem	ARDL (2, 2)		NARDL (2, 2, 0)	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
loghizmet _t	0.0586	0.4931		
loghizmet _t ⁺			0.1357	1.2063
loghizmet _t ⁻			0.1429	1.3358
K201809 _t	-0.1182	-3.9641***	-0.1037	-2.6657***
K202110 _t	-0.1917	-8.2271***	-0.1793	-2.8959***
Sabit	4.2327	7.4348***	4.5253	284.0173***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. + ve - sırasıyla pozitif ve negatif şokları ifade eder. Analiz EViews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 20: ARDL ve NARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

ARDL modeli sonucunda tahmin edilen uzun dönem katsayılarından hizmet sektör güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerinde etkisi aynı yönlü ancak istatistiki olarak anlamsız gözükmektedir. Dolayısıyla uzun dönemde hizmet sektör güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerinde simetrik olarak anlamlı bir etkisi söz konusu değildir.

NARDL modeli kapsamında Tablo 18’de yer alan Wald testi sonuçları, hizmet sektörü güven endeksinin pozitif ve negatif bileşenlerine ait katsayıların uzun ve kısa dönemde birbirine eşit (simetrik) olduğu şeklindeki sıfır hipotezini sınamaktadır.

Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, uzun dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, hizmet sektör güven endeksi için %1 anlam seviyesinde reddedilmektedir. Dolayısıyla uzun dönemde hizmet sektör güven endeksi, tüketici güven endeksi üzerinde asimetric etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde hizmet sektör güven endeksinde ortaya çıkacak artış ve azalış tüketici güven endeksini aynı yönde etkilemektedir ancak katsayılar istatistiki olarak anlamsızdır. Dolayısıyla uzun dönemde asimetric etkilerin varlığına dair kanıt bulmakla birlikte, 2011:01-2024:01 dönem verileri için bu etkinin büyüklüğü ve yönü hakkında net bir çıkarım yapmak mümkün değildir.

Tablo 20’deki uzun dönem tahmin sonuçları, 2018 Eylül (K201809) ve 2021 Ekim (K202110) dönemlerine ait yapısal kırılma değişkenlerinin tüketici güven endeksi üzerindeki uzun dönemde anlamlı ve istatistiksel açıdan güçlü etkilerini göstermektedir. Her iki kırılma değişkeninin uzun dönemde %1 önem seviyesinde anlamlı olması, bu tarihsel kırılmaların tüketici güveni üzerinde geçici olmaktan ziyade daha kalıcı ve istikrarlı biçimde etkili olduğuna işaret etmektedir. Söz konusu dönemlerde meydana gelen yapısal değişimlerin tüketici güvenine ilişkin beklenti ve algıların uzun vadeli seyrine önemli ölçüde yerleşmiş olduğu, bu durumun ekonomik koşullardaki dönüşümlerin uzun dönemde güven endeksi üzerinde yapısal nitelikte izler bıraktığı söylenebilir. Dolayısıyla, 2018 Eylül ve 2021 Ekim kırılmalarının etkileri, tüketici güven endeksi üzerinde uzun dönem dengelerini biçimlendiren ve karar alma süreçlerine yansıyan önemli dönüm noktalarını temsil etmektedir.

	ARDL	NARDL
χ_{BG}^2	0.4838 (0.6174)	1.5691 (0.2118)
$\chi_{HET(ARCH)}^2$	0.8935 (0.3460)	0.4803 (0.2256)
RR	0.0020 (0.9644)	0.0346 (0.8528)
R^2	0.8848	0.8880
$\overline{R^2}$	0.8793	0.8818

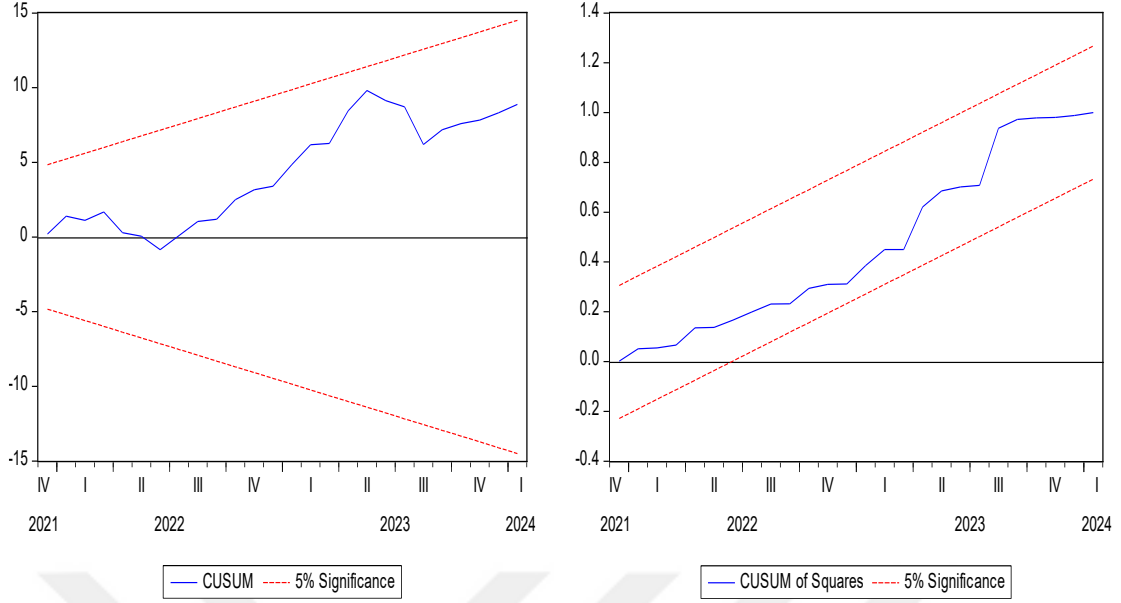
χ_{BG}^2 , $\chi_{HET(ARCH)}^2$, RR sırasıyla Breusch-Godfrey LM (otokorelasyon), ARCH Heteroskedasticity $\chi_{HET(ARCH)}^2$ (değişen varyans) ve model kurma hatası olup olmadığını sınavan Ramsey Reset test istatistiklerini temsil etmektedir. Bu test istatistiklerinin F testi sonuçları ve parantez içinde ise olasılık değerleri yer almaktadır. Analizler EViews 9 yazılım programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo 21: Tanısal (Diagnostics) Test İstatistikleri

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 21'in Tanısal test istatistikleri başlığı altında tanımlanan ARDL (2, 2) ve NARDL (2, 2, 0) modelleri için "Otokorelasyon yoktur", "Hata terimi değişen varyans içermemektedir", "Model tanımlama hatası yoktur" şeklinde kurulan H_0 hipotezleri sırasıyla Breusch-Godfrey LM(χ_{BG}^2), ARCH Heteroskedasticity($\chi_{HET(ARCH)}^2$), Ramsey Reset(RR) test istatistikleri ile sınımlanmaktadır. Test istatistiklerine ilişkin bulgular incelendiğinde, modellerin otokorelasyon içermediği, değişen varyansın olmadığı ve model kurma hatasının olmadığı şeklindeki sıfır hipotezlerinin reddedilemediği görülmektedir. Buna göre, model otokorelasyon, değişen varyans sorunu ve model kurma hatası içermemektedir. Bununla birlikte, modellerin açıklama gücünü ölçen R^2 ve düzeltilmiş R^2 ($\overline{R^2}$) değerleri, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkende meydana gelen değişimleri açıklamada oldukça yüksek bir açıklama gücüne sahip olduğunu göstermektedir.

Kurulan modellerin kararlılığını sınamak için CUSUM ve CUSUM SQ testlerine ilişkin bulgular Şekil 9'da gösterilmektedir.



Şekil 9: CUSUM ve CUSUM SQ Test Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

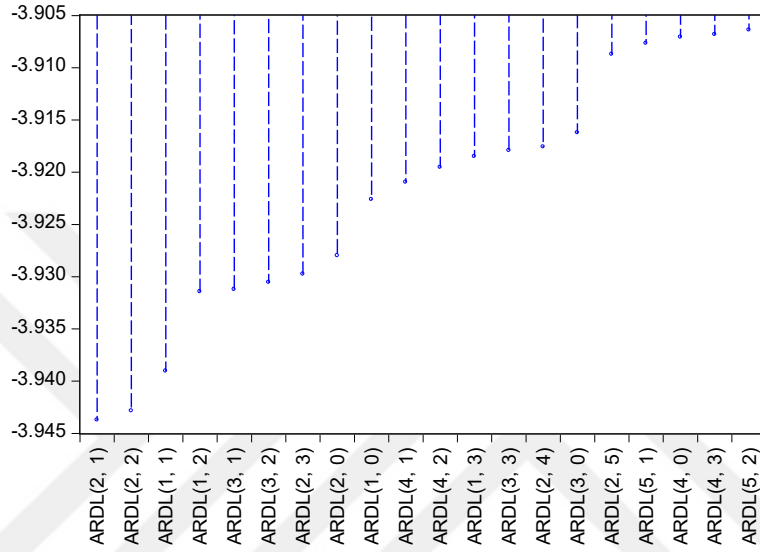
Temel hipotez (H_0), modeldeki katsayıların zaman içinde sabit kaldığı, yani yapısal bir kırılma veya istikrarsızlık olmadığı varsayımdır. Her iki testte elde edilen istatistiksel değerlerin %5 anlam düzeyine karşılık gelen kritik sınırlar içerisinde kalması, modeldeki katsayıların yapısal olarak tutarlı olduğunu göstermekte ve bu durumda temel hipotez reddedilmemektedir. Dolayısıyla CUSUM ve CUSUM SQ grafikleri %95 güven aralığında, istenilen sınırlar içerisinde olduğu için kurulan modeller istikrarlıdır.

3.6. İnşaat Sektörü ve Tüketici Güven Endeksleri: İlişki Analizi

3.6.1. ARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi

ARDL yöntemi için literatürdeki genel eğilim, aylık verilerde maksimum gecikme uzunluğunun 8 olarak belirlenmesi yönündedir; bu bağlamda, serilerimiz aylık veri olduğu için, söz konusu eğilim doğrultusunda maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak seçilmiştir. Bununla birlikte, gecikme uzunluğunun yüksek tutulmasının veri kaybına yol açabileceği de göz önünde bulundurulmuştur (Göksu, 2023). Uygun ARDL modelinin belirlenmesinde, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Breusch-Godfrey LM otokorelasyon testi dikkate alınarak değişkenlere ilişkin optimal gecikme uzunlukları tespit edilmiştir. Eylül 2018 ($K201809$) ve Ekim 2021 ($K202110$) dönemlerine ait yapısal kırılma tarihlerini temsil eden kukla değişkenler, modele sabit regresörler (fixed regressor) olarak dahil edilmiştir.

Şekil 10'da, AIC'ye göre en düşük değeri veren modelin seçimi doğrultusunda, 20 farklı modelin seçim grafiği sunulmaktadır. Buna göre logaritması alınmış tüketici güven endeksi (logtuketici), logaritması alınmış inşaat sektör güven endeksi (logticaret) değişkenleri için Akaike bilgi kriterinin en düşük olduğu optimal gecikme sayılarını temsil eden model ARDL (2, 1) olarak tespit edilmiştir. Bu modelde Breusch-Godfrey LM (χ^2_{BG}) testine göre otokorelasyon problemi olmadığına karar verilmiştir ($\chi^2_{BG}=1.9654$ (0.1438)).



Şekil 10: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

Uygun modellerin belirlenmesini takiben sınır testi aracılığıyla değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır.

F-İstatistiği	k	Anlamlılık Seviyesi	Kritik Değerler	
			I(0)	I(1)
F= 8.5482***	1	10%	3.02	3.51
		5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58

f(logtuketici | loginsaat)

Not: ***(0.01), **(0.05) ve *(0.10) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezlerinin reddini ifade eder. Eşbütünleşme testi için: H_0 : Eşbütünleşme yoktur. k: Bağımsız değişken sayısını ifade eder. Analizler EViews 9 yazılım programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo 22: ARDL (2, 1) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları

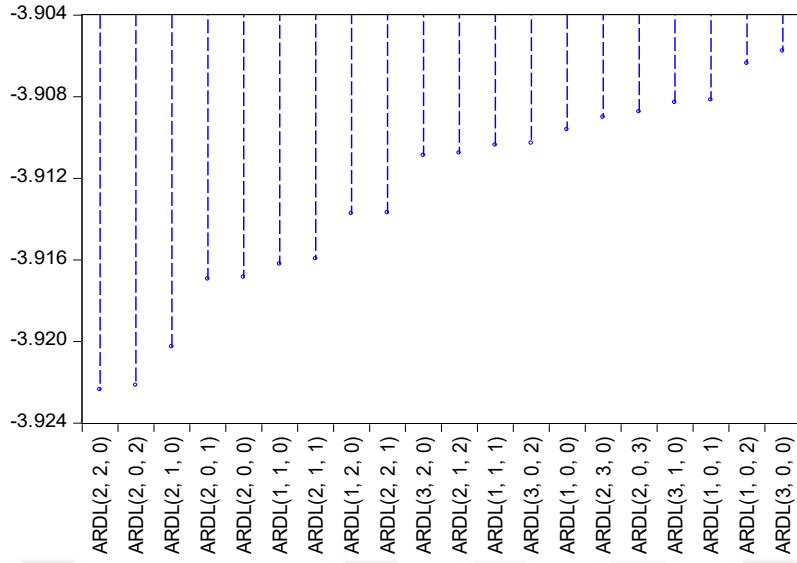
Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Sınır testi sonuçlarına bakıldığında ARDL (2, 1) modeli için F istatistiği 8.5482 olarak bulunmuştur. F-Bounds test istatistik değerleri, Peseran v.d. (2001) aracılığı ile ölçülen alt ve üst sınır kritik değeriyle karşılaştırılmıştır. Bu sonuca göre ölçülen test istatistiği Peseran v.d. (2001)'de verilen üst sınırdaki kritik değerden daha büyük çıktığı için %1 anlamlılık seviyesine göre eşbütünleşme olmadığını belirten H_0 hipotezi reddedilir. Bu durum uzun dönemde tüketici güven endeksi ile inşaat sektör güven endeks serilerinin simetrik olarak eşbütünleşik olduğunu gösterir.

3.6.2. NARDL Model Kurulumu ve Sınır Testi

Uygun NARDL modelinin belirlenmesinde, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Breusch-Godfrey LM otokorelasyon testi kullanılarak değişkenlere ilişkin optimal gecikme uzunlukları tespit edilmiştir. Eylül 2018 (K201809) ve Ekim 2021 (K202110) dönemlerine ait yapısal kırılma tarihlerini temsil eden kukla değişkenler, modele sabit regresörler (fixed regressor) olarak dahil edilmiştir.

Şekil 11'de, AIC'ye göre en düşük değeri veren modelin seçimi doğrultusunda, 20 farklı modelin seçim grafiği sunulmaktadır. Buna göre logaritması alınmış tüketici güven endeksi (\log_{tuketici}), pozitif logaritması alınmış inşaat sektör güven endeksi (\log_{insaat^+}), negatif logaritması alınmış inşaat sektör güven endeksi (\log_{insaat^-}) değişkenleri için Akaike bilgi kriterinin en düşük olduğu optimal gecikme sayılarını temsil eden model NARDL (2, 2, 0) olarak tespit edilmiştir. Bu modelde Breusch-Godfrey LM (χ_{BG}^2) testine göre otokorelasyon problemi olmadığına karar verilmiştir ($\chi_{BG}^2=1.1609$ (0.3161)).



Şekil 11: Akaike Bilgi Kriterine göre İlk 20 Model

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

Uygun modellerin belirlenmesini takiben sınır testi aracılığıyla değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır.

F-İstatistiği	k	Anlamlılık Seviyesi	Kritik Değerler	
			I(0)	I(1)
F= 6.7689***	2	10%	2.63	3.35
		5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5

$$f(\log tüketicici | \log insaat^+, \log insaat^-)$$

Not: ***(0.01), **(0.05) ve *(0.10) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezlerinin reddini ifade eder. Eşbütünleşme testi için: H_0 : Eşbütünleşme yoktur. k: Bağımsız değişken sayısını ifade eder. Analizler EViews 9 yazılım programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo 23: NARDL (2, 2, 0) Modeli İçin Sınır Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Çalışmada hizmet sektörü güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerindeki etkisi NARDL model kullanılarak araştırılmıştır. Sınır testi sonucu NARDL (2, 2, 0) modeli için F istatistiği 6.7689 olarak bulunmuştur. Bu sonuca göre hesaplanan test istatistiği, Narayan, (2005)'de verilen asimptotik kritik değerlerin üst sınırındaki kritik değerden daha büyük çıktığı için %1 anlamlılık seviyesine göre eş bütünleşme olmadığını belirten

H_0 hipotezi reddedilir. Bu durum uzun dönemde tüketici güven endeksi ile inşaat sektör güven endeksi serilerinin asimetrik olarak eşbütünleşik olduğunu gösterir.

3.6.3. ARDL ve NARDL Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi

Uzun ve kısa dönem tahmin sonuçlarına geçilmeden önce, NARDL modeli için uzun ve kısa dönem tahmin sonuçlarının anlamlılığını belirleyen, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerinde uzun ve kısa dönemde asimetrik etkileri olup olmadığını sınamak üzere Wald testi gerçekleştirilmiştir. Bu test aracılığıyla, değişkenlerin pozitif ve negatif yönlü değişimlerinin kısa ve uzun vadede anlamlı farklılık gösterip göstermediği ampirik olarak incelenmiştir.

Wald Testi

$W_{SR}^{loginsa}$	1.1835 (0.2785)
$W_{LR}^{loginsa}$	36.9074 (0.0000)***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Değişkenler için kullanılan W_{SR} ve W_{LR} simgeleri sırasıyla kısa ve uzun dönem Wald asimetri testine ilişkin F istatistiği sonuçlarını ve parantez içinde ise olasılık değerleri yer almaktadır. Analiz Eviews 9 yazılım programı aracılığı ile yapılmıştır.

Tablo 24: Wald Kısa ve Uzun Dönem Asimetri Testi Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 24'te yer alan Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, kısa dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, inşaat sektör güven endeksi değişkeni için reddedilmemektedir. Dolayısıyla örneklem periyodu kapsamında kısa dönemde inşaat sektör güven endeksi değişkeninin tüketici güven endeksi üzerinde simetrik etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Öte yandan uzun dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, inşaat sektör güven endeksi değişkeni için reddedilmektedir. Dolayısıyla örneklem periyodu kapsamında uzun dönemde inşaat sektör güven endeksi değişkeninin tüketici güven endeksi üzerinde asimetrik etkilere sahip olduğunu göstermektedir.

Kısa Dönem	ARDL (2, 1)		NARDL (2, 2, 0)	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
$\Delta \log tüketicici_{t-1}$	0.1022	1.2790	0.1106	1.3828
$\Delta \log in\text{saat}_t$	0.1289	3.3196***		
$\Delta \log in\text{saat}_t^+$			0.2255	3.0273***
$\Delta \log in\text{saat}_{t-1}^+$			-0.1094	-1.4551
$\Delta \log in\text{saat}_t^-$			0.1168	2.2841**
$\Delta K201809_t$	-0.0473	-1.4605	-0.0308	-0.9518
$\Delta K202110_t$	-0.1415	-3.0722***	-0.1252	-2.7340***
Ecm_{t-1}	-0.3118	-4.9678***	-0.3208	-5.1791***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Δ kısa dönemi temsil etmektedir. + ve - sırasıyla pozitif ve negatif şokları ifade eder. Analizler EViews 9 yazılım programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo 25: ARDL ve NARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

ARDL modeli hata terimi katsayısı negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı olması beklenmektedir. Sonuca göre katsayı -0.31 ve %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Dolayısıyla kısa dönemle uzun dönem arasında yaşanan dengesizlik her ay yaklaşık %31 oranında giderilecektir. Bu durum uzun dönemde dengeye dönüş yaşanacağını göstermektedir. Hata düzeltme katsayısının yanı sıra inşaat sektör güven endeksinin kısa dönem katsayı tahmini yer almaktadır. İnşaat sektör güven endeksinde t dönemde meydana gelen %1'lik bir artış, tüketici güven endeksinin yaklaşık % 0.13 oranında artırmaktadır. Bu değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olduğu için bu değerlendirmenin tam tersi de doğrudur. İnşaat sektör güven endeksinde t dönemde meydana gelen %1'lik bir azalış, tüketici güven endeksinin yaklaşık % 0.13 oranında azaltmaktadır. Bu durum %1 önem seviyesinde anlamlıdır.

NARDL hata düzeltme katsayısının işareti ise beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak % 1 önem seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Bu durum kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmaların uzun dönemde dengeye yaklaştığını ifade etmektedir. Kısa dönemde meydana gelen sapmaların %32'sinin bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaştığını göstermektedir.

Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, kısa dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, inşaat sektör güven endeksi için reddedilememektedir. Dolayısıyla kısa dönemde

inşaat sektör güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerinde simetrik etkilere sahip olduğunu söyleyebiliriz.

Tablo 25'te yer alan kısa dönem tahmin sonuçları, 2018 Eylül (K201809) ve 2021 Ekim (K202110) yapısal kırılma değişkenlerinin tüketici güven endeksi üzerindeki kısa vadeli etkilerini göstermektedir. Bulgular, 2018 Eylül dönemine ait katsayının istatistiksel olarak anlamsız olması nedeniyle, bu dönemdeki yapısal değişimin tüketici güveni üzerinde kısa vadede kalıcı bir etki yaratmadığını ortaya koymaktadır. Buna karşılık, 2021 Ekim dönemi için kırılma değişkeninin kısa dönemde istatistiksel olarak güçlü biçimde anlamlı bulunması, söz konusu yapısal değişimin tüketici güvenine ilişkin algı ve beklentiler üzerinde yalnızca kısa vadede değil, uzun dönemde de önemli etkiler meydana getirme potansiyelini göstermektedir.

Uzun Dönem	ARDL (2, 1)		NARDL (2, 2, 0)	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
loginsaatt _t	0.1178	1.2524		
loginsaatt _t ⁺			0.2120	2.3974**
loginsaatt _t ⁻			0.2424	2.5864**
K201809 _t	-0.1085	-3.9487***	-0.0487	-1.1146
K202110 _t	-0.1863	-8.0797***	-0.1183	-2.1283**
Sabit	3.9788	9.2931***	4.5549	209.6080***

Notlar: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. + ve - sırasıyla pozitif ve negatif şokları ifade eder. Analizler EViews 9 yazılım programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo 26: ARDL ve NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

ARDL modeli sonucunda tahmin edilen uzun dönem katsayılarından inşaat sektör güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerinde etkisi aynı yönlü ancak istatistiksel olarak anlamsız gözükmektedir. Dolayısıyla uzun dönemde inşaat sektör güven endeksinin, tüketici güven endeksi üzerinde simetrik olarak anlamlı bir etkisi söz konusu değildir.

NARDL modeli kapsamında, inşaat sektörü güven endeksinin tüketici güven endeksi üzerindeki kısa ve uzun dönem asimetric etkilerini incelemek amacıyla Wald testi uygulanmıştır. Bu testle, pozitif ve negatif yönlü değişimlerin tüketici güveni üzerindeki etkilerinin istatistiksel anlamlılığı değerlendirilmiş ve asimetric ilişkinin varlığı sınanmıştır. Bu çerçevede, Tablo 24'te inşaat sektörü güven endeksinin pozitif ve negatif bileşenlerine ait uzun ve kısa dönem katsayılarının birbirine eşit olup olmadığını test eden Wald testi sonuçları yer almaktadır.

Wald testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri bulgularına göre, uzun dönemde değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezi, inşaat sektör güven endeksi için %1 anlam seviyesinde reddedilmektedir. Dolayısıyla uzun dönemde inşaat sektör güven endeksi, tüketici güven endeksi üzerinde asimetrik etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde inşaat sektörü güven endeksindeki pozitif yönlü şoklar, tüketici güven endeksi üzerinde aynı yönde artırıcı bir etki yaratmaktadır. Uzun dönemde inşaat sektör güven endeksinde ortaya çıkacak % 1 oranında artış tüketici güven endeksini %0.21 oranında arttırmaktadır. Bu durum % 5 önem seviyesinde anlamlıdır. Uzun dönemde inşaat sektörü güven endeksindeki negatif yönlü şokların, tüketici güven endeksi üzerinde aynı doğrultuda azaltıcı bir etki meydana getirdiği görülmektedir. Uzun dönemde inşaat sektör güven endeksinde ortaya çıkacak % 1 oranında azalış tüketici güven endeksini % 0.24 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç % 5 önem seviyesinde anlamlıdır. Bu durumda inşaat sektörü güven endeksindeki negatif yönlü şokların, pozitif yönlü şoklara kıyasla tüketici güveni üzerinde çok daha belirgin ve güçlü tepkiler oluşturduğu gözlemlenmiştir.

Tablo 26'daki uzun dönem tahmin sonuçları, 2018 Eylül (K201809) ve 2021 Ekim (K202110) dönemlerine ait yapısal kırılma değişkenlerinin tüketici güven endeksi üzerinde uzun dönemde anlamlı bir rol oynadığını göstermektedir. Bulgular, her iki döneme ilişkin kukla değişkenlerinin istatistiksel açıdan anlamlı bulunmasıyla, bu yapısal değişimlerin tüketici güvenine dair uzun vadeli dengelerde kalıcı etkiler bırakabileceğini ortaya koymaktadır. Özellikle 2021 Ekim dönemine ait kırılmanın hem ARDL hem NARDL modelinde istatistiksel olarak güçlü şekilde anlamlı olması, bu dönemdeki yapısal değişimin tüketici güven endeksine ilişkin uzun vadeli dinamikleri belirgin biçimde şekillendirebileceğini göstermektedir. Buna karşılık, 2018 Eylül kırılma dönemi için yalnızca ARDL modelinin anlamlı sonuç vermesi, bu dönemdeki değişimin uzun döneme yayılma kapasitesinin sınırlı olduğunu ve tüketici güveni üzerindeki kalıcı etki potansiyelinin daha düşük düzeyde seyrettiğini göstermektedir. Dolayısıyla, bu sonuçlar ilgili dönemlerde yaşanan yapısal dönüşümlerin, özellikle 2021'deki kırılma sonrasında, tüketici güvenine dair uzun vadeli davranış biçimlerini önemli ölçüde yeniden yapılandırabileceğini genel olarak ortaya koymaktadır.

	ARDL	NARDL
χ_{BG}^2	1.9654 (0.1438)	1.1609 (0.3161)
$\chi_{HET(ARCH)}^2$	0.5434 (0.4621)	0.5125 (0.4752)
RR	0.0100 (0.9204)	0.1251 (0.7240)
R^2	0.8862	0.8869
$\overline{R^2}$	0.8815	0.8807

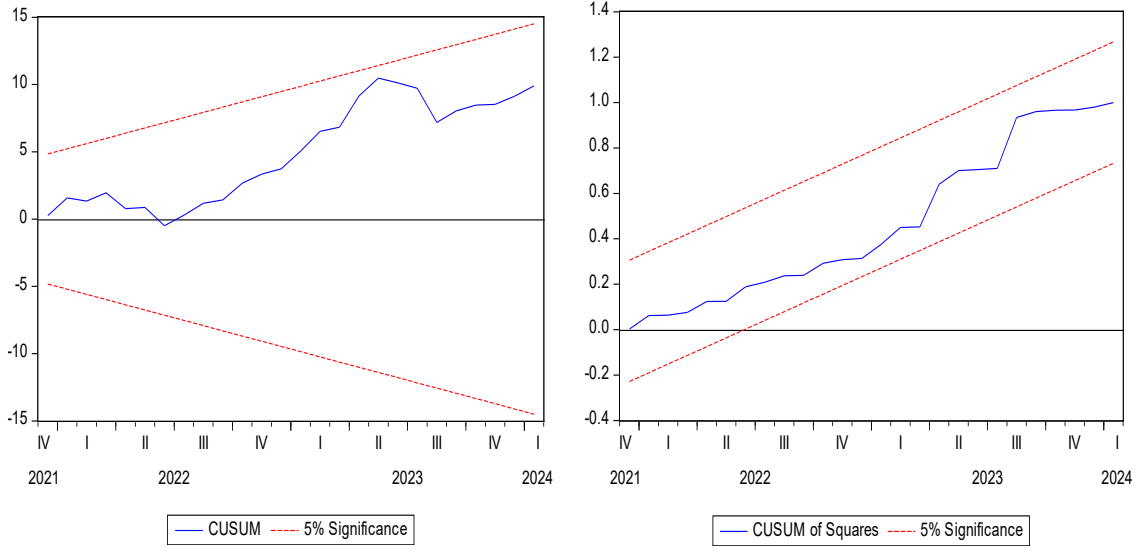
χ_{BG}^2 , $\chi_{HET(ARCH)}^2$, RR sırasıyla Breusch-Godfrey LM (otokorelasyon), ARCH Heteroskedasticity $\chi_{HET(ARCH)}^2$ (değişen varyans) ve model kurma hatası olup olmadığını sınavan Ramsey Reset test istatistiklerini temsil etmektedir. Bu test istatistiklerinin F testi sonuçları ve parantez içinde ise olasılık değerleri yer almaktadır. Analizler EViews 9 yazılım programı kullanılarak yapılmıştır.

Tablo 27: Tanısal (Diagnostics) Test İstatistikleri

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 27'nin Tanısal test istatistikleri başlığı altında tanımlanan ARDL (2, 1) ve NARDL (2, 2, 0) modelleri için "Otokorelasyon yoktur", "Hata terimi değişen varyans içermemektedir", "Model tanımlama hatası yoktur" şeklinde kurulan H_0 hipotezleri sırasıyla Breusch-Godfrey LM(χ_{BG}^2), ARCH Heteroskedasticity($\chi_{HET(ARCH)}^2$), Ramsey Reset(RR) test istatistikleri ile sınanmaktadır. Test istatistiklerine ilişkin bulgular incelendiğinde, modellerin otokorelasyon içermediği, değişen varyansın olmadığı ve model kurma hatasının olmadığı şeklindeki sıfır hipotezlerinin reddedilemediği görülmektedir. Buna göre, model otokorelasyon, değişen varyans sorunu ve model kurma hatası içermemektedir. Bununla birlikte, modellerin açıklama gücünü ölçen R^2 ve düzeltilmiş R^2 ($\overline{R^2}$) değerleri, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkende meydana gelen değişimleri açıklamada oldukça yüksek bir açıklama gücüne sahip olduğunu göstermektedir.

Kurulan modellerin kararlılığını sınamak için CUSUM ve CUSUM SQ testlerine ilişkin bulgular Şekil 12'de gösterilmektedir.



Şekil 12: CUSUM ve CUSUM SQ Test Sonuçları

Kaynak: Yazar tarafından EViews 9 yazılım programıyla oluşturulmuştur.

Temel hipotez (H_0), modeldeki katsayıların zaman içinde sabit kaldığı, yani yapısal bir kırılma veya istikrarsızlık olmadığı varsayımdır. Her iki testte elde edilen istatistiksel değerlerin %5 anlam düzeyine karşılık gelen kritik sınırlar içerisinde kalması, modeldeki katsayıların yapısal olarak tutarlı olduğunu göstermekte ve bu durumda temel hipotez reddedilmemektedir. Dolayısıyla CUSUM ve CUSUM SQ grafikleri %95 güven aralığında, istenilen sınırlar içerisinde olduğu için kurulan modeller istikrarlıdır.

SONUÇ

Tüketici güven endeksi, bireylerin mevcut ekonomik koşullar ile geleceğe yönelik beklentilerine dair algılarını ölçen temel göstergelerden biridir. Bu endeks, bireylerin harcama ve tasarruf kararlarını yönlendiren temel dinamikleri yansıtarak, ekonomik büyüme ve dalgalanmalara ilişkin erken uyarı mekanizması görevi görmektedir. Benzer şekilde, sektörel güven endeksleri de ekonomik aktörlerin, özellikle girişimcilerin ve reel sektör temsilcilerinin mevcut duruma ilişkin değerlendirme ve beklentilerini yansıtan önemli göstergelerdir. Dolayısıyla bu çalışmada, tüketici güven endeksi ile sektörel güven endeksleri arasındaki etkileşimin analizi, ekonomik karar alma süreçlerine dair anlamlı bilgiler sunmaktadır.

Bu çalışmada, tüketici güven endeksi ile imalat, ticaret, hizmet ve inşaat sektörlerine ait güven endeksleri arasındaki ilişkiler hem simetrik hem de asimetric çerçevede incelenmiştir. Simetrik ilişkiyi analiz etmek için ARDL modeli, asimetric etkileri analiz etmek üzere ise NARDL yaklaşımı kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, sektörel güven endekslerindeki değişimlerin tüketici güven endeksi üzerinde hem kısa hem de uzun vadede anlamlı etkiler yarattığını göstermektedir. Ancak bu etkilerin çoğu durumda asimetric olduğu ve pozitif ile negatif şokların tüketici güvenine farklı yön ve büyüklükte etki ettiği sonucuna ulaşılmıştır.

İmalat sektörü güven endeksinde meydana gelen değişimlerin, tüketici güven endeksi üzerinde kısa vadede simetrik; uzun vadede ise asimetric biçimde anlamlı etkiler yarattığı tespit edilmiştir. Kısa dönemde imalat sektörü güvenindeki değişim sonucunda, tüketici güven endeksi benzer şekilde aynı yönlü tepki vermektedir. Uzun dönemde ise asimetric etkilerin varlığı söz konusu olmakla birlikte, 2011:01-2024:01 dönemi verileri için bu etkinin yönü ve büyüklüğü hakkında net bir çıkarım yapmak mümkün değildir. Bunun nedeni katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olmamasıdır.

İmalat sektörüne yönelik uzun vadeli bir iyileşme için, öngörülebilirliği güçlendiren, yapısal sağlamlığı artıran ve piyasa aktörlerinin beklentilerini istikrara kavuşturan kapsamlı politikaların geliştirilmesi önemli görünmektedir. Bu bağlamda, üretim süreçlerinde verimlilik artışı sağlamak amacıyla yüksek katma değerli teknolojilere yatırım yapılabilir, sektördeki yenilik geliştirme ve uygulama kapasitesi desteklenerek rekabet gücü derinleştirilebilir. Ayrıca, ham madde ve enerji maliyetlerinin sürdürülebilir şekilde yönetil-

mesine yönelik istikrar odaklı mekanizmaların devreye alınması ve risk paylaşımına dayalı finansal araçların teşvikiyle finansmana erişimin kolaylaştırılması, uzun vadeli yatırım planlamalarını daha sağlıklı bir zemine oturtabilecektir. Bu tür uygulamalar, makroekonomik öngörülebilirliği artırarak imalat sektörü için belirsizliği azaltabilir, üretici güvenini pekiştirebilir ve böylece tüketici beklentilerinin istikrarlı bir seyir izlemesine katkı sunarak sektördeki belirsizliklerin uzun dönemde daha dengeli bir yapıya kavuşmasını destekleyebilir.

Ticaret sektör güven endeksindeki değişim sonucunda kısa ve uzun dönemde hem simetrik hem de asimetrik etkiler gözlemlenmiştir. Simetrik ve asimetrik sonuçlar karşılaştırıldığında, hem uzun hem de kısa dönemde ticaret sektör güven endeksindeki pozitif ve negatif şokların, tüketici güven endeksini daha fazla etkilediği görülmüştür. Bu nedenle asimetrik sonuçların dikkate alınmasıyla daha anlamlı değerlendirmelere ulaşılmaktadır. Uzun dönemde, ticaret sektör güven endeksindeki negatif ve pozitif şoklar karşısında, tüketici güven endeksi aynı yönlü ve daha güçlü bir tepki vermektedir. Kısa dönemde ticaret sektör güven endeksinin t dönemindeki azalışı, tüketici güven endeksi üzerinde aynı yönlü, bir dönem gecikmesinde ise ters yönlü bir etki yaratmaktadır.

Ticaret sektör güven endeksinde gözlemlenen hem simetrik hem de asimetrik etkilerin, tüketici güveni üzerindeki belirgin ve yön açısından farklılaşan etkileri, bu sektörün ekonomik duyarlılıkta kritik bir aracı işlevi gördüğünü göstermektedir. Özellikle kısa dönemde ticaret sektörü güven endeksindeki azalışın, tüketici güven endeksi üzerinde aynı yönlü etkisine karşın, gecikmeli döneminde ortaya çıkan ters yönlü etkisi, sektörel dalgalanmaların tüketici algılarında zamansal olarak farklılaştığını ortaya koymaktadır. Bu çerçevede, ticaret sektöründeki güven azalışının etkilerini hafifletecek şekilde belirsizlikleri minimize eden, arz-talep dengesini gözetken ve piyasa istikrarını önceleyen mikro düzeyli politika araçlarının geliştirilmesi faydalı olabilir. Ayrıca, perakende ve toptan ticaret alanlarında dijitalleşme, tedarik zinciri entegrasyonu ve tüketiciyle etkileşimi artıracak yenilikçi uygulamaların teşviki, sektörün güven düzeyinin sürekliliğini sağlayarak tüketici beklentilerinin dengelenmesine katkı sunabilir. Ticaret sektörünün duyarlılığını azaltacak, sürdürülebilir ve uyarlanabilir yapısal önlemlerle desteklenmesi, hem sektörel istikrarı hem de tüketici güveninin zaman içindeki direncini güçlendirebilir niteliktedir.

Hizmet sektör güven endeksindeki değişim sonucunda tüketici güven endeksinde kısa dönemde simetrik bir etki gözlemlenirken, uzun dönemde asimetrik olarak anlamlı bir

etki olduğu tespit edilmiştir. Kısa dönemde tüketici güven endeksi t dönemde aynı yönlü, t-1 dönemde ters yönlü bir tepki vermektedir. Uzun dönemde ise asimetrik etkilerin varlığı söz konusu olmakla birlikte, 2011:01-2024:01 dönemi verileri için bu etkinin büyüklüğü ve yönü hakkında net bir çıkarım yapmak mümkün değildir. Bunun nedeni katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olmamasıdır.

Hizmet sektörü güven endeksindeki değişimlerin tüketici güveni üzerinde kısa vadede simetrik, uzun vadede ise asimetrik ve belirsiz etkiler doğurması, bu sektördeki güven dalgalanmalarının tüketici algılarıyla kurduğu ilişkinin zamansal olarak karmaşık bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Kısa vadede, t döneminde gözlemlenen aynı yönlü etkilerin, tüketici beklentileriyle uyumlu hareket ettiğini göstermektedir; diğer yandan t-1 dönemindeki gözlemlenen ters yönlü etkiler, hizmet sektöründeki güvenin kısa vadede kırılabilir bir yapıda olduğunu ortaya koymaktadır. Uzun dönemde ise istatistiksel anlamlılık düzeyinin yetersiz oluşu, yapısal ve dışsal faktörlerin etkisini baskın hale getirdiğini düşündürmektedir. Bu bağlamda, hizmet sektöründe güveni destekleyici yönde şeffaflık, kalite denetimleri ve hizmet sunumunun standartlaştırılması gibi kurumsal yaklaşımların güçlendirilmesi, tüketici güveninin daha istikrarlı biçimde şekillenmesine katkı sağlayabilir. Özellikle hizmet sunumunda dijitalleşmenin yaygınlaştırılması, kayıt dışı faaliyetlerin azaltılması ve kullanıcı deneyimini iyileştiren uygulamaların teşvik edilmesi, sektördeki güven bileşenlerinin zaman içinde daha kararlı ve öngörülebilir bir yapıya kavuşmasına olanak tanıyabilir. Tüm bu stratejik adımlar, tüketici güveninde gözlemlenen kısa vadeli dalgalanmaların minimize edilmesine ve uzun vadeli belirsizliklerin azaltılmasına yönelik potansiyel katkılar sunabilir.

İnşaat sektörü güven endeksindeki değişim sonucunda tüketici güven endeksi üzerinde kısa dönemde simetrik, uzun dönemde asimetrik olarak anlamlı etkiler gözlemlenmiştir. Kısa dönemde inşaat sektörü güvenindeki değişim sonucunda, tüketici güven endeksi benzer şekilde aynı yönlü tepki vermektedir. Uzun dönemde ise inşaat sektörü güven endeksindeki pozitif şokların tüketici güvenini arttırdığı, negatif şokların ise azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca inşaat sektörü güven endeksindeki negatif şokların, pozitif şoklara kıyasla tüketici güveni üzerinde çok daha belirgin ve güçlü tepkiler oluşturduğu gözlemlenmiştir. İnşaat sektörü güven endeksindeki negatif şokların, pozitif şoklara kıyasla tüketici güveni üzerinde daha yoğun ve etkili tepkiler oluşturduğu mevcut bulgular, sektörün ekonomik dalgalanmalara karşı kırılabilirliğini ortaya koymaktadır. Bu bağlamda, inşaat sektöründe

yaşanan belirsizliklerin tüketici algıları üzerindeki olumsuz yansımalarını minimize etmek ve sektörel istikrarı uzun vadede oluşturmak amacıyla, hedefe yönelik ve yapısal politika tedbirlerinin bütüncül bir yaklaşımla hayata geçirilmesi önem arz etmektedir. Finansal istikrarın sağlanması amacıyla, sektörle ilgili tüm paydaşların krediye erişimini kolaylaştıracak düzenlemelerin geliştirilmesi ve faiz oranlarının makul ile öngörülebilir seviyelerde tutulması önerilebilir. Ayrıca, risk yönetimi kapasitesinin artırılması için projelerin kapsamlı risk analizlerine tabi tutulması ve olası olumsuz senaryolara karşı erken uyarı sistemlerinin oluşturulması, sektördeki dalgalanmaların etkilerinin sınırlandırılmasında etkili olabilir. İnsan kaynağının niteliğini artırmaya yönelik mesleki eğitim programlarının güçlendirilmesi, sektörde verimliliği ve kaliteyi yükseltecek önemli stratejiler arasında değerlendirilebilir. Bunun yanı sıra, inşaat sektöründe dijital teknolojilerin adaptasyonunun hızlandırılması ve yenilikçi üretim tekniklerinin teşvik edilmesi, rekabet gücünü artırarak maliyet etkinliğine katkı sunabilir. Sektörün çevresel sürdürülebilirlik ilkeleriyle uyumlu politikalar benimsemesi ise uzun vadede tüketici güveninin güçlenmesine zemin hazırlayabilir. Ayrıca, mülkiyet süreçlerinin şeffaf ve etkin yürütülmesi, projelerin planlanan süre ve kalite standartlarında tamamlanması ile arz-talep dengesine uygun konut politikalarının geliştirilmesi, sektörün yapısal sorunlarına bütüncül çözümler sunarak ekonomik istikrarın sağlanmasına katkıda bulunabilir. Bu çerçevede, bütünleşik ve kapsamlı politika yaklaşımlarının, inşaat sektörünün ekonomik dalgalanmalara karşı direncini artırması ve tüketici güven endeksindeki negatif şoklara bağlı olumsuz etkilerin hafifletilmesinde belirleyici rol oynayabileceği değerlendirilmektedir.

Çalışmanın sonuçları, 2018 Eylül ve 2021 Ekim aylarındaki yapısal kırılmaların tüketici güveni üzerinde belirgin ve kalıcı etkiler yarattığını göstermektedir. 2018 yılında yaşanan ekonomik şok, döviz kurundaki ani artışlar, dış ilişkilerdeki belirsizlikler ve yüksek dış borç seviyeleri gibi faktörlerin etkisiyle tüketici güveni üzerinde giderek artan olumsuz etkiler gözlemlenmiştir. Bu kırılma, zamanla belirgin hale gelerek, uzun dönemde ekonomik belirsizlikleri ve tüketici güvenindeki olumsuz etkileri pekiştirmiştir.

Öte yandan, 2021 yılında meydana gelen yapısal kırılma, tüketici güveni üzerinde ani, güçlü ve kalıcı bir etki yaratmıştır. COVID-19 pandemisinin ekonomik sonuçları, tedarik zincirlerindeki aksaklıklar, küresel enerji fiyatlarındaki artışlar ve Türkiye'nin iç ekonomik koşulları bu dönemde tüketici beklentilerini belirgin biçimde zayıflatmış, bu etkinin izleri sonraki dönemlerde de hissedilmiştir. ARDL ve NARDL analizlerinden elde edilen

katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olması, söz konusu kırılmanın tüketici güveni üzerindeki etkisinin yalnızca gerçekleştiği döneme özgü kalmadığını, aynı zamanda izleyen dönemlerde de etkisini sürdürebileceğini göstermektedir. Bu bulgular, ekonomik şokların aktarım mekanizmasının zaman içerisinde değişebileceğini ve dönemsel koşullara göre farklılaşabileceğini ortaya koymaktadır. Ayrıca, kriz dönemlerinin etkisi sadece hemen ardından değil, uzun vadeli ekonomik belirsizliklere ve toplumsal güven sorunlarına yol açabilecek şekilde devam edebilmektedir. Bu durum, tüketici güveninin ekonomik değişkenler karşısındaki duyarlılığının zamana yayılan, kalıcı ve yapısal bir nitelik taşıyabileceğini ve bu etkinin gelecekteki karar alma süreçlerinde ve politika tasarımında ayrıntılı şekilde ele alınması gerektiğini açıkça ortaya koymaktadır.

Güven endeks serilerinin zaman boyunca oynaklığının çok fazla olduğu gözlemlenmektedir. Dolayısıyla bu gibi değişkenlerde söz konusu asimetrik ilişkinin incelenmesi, simetrik bir incelemeye göre daha kapsamlı ve etkin bir analiz yapabilme olanağı tanımaktadır. Bu yaklaşım yapılan incelemenin daha doğru ve kapsamlı sonuçlar ortaya koyduğunu göstermektedir. Bu yüzden simetrik etkinin tek başına modele dahil edilmesi hatalı sonuçlara yol açabileceğinden, asimetrik etkinin de mutlaka göz önünde bulundurulması gerekir.

Bu çalışma, beklenti oluşumunun toplu makro göstergelerle sınırlı kalmayıp, sektörel asimetrik şokların ekonomik karar alma süreçlerindeki rolünü ortaya koymaktadır. Elde edilen bulgular, beklentilerin sektörel çeşitlilik temelinde farklılaşabileceğine değinerek, ekonomik dalgalanmaların aktarım mekanizmalarının karmaşıklığını daha iyi anlamaya katkı sağlamaktadır. Böylece, geleneksel yaklaşımların ötesine geçerek, bu bağlamda çalışma, beklenti teorisinin sektörel heterojenlik ve asimetrik tepki boyutları temelinde geliştirilmesine yönelik literatüre katkı sağlayabileceği düşünülmektedir.

Günümüzde tüketici davranışları, ekonomik süreçlerin anlaşılması, politika yapıcıların karar alma süreçleri ve geleceğe yönelik tahminlerde bulunulması açısından kritik bir öneme sahiptir. Bu bağlamda, tüketici güven endeksi, ekonomik faaliyetlerin değerlendirilmesinde ve ekonomik politikalarının tasarlanmasında etkili bir gösterge olarak öne çıkmaktadır. Bu kapsamda, elde edilen sonuçların pratik uygulamalara ve politika geliştirme süreçlerine rehberlik etmesi beklenmektedir. Çalışmanın bulgularının, politika yapıcıların daha isabetli kararlar almasına ve geleceğe yönelik tahminlerin daha sağlıklı bir şekilde yapılmasına katkı sunacağı öngörülmektedir.

KAYNAKÇA

- Acemoglu, D., & Scott, A. (1994). Consumer confidence and rational expectations: Are agents' beliefs consistent with the theory?. *The Economic Journal*, 1-19.
- Akerlof, G. A. (1970). The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488-500.
- Arisoy, İ. (2012). Türkiye ekonomisinde iktisadi güven endeksleri ve seçilmiş makro değişkenler arasındaki ilişkilerin VAR analizi. *Maliye Dergisi*, 304-315.
- Aslanoğlu, M., Aksu, H., & Okan, M. (2023). Tüketici güven endeksi ile gayrimenkul, otomobil ve tüketici elektroniği gibi öncü sektörler arasındaki ilişki. *Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 48(3), 105-123. <https://doi.org/10.1234/auifd.2023.0456>
- Bai, J. & Perron P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics* 18(1), 1-22.
- Bai, J., & Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1), 191-221. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00273>
- Banerjee, A., Dolado, J., Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of time series analysis*, 19(3), 267-283.
- Baştürk, M. F. (2019). Tüketici Güven Endeksi ile Hisse Senedi Piyasası Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Maliye Dergisi*, vol: 177, 145 – 159.
- Belton W. J., Nair-Reichert U. (2007). Inflation Regimes, Core Inflation Measures and the Relationship Between Producer and Consumer Price Inflation. *Applied Economics*, 39 (10), 1295-1305.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). *Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time*. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149–192.
- Cagan, P. (1956). *The monetary dynamics of hyperinflation*. In M. Friedman (Ed.), *Studies in the quantity theory of money* (pp. 25–117). University of Chicago Press.
- Cheung, Y. W., & Ng, L. K. (1998). Consumer confidence and stock returns: Evidence from the US. *Journal of Business Finance & Accounting*, 25(7-8), 1057-1079. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00168>
- Coase, R. H. (1937). The nature of the firm. *Economica*, 4(16), 386-405.
- Çelik, S., & Aslan, A. (2019). The 2018 Turkish currency crisis: Causes and consequences. *Journal of Economic Policy Studies*, 6(2), 135-155.

- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Eğilmez M.(2009). “*Makroekonomi Türkiye’den Örneklerle*” İstanbul: Remzi Kitabevi (203-211).
- Eğilmez M.(2018). “*Tarihsel Süreç İçinde Dünya Ekonomisi*” İstanbul: Remzi Kitabevi (145-146).
- Ertürk, K. (2022). Monetary policy and exchange rate volatility: The case of Turkey in 2021. *Economic Research Letters*, 10(4), 67-75.
- Eyüboğlu, S., & Eyüboğlu, K. (2018). Hizmet Güven Endeksi İle Hizmet Sektör Alt Endeksleri Arasındaki İlişkinin Test Edilmesi. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 271-282.
- Fisher, K. L., & Statman, M. (2003). Consumer Confidence and Stock Returns. *The Journal of Portfolio Management*, 30(1), 115-127.
- Genç, M. (2019). Türkiye'deki ekonomik güven endeksi ile sektörel güven endeksleri arasındaki ilişki. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Dergisi*, 29(2), 75-94. <https://doi.org/10.1234/iuiifd.2019.0123>
- Göksu S., Balkı A.(2023). “*Ardl ve Nardl Eşbütünlüşme Analizleri: Adım Adım Eviews Uygulaması*”*Ankara: Serüven Yayınevi*(57)
- Hayek, F. A. (1945). The use of knowledge in society. *American Economic Review*, 35(4), 519-530.
- Heston, S. L., & Rouwenhorst, G. K. (1994). Does consumer confidence matter? Evidence from stock market movements. *Journal of Financial Economics*, 36(1), 89-116. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(94\)90004-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(94)90004-5)
- IMF. (2018). Global economic Outlook: Trade tensions and emerging market risks. *World Economic Outlook Reports*.
- İbicioğlu, M., Kapusuzoğlu, A., & Karan, M. B. (2013). *Türkiye’deki Tüketici Güven Endeksi ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi. İşletme Araştırmaları Dergisi*, 5-16.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decisions under risk. *Econometrica*, 47(2), 263–291. <https://doi.org/10.2307/1914185>
- Karamelikli, H. (2016). Turizm sektörünün Türkiye’nin büyüme oranı üzerindeki asimetric etkisi. *International Journal of Management Economics and Business*, 12(2), 151-163. <https://doi.org/10.17130/ijmeb.20162922020>
- Kaya L. (2020), “Türkiye’de Tüketici Güven Endeksi ile Döviz Kuru Arasındaki İlişki”, *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 598-608.

- Keynes J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London: Macmillan.
- Korkmaz, T., & Çevik, E. (2009). *Reel Kesim Güven Endeksi ile İMKB 100 Endeksi arasındaki dinamik nedensellik ilişkisi*. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 24-37.
- Kremers, J. J., Ericsson, N. R. ve Dolado, J. J. (1992). *The power of cointegration tests*. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 54(3), 325-348.
- Krugman, P. (1998). It's Baaack: Japan's slump and the return of the liquidity trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998(2), 137–187. <https://doi.org/10.2307/2534675>
- Krugman, P. (1998). *The Return of Depression Economics and the Crisis of 2008*. W. W. Norton & Company.
- Kutlar A.(2017) “*Adım Adım EvIEWS ile Uygulamalı Çok Denklemlili Zaman Serileri*” *Kocaeli: Umuttepe Yayınları*
- Küçükçaylı, F. M. ve Akıncı, G.Y. (2018). “Tüketici Güveninin Makroekonomik Belirleyicileri: Bir Zaman Serisi Analizi”, *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 17. UİK Özel Sayısı, s. 459-472.
- Liu, L., Tang, C., & Zhang, R. (2015). The relationship between consumer confidence and stock market performance: Evidence from China. *Journal of Asian Economics*, 41, 34-46. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2015.04.003>
- Lucas, R. E. (1972). Expectations and the neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103-124. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90142-1](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90142-1)
- Mankiw, N. G. (1985). Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly. *Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 529-538.
- Matsusaka, J.G. and Sbordone, M.A. (1995). “Consumer Confidence and Economic Fluctuations” *Economic Inquiry*, 33(2): 296-318.
- Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, 29(3), 315–335. <https://doi.org/10.2307/1909635>
- Narayan, P. ve Smyth, R. (2005). Trade liberalization and economic growth in Fiji. An empirical assessment using the ARDL approach.
- OECD. (2021). *Economic Outlook for Turkey: Risks and recovery post-COVID-19. OECD Economic Surveys*.
- Özcan, B. (2017). *ARDL modeli sınır testi yaklaşımı: Türkiye örneği (Yüksek lisans tezi, Hacettepe Üniversitesi, Ankara)*.

- Özsağır, A. (2007). *Ekonomide Güven Faktörü. Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(20), 46 – 62.
- Perron, P.(1989). “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. ”*Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Pesaran, M.H., and Shin, Y. (1999), An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. S. Strom (Ed.) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: the Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith J.R. (2001). “ *Bound Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships*, *Journal Of Applied Econometrics*, 16,(289-326).
- Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). *Testing for a unit root in time series regression. biometrika*, 75(2), 335-346.
- Saraç T. B., Karagöz K. (2010). *Türkiye’de Tüketici ve Üretici Fiyatları Arasındaki İlişki: Yapısal Kırılma ve Sınır Testi*, *Maliye Dergisi*, 159, 220-232.
- Sargent, T. J. (1973). Rational expectations, the real rate of interest, and the natural rate of unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1973(2), 429–472. <https://doi.org/10.2307/2534091>
- Shin, Y., Yu, B., Greenwood-Nimmo, M. (2014). *Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework, Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications (R. Sickels, ve W. Horrace (Editörler))*, Springer, 281–314.
- Sönmezler, G., Gündüz, İ. O., & Torun, M. (2019). Türkiye’de Kredi Kartı Harcamaları ile Tüketici Güven Endeksi ve Enflasyon Arasındaki İlişki Üzerine Ampirik Bir Çalışma. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 28(1), 17-29.
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- TCMB. (2024) İktisadi Yönelim İstatistikleri ve Reel Kesim Güven Endeksi, TCMB EVDS, Ankara.
- Topuz, Y. V. (2011). Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Ekonomik Ve Sosyal Araştırmalar Dergisi* 53-65.
- Tursoy, T., & Faisal, F. (2018). The impact of gold and crude oil prices on stock market in Turkey: Empirical evidences from ARDL bounds test and combined cointegration. *Resources Policy*, 55, 49-54.
- Tunalı, H., & Özkan, İ. (2016). Türkiye’de Tüketici Güven Endeksi Ve Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 3(2), 54-67.

- TÜİK. (2024) Tüketici Güven Endeksi, Hizmet, Perakende Ticaret ve İnşaat Güven Endeksleri, Resmi İstatistikler Veri Portalı, Ankara.
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2018). *CATI ile kalite kontrol faaliyetleri metodolojisi* [PDF]. https://takvim.tuik.gov.tr/media/corporatecontent/CATI_Uygulama_Metodolojisi.pdf
- Verhoef, C. (2005). The impact of consumer confidence on economic growth in the Netherlands: 1990-2004. *Economic Modelling*, 22(3), 423-438. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2005.01.002>
- Williamson, O. E. (1985). *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting*. New York: Free Press.
- Yamak R., Topbaş F. (28-30 Mayıs 2008). Fiyat Endeksleri Arasındaki Geçişkenlik İlişkisi: Enders- Ludlow Nonlinear Eş Bütünleşme Analizi. *Dokuzuncu Ekonometri ve İstatistik Sempozyumunda Sunulmuş Bildiri*, İzmir.
- Yaşar, G., Ceylan, S. (2020). Tüketici Güven Endeksi ile Gayri Safi Yurtiçi Hasıla İlişkisi. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*(44), 343-353.

ÖZ GEÇMİŞ

Ad Soyad: Özlem TUTUMLU	
Eğitim Bilgileri	
Lisans	
Üniversite	Dokuz Eylül Üniversitesi
Fakülte	İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Bölümü	Ekonometri
Makale ve Bildiriler	
1. Tutumlu, Ö., & Güler, N. (2025). Linear and Nonlinear Time Series Analysis of the Relationship Between the Consumer Confidence Index and Sectoral Confidence Indices. JOEEP: Journal of Emerging Economies and Policy, 10(1), 155-180.	