

Araştırma Makalesi

Enflasyon ve Tüketici Güveni İlişkisi: Türkiye Örneği Üzerine Bir İnceleme

The Relationship Between Inflation and Consumer Confidence: An Analysis in The Case of Turkey

Pelin YANTUR

Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Yeni Yüzyıl Üniversitesi

İktisadi İdari Bilimler Fakültesi

peлин.yantur@yeniyuzyil.edu.tr

<https://orcid.org/0000-0002-2558-6218>

Makale Geliş Tarihi	Makale Kabul Tarihi
13.11.2025	09.12.2025

Öz

Politika yapıcılarının makroekonomik analizlerinde tüketici davranışlarını esas alarak ekonomik politika inşa etmeleri kritik bir öneme sahiptir. Bireylerin geleceğe yönelik beklentilerini, genel ekonomik durum görüşlerini, kendi mali durumunu yansıtan tüketici güven endeksi ile enflasyon arasında hem nedensel hem de eşanlı olarak gelişebilen karmaşık bir ilişki olup talep yönlü hareketlerin belirlenmesinde önemli bir rol oynamaktadır. Bu çalışma Türkiye’de 2012: 12- 2025: 06 dönemleri için aylık verilerle tüketici fiyat endeksi ile tüketici güven endeksi arasındaki nedensellik ilişkisini bulgulamakta olup bu ilişkinin yönünü ve dinamiğini uzun ve kısa dönem perspektifinden ekonometrik yöntemlerle analiz etmektedir. Çalışmanın bulgularında Türkiye’de tüketici güven endeksi değişkeni ile enflasyon arasında çift yönlü anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Çalışmada uzun dönem için tüketici güvenindeki %1’lik bir artışın enflasyon oranında 7,26 puanlık bir düşüşü sağladığı bulgulanırken enflasyondaki 1 puanlık artışın tüketici güvenliğini %5,7’lik düşürdüğü tespit edilmiştir. Ayrıca elde edilen karşılaştırmalı etki büyüklükleri, enflasyonun tüketici güvenliğini üzerindeki etkisinin (%5,7) ve tüketici güvenliğini enflasyon üzerindeki etkisinin (%5,5) birbirine oldukça yakın şiddette seyrettiğini göstererek ilişkinin karşılıklı ve dengeli bir yapıda işlediğini daha açık ve metodolojik açıdan daha güçlü biçimde ortaya koymaktadır. İki değişken, denge ilişkisi içerisinde hareket etmekle birlikte güven- enflasyon ilişkisi karşılıklı etkileşime girmekte ve ekonomi politikaları tasarımıda önemli bir rol teşkil etmektedir. Bu çalışma fiyat istikrarı sağlanması hedefinde tüketici beklentileri ve güvenliğin dikkate alınmasının önemine vurgu yapmaktadır.

Anahtar Kelimeler: ARDL, Enflasyon, Tüketici Güven Endeksi, Türkiye.

Abstract

Policymakers must base their macroeconomic analyses on consumer behavior when formulating economic policies. The consumer confidence index, which reflects individuals' future expectations, general economic outlook, and financial situation, has a complex relationship with inflation, which can develop both causally and simultaneously, and plays a significant role in determining demand-side movements. This study investigates the causal relationship between the consumer price index and the consumer confidence index in Turkey using monthly data for the period 2012:12-2025:06. It analyzes the direction and dynamics of this relationship from a long-term and short-term perspective using econometric methods. The study finds a significant, bidirectional, negative relationship between the consumer confidence index variable and inflation in Turkey. The study finds that a 1% increase in consumer confidence leads to a 7.26-point decrease in inflation in the long term, while a 1-point

Önerilen Atıf /Suggested Citation

Yantur, P., 2025, Enflasyon ve Tüketici Güveni İlişkisi: Türkiye Örneği Üzerine Bir İnceleme, Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi, 60(4), 4553-4566.

increase in inflation reduces consumer confidence by 5.7%. In addition, the comparative effect sizes obtained show that the effect of inflation on consumer confidence (5.7%) and the effect of consumer confidence on inflation (5.5%) are very similar in intensity, demonstrating more clearly and methodologically stronger that the relationship operates in a reciprocal and balanced structure. While the two variables move in equilibrium, the confidence-inflation relationship interacts and plays a significant role in economic policy design. This study emphasizes the importance of considering consumer expectations and confidence in achieving price stability.

Keywords: ARDL, Confidence Index, Consumer, Inflation, Türkiye.

1. Giriş

Ekonomik aktörlerin geleceğe dair beklentileri finansal karar alma süreçlerini doğrudan etkilemekle birlikte tüketici güveni endeksi beklentilerin en önemli göstergelerinden biri haline gelmektedir. Bu doğrultuda güven- fiyat etkileşiminin yönü başta enflasyon olmak üzere makroekonomik göstergeler açısından kritik bir rol oynamaktadır.

Belirsizlik dönemlerinde bu etkileşim ekonomik karar alma süreçlerinde yüksek enflasyona maruz kalan ülkelerde güven algısını etkileyip söz konusu ülkelerde önemli bir sorunsal olarak ortaya çıkmaktadır. Literatürde yer alan ampirik çalışmaların bulguları doğrultusunda enflasyon ve tüketici güveni değişkeni arasındaki etkileşimin yönü nedensellik bulgularına göre farklılık göstermektedir. Yapılan bazı ampirik araştırmalarda gerçekleşen enflasyonun tüketici güvenliğini etkilediği bulgusuna ulaşılrken bazı çalışmalarda ise güvenin enflasyonist etkilediği sonucuna varılmıştır. Bu nedenle çalışma kapsamında Türkiye ekonomisi örnekleminde tüketici fiyat endeksi ile tüketici güven endeksi nedensellik ilişkisi çift yönlü olarak analiz edilmiştir.

Çalışmada 2012:12- 2025:06 dönemini kapsayan 151 aylık veri kullanılmış olup kullanılan değişkenler mevsimsellikten arındırılarak analiz edilip tespitler yapılmıştır. Değişkenler arasında kısa ve uzun dönemli ilişkinin varlığı test edilmiştir. Bu çalışmanın literatüre katkısı Türkiye’ de politika yapımcılar açısından uygulamaya dönük çıkarımlar yapabilmek adına enflasyon ve tüketici güveni arasındaki nedensellik ilişkisini ampirik çalışma ile ortaya koymaktır. Çalışmada büyük çoğunluğu harcama yönlü büyüme kompozisyonuna sahip Türkiye ekonomisi açısından fiyat istikrarının tutturulması için para ve maliye politikalarının sadece sayısal hedefler değil tüketici beklentisi ve güvenine de duyarlı bir politika setinin önemi vurgulanmaktadır.

2. Literatür Taraması

Ekonomik karar alma süreçlerinde tüketici güveni ve enflasyon arasındaki ilişki önemli bir rol oynamaktadır. Belirsizlik dönemlerinde ise bu ilişki bir araştırma alanı olarak daha fazla önem taşımaktadır. Tüketici güveni ile enflasyon arasındaki bu ilişkinin (yapısı, düzeyi ve gelişim süreci) literatürde özellikle ampirik çalışmalarda daha fazla göze çarpmaktadır. Fakat bu çalışmalarda elde edilen bulgular her ülkenin kendisine özgü yaşadığı ekonomik, sosyal ve siyasal belirsizlik dönemlerinde kullandıkları yöntemlere göre farklılaşmıştır. Bu kapsamda bu çalışmada öncelikli olarak uluslararası literatürler incelenmiş ve literatüre katkıları tespit edilmiştir.

Bachmann ve Sims (2012), çalışmasında ABD verileri üzerinde çalışmış özellikle ekonomik kriz dönemlerindeki tüketici güvenindeki değişimin fiyatların genel seviyesindeki etkisini incelemiştir. Çalışma aynı zamanda kamu harcamalarının da etkisini güven ile ele almış ve güvenin normal zamanlarda değil ama belirsizlik dönemlerinde önemli rol oynadığını tespit etmiştir. Carrol, Fuhrer ve Wilcox (1994) ise tüketici güveni ve enflasyon ilişkisinin hanehalkı harcamaları üzerine etkisini çalışmada incelemiştir. Tüketici güveninin gelecek gelir beklentisi üzerindeki etkisi üzerinde durulmuş ve güvenin azalmasıyla ekonomik hareketliliğin azaldığı tespit edilmiştir. Mishkin (2007) ise bu iki gösterge arasındaki ilişkide merkez bankalarının rolünü incelemiştir. Çalışmada 1980’lerden sonra dengeli para politikaları sayesinde uzun vadeli beklentilerin daha öngörülebilir olmasıyla enflasyon şoklarının kalıcı olmamasının ilişkisi aktarılmıştır. Bu durum sonucunda merkez bankaları da enflasyon şoklarına daha az agresif tepki vermek zorunda kalmaktadır. Dees ve Brinca (2011) ve Algieri (2004) ise Avrupa özelinde iki endeksi incelemiştir. Dees ve Brinca daha çok ABD ve Euro bölgesini karşılaştırarak kriz sonrası yani 2007- 2009 dönemine odaklanarak güvenin ekonomideki dalgalanmalara nasıl yansıdığını incelemiştir. Granger nedensellik testleri ile ABD’ de tüketimi servet ve hisse senetleri fiyatları ile açıklamış ve Euro bölgesini doğrudan tüketici güveni ve faiz oranı ile açıklamıştır. Çalışmada enflasyon doğrudan modellenmemiş olsa da bulgular aracılığıyla dolaylı

çıkarımlar yapılmıştır. Çalışma euro bölgesinde tüketici güveninin güçlü bir rol oynadığı sonucuna erişmiştir. Algieri ise Rusya üzerine yazdığı makalede Doğu Avrupa üzerinde de çalışmış ve doğrudan tüketici güven endeksi olmasa da enflasyon farklarını içeren reel efektif kur üzerinden fiyat rekabetini ve bu rekabetin ihracata etkisini incelemiştir. Doğu Avrupa ülkelerinde yüksek enflasyonun yerel paranın değer kaybetmesine yol açtığını vurgulamış olup bu durumun tüketiciler ve yatırımcıların geleceğe güven duymamasına sebep olduğunu açıklamıştır.

Türkiye özelinde tüketici güven endeksi ile enflasyon ilişkisinin incelendiği ampirik çalışmalar, ilişkinin hem kısa hem uzun dönemde anlamlı olduğunu göstermektedir. İlk olarak, Yalman ve Koşaroğlu (2023) tarafından 2012:01–2023:01 dönemi için yapılan çalışma, Johansen eşbütünleşme sonuçlarına dayanarak tüketici güveni ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını tespit etmektedir. Çalışmada enflasyonun tüketici güveni üzerindeki etkisinin özellikle yüksek enflasyon dönemlerinde daha belirgin olduğu ortaya konmuştur (Yalman ve Koşaroğlu, 2023). Tüketici güveni ile makro değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri inceleyen bir başka çalışma Zambak, Özeş-Özgür ve Çiçek (2022) tarafından yürütülmüştür. 2007–2020 dönemine ait aylık verilerle yapılan Johansen eşbütünleşme analizi, tüketici güveni ile enflasyon arasında uzun dönemli bir birlikte hareket ilişkisi olduğunu göstermektedir. Granger nedensellik analizi ise enflasyonun kısa dönemde tüketici güvenliğini tek başına belirlemediğini, ancak uzun dönemde diğer makro değişkenlerle birlikte güven düzeyini etkilediğini ortaya koymaktadır (Zambak vd., 2022). Tunalı ve Özkan (2016) ise 2004:01–2015:12 dönemi verileriyle tüketici güven endeksi ile tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi incelemiş, uzun dönemde eşbütünleşme, kısa dönemde ise tüketici fiyat endeksinden tüketici güven endeksine doğru nedensellik olduğunu tespit etmişlerdir. Bulgular, özellikle fiyat artışlarının tüketici güveni üzerinde doğrudan bir baskı yarattığını ve beklenti kanalının Türkiye’de belirgin işlediğini göstermektedir (Tunalı ve Özkan, 2016).

3. Metodoloji

Çalışmanın bu bölümünde araştırma modelleri ve modelde yer alan değişkenler ve araştırmada kullanılan ekonometrik yöntemler ifade edilmiştir. Araştırma modelleri eşitlik 1 ve eşitlik 2’de gösterilmektedir.

$$ENF_t = \alpha + \beta LNTGE_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$LNTGE_t = \rho + \gamma ENF_t + \mu_t \quad (2)$$

Burada t alt imleri zaman boyutunu göstermekte olup 2012 12.ay ile 2025 6.ay arasındaki 151 aylık gözlemi içermektedir. α ve ρ simgeleri sabit terimlerini ifade etmektedir. ε ve μ terimleri ise denklem hata terimlerini göstermektedir. Denklemlerde yer alan ENF değişkeni tüketici fiyat endeksindeki aylık değişimi yani aylık tüketici enflasyonu gösterirken, LNTGE değişkeni ise tüketici güven endeksi serisinin logaritmasını ifade etmektedir. Denklemlerde görüldüğü üzere araştırma kapsamında tüketici güven endeksinin tüketici enflasyonu üzerindeki etkisi ve tüketici enflasyonunun tüketici güven endeksi üzerindeki etkileri çift taraflı olarak incelenmektedir.

Araştırmada kullanılan verilerin aylık frekansta zaman serileri verisi olması sebebiyle sahte regresyon kuşkusunun bertaraf edilmesi amacıyla ilk aşamada değişkenler için mevsimsel etki testleri gerçekleştirilmiştir. Her iki değişkenin de mevsimsel etki içerdiği görüldüğünden X-12 Census metodolojisi kullanılarak mevsimsel etkiler giderilmiştir (Phillips ve Wang, 2016). İlerleyen kısımda değişkenlerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesi adına yapılan birim kök testleri yer almaktadır. Zaman serilerinde durağan olmayan değişkenler arasında yapılacak regresyonların da sahte regresyon kuşkusu barındırdığı bilinmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017). Değişkenlerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesi amacıyla ADF ve PP birim kök testleri uygulanmıştır (Dickey ve Fuller, 1979, s. 427-431) (Phillips ve Perron, 1988) Değişkenlerin yapısal kırılma özellikleri incelendiğinde her iki değişkenin de yapısal kırılma özelliğine sahip olduğu görüldüğünden değişken durağanlık düzeylerine karar verme aşamasında yapısal kırılma altında ADF ve PP gibi birim kök testlerinin yanlış sonuçlar verme ihtimali göz önünde bulundurularak durağanlık süreçleri Yapısal Kırılmalı Birim Kök testleri ile de denetlenmiştir (Harris ve Sollis, 2003, s. 22). Birim kök sınamaları sonunda her iki değişkenin de düzeyde durağan olmayan ancak ilk farklarında durağanlaşan (I(1)) yapıda oldukları görülmüştür.

Araştırma modellerinde değişkenlerin birinci farklarında durağan olmaları sebebiyle ARDL F Sınır testi yöntemi kullanılmıştır (Çil, 2018) . ARDL F sınır testi yöntemi iki aşamadan oluşmaktadır. Birinci

aşama değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığını sınanır. İkinci aşamada ise eş bütünleşik oldukları bulgularan serilerin uzun ve kısa dönem katsayıları hesaplanır. Anlaşılabilirlik amacıyla iki değişkenli bir araştırma modeli için sınır testi yaklaşımında uzun dönemli ilişkinin sınanması amacıyla aşağıdaki denklem tahmin edilir. (Pesaran ve Shin, 2001)

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \lambda_i \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

Eşitlik 3'te yer alan p ve q sırasıyla Akaike bilgi kriterine göre belirlenen bağımlı ve bağımsız değişken gecikme sayılarını, β_0 , β_1 , β_2 , δ_i ve λ_i regresyon katsayılarını göstermektedir. Δ ise birinci operatörü olarak kullanılmıştır.

F Sınır testi için sıfır hipotezi aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$$

F test istatistiğinin alt kritik sınırdan küçük olduğu bulgulandığında eş bütünleşmenin olmadığını gösteren sıfır hipotezi kabul edilmelidir. Aksi halde test istatistiği üst kritik sınırdan büyük olduğunda eş bütünleşmenin varlığına karar verilir. Test istatistiğinin alt ve üst sınır değerleri arasında yer alırsa kararsızlık bölgesi söz konusudur.

EŞ bütünleşme ilişkisi saptandıktan sonra ARDL uygun p ve q gecikmeleri ile aşağıdaki gibi tahmin edilir.

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_i X_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

Modelde uzun dönem katsayıları şu şekilde hesaplanmaktadır;

$$\theta_i = \frac{\lambda_0 + \lambda_p + \dots \lambda_p}{1 - \delta_1 + \delta_2 + \dots \delta_q} \quad (5)$$

Hata düzeltme modeli ile kısa dönem katsayıları tahmin edilmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (6)$$

Burada EC hata düzeltme terimidir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığının kanıtlanması adına hata düzeltme teriminin anlamlı, negatif ve mutlak olarak 2'den küçük değer olması beklenir.

4. Bulgular

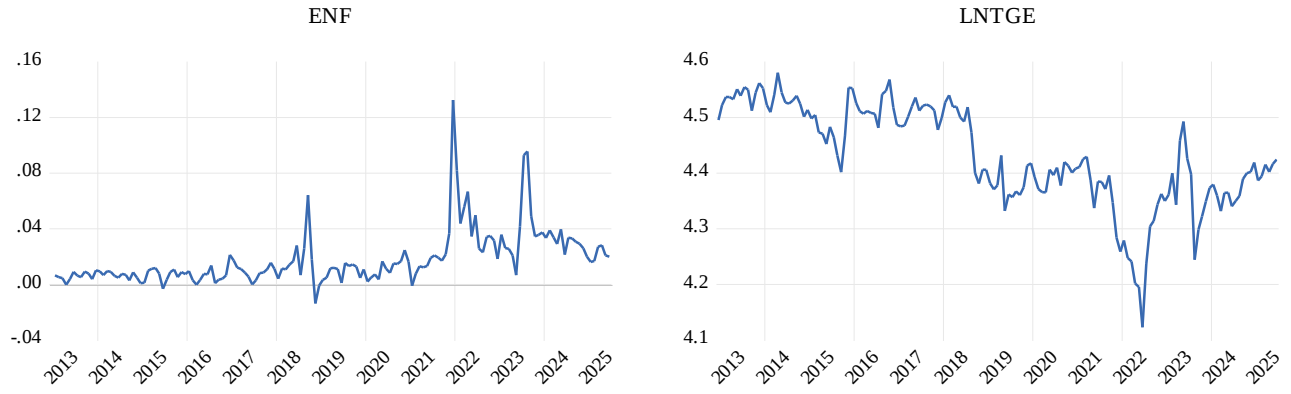
Değişkenlerin betimsel istatistikleri Tablo 1'de gösterilmektedir.

Tablo 1: Değişkenlerin Betimsel İstatistikleri

İstatistik	ENF	LNTGE
Ortalama	1.78539	4.43248
Medyan	1.15345	4.41956
Maksimum	13.26370	4.58082
Minimum	-1.37659	4.12313
Std. Sapma	1.94554	0.09056
Çarpıklık (S)	2.68565	-0.57309
Basıklık (K)	13.14094	3.01563
Jarque-Bera	$\chi^2(02)=823.059***$ 0.000	$\chi^2(02)=8.212**$ 0.016
Mevsimsellik Testi	$F(11, 138)=2.922***$ [0.000]	$F(11, 138)=1.930**$ [0.041]
Gözlem Sayısı	150	150

*** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeylerinde anlamlılıkları ifade eder, (parantez içlerinde test serbestlik dereceleri yer almaktadır.), [köşeli parantez içlerinde anlamlılık değerleri yer almaktadır.]

ENF değişkeni -1.37659 ile 13.26370 değerleri kapsamında 1.78539 ortalama ile 1.94554 standart sapmayla normal dışı dağılmaktadır ($\chi^2(02)=823.059$, $p<0.01$). LN(TGE) değişkeni ise 4.12313 ile 4.58082 değerleri arasında 4.43248 ortalama ile 0.09056 standart sapmayla normal dışı dağılmaktadır ($\chi^2(02)=8.212$, $p<0.05$) Mevsimsellik testi bulguları incelendiğinde ENF değişkeninin %1, LNTGE değişkeninin ise %5 anlamlılık ile istatistiksel olarak önemli mevsimsel etkiler içerdikleri bulgulanmaktadır. Her iki değişken için de X-12 Census ile mevsimsel etkilerin giderilmesinin arındırılarak çalışmaya devam edilmiştir. Değişkenlerin zaman seyir grafikleri ise Grafik 1’de gösterilmektedir.



Grafik 1: Değişkenlerin Zaman Seyir Grafikleri

Grafikler incelendiğinde ENF değişkeninin 2021 yılının 12.ayına kadar belirgin bir trendi olmayan ortalama yapısal kırılma özelliğine sahip bir değişken olduğu, 2021 12.ayından itibaren ise yukarı yönlü trend ile ortalama ve trendde yapısal kırılmalara sahip bir seri olduğu bulgulanmaktadır. LNTGE’de ise çalışma dönemi boyunca aşağı yönlü bir trende sahip iken birçok dönemde hem ortalama hem de trendde yapısal kırılma özelliklerine sahiptir. Söz konusu yapısal kırılma özellikleri dikkate alındığında değişkenlerin birim kök süreçlerinin incelenmesi esnasında ADF ve PP birim kök testleri bulgularının yapısal kırılmalı birim kök testleri ile desteklenmesinin faydalı olacağı düşünülmüştür.

ADF ve PP birim kök testi sonuçları aşağıdaki gibidir.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Testinin Sonuçları

Değişken	ADF		PP		Karar
	Sabit	Sabit&Trend	Sabit	Sabit&Trend	
ENF	-2.567	-3.048	-4.895***	-6.0830	I(1)
	[0.102]	[0.123]	[0.000]	[0.000]	
Δ ENF	-13.246***	-13.202***	-28.174***	-24.042***	I(1)
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	
LNTGE	-2.392	-3.468**	-2.192	-3.438*	I(1)
	[0.146]	[0.047]	[0.210]	[0.050]	
Δ LNTGE	-12.601***	-12.567***	-15.910***	-16.236***	I(1)
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	

*** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeylerinde anlamlılıkları ifade etmekte olup, [köşeli parantez içlerinde anlamlılık değerleri yer almaktadır.] Değişken birinci farkını ifade eder. Optimal Gecikme (Lag) değerleri Maksimum 8 Gecikmeye Kadar Olan Gecikmeler İçerisinden Schwarz Bilgi Kriteri Kapsamında Belirlenmiştir

Tablo 2 analiz edildiğinde ENF’ nin ADF birim kök testine göre düzeyde durağan olmayan ancak birinci devresel farkında durağanlaşan değişken görünümüne sahip olduğu gözlemlenmektedir. Diğer yandan PP birim kök testine göre ise değişken düzey durağan bir değişken yapısındadır. Durağanlık hipotezi ret kararı her iki birim kök testi istatistikleri doğrultusunda ortaklaşa verildiğinde ENF değişkeninin ilk farkında durağanlaşan bir değişken olduğu görülmektedir ($ENF \sim I(1)$).

LNTGE değişkeni birim kök bulguları ise sabit ve trend spesifikasyonları arasında farklılıklar göstermektedir. ADF ve PP birim kök testi sabitli spesifikasyonlarına göre değişken düzeyde durağan

olmayan ancak birinci devresel farkında durağanlaşan değişken görünümünde iken, söz konusu testlerin sabit ve trend içeren spesifikasyonlarına göre en az %10 anlamlılık düzeyinde düzeyde durağan bir değişkendir. Durağanlık hipotezi ret kararı birim kök testi ve spesifikasyonları istatistikleri doğrultusunda ortaklaşa verildiğinde değişkenin düzeyde durağan olmayan ancak ilk farkında durağanlaşan bir değişken olduğu ifade edilebilir. Değişken zaman serisi bileşenleri incelenirken bahsedildiği üzere değişkenler için birim kök süreçlerine dair nihai karar yapısal kırılmaları işleme alan birim kök testleri doğrultusunda verilecektir. Yapısal kırılmalı birim kök testinin sonuçları aşağıda yer alan tablodaki gibidir.

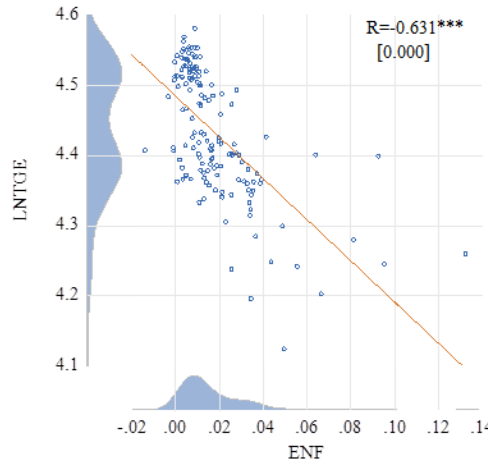
Tablo 3: Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testinin Sonuçları

Değişken	Birim Kök Spesifikasyonları				Karar
	Sabit	Kırılma Spesifikasyonları			
		Trend Ve Sabit			
		Sabit	Trend	Sabit Ve Trend	
ENF	-4.782**	-4.753*	-3.697	-4.812	I(1)
	[0.019]	[0.067]	[0.484]	[0.121]	
Δ ENF	-14.181***	-14.128***	-13.203***	-17.293***	
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	
LNTGE	-4.728**	-3.679	-3.442	-4.291	I(1)
	[0.022]	[0.577]	[0.439]	[0.342]	
ΔLNTGE	-13.861***	-13.813***	-12.589***	-13.703***	
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	

*** (%1), ** (%5), * (%10) ifadeleri anlamlılık düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Δ : Değişkenin Birinci Devresel Farkını simgelemekte olup [parantez içlerinde anlamlılık değerleri yer almaktadır.], Uygun Gecikme Schwarz Bilgi Kriteri ile belirlenmiştir. (Max lag=8), Kırılmalar Dickey-Fuller Min-t istatistiği ile belirlenmiştir

Her iki değişken de sabit ve trend özelliğine sahip ve sabitte ve trendde yapısal kırılma dönemleri içeren değişkenlerdir. Bu sebeple sabit ve trend kırılma spesifikasyonu için hesaplanan test istatistikleri dikkate alındığında %1 anlamlılık düzeyinde düzeyde durağan olmayan ve ilk farkında durağanlaşan değişken yapıları görülmektedir.

Değişkenlerdeki dağılım grafiği ve korelasyon katsayısı aşağıdaki tabloda gösterilmektedir.

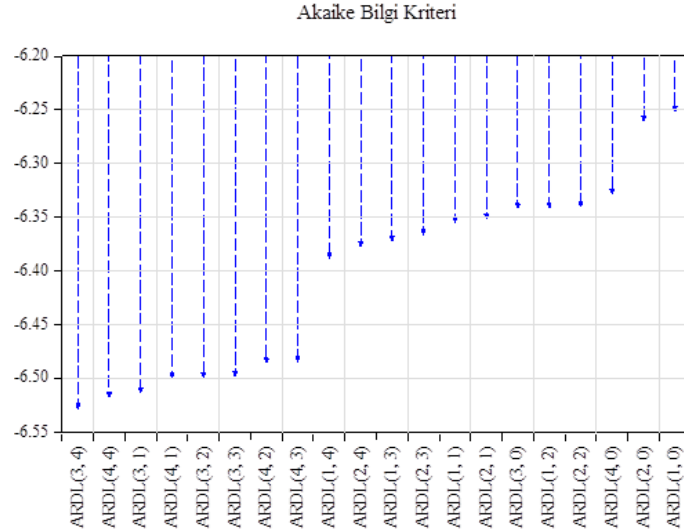


Grafik 2: Dağılım Grafiği

Grafik incelendiğinde LNTGE ile ENF arasında orta üzeri şiddette negatif bir korelasyon örüntüsü dikkat çekmektedir. Değişkenler arası korelasyon katsayısı da benzer şekilde %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve orta büyüklüktedir ($R=-0.631, p<0.01$).

Araştırma modellerindeki değişkenlerin düzeyde durağan olmamaları ve birinci farklarında durağan olmaları üzerinde araştırma modellerinin ARDL F Sınır testi yönteminin kullanılmasına karar

verilmiştir. Model 1 için ARDL optimal gecikme uzunluklarının seçilmesi amacıyla Akaike Bilgi Kriteri değerleri Grafik 3'te karşılaştırılmaktadır.



Grafik 3: Model 1 Akaike Bilgi Kriteri Karşılaştırmaları

Grafik 3'te gösterildiği üzere bağımlı değişkenin (ENF) 3 bağımsız değişkenin (LNTGE) 4 gecikme aldığı ARDL modeli en küçük Akaike Bilgi Kriterini vermektedir. Model 1 ARDL (3, 4) tahmin bulguları ve tanısal test istatistikleri ise Tablo 4'te yer almaktadır.

Tablo 4: Model 1 ARDL (3, 4) Tahmin Bulguları

F Sınır Testi İstatistikleri H_0 : Eş Bütünleşme Bulunmamaktadır.				
Test İstatistiği	Anlamlılık	I(0)	I(1)	
F=6.85057***	10%	3.02	3.51	
k=1	5%	3.62	4.16	
	1%	4.94	5.58	
Uzun Dönem Bulguları				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t	[p]
LNTGE	-7.25532**	3.20168	-2.27	0.025
Sabit Terim	33.74543**	14.24767	2.37	0.019
Kısa Dönem Ve Hata Düzeltme Modeli Bulguları				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t	[p]
ΔENF_{t-1}	-0.07342	0.06244	-1.18	0.242
ΔENF_{t-2}	-0.29761***	0.05849	-5.09	0.000
$\Delta LNTGE_t$	-13.06832	2.23082	-5.86	0.000
$\Delta LNTGE_{t-1}$	0.92284	2.30476	0.40	0.690
$\Delta LNTGE_{t-2}$	3.53937	2.31548	1.53	0.129
$\Delta LNTGE_{t-3}$	5.46215	2.24927	2.43	0.017
Kukla (2021M12=1)	9.87411	0.91201	10.83	0.000
ECM_{t-1}	-0.26802	0.05869	-4.57	0.000
Tanısal İstatistikler				
White Değişen Varyans Testi	$\chi^2_{(44)}=125.623***$	[0.000]		
LM Otokorelasyon Testi	$\chi^2_{(2)}=1.784$	[0.409]		
Ramsey Reset Testi	F(1, 136)=2.054	[0.154]		

*** (%1), ** (%5), * (%10) Anlamlılık Düzeyinde Anlamlılığı İfade Etmektedir. Δ : Değişkenin İlk Devresel Farkını ifade etmekte olup, [parantez içlerindeki anlamlılık değerleri yer almaktadır.]

Tablo 4 analiz edildiğinde White değişen varyans testi sonuçları kapsamında modelde %1 anlamlılıkla istatistiksel açıdan önemli bir değişen varyans problemi olduğu ($\chi^2_{(44)}=125.623$, $p<0.01$), LM otokorelasyon testi kapsamında ise %10 anlamlılıkla istatistiksel açıdan önemli bir otokorelasyon

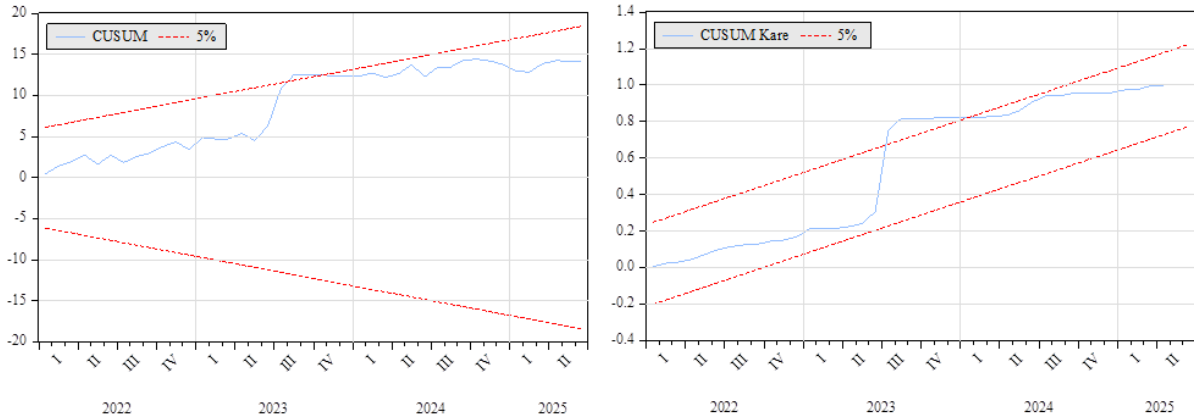
problemi olmadığı görülmektedir ($\chi^2_{(2)}=1.784$, $p>0.10$) Model White Dirençli (robust) standart hatalar ile çalışılmıştır. Ramsey Reset testi kapsamında modelde %10 anlamlılık düzeyinde fonksiyonel form hatası bulunmamaktadır ($F(1, 136)=2.054$, $p>0.10$) Diğer yandan bağımlı değişkenlerde 2021 yılı 12. ayında görülen yapısal kırılmanın katsayı istikrarını bozduğu Cusum ve Cusum kare testleri ile tespit edilmiş olup söz konusu yapısal kırılma ARDL modelde kukla değişken yardımıyla modellenerek katsayı istikrarının sağlanması amaçlanmıştır.

F sınır testi incelendiğinde eş bütünleşme olmadığı şeklindeki sıfır hipotezinin %1 anlamlılık seviyesinde reddedilemediği bulgulanmaktadır. ($F=6.85057>5.58$). Dolayısıyla modeldeki değişkenlerin %1 anlamlılık ile eş bütünleşik oldukları veya uzun dönemde bir denge ilişkisine sahip oldukları ifade edilebilir.

Uzun dönem katsayıları analiz edildiğinde LNTGE değişkeninin ENF değişkeni üzerinde %5 anlamlılık seviyesinde anlamlı ve negatif bir uzun dönem etkisine sahip olduğu bulgulanmaktadır ($\beta=-7.25532$, $p<0.05$). Dolayısıyla uzun dönemde TGE değişkenindeki %1'lik bir artışın ENF üzerinde yaklaşık 7.26 puan bir azalışa neden olduğu söylenebilir.

Kısa dönem dinamikleri incelendiğinde hata düzeltme mekanizmasının işlevsel olduğu tespit edilmektedir ($ECM_{t-1}=-0.26802$, $p<0.01$). Bu doğrultuda uzun dönem dengesinden sapmaların -0.26802 uyarılma hızı ile yaklaşık 4 dönemde tekrar dengeye geldiği söylenebilir ($1/0.26802=3.731065$). Kısa dönemde tahmin edilen katsayılar incelendiğinde ise LNTGE değişkeninin ENF değişkeni üzerindeki cari dönem etkisinin sırasıyla %1 ile anlamlı ve negatif olduğu bulgulanmaktadır ($\lambda_0=-13.06832$, $p<0.01$) Buna karşılık üç dönem gecikmeli etkinin ise %5 anlamlılık düzeyi ile anlamlı ve pozitif olduğu görülmektedir ($\lambda_3=5.46215$, $p<0.05$). Bir ve iki dönem gecikmeli etkiler ise %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamsızdır ($\lambda_1=0.92284$, $p>0.10$), ($\lambda_2=3.53937$, $p>0.10$).

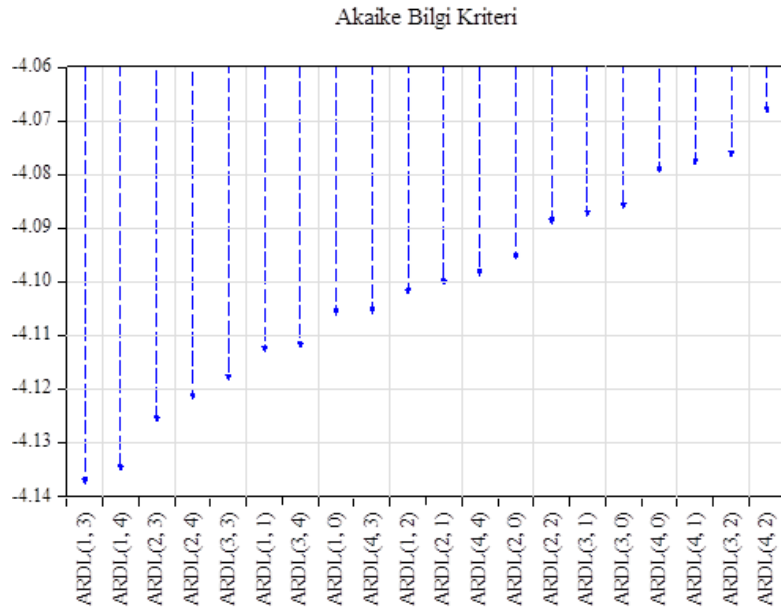
ARDL model için katsayı istikrar koşullarının sağlanıp sağlanmadığının analizi amacıyla hesaplanan Cusum ve Cusum kare istatistikleri aşağıda yer alan grafikteki gibidir.



Grafik 4: Model 1 Cusum ve Cusum Kare Test İstatistikleri

Yukarıdaki grafikler analiz edildiğinde Cusum ve Cusum Kare test istatistiklerinin çalışma dönemi süresince genel olarak %5 anlamlılık bandı içerisinde yer aldığı birkaç dönem ise %5 anlamlılık bandı dışına çıktığı ancak bu bandı fazla aşmadığı görülmektedir. Bu durumda çoğu dönem %5 olmakla beraber çalışma dönemi için en az %10 anlamlılık düzeyinde katsayı istikrarı koşullarının sağlandığı söylenebilir.

Model 4 için ARDL optimal gecikme uzunluklarının seçilmesi amacıyla Akaike Bilgi Kriteri değerleri aşağıdaki grafikte karşılaştırılmaktadır.



Grafik 5: Model 2 Akaike Bilgi Kriteri Karşılaştırmaları

Grafik 5'te gösterildiği üzere bağımlı değişkenin (LNTGE) 1, bağımsız değişkenin (ENF) 3 gecikme aldığı ARDL modeli en küçük Akaike Bilgi Kriterini vermektedir. Model 1 ARDL (1, 3) tahmin bulguları ve tanısal test istatistikleri Tablo 5'teki gibidir.

Tablo 5: Model 2 ARDL (1, 3) Tahmin Bulguları

F Sınır Testi İstatistikleri H_0 : Eş Bütünleşme Bulunmamaktadır.				
Test İstatistiği	Anlamlılık	I(0)	I(1)	
F= 4.59221**	10%	3.02	3.51	
k=1	5%	3.62	4.16	
	1%	4.94	5.58	
Uzun Dönem Bulguları				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t	[p]
ENF	-0.05665***	0.01531	-3.70	0.000
Sabit Terim	4.52334***	0.02638	171.46	0.000
Kısa Dönem Ve Hata Düzeltme Modeli Bulguları				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t	[p]
ΔENF_t	-0.01527***	0.00228	-6.70	0.000
ΔENF_{t-1}	-0.00060	0.00202	-0.30	0.767
ΔENF_{t-2}	-0.00542***	0.00203	-2.67	0.009
Kukla (2021M12=1)	0.12051***	0.03726	3.23	0.002
ECM _{t-1}	-0.13563***	0.03628	-3.74	0.000
Tanısal İstatistikler				
White Değişen Varyans Testi	$\chi^2_{(21)}=43.128***$	[0.003]		
LM Otokorelasyon Testi	$\chi^2_{(2)}=0.856$	[0.652]		
Ramsey Reset Testi	F(1, 139)=0.122	[0.727]		

*** (%1), ** (%5), * (%10) Anlamlılık Düzeyinde Anlamlılığı İfade Etmektedir. Δ : Değişkenin Birinci Devresel Farkını İfade Etmekte Olup [parantez içlerinde anlamlılık değerleri yer almaktadır.]

Tablo 4 analiz edildiğinde White değişen varyans testi sonuçları kapsamında modelde %1 anlamlılıkla istatistiksel olarak önemli bir değişen varyans sorunu olduğu ($\chi^2_{(21)}=43.128$, $p<0.01$), LM otokorelasyon testi kapsamında ise %10 anlamlılık ile önemli bir otokorelasyon sorunu olmadığı görülmektedir ($\chi^2_{(2)}=0.856$, $p>0.10$) Model White Dirençli (robust) standart hatalar ile çalışılmıştır. Ramsey Reset testi doğrultusunda modelde %10 anlamlılık düzeyinde fonksiyonel form hatası bulunmamaktadır (F(1,

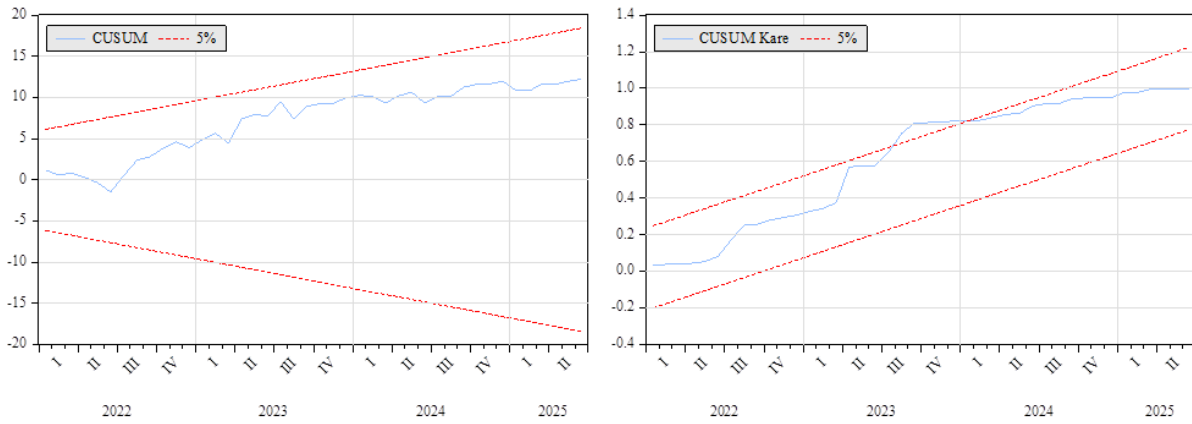
136)=0.122, $p>0.10$) Değişkenlerde 2021 12. ayında görülen ortak yapısal kırılma ARDL modelde kukla değişken yardımıyla modellenerek katsayı istikrarının sağlanması amaçlanmıştır.

F sınır testi istatistikleri incelendiğinde eş bütünleşme olmadığı şeklindeki sıfır hipotezinin %5 anlamlılık düzeyinde reddedilemediği bulgulanmaktadır ($F=4.59221>5.58$). Modelde yer alan değişkenlerin %1 anlamlılık ile eş bütünleşik oldukları ve uzun dönemde denge ilişkisine sahip oldukları görülmektedir.

Uzun dönem katsayıları incelendiğinde ENF değişkeninin LNTGE değişkeni üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir uzun dönem etkisine sahip olduğu görülmektedir ($\gamma = -0.05665$, $p<0.01$). Bu durumda uzun dönemde ENF değişkenindeki 1 puanlık bir artışın TGE üzerinde yaklaşık %5.665'lik bir azalışa neden olduğu söylenebilir.

Kısa dönem dinamikleri incelendiğinde hata düzeltme mekanizmasının işlevsel olduğu sonucuna varılmaktadır ($ECM_{t-1} = -0.13563$, $p<0.01$). Dolayısıyla uzun dönem dengesinden sapmaların -0.26802 uyarılma hızı ile yaklaşık 7 dönemde tekrar dengeye geldiği ifade edilebilir ($1/0.13563=7.373$). Kısa dönemde tahmin edilen katsayılar incelendiğinde ENF değişkeninin cari dönem etkisi ile 2 dönem gecikmeli etkilerinin %1 anlamlılık ile istatistiksel olarak anlamlı ve negatif oldukları tespit edilmektedir ($\lambda_0 = -0.01527$, $p<0.01$) ($\lambda_2 = -0.00542$, $p<0.01$). Bir dönem gecikmeli etkinin ise %10 anlamlılık ile istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür ($\lambda_1 = -0.00600$, $p>0.10$).

ARDL model için katsayı istikrar koşullarının sağlanıp sağlanmadığının analizi amacıyla hesaplanan Cusum ve Cusum kare istatistikleri Grafik 6'da gösterilmektedir.



Grafik 6: Model 2 Cusum ve Cusum Kare Test İstatistikleri

Grafikler analiz edildiğinde görüleceği üzere Cusum ve Cusum Kare test verilerinin çalışma döneminde çoğunlukla %5 anlamlılık bandı içerisinde bazı dönemlerde ise %5 anlamlılık bandı dışına çıktığı fakat bandı fazla aşmadığı görülmektedir. Bu durumda çoğu dönem %5 olmakla beraber çalışma dönemi için en az %10 anlamlılık düzeyinde katsayı istikrarı koşullarının sağlandığı söylenebilir.

Model 1 ve model 2 bulgularını karşılaştırmadan önce Tüketici Güven Endeksi değişkeninin logaritmik olduğu göz önünde alındığında elastisite için dönüşümlerin yapılması elzemdir. Aksi takdirde birim ve yüzdeler üzerinden yapılacak karşılaştırmalar doğru olmayacaktır. Bu bağlamda Model 1'de hesaplanan uzun dönem katsayısı için elastisite denklem 7'deki gibi hesaplanmaktadır.

$$\text{Elastisite} = \beta \times (\overline{LNTGE} / \overline{ENF}) \quad (7)$$

$$\text{Elastisite} = -7.25532 \times (4.432484 / 1.785386) = -18.02$$

Model 2 için ise yarı elastisite denklem 8'deki gibi hesaplanmaktadır.

$$\text{Yarı Elastisite} = \gamma \times 100 \quad (8)$$

$$\text{Yarı Elastisite} = -0.05665 \times 100 = -5.665$$

Etki oranları hesaplandığında model 2'de ENF değişkenindeki 1 puan değişim karşılığında TGE'de %5.665 negatif yönde bir değişmeye karşılık model 1'in tersinden gidilerek ENF değişkeninde 1 puanlık değişim için TGE değişkeninde $1/0.1802 = 5.549$ ters yönde değişim gerekmektedir. Ortak birimlerde

karşılaştırma yapıldığında etki oranları ENF için %5.665, TGE için ise %5.549 hesaplanmaktadır. Görüldüğü üzere birimlerden arındırılmış etkiler birbirlerine oldukça yakındır. Göreli etkiler arasındaki fark sadece %1.16 olarak hesaplanmıştır. Bu durum, Türkiye ekonomisinde güven-enflasyon dinamiklerinin karşılıklı döngüsel bir yapı sergilediğini ortaya koymasından önemlidir.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Beklentilerin en önemli göstergelerinden biri haline gelen tüketici güven endeksi ile fiyat etkileşimi arasındaki ilişki makroekonomik göstergeler açısından büyük önem arz etmektedir. Bir ülkenin ekonomik politikası inşasında sayısal hedeflerin yanında tüketici beklentileri ve güven algısı da göz önünde bulundurulmalıdır. Bu çalışma 2012:12- 2025:06 dönemine ait 151 aylık veriler kullanılarak tüketici güven endeksi ile enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi ARDL sınır testi yöntemiyle analiz edilmiştir. Yapılan analizin sonucunda ise bu iki değişkenin uzun dönemde çift yönlü bir ilişkisinin olduğu bulgulanırken bu ilişkinin anlamlı ve negatif yönlü olması literatürde yer alan benzer ampirik çalışmalarla (Bachmann ve Sims, 2012; Dees ve Brinca, 2013) uyumlu olduğunu göstermektedir. Çalışmanın bulgularına göre Türkiye ekonomisinde güven- enflasyon değişkenleri karşılıklı etkileşim içerisinde olup bu etkileşim denge içerisinde meydana gelmektedir. Buna göre Türkiye'deki tüketici güveninde görülen %1'lik bir artış enflasyonda 7,26 puanlık bir düşüşü sağladığı tespit edilirken enflasyonda yaşanan 1 puanlık artışın tüketici güveninde %5,7'lik azalışa sebep olduğu bulgulanmıştır. Türkiye'de kısa dönemde hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı bulunması uzun dönemde ise dengesinden sapmaların dört ile yedi aylık bir süre içerisinde dengeye dönmesi ekonomide yaşanan güven şoklarının veya fiyat artışlarının zamanla dengelendiğini göstermektedir.

Bu çalışmanın sonucuna göre tüketici güveni ve fiyat istikrarı arasında karşılıklı etkileşimli dengeye duyarlı kuvvetli bir ilişki bulunmaktadır. Bu nedenle para ve maliye politikasının inşası sırasında tüketici güveni kritik bir rol oynamaktadır. Politika yapıcılar enflasyon hedeflemesi sürecinde tüketici güven endeksini göz önünde bulundururken iletişim politikası olarak güveni destekleyen bir dil tercih edilmelidir. Tüketici güven endeksi verisi bu kadar kritik bir rol oynarken verinin efektif şekilde toplanmış olması zaruridir. Bu doğrultuda tüketici güveninin ve beklentilerin doğru ölçülmesi açısından endeks bileşenleri bölgeselleştirilip genişletilebilir. Böylece tüketici güveni endeksinde veri toplama aşaması veri politikası açısından uygun hale getirilmiş olacaktır.

Kaynaklar

- Algieri, B. (2004). Price and Income Elasticities of Russian Exports. *The European Journal of Comparative Economics*, 1(2), 175-193.
- Bachmann, R. & Sims, E. R. (2012). Confidence and the Transmission of Government Spending Shocks. *Journal of Monetary Economics*, 59(3), 235-249.
- Carroll, C. D., Fuhrer, J. C. & Wilcox, D. W. (1994). Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why?. *The American Economic Review*, 84(5), 1397-1408.
- Çil, N. (2018). *Finansal Ekonometri*. İstanbul: DER Yayınları.
- Dees, S., & Brinca, P. S. (2013). Consumer Confidence as a Predictor of Consumption Spending: Evidence for the United States and the Euro area. *International Economics*, 134, 1-14.
- Dickey, D. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 427-431.
- Harris, R. & Sollis, R. (2003). *Applied Time Series*. John Wiley & Sons.
- Ludvigson, S. C. (2004). Consumer Confidence and Consumer Spending. *Journal of Economic Perspectives*, 18(2), 29-50.
- Mert, M. & Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gaus Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Mishkin, F. S. (2007). Inflation Dynamics. *International Finance*, 10(3), 317-334.
- Pesaran, M. & Y.Shin. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Econometrica*, s. 289-326.

- Phillips, K. R. & Wang, J. (2016). Seasonal Adjustmen of Hybrid Time Series: An Application to US Regional Jobs Data. *Journal of Economic and Social Measurement*, 191-202.
- Phillips, P. B. & P.Perron. (1988). Testing for Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 335-346.
- Sevüktekin, M. & Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Dora Yayınevi.
- Tunalı, H. & Özkan, İ. E. (2016). *Türkiye’de Tüketici Güven Endeksi ve Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi*. İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi, 3(2), 54–67.
- Yalman, İ. N. & Koşaroğlu, Ş. M. (2023). *Tüketici Güven Endeksi ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin Türkiye İçin Analizi*. International Congress on Eurasian Economies.
- Zanbak, M., Özeş-Özgür, R., & Çiçek, E. (2022). *Tüketici Güven Endeksi ile Seçilmiş Makro Değişkenler Arasındaki İlişkinin Johansen Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi: Türkiye Örneği*. Gaziantep University Journal of Social Sciences, 21(1), 108–126.

Araştırma Makalesi

Enflasyon ve Tüketici Güveni İlişkisi: Türkiye Örneği Üzerine Bir İnceleme

The Relationship Between Inflation and Consumer Confidence: An Analysis in The Case of Turkey

Pelin YANTUR

Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Yeni Yüzyıl Üniversitesi

İktisadi İdari Bilimler Fakültesi

peлин.yantur@yeni-yuzyil.edu.tr

<https://orcid.org/0000-0002-2558-6218>

Extended Summary

Price stability in a country's economy directly determines the confidence of economic agents and their expectations for the future. The consumer confidence index, which reflects both current and future economic perceptions, has the potential to trigger demand-driven inflation. Particularly in developing countries such as Turkey, which struggle with persistent inflation, fluctuations in consumer confidence emerge as a key issue influencing consumption expenditure and, consequently, the level of price formation. Therefore, this study emphasizes the importance of confidence in the formulation of monetary and fiscal policies.

This study econometrically investigates the causal relationship between consumer confidence and inflation in the Turkish economy using monthly data covering the period 2012:12–2025:06. The analysis contributes to the literature by revealing a bi-directional causality between the consumer confidence index and inflation and by examining their long-run and short-run dynamics through the ARDL bounds testing approach. The relationship between these two variables becomes more pronounced during periods of heightened political and economic uncertainty.

Bachmann and Sims (2012), in their U.S. study, emphasized the decisive role of confidence particularly during crisis periods; Carroll, Fuhrer, and Wilcox (1994) found that when confidence declines, household consumption contracts. Mishkin (2007) highlighted the importance of central bank communication, while Algieri (2004) argued that high inflation undermines consumer confidence by affecting the exchange rate. In economies characterized by high inflation, such as Turkey, this effect negatively influences consumption decisions. The majority of empirical studies examining these two variables report a bi-directional and dynamic relationship, though its strength and depth vary depending on countries' economic structures, past crisis experiences, and monetary policy frameworks.

In this research, Consumer Confidence Index (CCI) and Consumer Price Index (CPI) data published by the Turkish Statistical Institute (TURKSTAT) were utilized to estimate the magnitude and direction of the relationship between the two variables in the Turkish economy. The data, adjusted for seasonal effects using the X-12 Census method, indicate a –0.63 negative correlation between the two variables, suggesting that higher confidence is associated with lower price increases, whereas rising prices reduce confidence.

The results of Model 1 demonstrate the existence of a long-run cointegration relationship, with a 1% increase in consumer confidence leading to a 7.26-point decrease in inflation. In Model 2, where consumer confidence is treated as the dependent variable, the findings reveal a bi-directional and negative relationship between the variables. These results indicate that the relationship between confidence and inflation in the Turkish economy operates within a mutual and balanced feedback cycle.

Overall, consumer confidence and inflation are found to be cointegrated and move together in the long run. This outcome shows that price increases directly shape society's economic perception, while confidence, in turn, influences inflation expectations. In particular, following the structural breaks observed after 2021, the decline in confidence has adversely affected future price expectations, generating spending-driven inflationary pressures—consistent with the findings of this study.

The consumer confidence index thus plays a pivotal role in the design of both fiscal and monetary policy. Policymakers should analyze its regional and demographic components in detail. Price stability objectives should be achieved not only through monetary instruments but also through coordinated expectation management. Communication strategies that strengthen confidence are expected to yield more effective results. Conversely, in scenarios of deteriorating consumer confidence, price increases tend to accelerate, reinforcing a vicious cycle within the economy.