



JOEEP

e-ISSN: 2651-5318
Journal Homepage: <http://dergipark.org.tr/joeep>



Araştırma Makalesi • Research Article

Enflasyon Oranının Ekonomik Belirleyicileri: Türkiye İçin Bir Analiz

Economic Determinants of Inflation Rate: An Analysis for Türkiye

Pelin Yantur ^{a,*}

^a Dr., İstanbul Yeni Yüzyıl Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, 34010, İstanbul/Türkiye
ORCID: 0000-0002-2558-6218

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 14 Nisan 2025

Düzeltilme tarihi: 30 Mayıs 2025

Kabul tarihi: 16 Haziran 2025

Anahtar Kelimeler:

Enflasyon

Döviz Kuru

Enflasyon Beklentileri

Reel Faiz

Brent Petrol

ARTICLE INFO

Article history:

Received: April 14, 2025

Received in revised form: May 30, 2025

Accepted: June 16, 2025

Keywords:

Brent Oil

Exchange Rate

Inflation

Inflation Expectations

Real Interest Rate

ÖZ

Türkiye ekonomisinde yüksek enflasyon sorunsalı kronikleşmiş olup fiyat istikrarı hedefi doğrultusunda enflasyon üzerindeki dinamikler son yıllarda hem ekonomik karar alıcılarda hem piyasa katılımcılarında hem de akademik çalışmalarda büyük tartışma konusu olmuştur. Ana amacı fiyatları kontrol altında tutmak olan heterodoks para politikaları zaman zaman yürütülüp enflasyon sorunsalı çözümlenmeye çalışılsa da özellikle 2023 genel seçim sonrası enflasyonla mücadelede ortodoks politikalar güdülmüş olup faiz ve döviz kuru değişkeninin önemi çıktılarıyla bir kez daha vurgulanmıştır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisinde fiyat istikrarının sağlanmasında reel faizin, döviz kurunun, TCMB ve TÜİK işbirliğiyle yürütülen Tüketici Eğilimi Anketi ile bulguların hanehalkı 12 ay sonrası yıllık enflasyon beklentisinin ve Brent petrol fiyatının etkisini ampirik olarak analiz ederek uzun dönem ve cari dönem ilişkisini ortaya çıkarmaktır. Çalışmanın bulgularına göre değişkenlerin enflasyon üzerinde uzun dönem ve cari dönem seyri incelendiğinde en büyük etkiye sahip olan bozulan döviz kuru değişkeni iken her iki dönemde de Brent petrol fiyatındaki seyir ve reel faiz değişkenleri ile enflasyon arasında anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Hanehalkı enflasyon beklentisinde ise cari dönem enflasyon üzerinde anlamlı bir ilişki saptanmazken uzun vadede anlamlı ve pozitif bir katsayı bulunmuştur.

ABSTRACT

The issue of high inflation in the Turkish economy has become chronic, and the dynamics affecting inflation have been a major topic of debate in recent years among economic decision-makers, market participants, and academic studies, all in the pursuit of achieving price stability. Heterodox monetary policies, aimed at controlling prices, have occasionally been implemented to address the inflation problem. However, especially after the 2023 general elections, orthodox policies have been pursued in the fight against inflation, with the importance of interest rates and exchange rates being highlighted once again through their outcomes. This study aims to empirically analyze the effects of real interest rates, exchange rates, and the Consumer Tendency Survey conducted in cooperation with the Central Bank of Turkey (TCMB) and the Turkish Statistical Institute (TÜİK), which measures household inflation expectations for the next 12 months, and Brent crude oil prices on price stability in the Turkish economy, and to uncover the relationship between these variables in both the long and current terms. According to the findings of the study, when examining the long-term and current-period trends of the variables on inflation, the exchange rate, which has worsened, has the greatest impact. At the same time, a significant relationship was found between both periods' inflation and the movements in Brent oil prices and real interest rates. Regarding household inflation expectations, no significant relationship was found with current-period inflation, but a meaningful and positive coefficient was detected in the long term.

1. Giriş

Yaşanan fiyat artışlarının temel nedeni literatürde farklı gerekçelere dayandırılmış olup farklı teorik açıklamalar getirilmiştir. Keynes (1936) ve Phillips (1958) fiyat artışlarının temel nedenini üretim maliyetlerindeki artışlara dayandırırken; Mundell (1963) ve Miller (1992) döviz kuru değişimlerinin iç fiyatlara yansımaları öne çıkarmışlardır.

Phelps (1967) ve Friedman (1968) ise enflasyon beklentilerine vurgu yapmış olup beklentilerin doğru yönetilmediği koşullarda yüksek enflasyona sebebiyet verebildiğini tespit etmişlerdir. Son yıllarda artan ekonomik, jeopolitik, ekonomik oynaklık ile makro ekonomik dengeler hızlı bir şekilde bozulmuş olup ekonomik krizlerin giderek daha sık yaşandığı günümüz dünyasında yüksek enflasyon

* Sorumlu yazar/Corresponding author.

e-posta: peilin.yantur@yeniuyuzil.edu.tr

Atıf/Cite as: Yantur, P. (2025). Enflasyon Oranının Ekonomik Belirleyicileri: Türkiye İçin Bir Analiz. *Journal of Emerging Economies and Policy*, 10(1), 630-640.

This article is published under the Creative Commons Attribution (CC BY 4.0) licence. Anyone may reproduce, distribute, translate and create derivative works of this article (for both commercial and non-commercial purposes), subject to full attribution to the original publication and authors.

sorunsalını bir kez daha meydana getirmiştir. Açık ekonomilerde başta döviz kurları olmak üzere önemli değişkenler enflasyonist baskılara sebebiyet verirken geleceğe ilişkin enflasyon beklentilerinin bozulmasına yol açmış öne çekilen taleple fiyat istikrarının bozulmasına bir kez daha neden olmuştur. Kronik enflasyon sorunsalı geleceğe ilişkin beklentileri olumsuz etkilerken uzun vadeli yatırımların akışını zorlaştırmakta ve fiyatlama davranışlarının bozulmasına sebebiyet vermektedir. Özellikle Türkiye gibi hem kronikleşmiş enflasyon sorunsalına sahip hem de büyüme hassasiyeti gösteren gelişmekte olan ülke ekonomilerinde bu sorun çok daha ön plana çıkmıştır. Bu doğrultuda gerek akademik çalışmalar, ekonomik karar alıcılar gerekse piyasa katılımcıları ve reel sektör temsilcileri enflasyonist baskılara çözüm önerileri sunarken bağımsız değişkenler üzerinde görüş ayrılıkları yaşamışlardır. Çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisinde 2015:01- 2024:12 dönemleri için aylık verilerle tüketici fiyat endeksi aylık değişimi üzerinde, döviz kuru, reel faiz oranı (ex-post), hanehalkı 12 ay sonrası yıllık enflasyon beklentisi ve brent petrol değişkenlerinin etkisini ekonometrik olarak ortaya koymaktır. Çalışmada değişkenler belirlenirken nominal döviz kurunun ve brent petrol fiyatının aylık ortalaması esas alınırken Türkiye ekonomisinde son yıllarda gerçekleşen ve beklenen enflasyon arasındaki ilişkinin kopmasıyla gerçekleşen enflasyon dikkate alınarak reel faiz oranının ex-post değeri alınarak modelde çalışılmıştır. Çalışmadaki modele dahil edilen bir diğer değişken ise son dönemlerde talep yönlü enflasyonist baskıya sebep olan ve fiyatlama davranışların bozulmasına zemin hazırlayan hanehalkı 12 ay sonrası yıllık enflasyon beklentisi göstergesidir.

2. Literatür Taraması

Son yıllarda döviz piyasasında yaşanan yukarı yönlü hareketlilik hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerdeki enflasyonist baskıları meydana getirmiş olup para piyasalarındaki müdahaleler öne çıkmaya başlamıştır. Enflasyonist baskıda döviz kuru geçişkenliğinin yüksek olduğuna dair bulgular daha çok yüksek enflasyona maruz kalan ülkelerde ortaya çıkarken düşük enflasyonlu ülkelerde görece düşük bulgulanmıştır (Goldfajn & Werlag, 2000). Literatürde Türkiye'nin de örneklem içerisine dahil edildiği gelişen ülke gruplandırmasındaki çalışmalarda geçişkenlik katsayısı yüksek katsayı olarak tespit edilmiş olup Mihaljek ve Klau (2001) çalışmasında kısa dönem katsayısını 0,56 ile Choudri ve Hakura (2001) 0,52 ile yüksek bulgulanmışlardır. Leigh ve Rossi (2002) de çalışmasında benzer sonuca erişmiş ve geçişkenliği yüksek bulgulanmıştır. Edwards (2006) enflasyon ile döviz kuru arasında ilişki olduğunu bulgularken Ca'Zorzi vd. (2007) döviz kurunun fiyatlara geçişkenliğinde pozitif bir ilişkinin varlığını tespit etmiştir. Bal (2012), döviz kuru ve enflasyon arasında nedensellik ilişkisi bulgulanmıştır. Madesha vd. (2013), Winkelried (2014), Cheikh & Louhichi (2016), Oke & Adetan (2018), Srithilat vd. (2018) çalışmaları geçiş etkisini bulgulanmışlardır.

Faiz oranı ve enflasyon değişkenleri arasındaki ilişki Fisher denklemi (Fisher, 1930) ile açıklanmakta olup beklenen faiz oranı ile enflasyon arasındaki ilişkiyi pozitif ilişki şeklinde tanımlamaktadır. Literatürdeki birçok çalışma Fisher hipotezinin geçerliliğini bulgulanmıştır. Sahadudhher (2012), Samani & Ansari (2017), Alimi & Ofenyelu (2013), Ayub vd. (2014) çalışmaları Fisher hipotezinin geçerli olduğunu savunmuştur.

Enflasyon hedeflemesi rejimini uygulayan merkez bankasının yürüttüğü para politikasının sonucu gerçekleşen enflasyon ile bir bağ kurması güvenilirlik açısından önem arz etmektedir. Literatür genellikle enflasyon ve enflasyon belirsizliği üzerine odaklanmıştır. Fountas ve Karanasos (2007), Chen & Shen (2008), Karahan (2012) çalışmaları bir para politikası güderken ekonomik karar vericilerin ekonomik birimlerin enflasyon beklentilerini göz önünde bulundurmaları gerektiğini vurgularken Friedman (1977) ve Ball (1992) yüksek düzeydeki enflasyonun belirsizliği artırdığı görüşünü ortaya koyarak enflasyonun kontrol altına alınmasını zorlaştıracak savunmaktadır. Literatürde birçok çalışma petrol fiyatları ile enflasyon ilişkisinin analizinde pozitif bir ilişki bulgulanmışlardır. Leblanc ve Chinn (2004) ABD, Fransa, İngiltere ve Japonya örneklemine petrol fiyatlarında meydana gelen artışın enflasyon üzerinde doğrudan artırıcı etkisi olduğunu bulgulanmıştır. Roeger (2005) petrol fiyatlarındaki artışın enflasyon üzerinde kısa vadede artırıcı etkisi olduğunu bulgulanmıştır. Choi, Furceri, Loungani, Mishra, Poplawski, Ribeiro (2017) çalışması örneklem olarak 72 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerinde çalışmış olup küresel petrol fiyatlarında yaşanan yüzde 10'luk artış karşısında enflasyon oranının yüzde 0,4 kadar artırdığını bulgulanmışlardır. Dedeoğlu ve Kaya (2014) çalışmasında Türkiye örneklemini üzerinde analiz sonucu petrol fiyatlarındaki artışın enflasyonist bir baskı yarattığını bulgulanmış olup geçiş etkisinin tüketici fiyatlarından çok daha fazla üretici fiyatlarında olduğunu tespit etmişlerdir.

3. Veri Seti ve Metodoloji

Araştırmada ekonomik değişkenlerin kısa- uzun dönemli ilişkilerin tespiti açısından ARDL sınır testi yöntemi benimsenmiştir. Araştırmanın değişkenleri ve ekonometrik analiz yöntemleri aşağıdaki gibi tanımlanmış olup tahmin edilmek istenen araştırma modeli eşitlik 1'deki gibi gösterilmektedir.

$$\log(\text{INF}_t) = \alpha + \beta_1 \log(\text{EXPOST}_t) + \beta_2 \log(\text{EXPECT}_t) + \beta_3 \log(\text{BRENT}_t) + \beta_4 \log(\text{USD}_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlikteki t alt imi zaman boyutu göstergesi olup 2015 Ocak ayı ile 2024 Kasım ayı arasındaki 119 adet aylık veriyi içermektedir. Eşitlikteki α denklem sabit terimlerini ifade ederken, ε denklem sabit terimlerini simgelemektedir. ($\varepsilon_t \sim N(\mu, \sigma)$) Denklemdeki β_i katsayıları bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki tahmin edilecek

olan etkilerini göstermektedir (i=1, 2, 3). Log ifadeleri ise değişkenlerin modelde logaritmik olduğunu göstermektedir. Modeldeki değişkenlerin tanımı Tablo 1'de açıklanmaktadır.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımlaması

Simge	Değişken	Veri Kaynağı
INF	Tüketici Fiyat Endeksi Aylık Değişimi	Türkiye İstatistik Kurumu
EXPOST	Ex- Post Reel Faiz Oranı	T.C Merkez Bankası
EXPECT	Tüketici Anketi Yıl Sonu Faiz Oranı Beklentisi	Türkiye İstatistik Kurumu
BRENT	Brent Petrol Varil Fiyatı	Bloomberg
USD	USD/TL Kuru	Bloomberg

Tablo1'de yer alan değişkenlere ait değerler belirtilen veri kaynaklarından elde edildikten sonra değişkenlerdeki mevsimsel etkiler F ve Kruskall Wallis H testi ile test edilmiştir. Politika faiz oranı değişkeninin %1 anlamlılık düzeyinde mevsimsel etki içerdiği görülmüş ve değişken X-11 Census metoduyla mevsimsel etkilerden arındırılmıştır (Phillips & Wang, 2016) Diğer değişkenlerin ise mevsimsellik içermediği görülmüştür. Mevsimsellik çözümlemesinin ardından değişkenler için gerekli dönüşümler yapılarak zaman serisi analizlerine geçilmiştir. $EX - POST = \frac{1+Politika\ Faiz\ Oranı}{1+Aylık\ Enflasyon} + 1$ dönüşümü ile elde edilmiş olup, mevsimsel arındırma dönüşüm öncesi gerçekleştirilmiştir.

Araştırma modelinin çözülmesi zaman serileri ekonometrisi konusu olup modelin zaman serisi özellikleri önem taşımaktadır. Bu bağlamda ilk aşamada değişkenlerin durağanlık durumlarının belirlenmesi amacıyla ADF ve PP birim kök testleri uygulanmıştır (Said & Dickey, 1984, s. 599- 607). Durağanlık koşulu zaman serisi analizinde aranmakta olup durağan olmayan zaman serilerindeki sahte ilişkilerin tespiti açısından önem arz etmektedir. Sahte regresyon üzerine çalışılan modeller büyük çoğunlukla iyi sonuçlar verirken çoğunlukla anlamsız olduğu bulgulanmaktadır (Sevütekin & Çınar, 2017, s. 559).

Verilerin durağanlık durumlarının tespiti adına yapılan ADF ve PP birim kök testlerinde örneklemdaki değişkenlerin farklı derecelerden durağan oldukları görülmüştür. Klasik ekonometride durağan olmayan zaman serilerinin durağan oldukları farkları alınarak işlem yapılmasına rağmen söz konusu yaklaşımın Granger ve Newbold (1977) uzun döneme ilişkin bilgiyi ortadan kaldırması nedeniyle durağan olmayan değişkenlerin söz konusu şekilde kullanılmasının uygun olmadığını açıklamaktadır (Granger & P.Newbold, 1977). Bu bağlamda Engle-Granger (1987) durağan olmayan zaman serileri arasındaki ilişkilerin eş-bütünleşme analizleri ile incelenmesini önermektedir. (Engle & Granger, 1987) Engle-Granger (1987) tarafından literatürü kazandırılan eş bütünleşme kavramına göre, iki ya da daha

fazla serinin, uzun dönemde denge eşitliği içerecek şekilde ilişkisi varsa seriler durağan olmayan skostik trend içerseler bile zaman içinde yakın hareket etmekte olup aralarındaki farkın durağan olduğu gözlemlenmektedir (Harris & Sollis, 2003, s. 22). Engle-Granger (1987) tarafından geliştirilen eş bütünleşme analizi sonrasında, birçok alternatif eş bütünleşme testi önerilmiştir (örneğin, Johansen testi, Phillips-Ouliaris testi ve Gregory-Hansen testi). (Johansen, 1991) (Phillips & Ouliaris, 1990) (Gregory & Hansen, 1996) Ancak, bu testlerin çoğu yalnızca aynı dereceden durağan değişkenlere (I(0) veya I(1)) uygulanabilmektedir. Buna karşın, ARDL F sınır testi, değişkenlerin en fazla birinci dereceden durağan (I(1)) olduğunda farklı mertebelerden durağan değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkilerinin incelenmesine olanak tanımaktadır. (Pesaran & Y.Shin, 2001)

ARDL sınır testi öncelikle değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi sınanmaktadır. Değişkenlerin eş bütünleşik olduğu belirlendikten sonra serilerin kısa/ uzun dönem katsayıları bulunmaktadır (Pesaran & Y.Shin, 2001).

4. Bulgular

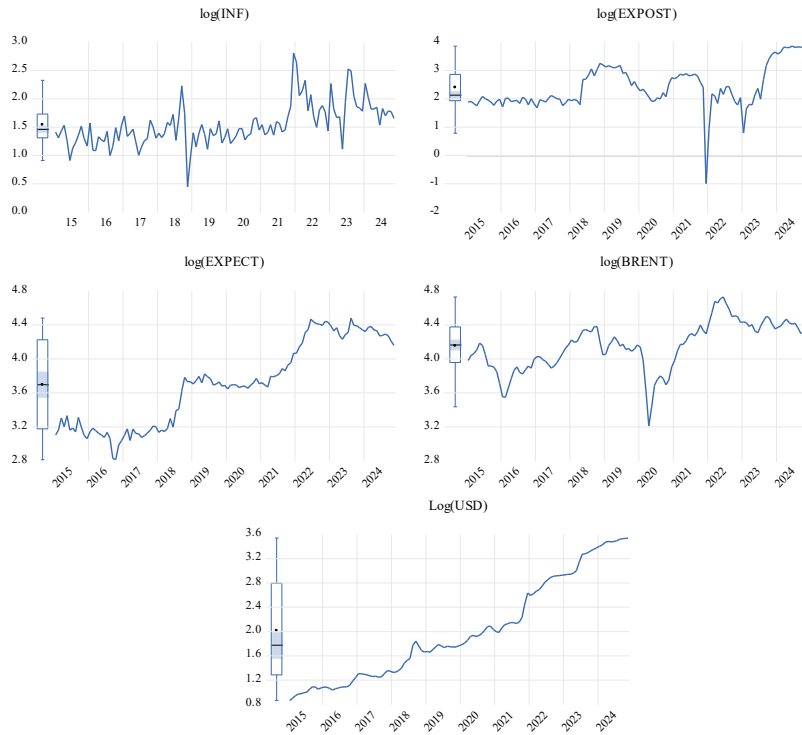
Çalışmanın bu bölümünde ekonometrik uygulaması sonucunda elde edilen bulgular tartışılmaktadır. Çalışma modelinde gösterilen değişkenlerin betimsel istatistikleri aşağıdaki tabloda ifade edilmektedir.

Tablo 2: Değişkenlerin Betimsel İstatistikleri

İstatistik	INF	EXPOST	EXPECT	BRENT	USD
Ortalama	2.040	14.414	5.613	66.100	10.709
Medyan	1.360	8.623	4.474	64.812	5.969
Maksimum	13.580	47.580	41.299	113.134	34.463
Minimum	-1.440	0.370	-56.655	24.819	2.374
Std. Sapma	2.283	11.659	7.806	17.873	9.694
Gözlem Sayısı	119	119	119	119	119

Log(INF) değişkeni çalışma döneminde -1.440 13.580 değerleri arasında 2.040 ortalama ile 2.283 standart sapmayla dağılmaktadır. Log(EXPOST) çalışma döneminde 0.370 ile 47.580 değerleri arasında 14.414 ortalama ile 11.659 standart sapmayla dağılmaktadır. Log(EXPECT) değişkeni çalışma döneminde -56.655 ile 41.299 değerleri arasında 5.613 ortalama ile 7.806 standart sapmayla dağılmaktadır. Log(BRENT) değişkeni çalışma döneminde 24.819 ile 113.134 değerleri arasında 66.100 ortalama ile 17.873 standart sapmayla dağılmaktadır. Log(USD) değişkeni çalışma döneminde 2.374 ile 34.463 değerleri arasında 10.709 ortalama ile 9.694 standart sapmayla dağıldığı gözlemlenmektedir.

Değişkenlerin zaman içindeki seyrini gösteren grafik aşağıda gösterilmektedir.

Grafik 1: Değişkenlerin Zaman Seyir Grafikleri

Değişkenlere ait trend yapıları incelendiğinde log(EXPOST) değişkeni ve log(BRENT) değişkenlerinin çok belirgin trendleri olmamasına rağmen çalışma dönemi için hafif yukarı yönlü trendlerinin olduğu söylenebilir. log(INF) değişkeni, log(EXPECT) ve log(USD)

değişkenlerinin ise daha belirgin ve yukarı yönlü trendde sahip oldukları görülmektedir.

ADF ve PP birim kök testi analizi ise aşağıda gösterilmektedir.

Tablo 3: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF		PP		Karar
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend	
Log(INF)	-2.042 ⁽⁵⁾ [0.269]	-3.143 ⁽⁵⁾ [0.102]	-4.851 ^{3} *** [0.000]	-6.553 ^{2} *** [0.000]	I(1)
ΔLog(INF)	-6.189 ⁽⁵⁾ *** [0.000]	-6.162 ⁽⁵⁾ *** [0.000]	-12.923 ^{3} *** [0.000]	-12.867 ^{2} *** [0.000]	
Log(EXPOST)	-3.217 ^{(0)**} [0.021]	-3.787 ^{(0)**} [0.021]	-14.512 ^{5} *** [0.000]	-14.491 ^{5} *** [0.000]	I(0)
Log(EXPECT)	-0.981 ⁽⁰⁾ [0.758]	-2.069 ⁽⁰⁾ [0.557]	-0.944 ^{1} [0.771]	-2.067 ^{2} [0.558]	I(1)
ΔLog(EXPECT)	-12.133 ⁽⁰⁾ *** [0.000]	-12.084 ⁽⁰⁾ *** [0.000]	-12.133 ⁽⁰⁾ *** [0.000]	-12.084 ⁽⁰⁾ *** [0.000]	
Log(BRENT)	-1.851 ⁽²⁾ [0.354]	-2.472 ⁽²⁾ [0.342]	-1.992 ^{8} [0.290]	-2.517 ^{8} [0.319]	I(1)
ΔLog(BRENT)	-8.461 ⁽¹⁾ *** [0.000]	-8.424 ⁽¹⁾ *** [0.000]	-7.147 ^{53} *** [0.000]	-7.113 ^{53} *** [0.000]	
Log(USD)	0.929 ⁽²⁾ [0.996]	-1.782 ⁽²⁾ [0.707]	0.834 ^{7} [0.994]	-1.675 ^{8} [0.756]	I(1)
ΔLog(USD)	-8.090 ⁽¹⁾ *** [0.000]	-8.233 ⁽¹⁾ *** [0.000]	-5.967 ^{16} *** [0.000]	-5.995 ^{19} *** [0.000]	

*** (%1), ** (%5), * (%10) Anlamlılık düzeyini ifade ederken birim kök testleri için H_0 : seri birim kök içermektedir (seri durağan değildir). [] : Test anlamlılık değerini tanımlamaktadır. Δ: Değişkenin birinci devresel farkını simgelemektedir. { } : PP testi için optimal bant genişliğini içermekte olup Newey-West kriteri doğrultusunda tanımlanmıştır. () : optimal gecikme (lag) değerlerini içermekte olup maksimum 12 gecikmeye kadar olan gecikmeler arasından Schwartz bilgi kriteri doğrultusunda belirlenmiştir

Yukarıdaki bulgular analiz edildiğinde ADF ve PP birim kök testlerine göre değişmekle beraber durağanlık kararı sıfır hipotezlerinin reddedilmesi şartıyla verildiğinde Log(INF), Log(EXPECT), Log(BRENT) ile Log(USD) değişkenlerinin düzeyde durağan olmayan fakat birinci farklarında durağanlaşan seriler oldukları (Log(INF),

Log(EXPECT), Log(BRENT)~I(1)), Log(EXPOST) değişkeninin düzeyde durağan bir seri olduğu bulgulanmaktadır. (Log(EXPOST)~I(0)). Yapılan birim kök testleri doğrultusunda Log(EXPOST) değişkeni dışındaki değişkenlerin düzeyde durağan olmadığı görülmüştür.

Tablo 4: Yapısal Kırılmalı ADF Birim Kök Testi Bulguları

Değişken	Model Spesifikasyonları				Karar
	Sabitli	Trendli Ve Sabitli			
		Kırılma Spesifikasyonları			
		Sabitte	Trendde	Sabit Ve Trendde	
Log(INF)	-7.664 ^{(1)***} [0.000]	-7.828 ^{(0)***} [0.000]	-6.756 ^{(0)***} [0.000]	-8.342 ^{(0)***} [0.000]	I(0)
Log(EXPOST)	-5.109 ^{(0)***} [0.000]	-5.105 ^{(0)**} [0.024]	-4.738 ^{(0)***} [0.027]	-6.162 ^{(0)***} [0.000]	I(0)
Log(EXPECT)	-2.885 ⁽⁰⁾ [0.746]	-2.852 ⁽⁰⁾ [0.946]	-2.591 ⁽⁰⁾ [0.888]	-3.059 ⁽⁰⁾ [0.954]	I(1)
ΔLog(EXPECT)	-13.149 ^{(0)***} [0.000]	-13.367 ^{(0)***} [0.000]	-12.503 ^{(0)***} [0.000]	-13.344 ^{(0)***} [0.000]	
Log(Brent)	-3.767 ⁽²⁾ [0.251]	-3.139 ⁽²⁾ [0.867]	-2.531 ⁽²⁾ [0.906]	-2.964 ⁽²⁾ [0.966]	I(1)
ΔLog(Brent)	-9.928 ^{(1)***} [0.000]	-10.495 ^{(1)***} [0.000]	-8.508 ^{(1)***} [0.000]	-10.668 ^{(0)***} [0.000]	
Log(USD)	0.929 ⁽²⁾ [0.996]	-4.673 ^{(2)*} [0.083]	-3.329 ⁽²⁾ [0.509]	-4.641 ⁽²⁾ [0.177]	I(1)
Δ Log(USD)	-9.429 ^{(1)***} [0.000]	-9.708 ^{(1)***} [0.000]	-8.434 ^{(1)***} [0.000]	-9.664 ^{(1)***} [0.000]	

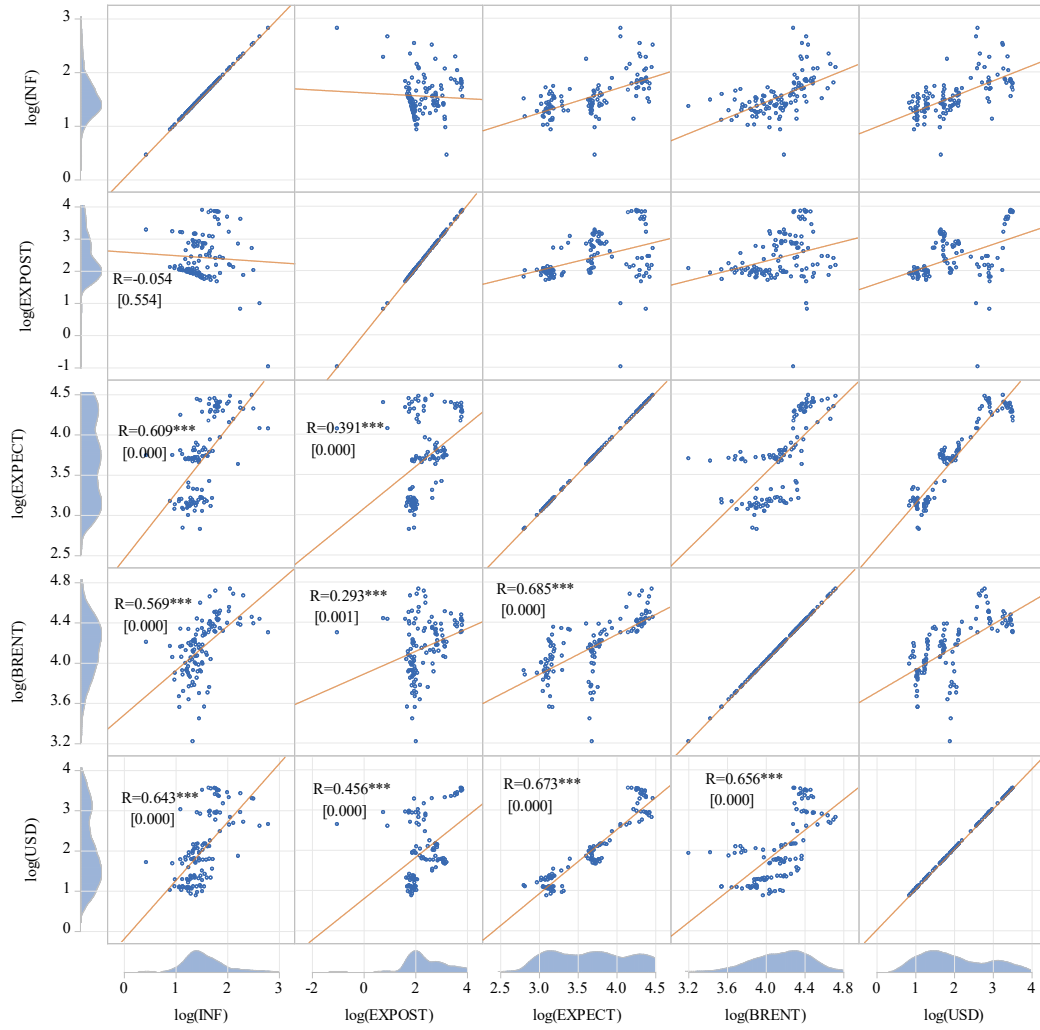
*** (%1), ** (%5), * (%10) Anlamlılık Düzeyinde Anlamlılığı İfade Etmektedir. Δ : Değişkenin Birinci Devresel Farkını İfade Eder, [Köşeli Parantez İçindeki Değerler Test Anlamlılık Değerini içerir]

Tablo incelendiğinde yapısal kırılmalı birim kök testi doğrultusunda Log(INF) ve Log(EXPECT) değişkenlerinin düzeyde durağan (I(0)), diğer değişkenlerin ise düzeyde durağan olmayan fakat birinci devresel farkında durağanlaşan değişkenler oldukları görülmektedir. (I(1))

Diğer yandan Log(EXPOST) değişkeninin ise düzeyde durağan yapısının görülmesi nedeniyle farklı derecelerde

durağan değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkilerini incelemeye olanak sağlayan ARDL F sınır testi metodunun kullanılması çalışma açısından uygun bulunmaktadır.

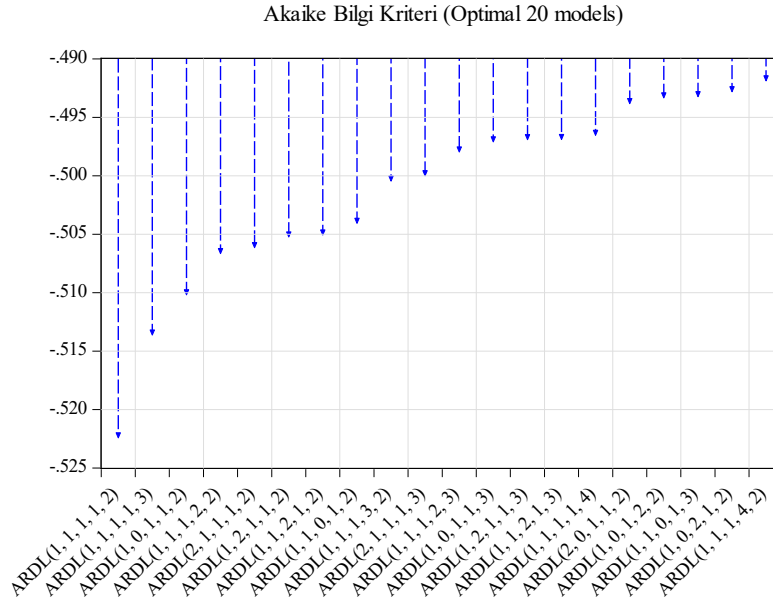
ARDL F sınır testi öncesi değişkenler arasındaki korelasyonların incelenmesi amacıyla değişkenler arası saçılım grafikleri ile korelasyon katsayıları Grafik 2’de sunulmuştur.

Grafik 2: Saçılım Grafikleri ve Korelasyon Matrisi

Grafikler ve korelasyon katsayıları incelendiğinde bağımsız değişkenler arasındaki en yüksek korelasyonun Log(BRENT) ile Log(EXPECT) değişkenlerinde olduğu gözlemlenmektedir ($R=0.685$, $p<0.01$). Bağımlı değişkenler ile bağımsız değişkenler arasındaki korelasyonlar incelendiğinde ise Log(EXPOST) değişkeni ile Log(INF) değişkeni ilişkisinde %10 düzeyinde anlamlı bir korelasyon katsayısının olmadığı, Log(EXPECT) ve Log(BRENT) değişkenleri ile Log(INF) değişkeni arasında ise %1

seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı orta derecede pozitif korelasyonlar olduğu bulgulanmaktadır.

ARDL F sınır testi yöntemi gecikmesi dağıtılmış otoregresif regresyon modeli için gecikme uzunlukları Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiş olup bağımsız ve bağımlı değişkenler için maksimum 4 gecikmeye kadar olan gecikmeler için en iyi 20 modele ait bilgi kriteri karşılaştırmaları aşağıdaki grafikte gösterilmektedir.

Grafik 3: Akaike Bilgi Kriteri Karşılaştırmaları (Optimal Gecikmeler İçin)

Yukarıdaki bulgular incelendiğinde en iyi modelin ARDL (1, 1, 1, 1, 2) olduğu gözlemlenmektedir. Buna göre bağımlı değişkenin 1, bağımsız değişkenlerin ise sırasıyla 1, 1, 1 ve 2 gecikmeli modelinin optimal olduğu söylenebilmektedir. Söz konusu gecikmeler ile ARDL F sınır testi yöntemi gecikmesi dağıtılmış otoregresif regresyon modeli bulguları kısa veya uzun dönem katsayıları olarak yorumlanmamakta

eş bütünleşme hipotezlerinin testi için kullanılmaktadır. Bu sebeple ARDL regresyon bulguları eklerde sunularak eş bütünleşme testi, uzun dönem ve kısa dönem (hata düzeltme modeli) katsayıları aşağıdaki tabloda raporlanmaktadır.

Tablo 5: ARDL Model Bulguları

F Sınır Testi İstatistikleri (H ₀ : Eş Bütünleşme Yoktur)				
F=19.406***	Anlamlılık		I(0)	I(1)
	1%		4.096	5.512
	5%		3.010	4.216
	10%		2.548	3.644
Uzun Dönem Katsayıları				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t	p
Log(EXPOST)	-0.131	0.041	-3.219***	[0.002]
Log(EXPECT)	0.186	0.102	1.827*	[0.071]
Log(BRENT)	0.175	0.094	1.868*	[0.065]
Log(USD)	0.379	0.067	5.690***	[0.000]
Hata Düzeltme Modeli Bulguları				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t	p
Sabit	0.802	0.087	9.263***	[0.000]
Δ(Log(EXPOST _t))	-0.197	0.041	-4.814***	[0.000]
ΔLog(EXPECT _t)	0.318	0.242	1.315	[0.191]
ΔLog(BRENT _t)	0.801	0.189	4.235***	[0.000]
ΔLog(USD _t)	0.858	0.430	1.995**	[0.049]
ΔLog(USD _{t-1})	2.318	0.468	4.951***	[0.000]
ECM _{t-1}	-0.826	0.082	-10.035***	[0.000]
Tanısal İstatistikler				
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:		F(2, 104)=0.631		[0.534]
White Değişen Varyans Test		χ ² (65)= 87.502**		[0.033]
Ramsey Reset Test		F(1, 105)=0.654		[0.421]

*** (%1), ** (%5), * (%10) Anlamlılık düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Δ : Değişkenin birinci devresel farkını göstermektedir. [] : Test anlamlılık değerini içermektedir. () : Test serbestlik derecelerini göstermektedir. F: F Test istatistiği, χ^2 : Ki-Kare Test istatistiği şeklinde gösterilmektedir.

Tablo incelendiğinde Breusch-Godfrey testi doğrultusunda modelde otokorelasyon sorunu olmadığı bulgulanırken ($F(2, 104)=0.631$, $p>0.10$), White Değişen Varyans Testi doğrultusunda %5 anlamlılık düzeyinde değişen varyans problemi tespit edildiği görülmektedir. ($\chi^2(65)=87.502$, $p<0.05$) Modeldeki değişen varyans sorunun neden olabileceği katsayı etkinliği kayıplarının önlenmesi amacıyla model HAC(Newey-West) dirençli standart hatalar ile tahmin edilmiştir. Ramsey Reset Testi doğrultusunda ise modelde 1.derecede bir fonksiyonel form hatasının olmadığı görülmüştür. ($F(1, 105)=0.654$, $p>0.10$)

Model için bulgularan F istatistiği ile Narayan (2005) değerleri karşılaştırıldığında F test istatistiğinin %1 anlamlılık düzeyi $I(1)$ kritik değerini aştığı görülmektedir. Bu durumda %1 anlamlılık düzeyinde değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olmadığı yönünde ortaya koyulan sıfır hipotezinin reddine ve eş bütünleşme ilişkisinin varlığına karar verilmektedir. ($F=19.406>5.512$) Diğer bir ifade ile araştırma modelinde yer alan değişkenlerin eş bütünleşik olduğu veya uzun dönem için bir denge ilişkisinde oldukları söylenebilir.

Uzun döneme ait katsayılar analiz edildiğinde;

Log(EXPOST) değişkeninin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir uzun dönem katsayısına sahip olduğu gözlemlenmektedir ($\beta_1=-0.131$, $p<0.01$). Bu sonuca göre örneklem döneminde Türkiye ekonomisinde reel faiz oranındaki artışların enflasyon uzun dönem seyri üzerinde düşürücü etkisi olduğu söylenebilir. Reel faiz oranlarındaki %1'lik bir artış, uzun vadeli enflasyonda %0.131'lik bir düşüşü sağlamaktadır.

Log(EXPECT) değişkeninin %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir uzun dönem katsayısına sahip olduğu bulgulanmaktadır ($\beta_2=0.186$, $p<0.10$). Bu bulguya göre örneklem dönemi boyunca Türkiye ekonomisinde hanehalkı enflasyon beklentisindeki artışların enflasyon uzun dönem seyri üzerinde artırıcı etkisi olduğu söylenebilir. Enflasyon beklentilerindeki %1'lik bir artış, uzun vadeli enflasyonda %0.186'lık bir artışa sebep olmaktadır.

Log(BRENT) değişkeninin %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir uzun dönem katsayısına sahip olduğu gözlemlenmektedir ($\beta_3=0.175$, $p<0.10$). Buna göre örneklem döneminde Türkiye ekonomisinde Brent petrol varil fiyatlarındaki artışların enflasyon uzun dönem seyri üzerinde artırıcı etkisi olduğu söylenebilmektedir. Brent petrol fiyatlarında görülen %1'lik bir artış, uzun vadeli enflasyonda %0.175'lik bir artışa neden olmaktadır.

Log(USD) değişkeninin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir uzun dönem katsayısına sahip olduğu bulgulanmaktadır ($\beta_4=0.379$, $p<0.01$). Bu sonuca göre örneklem dönemi boyunca Dolar/ TL kurundaki artışların enflasyon uzun dönem seyri üzerinde artırıcı etkisi olduğu ifade edilebilir. Dolar/ TL

kurunda görülen %1 düzeyindeki artış, uzun vadeli enflasyon değişkeninde %0.379 seviyesinde bir artışa yol açmaktadır.

Araştırmada hata düzeltme modeli sonuçları analiz edildiğinde;

Hata düzeltme terimi katsayısının %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve negatif olduğu görülmektedir ($ECM_{t-1}=-0.826$, $p<0.01$). Buna göre hata düzeltme mekanizmasının işlevsel olduğu ve uzun dönem dengesinden sapmaların yaklaşık 1 dönem içerisinde yeniden dengeye geldiği ifade edilebilir ($1/0.826\approx 1$). Kısa dönem ve uzun dönem arasındaki bağıntı mekanizmasının işlevsel olduğu görülmüştür.

Kısa dönem katsayılar incelendiğinde;

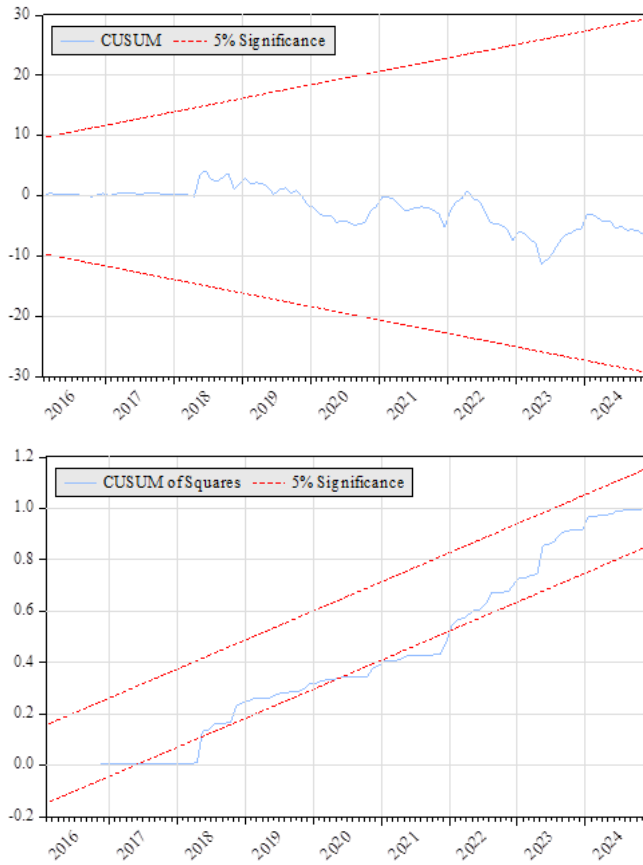
Log(EXPOST) değişkeninin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir kısa dönem katsayısına sahip olduğu bulgulanmaktadır ($\beta_1=-0.197$, $p<0.01$). Buna göre örneklem dönemi boyunca Türkiye ekonomisinde cari dönem reel faiz oranındaki artışların cari dönem enflasyon üzerinde düşürücü etkisi olduğu söylenebilir. Cari dönem reel faiz oranlarındaki %1'lik bir artış, cari dönem enflasyonunda %0.197'lik bir düşüşe yol açmaktadır.

Log(EXPECT) değişkeninin %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir kısa dönem etkisi bulunamamıştır ($\beta_2=0.318$, $p>0.10$). Bu durumda örneklem dönemi boyunca Türkiye ekonomisinde cari dönemde enflasyon beklentisindeki artışların cari dönem enflasyon üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı söylenebilir.

Log(BRENT) değişkeninin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif kısa dönem katsayısına sahip olduğu bulgulanmaktadır ($\beta_3=0.801$, $p<0.01$). Buna göre örneklem döneminde Türkiye ekonomisinde cari dönemde Brent petrol varil fiyatlarındaki artışların cari dönem enflasyon üzerinde artırıcı etkisi olduğu söylenebilmektedir. Yani, cari dönem Brent petrol fiyatlarındaki %1'lik artışın, cari dönemdeki enflasyonu %0.801 düzeyinde artırdığı bulgulanmaktadır.

Log(USD) değişkeni analizinde ise %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir kısa dönem katsayısına sahip olduğu bulgulanmaktadır ($\beta_3=0.858$, $p<0.01$). Bu sonuç doğrultusunda örneklem döneminde Türkiye ekonomisinde Dolar/TL kurundaki artışların cari dönem enflasyon üzerinde artırıcı etkisi olduğu ifade edilebilmektedir. Cari dönem Dolar/TL kurunda görülen %1'lik bir artış, cari dönemdeki enflasyonu %0.858'lik düzeyde artırdığı gözlemlenmektedir.

ARDL model için katsayı istikrar koşullarının denetlenmesi amacıyla yapılan Cusum ve Cusum Kare testleri aşağıdaki grafikte sunulmaktadır.

Grafik 4: Cusum ve Cusum Kare Test İstatistikleri

Yukarıda yer alan grafik analiz edildiğinde Cusum testine göre %5, Cusum Kare testine göre %5'in bir miktar üzerinde bir anlamlılık düzeyinde katsayılar için istikrar koşullarının sağlandığı görülmektedir. Çıkan sonuç doğrultusunda modelin yapısal kararlılığı test edilmiş olup kritik sınırlar içerisinde kaldığından modelin kararlı olduğu bulgulanmıştır. Bu bilgiler ışığında değişkenler arasındaki ilişkinin tespiti literatürde daha önce çalışılmış olan araştırmalarla uyumluluk göstermektedir.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Son yıllarda başta döviz piyasası olmak üzere yaşanan hareketlilik ülke ekonomilerinde makro ekonomik verilerin bozulmasına sebebiyet vermiştir. Özellikle açık ekonomilerde döviz kurlarındaki sert yükselişler geleceğe ilişkin beklentilerde bozulmayı meydana getirirken büyüme hassasiyetine karşın enflasyonist baskılarla mücadelede ana araç olan politika faizi büyük tartışmaları beraberinde getirmiştir. Bunun yanı sıra, yaşanan jeopolitik gelişmeler ışığında enerji fiyatlarındaki yükselişin enflasyon üzerinde etkisi yakından izlenirken döviz kuru enflasyon geçişkenliği yakından izlenmiştir.

Bu bilgiler ışığında Türkiye ekonomisinde ekonomik model tartışması sürerken yükselen fiyatlar seviyesi, yükselen döviz kuru problemi ve ödemeler dengesi problemi karşısında istikrar tedbirleri kapsamında geleneklere ayrı

dönemlerde ayrı ayrı başvurulmuştur. Özellikle yükselen enflasyon karşısında kamu harcamalarının azaltılması, para politikasının etkinliği ve serbest piyasa kurallarını esas alan geleneksel politika olarak Ortodoks politikalar çözüm için öne çıkarken zaman zaman fiyat ve döviz kuru sabitlemesi gelirler politikası üzerinden yürütülen heterodoks politikalara da başvurulmuştur. Bu çalışmanın amacı Türkiye ekonomisinde kronikleşen enflasyon üzerinde etkili olan döviz kuru, hanehalkı enflasyon beklentisi, reel faiz ve brent petrol değişkenini irdelemek ve bu değişkenler üzerinde en çok etkili olan bağımsız değişkeni ortaya çıkarmaktır. Çalışmada bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisi analiz edildiğinde;

Türkiye ekonomisinde uzun dönem için reel faiz oranındaki artışların enflasyon seyri üzerinde düşürücü etkisi olduğu gözlemlenmiştir. Reel faizdeki %1'lik artış uzun vadeli enflasyonda %0.131'lik bir düşüşü sağlarken hanehalkı enflasyon beklentilerinin etkisi görece yüksek bulgulanmıştır. Araştırmaya göre enflasyon beklentilerindeki %1'lik artış uzun vadeli enflasyonda %0.186'lık bir artışa yol açmaktadır. Fakat bu değişkenler içerisinde enflasyon üzerinde en büyük etkiye sahip olan bağımsız değişken ise döviz kuru değişkeni olduğu gözlemlenmiştir. Döviz kurundaki %1'lik artış uzun vadede %0.379'luk artışa neden olmaktadır. Diğer bağımsız değişken olan brent petrol fiyatlarındaki %1'lik artış ise enflasyonda %0.175'lik bir artışa neden olmaktadır. Çalışmada cari dönem incelendiğinde bulgular farklılık içermektedir. Örneklem dönemi boyunca Türkiye ekonomisinde cari dönemde enflasyon beklentisindeki artışın cari dönem enflasyon üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı bulgulanırken reel faiz oranında %1'lik artış enflasyonda %0.197'lik bir düşüşe yol açmıştır. Dolar/TL kuru değişkeni uzun dönem seyri gibi bu dönemde de en büyük etkiye sahip olduğu tespit edilmiş olup döviz kurunda yaşanan %1'lik artışın enflasyonda %0.858'lik artışa neden olduğu saptanmıştır. Brent petrol değişkeninin ise bu dönemde de etkisi yüksek olmakla birlikte %1'lik artışın enflasyon üzerinde 0.801'lik bir artış etkisi bulgulanmıştır.

Kaynakça

- Alimi, S. R., & Ofenyele, C. O. (2013). Toda-Yamamoto Causality Test Between Money Market Interest Rate And Expected Inflation: The Fisher Hypothesis Revisited. *European Scientific Journal*, 9(7), 125-142.
- Ayub, G., Rehman, N. U., Iqbal, M., Zaman, Q., & Atif, M. (2014). Relationship Between Inflation and Interest Rate: Evidence From Pakistan. *Research Journal of Recent Sciences*, 3(4), 51-55.
- Bal, O. (2012). Döviz Kuru, Mevduat Faiz Oranı, Enflasyon ve Devlet İç Borçlanma Senetleri İlişkisi: 1994-2008. *Akademik Bakış Dergisi*, 31, 1-20.
- Ball, L. (1992). Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, 29, 371-388.

- Ca'zozzi, M., Hahn E., & Sanchez, M. (2007). *Exchange Rate Pass Through in Emerging Markets*, No: 739 <http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp739.pdf>.
- Cheikh, N. B., & Louhichi, W. (2016). Revisiting the Role of Inflation Environment in Exchange Rate Pass-Through: A Panel Threshold Approach. *Economic Modelling*, 52, 233-238.
- Chen, S., & Shen, C. (2008). Evidence of a Nonlinear Relationship Between Inflation and Inflation Uncertainty: The Case of the Four Little Dragons. *Journal of Policy Modelling*, 30, 363-376.
- Choi, B. S., Furceri, D., Loungani, P., Mishra, S., & Poplawski-Ribeiro, M. (2017). Oil Prices and Inflation Dynamics: Evidence from Advanced and Developing Economies. *IMF Working Paper*, 55.
- Çil, N. (2018). Finansal Ekonometri. İstanbul: DER Yayınları.
- Dedeoğlu, D., & Kaya, H. (2014). Pass-Through of Oil Prices to Domestic Prices: Evidence From an Oil-Hungry But Oilpoor Emerging Market. *Economic Modelling*, 43, 67-74. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.07.038>.
- Edwards, S. (2006). The Relationship Between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper Number 12163, MA 02138.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Fountas, S., & Karanasos, M. (2007). Inflation, Output Growth and Nominal And Real Uncertainty: Empirical Evidence For The G7. *Journal International Money and Finance* 26, 229-250.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58(1), 1-17.
- Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy* 85(3), 451-72.
- Goldfajn, I., & Werlag, S. (2000). The Pass-Through from depreciation to inflation: A Panel Study. *Brezilya Merkez Bankası Çalışma Makalesi*, No:5.
- Granger, C., & Newbold, P. (1977). *Forecasting Economic Time Series*. London: Academic Press.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Gujarati, D., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th edition). West Point: McGraw-Hill Education.
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied Time Series*. John Wiley & Sons.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Junior, R. P. N. (2007). Inflation Targeting and Exchange rate Pass-Through. *Economics Application*, 11(2), 189-208.
- Karahan, Ö. (2012). The Relationship Between Inflation and Inflation Uncertainty: evidence from the Turkish economy. *Procedia Economics and Finance*, 219-228.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.
- Leblanc, M., & Chinn, M. D. (2004). Do High Oil Prices Presage Inflation? *Business Economics*, 39(2), 38-48.
- Leigh, D. ve Rossi, M. (2002). Exchange Rate Pass-Through in Turkey. *IMF Working Paper* 02204.
- Madesha, W., Chidoko, C. & Zivanomoyo, J. (2013). Empirical Test of the Relationship Between Exchange Rate and Inflation in Zimbabwe. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(1), 52-59.
- Mihaljek, D. & Klau, M. (2001). A Note on the Pass-Through From Exchange Rate and Foreign Price Changes to Inflation in Selected Emerging Market Economies. *BISpapers*, 8, 69-83.
- Miller, M. H. (1992). Exchange rate changes and the impact on domestic prices. *Journal of International Economics*, 32(3-4), 169-193. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(92\)90030-M](https://doi.org/10.1016/0022-1996(92)90030-M).
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475-485. <https://doi.org/10.2307/139336>.
- Pesaran, M., & Shin, Y. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Econometrica*, 16(3), 289-326.
- Phelps, E. S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34(135), 254-281. <https://doi.org/10.2307/2552025>.
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283-299. <https://doi.org/10.2307/2550759>.
- 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*, 41(2), 191-202.

- Phillips, P. B., & P. Perron. (1988). Testing for unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Phillips, P. C., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometric Theory*, 6(2), 211-228.
- Roeger, W. (2005). International Oil Price Changes: Impact of Oil Prices on Growth and Inflation in The EU/OECD. *International Economics and Economic Policy*, 2, 15-32.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607. <https://doi.org/10.1093/biomet/71.3.599>
- Sahadudhhen, I. (2012). A Cointegration and Error Correction Approach to The Determinants of Inflation in India. *Internatinal Journal Economics Reserve*, 3(1), 105-112.
- Samani, H. A. & Ansari, M. S. (2017). Investigating the Relationship Between Interest Rate and Exchange Rate: Application to a VAR Model. *Conference*, 1-12.
- Sevütekin, M., & Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Dora Basın Yayın Dağıtım Ltd. Şti.
- Srithilat, K., Sun, G., Chanthanivong, T. ve Thavisay, M. (2018). The Relationship Between Inflation, Exchange Rate, and Currency Substitution: Evidence From Panel Vector Error Correction Model Approach. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 8(2), 79-84.
- Winkelried, D. (2014). Exchange Rate Pass-Through and Inflation Targeting in Peru. *Empirical Economics*, 46, 1181-1196.

Ekler

EK 1: ARDL Regresyon Modeli Bulguları

Değişken	Katsayı	S.H	t	p
Log(INF _{t-1})	0.174	0.108	1.611	0.110
Log(EXPOST _t)	-0.197	0.068	-2.909***	0.004
Log(EXPOST _{t-1})	0.088	0.088	1.002	0.319
Log(EXPECT _t)	0.318	0.239	1.329	0.187
Log(EXPECT _{t-1})	-0.471	0.252	-1.874*	0.064
Log(BRENT _t)	0.801	0.268	2.985***	0.004
Log(BRENT _{t-1})	-0.657	0.292	-2.251**	0.026
Log(USD _t)	0.858	0.287	2.983***	0.004
Log(USD _{t-1})	1.774	0.568	3.125***	0.002
Log(USD _{t-2})	-2.318	0.497	-4.661***	0.000
Sabit Terim	0.802	0.329	2.439**	0.016

Extended Abstract

This study examines the key economic determinants of the chronic high inflation problem in the Turkish economy. The primary objective of the research is to empirically reveal the relationships among variables that influence the short- and long-term dynamics of inflation—particularly the real interest rate, exchange rate, household inflation expectations for the next 12 months, and Brent oil prices. The study analyzes the factors affecting price stability in Turkey in detail, using 119 months of observational data from January 2015 to November 2024.

The study highlights how increasing economic, geopolitical, and financial volatilities trigger inflationary pressures, emphasizing the significant role of exchange rates in this process, particularly in open economies. It is stated that inflation in developing countries like Turkey has a complex structure shaped not only by price increases but also by expectations. In this context, it is emphasized that policymakers and market actors develop various strategies to manage inflation.

The study aims to econometrically examine the impact of variables such as the exchange rate, inflation-adjusted real interest rate, household annual inflation expectations for the next 12 months, and Brent oil prices on the monthly change in the consumer price index for the period 2015:01-2024:12 in the Turkish economy. In the study's methodology, key macroeconomic variables such as the monthly change in the consumer price index, inflation-adjusted real interest rate, inflation expectations determined through consumer surveys, Brent oil prices, and the USD/TRY exchange rate were used as the dataset. After eliminating seasonality effects using the X-11 Census method, ADF and PP unit root tests were applied to examine the stationarity properties of the series. Based on these findings, the ARDL bounds test method was used to analyze the cointegration relationship between variables with different levels of stationarity.

In the econometric analysis phase, the ARDL model was identified as the most suitable model, and the long-term and short-term coefficients were evaluated separately. In the long-term results, a 1% increase in the real interest rate was found to reduce inflation by 0.131%, while a 1% increase in household inflation expectations raised inflation by 0.186%. However, the most significant impact was observed through the exchange rate; a 1% increase in the USD/TRY exchange rate was found to increase inflation by 0.379% in the long run. Additionally, an increase in Brent oil prices was also found to have a positive effect on inflation.

According to the findings of the study, when examining the long-term and current-period trends of the variables on inflation, the exchange rate, which has worsened, has the greatest impact. At the same time, a significant relationship was found between both periods' inflation and the movements in Brent oil prices and real interest rates. Regarding household inflation expectations, no significant

relationship was found with current-period inflation, but a meaningful and positive coefficient was detected in the long term.