

Türkiye’de Enflasyonu Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi: Ekonometrik Bir Uygulama

Ahmet Ünlü, Seçkin Kabak*

Öz

İktisat politikasının temel amaçları arasında fiyat istikrarının sağlanması ve ekonomik büyümenin gerçekleştirilmesi yer almasına rağmen bu amaçlar bazen birbiriyle çelişebilmektedir. Öte yandan fiyatlar genel düzeyindeki sürekli artışlar siyasi, sosyal ve ekonomik dengeler üzerinde önemli etkilere yol açmaktadır. Söz konusu etkilerin önlenmesi açısından enflasyonun ılımlı olması hem fiyat hem de finansal istikrarın sağlanması günümüz dünyasında büyük önem taşımaktadır. Bu kapsamda Türkiye’de enflasyonu etkileyen faktörler 1979:Ç1-2019:Ç4 arasındaki çeyrek dönemlik verilerle ekonometrik zaman serileri teknikleriyle analiz edilmiştir. Buna göre enflasyon oranı, milli gelir, faiz oranı ve para arzı arasındaki ilişki ARDL modeli kurularak incelenmiştir. İncelemeler sonucunda enflasyon değişkenini açıklayan değişkenler olarak kısa dönem faiz oranı, gelir düzeyi ve reel para balansları değişkenleri anlamlı bulunmuştur. Uzun dönem katsayılarının değerleri genel olarak anlamlı çıkmıştır. Uzun dönem katsayılarına göre; reel gelirin logaritmasındaki %1’lik artışın enflasyonu %0.248 kadar artırdığı ve kısa dönem faiz oranındaki %1’lik artışın ise enflasyonu %0.686 kadar artırdığı bulunmuştur.

JEL Kodları: C22, E00, E31

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, ARDL Modeli, Türkiye

* A. Ünlü: Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Aydın, <https://orcid.org/0000-0003-4921-3157> (unlu100@gmail.com); S. Kabak: Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Kahramanmaraş, <https://orcid.org/0000-0001-8197-4170> (seckinkabak@gmail.com). Bu çalışma 1-4 Eylül 2022 tarihleri arasında düzenlenen Türkiye Ekonomi Kurumu 8. Uluslararası Ekonomi Konferansı’nda bildiri olarak sunulmuştur.

Identification of Factors Affecting Inflation in Türkiye: An Econometric Application

Abstract

Although price stability and realization of economic growth are among the main objectives of economic policy, these objectives sometimes contradict each other. Moderate inflation is of great importance in today's world to ensure both price and financial stability. In this context, the factors affecting inflation in Turkey were analyzed using econometric time series techniques with quarterly data between 1979:Q1-2019:Q4. Accordingly, the relationship between inflation rate, national income, interest rate and money supply were examined by establishing ARDL model. As a result of the examinations, short-term interest rate, income level and real money balance variables were found to be significant as variables explaining the inflation variable. The values of the long-term coefficients were generally significant According to the long-term coefficients; It was found that a 1% increase in the logarithm of real income increased inflation by 0.248%, and a 1% increase in the short-term interest rate increased inflation by 0.686%.

JEL Codes: C22, E00, E31

Keywords: Inflation, ARDL Model, Türkiye

1. Giriş

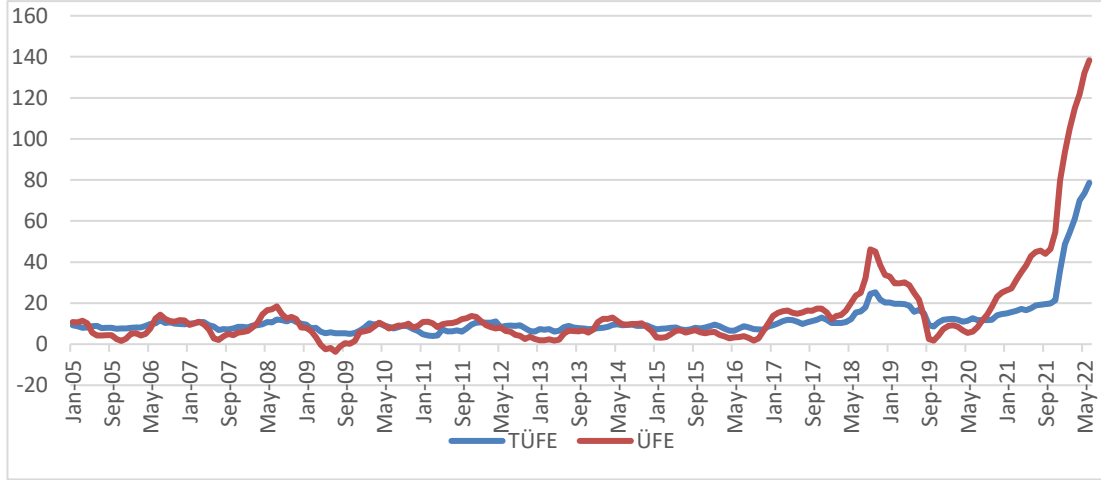
Makroekonomik bir gösterge olan enflasyon, önemli bir ekonomik istikrarsızlık şekli olarak ifade edilebilir. Enflasyon fiyatlar genel düzeyinin sürekli biçimde ve yüksek düzeylerde artması ve bu nedenle paranın satın alma gücünü kaybetmesi şeklinde tanımlanabilir (Seyidoğlu, 2002).

Enflasyon, görünürlüğüne göre ; açık ve bastırılmış enflasyon, şiddetine göre ; sürünen, ılımlı, yüksek (dörtünel) ve hiperenflasyon, beklentilere göre ; beklenen ve beklenmeyen (sürpriz) enflasyon ve kaynağına göre ise talep ve maliyet enflasyonu olarak sınıflandırılmaktadır (Yıldırım, Karaman ve Taşdemir, 2009). Enflasyon talep ve arz (maliyet) enflasyonu olmak üzere temelde iki nedenden dolayı ortaya çıkar. Mal ve hizmetlere yönelik talep arz edilen miktardan fazla olduğu durumda talep enflasyonu meydana gelir. Ücret, faiz, rant ve kar payı gibi üretim faktörlerine yapılan ödemelerin ve enerji giderleri, hammadde giderleri gibi üretimde kullanılan girdilere yapılan ödemelerin artması durumunda ise arz (maliyet) enflasyonu gerçekleşir (Eğilmez, 2014).

Türkiye’de ortalama yıllık enflasyon 1939-1949 döneminde iki haneli olup %14.3 düzeyinde gerçekleşmiştir. 1950-1959 döneminde %8.8, 1960-1969 döneminde tek haneli rakamlara gerileyerek %4.4 düzeyinde meydana gelmiştir (Aydoğan, 2004). 1973-1974 yıllarında meydana gelen petrol krizinin etkisiyle 1971-1979 döneminde enflasyon tekrar iki haneli seviyelere yükselerek yıllık ortalama %25.8 düzeyinde gerçekleşmiştir (Yükseler, 2004). 1976’da Uluslararası Para Fonu (International Monetary Fund-IMF) ülkelere kredi vermenin ön koşulu olarak dışa dönük, liberal politikalar yürütülmesini ülkelere şart koşmuştur. 24 Ocak 1980 kararları ile Türkiye’de dışa dönük bir ekonomi politikası izlenerek Türk parası dalgalanmaya bırakılarak dış ticaret serbest hale getirilmiştir.

2001’de Türkiye’de yaşanan finansal krizden sonra Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) enflasyon hedeflemesi politikasını daha sıkı uygulamaya başlamasıyla 2003 yılından itibaren enflasyon tek haneli rakamlara düşmüştür (Çelik, Gövdere, ve Ongun, 2016). Grafik 1’deki verilere göre Türkiye’de 2005-2016 yılları arasında Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ve Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi (Yİ-ÜFE) genel olarak tek haneli bir seyir izlemiştir.

Grafik 1: Türkiye’de TÜFE ve Yİ-ÜFE’nin (2014 Öncesi ÜFE) Seyri (2005:01-2022:06).



Kaynak: (tcmb.gov.tr, 2022) adresinden alınan veriler ile yazar tarafından oluşturulmuştur,

2017’den itibaren özellikle 2018’de yaşanan rahip Brunson kriziyle enflasyon tekrar çift haneli düzeylere yükselmiştir (Dünya Gazetesi, 2021). 2018 yılının ekim ayında TÜFE %25’i, Yİ-ÜFE ise %45’i aşarak enflasyon hedeflemesi politikasının yürütüldüğü dönem kapsamında rekor seviyeye ulaşmıştır. 2019’a gelindiğinde yeniden tek haneli düzeylere ulaşan enflasyon Covid-19 pandemisinin (World Health Organization, 2019) etkisiyle yukarı yönlü bir artış göstermiştir.

Çalışmanın temel amacı son 40 yıllık enflasyon öyküsü, enflasyonun hangi parametrelerden etkilenebileceği seçilmiş değişkenler ışığında çeyreklik veriler kullanılarak zaman serisi yöntemiyle analiz etmektir. Çalışma literatür incelemesi ile devam etmektedir. Sonrasında çalışmada kullanılan veri ve metodoloji tanıtılarak analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Çalışma sonuç ve politika önerisi ile tamamlanmıştır.

2. Literatür İncelemesi

Paul, Kearney ve Chowdhury (1997) 1960-1989 dönemini kapsayan yıllık veriler ile 70 ülkede enflasyon ve büyüme arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik yöntemi ile analiz etmiştir. Analiz sonucunda yazarlar enflasyon –büyüme ilişkisinin bazı ülkelerde pozitif, bazı ülkelerde ise negatif korelasyona sahip olduğunu tespit etmişlerdir.

Karaca (2003) Türkiye’deki enflasyon- büyüme ilişkisini zaman serisi analizi ile 1987-2002 dönemini kapsayan çeyreklik veriler ile incelemiştir. Yazar analiz sonucunda enflasyondan büyümeye doğru tek yönlü nedensellik tespit etmiştir. Ayrıca enflasyonun büyümeyi negatif yönde etkilediği sonucunu elde etmiştir.

Berber ve Artan (2004) Türkiye’deki enflasyon ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Zaman serisi analiz yöntemleri ile 1987:1-2003:2 yıllarını

kapsayan çeyreklik verileri kullanarak analiz yapmışlardır. Yazarlar analiz sonucunda enflasyonun ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediğini tespit etmişlerdir.

Pahlavani ve Rahimi (2009) İran'daki enflasyonun ana belirleyicilerini 1971-2006 dönemini kapsayan yıllık zaman serisi verileri ile ARDL yaklaşımı ile araştırmışlardır. Araştırma sonucunda yazarlar beklenen enflasyonun mevcut dönem enflasyonu üzerinde en önemli etkiye sahip olduğunu ve beklenen enflasyon oranındaki %1'lik artışın enflasyonda %0.34'lük artışa yol açtığını elde etmişlerdir. Ayrıca yazarlar ithal enflasyon oranı, döviz kuru ve likidite gibi diğer değişkenlerin de enflasyon oranını etkilediğini tespit etmişlerdir.

Şahinoğlu, Özden, Başar ve Aksu (2010) 1987:01-2008:04 dönemini kapsayan aylık veriler ile Türkiye'de enflasyonun belirleyicilerini araştırmışlardır. ARDL yaklaşımını kullanan yazarlar uzun dönem modeli sonuçlarına göre yurtdışı fiyat düzeyi, çıktı açığı ve ücretler enflasyon üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğunu ifade etmişlerdir.

Bashir vd. (2011) 1972-2010 dönemini kapsayan yıllık veriler ile zaman serisi analizi kullanarak Pakistan'da enflasyonun belirleyicilerini incelemişlerdir. Yazarların gerçekleştirdiği analiz sonucuna göre uzun dönemde Pakistan'da para arzı, ithalat, GSYH ve kamu harcamaları enflasyon üzerinde pozitif etkiye sahiptir. Kamu gelirini artıran faktörlerin ise enflasyon üzerinde negatif etkiye sahip olduğu ifade edilmiştir.

Ağayev (2012) 1998-2008 yıllarını kapsayan dönem için 23 geçiş ekonomisinde enflasyonun belirleyicilerini panel veri yöntemini kullanarak analiz etmiştir. Yazar analiz sonucunda ücret artışlarının enflasyonu güçlü şekilde etkilediğini, parasal genişlemenin ise enflasyon üzerinde bir etkiye sahip olmadığını tespit etmiştir. Öte yandan döviz kuru artışlarının enflasyonu etkilediği sonucunu elde etmiştir.

Farooq , Hasan, Adnan ve Irfan (2014) Pakistan'daki enflasyonun uzun ve kısa vadede belirleyicilerini araştırmışlardır. Enflasyonun uzun dönem belirleyicilerini analiz etmek için Johansen eşbütünleşme yaklaşımını kullanan yazarlar kısa dönem belirleyicilerini analiz etmek için ise ECM (Error Correction Model-Hata düzeltme Modeli) kullanmışlardır. 1971-2012 yıllarını kapsayan dönem için yıllık veriler kullanan yazarlar, GSYH, M2 para arzı, enerji krizleri, ithalat, cari hükümet harcamaları ve uyarlanabilir beklentilerin enflasyona neden olduğunu, kalkınma harcamalarının ise enflasyonu azalttığı sonucunu elde etmişlerdir.

Wang (2015) Çin'deki enflasyonun belirleyicilerini 2006:9-2014:12 dönemini kapsayan veriler ile VAR analizi uygulamıştır. Etki tepki fonksiyonu sonuçlarına göre M2 para arzı, döviz kuru ve Shanghai bankalararası faiz haddinde meydana gelen bir standart hatalık şok, enflasyon üzerinde zaman aralıklarıyla etkili olduğu ifade edilmiştir. Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre geçmiş enflasyon şokunun kısa dönemde hakim olduğu ortaya çıkmıştır. 12. dönem için enflasyonun %92'si enflasyondan, %3.17'si para arzından, %3.12'si Shanghai bankalararası faiz

haddinden, %1.29'u ise döviz kurundan kaynaklandığı sonucu yazar tarafından elde edilmiştir.

Lim ve Sek (2015) yüksek ve düşük enflasyona sahip iki ülke grubu için 1970-2011 dönemi yıllık veriler ile ARDL sınır testi uygulamışlardır. Yazarlar düşük enflasyona sahip ülkelerin enflasyon oranlarını uzun dönemde GSMH ile ithal edilen mal ve hizmetlerin etkilediğini, yüksek enflasyona sahip ülkelerin enflasyon oranlarını ise para arzının, kamu harcamalarının ve GSMH'daki büyümelerin sadece uzun dönemde tetiklediğini analiz sonucunda elde etmişlerdir. Para arzı, ithal girdi ve GSMH'daki artışların düşük enflasyon düzeyine sahip ülkelerin enflasyon oranlarının üzerinde kısa dönemde pozitif yönlü etkilerin olacağı tespit edilmiştir.

Eftekhari-Mahabadi ve Kiaee (2015) seçilmiş ülkelerde enflasyonun belirleyicilerini 2008-2012 dönemi için yıllık veriler ile araştırmışlardır. Araştırma sonucuna göre, GSMH, para arzı, petrol fiyatları ve gelir seviyesindeki artışların enflasyon oranlarını artırdığı ortaya çıkmıştır. Ayrıca yazarlar araştırma sonucunda kamu harcamaları, sermaye birikimi ve döviz kurunun da enflasyonun belirleyicileri arasında yer aldığını ifade etmişlerdir.

Korkmaz (2017) Türkiye özelinde enflasyonu etkileyen faktörleri regresyon analizi ile 1998:01-2015:04 dönemini kapsayan verileri kullanarak tespit etmeye çalışmıştır. Yazar araştırma sonucunda vadeli mevduat faiz oranının hem kısa hem de uzun dönemde enflasyon oranlarını etkilediğini tespit etmiştir. Ayrıca yazar, reel döviz kurunun kısa dönemde, GSHY'nın ise uzun dönemde enflasyon oranlarını etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Şahin (2019) Türkiye'de enflasyon, bütçe açığı ve para arzı arasındaki ilişkiyi 1980-2017 dönemini kapsayan veriler ile ARDL sınır testi yaklaşımını kullanarak analiz etmiştir. Yazar analiz sonunda, enflasyon ile bütçe açığı arasında hem uzun hem de kısa dönemde pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu sonucunu elde etmiştir.

Demirgil (2019) Türkiye'deki enflasyonun belirleyicilerini 2009:01-2018:12 dönemi kapsayan aylık veriler ile incelemiştir. Johansen eşbütünleşme testi yaklaşımını kullanan yazar analizleri sonucunda para arzı ve petrol fiyatları ve döviz kurunda meydana gelen artışların enflasyonu artırdığı, faiz oranında meydana gelen bir artışın ise enflasyonu azalttığı ortaya çıkmıştır.

Yenisu (2019) Türkiye'deki enflasyonun makroekonomik belirleyicilerini Toda-Yamamoto nedensellik yöntemi ile analiz etmiştir. 2010:01-2017:12 dönemini kapsayan aylık veriler ile analizi gerçekleştiren yazar, para arzı, bütçe açığı, döviz kuru, faiz, dış borçlar, petrol fiyatları ve banka kredilerinin enflasyonu en fazla etkileyen değişkenler olduğunu tespit etmiştir. Kısa dönemli analizin sonuçlarına göre para arzı ve petrol fiyatları enflasyonun nedeni olarak tespit edilmiştir.

Çelik (2021) Türkiye'deki enflasyonun belirleyicilerini 2008:01-2019:12 dönemini kapsayan aylık veriler ile incelemiştir. Johansen eşbütünleşme analizi sonucuna göre,

serilerin uzun dönemde eşbütünleşik olduğu ortaya çıkmıştır. Yazarın gerçekleştirdiği Granger nedensellik test sonuçlarına göre TÜFE ile ham petrol ve doğal gaz fiyatları, reel efektif döviz kuru ve yurtiçi kredi hacmi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu elde etmiştir. Ayrıca yazar, TÜFE'den para arzı ve politika faiz oranına doğru tek yönlü, ÜFE ile bankalar tarafından mevduatlara verilen faiz oranından TÜFE'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu ifade etmiştir.

Deluna, Loanzon ve Tatlonghari (2021) Filipin'deki enflasyonun dinamiklerini Doğrusal Olmayan Ototegresif Dağıtılmış Gecikme (NARDL) yöntemini kullanarak 1998-2019 dönemini kapsayan üç aylık veriler ile incelemişlerdir. Dünyaki petrol fiyatı şoklarının enflasyonun en önemli belirleyicisi olduğunu, döviz kurunun enflasyona geçişkenliğinin kısa vadede çok düşük olduğunu ve uzun vadede ise etkisi olmadığını, faiz oranı ve talep şoklarının enflasyon üzerinde uzun dönemli asimetrik etkisi olduğunu tespit etmişlerdir.

3. Model ve Veriseti

Çalışmada enflasyon oranı, milli gelir, faiz oranı ve para arzı arasındaki ilişki, Farooq vd. (2014), Bashir vd. (2011), Deniz, Tekce ve Yılmaz (2016), Eftekhari-Mahabadi ve Kiaee (2015) ve Lim ve Sek (2015) araştırmalarında yer alan enflasyonla ilgili farklı modellerden yararlanarak aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$dP_t = b_0 + b_1 LrY_t + b_2 R_t + b_3 Lm1p_t + u_t \quad [1]$$

Burada dP_t enflasyon oranını (tüketici fiyat endeksinin doğal logaritması üzerinden iki dönemin farkı alınarak hesaplanmış), LrY_t reel GSYH'nin doğal logaritmasını, R_t nominal kısa dönem faiz oranı ($0.25 * \ln(1 + R_t/100)$ ile hesaplanmış) ve $Lm1p_t$ reel para balansının doğal logaritması (TCMB'nin veri dağıtım ortamı EVDS üzerinden, M1 cinsinden para emisyonunun tüfe ile devalue edildikten sonra doğal logaritma alınarak) verileri kullanılmıştır. Para arzı dışındaki veriler, Kamiar Mohaddes (University of Cambridge) ve Mehdi Raissi (IMF) tarafından önceki 2016 versiyonu revize edilerek güncellenmiş 2019 versiyonlu GVAR verisetinden (Mohaddes ve Raissi, 2020) sağlanmıştır. Bu veriseti 1979: q2 ve 2019: q4 arası çeyreklik dönemleri kapsayan farklı değişkenlerden oluşmaktadır.

Kullanılan iktisadi değişkenlere ilave olarak 1980 ve 1994 yıllarındaki enflasyon şoklarını temsil etmeye yönelik Dum_80q12 ve Dum_94q2 yapay değişkenleriyle birlikte 2003 sonrasındaki kırılmayı yansıtmaya yönelik Dum_03q3 yapay değişkeni (ilgili dönemden sonra bütünüyle 1 değere sahip) kullanılmıştır. TCMB 2011 yılına kadar enflasyonla mücadele hedefi kapsamında sıkı para politikasını, 2011'den sonra finansal istikrar hedefiyle birlikte daha sonraki dönemlerde büyümeyi öncelikli hedef haline getirerek genişlemeci para politikalarına yönelmiştir. Bununla ilişkili olarak 2011 sonrasındaki etkiyi de görebilmek amacıyla ARDL modeline dahil edilen Dum_11Q4,

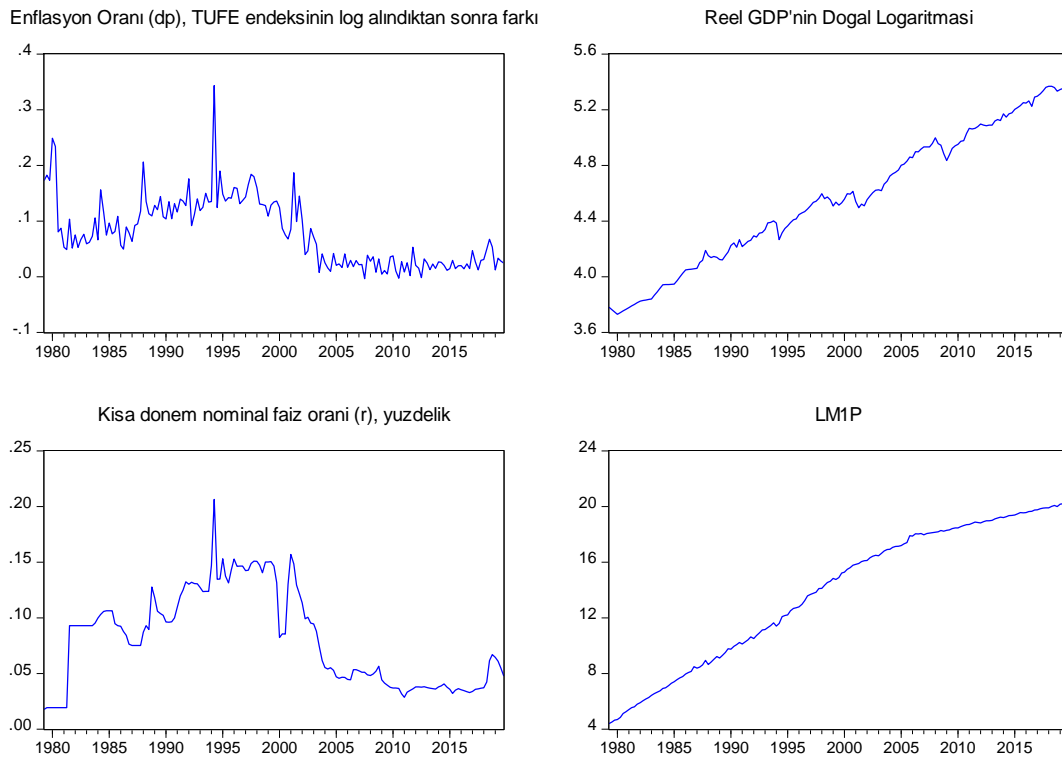
2011 yılı 4. Çeyreğinden sonra 1 değeri atanmıştır. Bu değişkenin kullanıldığı modelde ilgili yıllar için Dum_03q3 değişkeni 0 (sıfır) olarak tanımlanmıştır. Ayrıca zaman patikasındaki azalış veya artışı görmeye dönük olarak trend değişkeni de eklenmiştir.

Modelde kullanılan verilerden bağımsız değişkenlerin dP üzerinde etkileri kapsamında; Y_t nin pozitif etki, R_t 'nin negatif etki, $Lm1p_t$ 'nin pozitif etki oluşturması beklenmektedir.

3.1. Yöntem ve Metodoloji

Bu başlık altında araştırma kapsamında kullanılan değişkenlerin grafikleri ve tanısal istatistikleri sunulacaktır. Daha sonra değişkenlerin durağanlık test sonuçları ortak bir tablo altında raporlanacak, eşbütünleşmenin varlığını araştırma konusunda farklı düzeylerde durağanlığın varlığı ortaya konulacak, bu konuda ARDL analizinin kullanılacağına karar verilme aşamasından söz edilecektir. Bu analizin uygulanmasında gecikme sayılarının nasıl belirlendiğinin detayları ortaya konulacaktır.

Grafik 2: Modelde Kullanılan Değişkenlerin Grafikeri



Yukarıda verilen değişken grafikleri dikkate alındığında enflasyon oranı ve kısa dönem nominal faiz oranında 2000'li yıllara kadar artan bir trend, sonrasında başta azalan, 2005'lerden sonra ise durağan bir trend görünümü algılanabilmektedir. LrGDP (GSYH) ve Lm1p değişkenlerinde ise genel olarak artan bir trendin varlığı görülmekte ancak ikinci değişkende 2006 sonrasında artan trendin eğiminde bir kırılma yaşanmıştır.

Tablo 1: Modelde Kullanılan Değişkenlere Ait Tanısal İstatistikler (163 Gözlem)

	dP	LrY	R	Lm1p
Ortalama	0.07968	4.56353	0.08117	13.87079
Medyan	0.07112	4.54139	0.08412	14.89285
Maksimum	0.34333	5.39124	0.20637	20.36882
Minimum	-0.00371	3.72963	0.01769	4.38846
Std. Sap.	0.06052	0.48343	0.04284	4.95516
Çarpıklık	0.86724	0.00105	0.33287	-0.37277
Basıklık	4.05244	1.87746	1.99154	1.72627
Jarque-Bera	27.9548	8.55822	9.91715	14.79362
Olasılık	0.000001	0.01386	0.00702	0.00061

Tablo 1'e göre modelde kullanılan değişkenlerin betimsel istatistikleri yer almaktadır. Bunlara göre genel olarak ortalama değerleri dP enflasyon değişkeni için 0.08, LrY gelir değişkeni için 4.564, R kısa dönem faiz değişkeni için 0.081, Lm1P para arzı değişkeni için 13.87 değerleri elde edilmiştir. Çarpıklık değerleri olarak en simetrik değişkenin Y, sağa çarpık değere sahip olanlar R ve dP (en yüksek çarpıklık) ve Lm1p değişkeni sola çarpık bulunmuştur. Basıklık özelliği olarak dP değişkeni daha sivri, diğer değişkenler ise normale göre daha basık bir özellik sergilemektedir. Normallik testi olarak kullanılan Jarque-Bera istatistiği ve olasılık değerleri 'H 0: Normallik' hipotezinin reddedilebilir olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 2'de modelde kullanılan bütün değişkenler için düzeyde ve birinci farkında dört farklı durağanlık testine göre birim kökün varlığı sorgulanmış ve sonuçlar raporlanmıştır. Kullanılan durağanlık testleri ADF (Augmented Dickey Fuller), PP (Phillips Perron), KPSS ve ERS DFGLS testleridir.

KPSS testi dışındaki testlerde temel hipotez H0: Seri birim kök içermektedir (durağan değildir) biçimindeyken KPSS testinde H0 hipotezi tam ters yöndedir. Bu kriter dikkate alınarak bütün değişkenler değerlendirildiğinde birim kökün varlığı veya yokluğuna kesin olarak karar verilmesi mümkün değildir. Örneğin değişkenlerde genel olarak sabitli ve trendli yapının bulunduğu varsayımıyla değerlendirme yapıldığında; dP değişkeni için PP ve KPSS testleri %5 düzeyinde durağanlık, R değişkeni bütün testler için birim kök, Y değişkeni ADF, PP ve ERS testleri için %5 düzeyinde ve KPSS için %1 düzeyinde durağanlık, son olarak Lm1p değişkeni ise bütün testler için birim kök sonucuna ulaşılmıştır. Bu durumda R ve Lm1p değişkenlerinde I(1) durağan olmayan,

dP ve LrY değişkenlerinde net sonuçlar elde edilmese de I(0) veya durağanlık özelliklerine ulaşılmıştır. R değişkeni için sonuçlar daha kararsızlık göstermiştir. Bu gibi durumlar için ARDL modeline yönelmek geçerli bir neden oluşturmaktadır. Böyle bir motivasyonla ARDL modeli kurmaya dönük değişkenlerin farklı gecikme sayılarıyla taramalar yapılmış ve alttaki model tercihi karara varılmıştır.

Tablo 2: Düzey ve Birinci Fark Değerlerine Göre Modelde Kullanılan Değişkenlerin Durağanlık Analizleri

Değişk.	Düzey Değerlerine Göre Birim Kök Testi				1. Fark Değerlerine Göre Birim Kök Testi			
	C		C+T		C		C+T	
dP	Test İst.	% 1, 5, 10	Test İst.	% 1, 5, 10	Test İst.	% 1, 5, 10	Test İst.	% 1, 5, 10
ADF	-2.486 (0.121)	-3.472 -2.88 -2.576	-3.061 (0.119)	-4.016 -3.438 -3.143	-13.243 (0.000) ***	-3.472 -2.88 -2.576	-13.208 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
PP	-3.168 (0.024) **	-3.471 -2.879 -2.576	-4.485 (0.022) **	-4.016 -3.438 -3.143	-19.057 (0.000) ***	-3.471 -2.879 -2.576	-19.007 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
KPSS	0.983	0.739 0.463 0.347	0.209 **	0.216 0.146 0.119	0.241	0.739 0.463 0.347	0.198 **	0.216 0.146 0.119
ERS DFGLS	-1.106	-2.58 -1.943 -1.615	-2.911	-3.508 -2.97 -2.68	-19.4	-2.579 -1.943 -1.615	-12.729	-3.508 -2.97 -2.68
R								
ADF	-2.110 (0.241)	-3.471 -2.879 -2.576	-2.831 (0.188)	-4.016 -3.438 -3.143	-12.774 (0.000) ***	-3.47 -2.879 -2.576	-12.821 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
PP	-2.110 (0.241)	-3.471 -2.879 -2.576	-2.831 (0.188)	-4.016 -3.438 -3.143	-12.774 (0.000) ***	-3.471 -2.879 -2.576	-12.821 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
KPSS	0.605 **	0.739 0.463 0.347	0.294	0.216 0.146 0.119	0.298 ***	0.739 0.463 0.347	0.198	0.216 0.146 0.119
ERS DFGLS	-1.255	-2.579 -1.943 -1.615	-1.499	-3.506 -2.968 -2.678	-12.766	-2.579 -1.943 -1.615	-12.729	-3.508 -2.97 -2.68

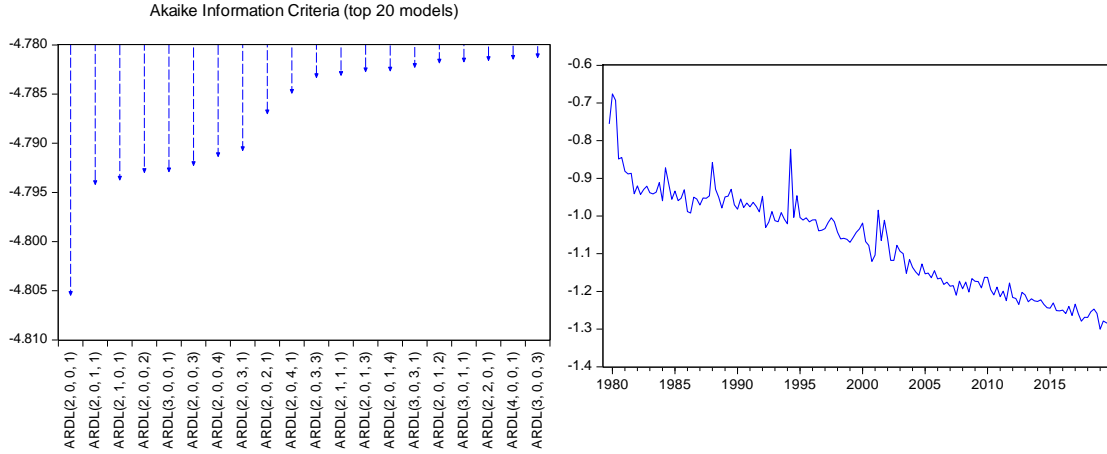
Not: Değişk.: Değişken; Test İst.: Test İstatistiği; Anlamlılık: *, ** ve *** sırasıyla %1, 5 ve 10 düzeylerinde anlamlılığı yani durağanlığı göstermektedir.

Tablo 2 (Devam ediyor):

Değişik.	Düzye Değerlerine Göre Birim Kök Testi				1. Fark Değerlerine Göre Birim Kök Testi			
	C		C+T		C		C+T	
LrY								
ADF	-0.010 (0.946)	-3.471 -2.879 -2.576	-3.758 (0.021) **	-4.016 -3.438 -3.143	-8.541 (0.000) ***	-3.472 -2.88 -2.576	-8.515 (0.000) ***	-4.017 -3.439 -3.144
PP	-0.010 (0.946)	-3.471 -2.879 -2.576	-3.758 (0.021) **	-4.016 -3.438 -3.143	-65.716 (0.000) ***	-3.471 -2.879 -2.576	-65.514 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
KPSS	1.571	0.739 0.463 0.347	0.077 ***	0.216 0.146 0.119	0.058 ***	0.739 0.463 0.347	0.049 ***	0.216 0.146 0.119
ERS DFGLS	3.554 ***	-2.579 -1.943 -1.615	-3.462 **	-3.506 -2.968 -2.678	-2.274 ***	-2.58 -1.943 -1.615	-11.056 ***	-3.507 -2.969 -2.679
LM1P								
ADF	-3.434 (0.011) ***	-3.472 -2.88 -2.577	0.344 (0.344)	-4.017 -3.439 -3.144	-1.610 (0.475)	-3.473 -2.88 -2.577	-5.416 (0.000) ***	-4.017 -3.439 -3.144
PP	-4.262 (0.001) ***	-3.471 -2.879 -2.576	0.653 (0.999)	-4.016 -3.438 -3.143	-66.972 (0.000) ***	-3.471 -2.879 -2.576	-21.388 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
KPSS	1.561	0.739 0.463 0.347	0.368	0.216 0.146 0.119	1.095	0.739 0.463 0.347	0.183 **	0.216 0.146 0.119
ERS DFGLS	0.148	-2.58 -1.943 -1.615	-1.193	-3.516 -2.977 -2.687	-1.348	-2.58 -1.943 -1.615	-4.898	-3.51 -2.972 -2.682

Not: Değişik.: Değişken; Test İst.: Test İstatistiği; Anlamlılık: *, ** ve *** sırasıyla %1, 5 ve 10 düzeylerinde anlamlılığı yani durağanlığı göstermektedir.

Grafik 3: Akaike Kriterine Göre Model Gecikme Sayılarının Belirlenmesi (solda) ve Belirlenen En Uygun Modele Göre Oluşan Eşbütünleşme İlişkisinin Hata Terimi Grafiği (sağda)



ARDL (2, 0, 0 ve 1) modeliyle ilgili parametreler ve tahmin sonuçları sonraki tablolarda sunulacaktır.

ARDL modelinin kurulmasında model iyiliğinin sağlanmasında Akaike bilgi kriteri (AIC) kullanılmış, kriterin verdiği değerler üzerinden en uygun modelin dP, LrY, R ve Lm1p değişkenleri için sırasıyla (2, 0, 0 ve 1) gecikmeyle değişkenlerin kullanılmasıyla oluşan modelin sağlıklı olacağı anlaşılmıştır. Bununla ilişkili olarak Grafik 3, gecikme sayılarının ilgili AIC kriteriyle en düşük değere ulaştığı seçimin kullanılacağını göstermektedir. Diğer grafikte ise kurulan stabil ARDL modeliyle oluşan hata terimlerinin grafiğini sergilemektedir.

3.2. ARDL Kısa Dönem Formu ve Sınır Testi

Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen E.G. eşbütünleşme testi ve sonrasında Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme testleri, modelde bulunan bütün serilerin birinci farklarında durağan olmaları (düzeyde durağan olmama) üzerinden kurgulanmışlardır. Serilerin bütünleşme derecelerinin farklı olması durumunda kullanıma uygun değildir. Ancak bu çalışmada kullanılan değişkenlerin aynı seviyede durağan olmadıkları, çünkü R ve Lm1p değişkenlerinin I(1) diğer iki değişken ise durağan oldukları belirlenmişti.

Bu durumda Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerini kullanmak uygun değildir. Alternatif olarak Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır (bounds) testi yaklaşımı çözüm olabilmektedir. Sınır testi yaklaşımında, serilerin durağanlık düzeyleri I(0) veya I(1) olduğu göz önüne alınmadan aralarında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılabilmektedir. Kısıtlanmamış bir hata düzeltme modeline (UECM: Unrestricted Error Correction Model) dayanan test bu çalışmada kullanılan değişkenlere şöyle uyarlanmaktadır.

$$\Delta DP = b_0 + \sum b_{1i} \Delta DP_{t-i} + \sum b_{2i} \Delta LrY_{t-i} + \sum b_{3i} \Delta R_{t-i} + \sum b_{4i} \Delta LM1P_{t-i} + b_5 DP_{t-1} + b_6 LrY_{t-1} + b_7 R_{t-1} + b_8 LM1P_{t-1} + u_t \quad [2]$$

Model tahmin edildikten sonra kısıtlı ve kısıtsız modelden gelen hata kareleri toplamı ile F istatistiği hesaplanır ve kritik sınır değerleri ile karşılaştırılır. Burada eşbütünleşme ilişkisi DP, Y, R ve LM1P değişkenlerinin katsayıları üzerinden ($H_0 : b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = 0$) hipotezinin test edilmesiyle yapılmaktadır. Belirli bir bağımsız değişken sayısı ($k=3$), gözlem sayısı ($n = 161$) ve anlamlılık düzeyi için hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) çalışmasında verilen alt ve üst kritik değerlerin dışına düştüğü takdirde değişkenler arasında eşbütünleşme hakkında bir yorum yapılabilmektedir. Söz konusu F istatistiğinin üst kritik değer üzerinde olması seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu, alt değer altında kalması ise eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını göstermektedir. F istatistiğinin alt ve üst kritik değerlerin arasına düşmesi halindeyse kesin bir yorum yapılmayıp, bütünleşme derecelerini dikkate alan diğer yöntemlere başvurulması gerekmektedir.

Aşağıda yer alan Tablo 3'te farklı anlamlılık düzeyleri için yer alan kritik değerlere göre, elde edilen F kritik değer konumu değerlendirildiğinde, hesaplanan F istatistiğinin üst kritik değerden yüksek olduğu görülmektedir. Buna göre modelde kullanılan dört değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğudur. Eşbütünleşmenin varlığı durumunda değişkenlerin düzey değerleri kullanılarak yapılan analizler sahte regresyon problemi barındırmayacağı söylenebilir.

Tablo 3: Uzun Dönemli İlişkinin Varlığının F Sınır Testiyle Sorgulanması

Test	İstatistik	Anlamlılık	I(0)	I(1)
F Sınır (bounds)	26.6379	10%	3.588	4.605
$k = 3, n = 161$		5%	4.203	5.320
H0: İlişki Yoktur		1%	5.620	6.908

ARDL modeline ilişkin kısa dönem formundan yararlanarak elde edilen F sınır testi sonuçları üstteki tabloda yer almaktadır. Buna göre F istatistiği değeri 26.638 değeri 161 gözlem değeri üzerinden elde edilen sınır testi kritik değerlerinden özellikle I(1) değerinden yüksek olduğu görülmektedir. %1 hata düzeyine göre H_0 : Eşbütünleşmenin bulunmadığı biçiminde yokluk hipotezi reddedilebilmekte yani eşbütünleşmenin varlığı anlaşılmaktadır. Bu durumda modelde kullanılan değişkenlerin birlikte anlamlı bir uzun dönem ilişkisine sahip oldukları söylenebilir.

3.3. Uzun Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi, gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (ARDL: Auto Regressive Distributed Lag;) yöntemiyle incelenmiştir. Kullanılan ARDL tahmin modeli şöyle formüle edilebilir:

$$dP = b_0 + \sum b_{1i} * dP(-1 \text{ to } -2) + \sum b_{2i} * LrY_{t-i} + \sum b_{3i} * R_{t-i} + \sum b_{4i} * LM1P_{t-1} + b_5 * DUM_80Q12 + b_6 * DUM_94Q2 + b_7 * DUM_03Q3 + b_8 * @TREND \quad [3]$$

ARDL modelinde gecikme uzunlukları belirlenirken AIC bilgi kriterini minimum yapabilen uzunluklar kullanılmaktadır. Bu işlem Kamas ve Joyce'un (1993) nedensellik analizlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesi için önerilen yöntemle gerçekleştirilmektedir. Bu yönteme göre önce belirlenmiş en yüksek gecikme uzunluğu üzerinden bağımlı değişken olan döviz kuru değişkeninin sadece kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu gerçekleştirilmiş ve en küçük AIC değerine sahip olan gecikme sayısı seçilmiştir. Daha sonra bağımlı değişkenin seçilen gecikme sayısı sabit tutulup birinci bağımsız değişken olan faiz oranı değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Son olarak ilk iki değişken için seçilen gecikme uzunlukları sabit tutulup ikinci bağımsız değişken olan enflasyon farkı değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve yine en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu değişkenin de gecikme sayısına ulaşılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğunun 4 olarak alındığı bu işlem sonucunda (3) numaralı denklemin DP değişkeninin 2, GDP değişkeninin 0, kısa dönem faiz oranı değişkeninin 0 ve Lm1p (M1 para arzı) değişkeninin 1 gecikmeli değeri ile tahmin edilmesi gerektiği sonucuna varılmıştır. Yani tahmin edilecek model ARDL (2, 0, 0, 1) modelidir. Tablo 4'te ARDL (2,0, 0, 1) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlar kullanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları yer almaktadır.

ARDL (2,0,0,1) Modeli çıktıları dikkate alındığında iki farklı model parametre tahminleri Tablo 4'de sunulmuştur. Bu tabloda soldaki model yapısal dönüşümü 2003 sonrasında bir değişikliğin varlığıyla, sağdaki model ise 2003 sonrası ve 2011 sonrası birlikte dönüşümün varlığıyla modellenmektedir. Her iki model için parametre tahminleri, t istatistikleri, buna bağlı olasılık değerleri ile model iyilik istatistikleri raporlanmış ve sonuçların birbirine çok yakın oldukları görülmektedir. 2011 sonrası dönüşümün etkisini görmek üzere sağdaki modelde yer alan dum_2011_q4 kukla değişkeni katsayısının "-0.03480" olduğu, yani 2011 sonrasında enflasyon değişkeninin logaritmik değerlerinin belirtilen rakam kadar düşük olduğu anlaşılmaktadır. AIC ve BIC bilgi kriterleri bakımından minimum değerlere sahip olan soldaki model

ekonometrik kriterlere daha uygun olduğu varsayımıyla temel model olarak alınacak ve bağlı diğer analizler bu model üzerinden yapılacaktır.

Tablo 4: ARDL (2, 0, 0, 1) Modeli ve Uzun Dönem Katsayılar (Bağımlı Değ.: DP)

Değişkenler	Katsayı	t- istatistiği Olasılık (p)	Katsayı	t- istatistiği Olasılık (p)
DP(-1)	0.20104	3.4844 0.0006 ***	0.20091	3.4631 0.0007 ***
DP(-2)	0.20080	3.8508 0.0002 ***	0.20076	3.8367 0.0002 ***
LrY	0.14822	3.5369 0.0005 ***	0.14825	3.5250 0.0006 ***
R	0.41009	4.4595 0.0000 ***	0.40983	4.4255 0.0000 ***
LM1P	-0.07132	-3.9960 0.0001 ***	-0.07137	-3.9728 0.0001 ***
LM1P(-1)	0.06965	3.8729 0.0002 ***	0.06959	3.8416 0.0002 ***
DUM_80Q12	0.13856	7.3681 0.0000 ***	0.13856	7.3436 0.0000 ***
DUM_94Q2	0.19911	8.1547 0.0000 ***	0.19908	8.1220 0.0000 ***
DUM_03Q3	-0.03432	-2.6997 0.0077 ***	-0.03442	-2.6257 0.0095 ***
<i>DUM_11Q4</i>	---	---	-0.03480	-1.8258 0.0699 *
C	-0.51768	-3.2859 0.0013 ***	-0.51733	-3.2652 0.0014 ***
@TREND	-0.00129	-2.5034 0.0134 **	-0.00128	-1.9696 0.0507 *
Tanısal İstat.				
R ² - Düz. R ²	0.87197	0.86343	0.87197	0.86252
F ist. - Olasılık	102.1580	0.0000 ***	92.2526	0.0000 ***
Hata Kareler Toplamı -- DW	0.07349	1.8878	0.07349	1.88806
AIC - BIC	-4.71747	-4.50694	-4.70505	-4.47538

Not: *, ** ve *** sırasıyla %10 %5 ve %1 düzeyde anlamlılığı göstermektedir. ARDL modelinde gecikme uzunluğu 4 olmak üzere AIC kriterine göre (-4,7175) belirlenmiştir istatistikleridir. DW: Durbin Watson Otokorelasyon İstatistiği,

Y ve R değişkenleri için düzey değerleri, Lm1p değişkeni düzey ve 1 gecikmeli, DP değişkeni ise düzey ve 2 gecikmeli olarak yer aldığı görülmektedir. Ayrıca Dum_80q12

(1980 yılı 1 ve 2. Çeyreği), Dum_94q2 (1994 yılı 2. Çeyreği) için yapay değişken ve Dum_03_q3(2003 yılı 3. Çeyreği sonrası dönem) için yapay değişkenler ile birlikte trend değişkeninin de anlamlı olduğu bir model bütünüyle anlamlı katsayılara sahiptir. R kare değerinin %87.197 değeriyle güçlü bir açıklayıcılığa sahip olduğu söylenebilmektedir. F istatistiği ve olasılık değeri modelin bütünüyle anlamlı olduğu anlamına gelmektedir. 1. Düzey otokorelasyon katsayısı DW = 1.887 değeriyle otokorelasyonun güçlü olarak bulunmadığı değerler seviyesindedir.

Temel model olarak dikkate alınan soldaki modele göre; Katsayıların Enflasyon (DP) üzerindeki etkileri ise Y, R ve DP'nin gecikmeli değerlerinin pozitif etkileri olduğu anlaşılmaktadır. Trend değişkeninin negatif görünümü DP üzerinde ilerleyen zamanda bir azalış etkisi olduğunu, ayrıca Dum_03q3 değişkeni 2003 sonrasında sabit bir azalış görüntüsünün varlığını ortaya koymaktadır. 1980 yılı ve 2003 yılındaki enflasyon şoklarının pozitif etkisi, ilgili yapay değişkenlerden okunabilmektedir.

ARDL modelinde uzun dönem katsayıları, bağımsız değişkenlerin katsayılarının gecikmeli bağımlı değişkenin katsayılarının 1'den farkına bölünmesi yoluyla hesaplanır (bkz. Gujarati, 1999: 608, Karaca, 2005). Örneğin Tablo 5'teki uzun dönem LrY ve R katsayıları şöyle hesaplanır:

$$\text{LrY uzun dönem katsayı hesap} = 0.14822 / (1 - (0.20103 + 0.20080)) = 0,24780$$

$$\text{R uzun dönem katsayı hesap} = 0.41009 / (1 - (0.20103 + 0.20080)) = 0,68558$$

Tablo 5: Kısıtsız Sabitli ve Kısıtsız Trendli Model, Uzun Dönem Katsayılar

Değişken	Katsayı	t- istatistiği	Olasılık (p)
LrY	0.247795	3.523673	0.0006
R	0.685574	4.410811	0.0000
LM1P	-0.002797	-0.730201	0.4664

$$EC = DP - (0.2478 * LrY + 0.6856 * R - 0.0028 * LM1P)$$

Tablo 5'teki uzun dönem sonuçlarına göre, dP (enflasyon) değişkeninin açıklanmasında anlamlı rol oynayan değişkenler LrY ve R olmuştur, sırasıyla pozitif ve anlamlı 0.24780 ile 0.68557 değerleriyle bağımlı değişkeni etkilemektedirler. Diğer bir uzun dönem değişkeni olan Lm1p ise modelde -0.00280 katsayısıyla yer almış ancak anlamlı olasılık değerine sahip değildir. Sonuç olarak enflasyonu uzun dönemde 2019q4 çeyreğine kadar ki dönemde R değişkeninin daha güçlü, LrY değişkeninin ise daha zayıf ancak pozitif etkiledikleri görülmektedir.

3.4. ARDL Hata Düzeltme Modeli

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlendikten sonra hata modelinin davranışı konusunda yorum imkanı veren hata düzeltme modeli sonuçları üstteki tabloda görülmektedir. Bu model sonuçlarından özellikle hata düzeltme terimi (ECM: CointEq(-1)) değerleri önemlidir. Buna göre ilgili değer negatif olması modelden sapmaların uzun dönem denge değerine dönüşle sonuçlandığı ve bu değer anlamlı olduğu görülmektedir. ($1/0.598=1.672$) değeri modelden sapma meydana geldiğinde 1.67 dönem kadar sonra uzun dönem dengesine geri dönüldüğü anlamına gelmektedir. Elde edilen sonuçlar tablo 6’da verilmiştir.

Ayrıca modelin iyiliğine yönelik tanısal istatistikler de tablo 6’nın altında verilmiştir. Buna göre R² ve F istatistik değerleri yanında DW istatistiği sağlıklı sonuçlara işaret etmektedir.

Tablo 6: ARDL (2, 0, 0, 1) Modeli Kısa Dönem Katsayılar ve Hata Düzeltme Modeli (Bağımlı Değişken, D(DP))

Değişkenler	Katsayı	t- istatistiği	Olasılık (p)
D(DP(-1))	-0.20080	-4.0336	0.0001 ***
D(LM1P)	-0.07132	-4.0580	0.0001 ***
DUM_80Q12	0.13856	7.5504	0.0000 ***
DUM_94Q2	0.19911	8.9905	0.0000 ***
DUM_03Q3	-0.03432	-4.6574	0.0000 ***
C	-0.51768	-10.2029	0.0000 ***
@TREND	-0.00129	-8.8898	0.0000 ***
ECM (-1)	-0.59817	-10.4251	0.0000 ***
Tanısal İstatistikler			
R kare	0.70608	F istatistik	52.5077
Düzeltilmiş R kare	0.69264	F olasılık	0.0000 ***
Hata kareler toplamı	0.07349	Durbin-Watson	1.8878

3.5. Stabilite Testleri

Bu başlık altında kurulan ARDL modelinin stabil olduğunu anlamak amacıyla uygulanan “ramsey reset” testi ve CUSUM, CUSUM² istikrar testi grafiklerinden bahsedilecektir.

3.5.1. Ramsey Reset Testi

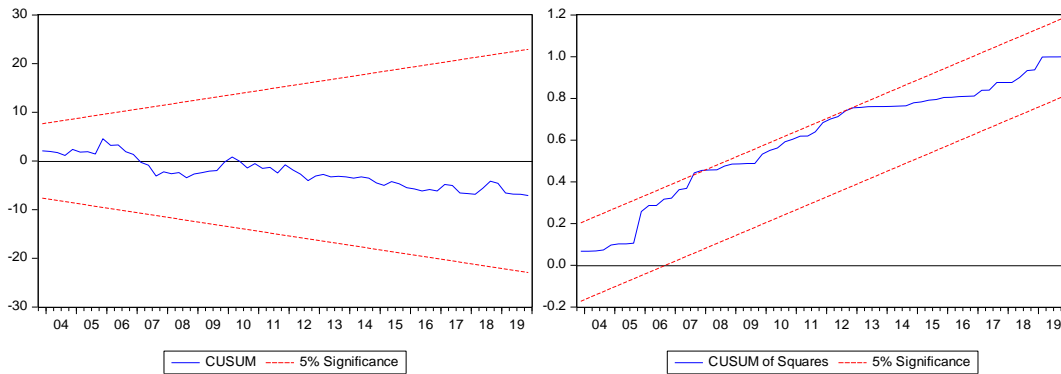
Kurulan ARDL modelinin stabilite koşullarını sağlayıp sağlamadığıyla ilgili testler modelin güvenilirliğini etkilemektedir. Bu konuda ilk olarak yapılan ramsey reset testi F testi değerine göre H_0 : Modelde tanımlama hatası yoktur hipotezi kabul edilebilir durumdadır, yani model kurmayla ilgili hata yapılmadığı söylenebilir.

Tablo 7: Model Tanımlama İyiliği: Ramsey Reset Testi

	Değer	df	Olasılık
t-statistic	1.069243	151	0.2867
F-statistic	1.143281	(1, 151)	0.2867

Modelin istikrarlı olmasıyla ilgili diğer gösterge CUSUM grafik sonuçlarıdır. Bunlardan ilgi CUSUM grafiği solda yer almakta ve güven sınırları içinde ilerleyen grafik tanımlama olarak modelin uygun kurulduğunu göstermektedir. Bunu destekleyen diğer grafik CUSUM kare grafiği olup (sağda) modelle ilgili belirlenmenin yüksek düzeyde olduğu, modelin bütün parametreleriyle sonuca katkı sağladığı anlaşılmaktadır.

Grafik 4: Modelin İstikrar Testi: CUSUM ve CUSUM Kare Grafikleri



3.5.2. EKK Varsayımlarının Sağlanması

EKK yönteminin sağlıklı çalışması için gerekli varsayımlara ilişkin testlerin sonuçları model iyiliğini anlamak bakımından önemlidir. Bu varsayımlardan zaman serilerinde en çok önem verileni otokorelasyonun bulunmaması beklentisidir. Tablodaki sonuçlara göre H_0 : Modelde hata terimlerinin izleyen değerleri arasında ilişki (otokorelasyon)

yoktur hipotezi kabul edilebilir durumdadır. Yani ilgili problem hakkında bir soruna rastlanmamıştır.

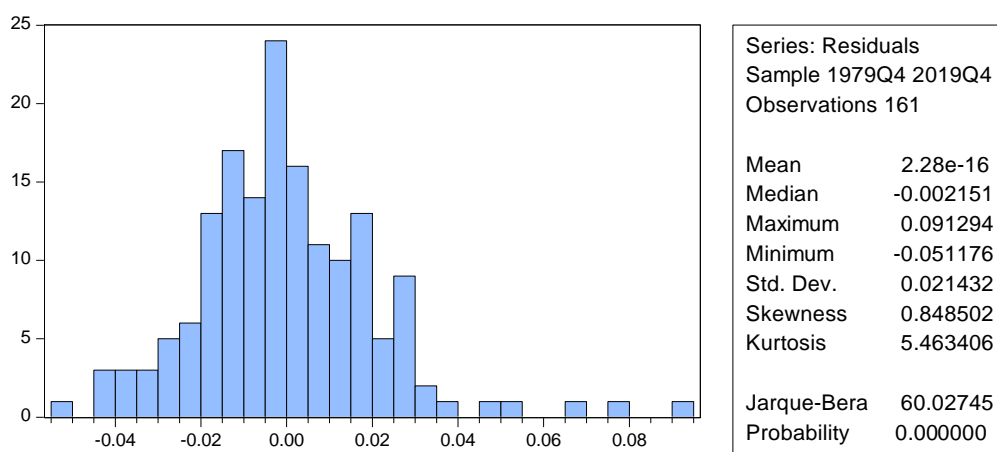
Zaman serisi modellerinde ön planda dikkate alınmayan bir varsayım olmasına karşın dikkate alınan diğer bir varsayım değişen varyans probleminin bulunmaması beklentisidir. Bu yaklaşıma bağlı olarak yapılan White testi sonucuna göre H_0 : Değişen varyans sorunu yoktur biçiminde yokluk hipotezi kabul edilebilir durumdadır. Yani ilgili sorunla ilgili rahatsız edici bir sonuca rastlanmamıştır.

Tablo 8: Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testleri

Test ve Türü	F İstatistik	F Olasılık	Gözlem R^2	* Ki-Kare Olasılık
Otokorelasyon: Breusch - Godfrey LM Test:	0.74520	F(2,148): 0.4764	1.60514	0.4482
Değişen Varyans: White Test	1.47073	F(10,150): 0.1556	14.37626	0.1565

Diğer bir varsayım beklentisi normal dağılımın bulunması gereğidir. Grafik 5'te yer alan sonuçlara göre H_0 : Normal dağılım bulunmaktadır hipotezinin testi için dikkate alınan Jarque-Bera istatistiğinin olasılık değerine göre bu hipotez reddedilebilir durumdadır yani normal dağılım varsayımı sağlanamıyor durumdadır.

Grafik 5: Normallik Varsayımının Testi ve Grafiği



Ancak histogram görüntüsüne bakıldığında normal dağılımdan aşırı bir sapmanın bulunmadığı anlaşılmaktadır, ihlalin varlığı özellikle 0 değeri etrafında hata terimlerinin

yoğunluğu ve pozitif yüksek değerli hata terimlerinin sağ kuyruğa doğru kaymasından kaynaklanmaktadır.

4. Sonuç

Enflasyon bütün ekonomilerde önemli bir iktisat politikası aracıdır. Geçmişte olduğu gibi günümüzde de Türkiye’de enflasyon önemli makroekonomik bir problem olmaya devam etmektedir. Bu açıdan enflasyonun belirleyicilerinin incelenmesi büyük önem arz etmektedir. Bu çalışmada 1979:Q1-2019:Q4 arası aylık veriler kullanılarak Türkiye’de enflasyonun belirleyicileri incelenmiştir.

Enflasyonu açıklamaya yönelik literatürden alınan bazı örnekler kapsamında ekonometrik zaman serileri yöntemlerinden ARDL modeli kurulmuştur. Böyle bir modelin tercih edilme nedeni, değişkenlere uygulanan durağanlık analizleri ve testlerden elde edilen sabitli ve trendli model sonuçlarına göre farklı durağanlık seviyelerine sahip oldukları bulunmuştur. Yani faiz (R) ve para arzı (Lm1p) değişkenlerinin birinci seviyeden durağan, diğer enflasyon (dP) ve reel gelir (LrY) değişkenlerinin düzeyde durağan oldukları kararına varılmıştır. Böyle bir durumda eşbütünleşme analizi olarak ARDL yönteminin kullanılması tercih edilmektedir.

Model formunun belirlenmesinde kullanılan değişkenlerin farklı gecikme sayılarıyla denemeler yapılarak en düşük Akaike Bilgi Kriteri (AIC) değerine ulaştıran model dikkate alınmıştır. Bu modelin parametreleri tahmin edildikten sonra kısıtlı ve kısıtsız model hata kareleri üzerinden F eşbütünleşme testi değerleri elde edilmiş ve modelde kullanılan değişkenlerin uzun dönemde anlamlı bir ilişkinin varlığı ortaya konulmuştur. Buna göre enflasyon değişkenini açıklayan değişkenler olarak kısa dönem faiz oranı, gelir düzeyi ve reel para balansları (M1 para arzı /P) değişkenleri anlamlı bulunmuştur. Uzun dönem katsayılarının değerleri genel olarak anlamlı çıkmıştır. Enflasyon değişkenini etkileyen gecikmeli değerlerin pozitif etkilediği bulunmuştur. Reel gelirin logaritmasındaki yüzde 1’lik artışın enflasyonu %0.148 kadar pozitif etkilediği, kısa dönem faiz oranındaki 1 birimlik artışın enflasyonu %0.41 kadar pozitif etkilediği bulunmuştur. Reel para balanslarının ise (%1’lik artış durumunda) ilk izleyen çeyrek dönem için enflasyonu negatif, ikinci çeyrek dönem için pozitif etkilediği uzun dönem için ise toplamda oldukça zayıf negatif (%0.0028) etkilediği ancak uzun dönem katsayısı anlamsız görülmüştür. Trend değişkeninin katsayısı negatif ancak oldukça küçük bir değer bulunmuştur. 1980 yılındaki enflasyon şoku ilgili dönemde %0.14 kadar, 1994 yılında yaşanan enflasyon şoku enflasyon oranında %0.2 kadar bir artış etkisi oluşturmuş, 2003 sonrası çeyrek dönemler için %0.03 kadarlık bir düşüş etkisiyle birlikte genel olarak yapay değişkenler anlamlı bulunmuştur.

Modelle ilgili kısa dönem katsayılarına bağlı olarak modellenen hata düzeltme modeli genel olarak anlamlı bulunmuştur. Yani kısa dönemde dengeden sapma

durumlarında model tekrar uzun dönem dengesine (yaklaşık 1.7 çeyrek dönem) yönelmektedir. ARDL modelinin genel olarak diğer istikrar testleri ve varsayımları sağlama testleri olumlu sonuçlar vermiştir.

Model sonuçlarına göre örnek dönemini oluşturan 1979 ve 2020 arasındaki çeyreklik dönemler boyunca reel milli gelirin enflasyon üzerinde pozitif olarak etkili olduğu, gelir üzerindeki genişletici politikaların enflasyonu artırdığı görülmüştür. Kısa dönem faiz oranındaki artışların da enflasyon üzerinde artırıcı etki yaptığı sonucuna ulaşılmıştır. Reel para balanslarındaki artışlar ise uzun dönemde zayıf ve anlamsız olmak üzere negatif etkilidir. Elde edilen uzun dönem sonuçlarından gelir ve reel para balanslarındaki sonuçlar beklentilere uygun bulunmuştur. Ancak faiz oranındaki artışların enflasyonu pozitif etkilediği sonuçları iktisadi beklentilerle çelişmektedir, çünkü faiz oranındaki artışların yatırımları engelleyerek gelir artışını kısıtlayacağı ve enflasyonda artışa engel olacağı beklenmektedir. Bu sonucun oluşmasında enflasyon ve faiz arasındaki zaman patikasının uyumlu hareket etmesi nedeniyle olduğu söylenebilecektir.

Kaynakça

- Ağayev, S. (2012). Geçiş ekonomilerinde enflasyon oranı belirleyicileri; panel veri analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(1), 59-72.
- Aydoğan, E. (2004). 1980'den günümüze Türkiye'de enflasyon serüveni. *Yönetim ve Ekonomi*, 11(1), 91-110.
- Bashir F., Nawaz, S., Yasin, K., Khursheed, U., Khan, J. ve Qureshi, M. J. (2011). Determinants of inflation in Pakistan: an econometric analysis using Johansen Co integration approach, *Australian Journal of Business and Management Research*, 1(5), 71-82.
- Berber, M. ve Artan, S. (2004). Enflasyon ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği, Turkish Economic Association, Discussion Paper 2004/21, 1-16.
- Çelik, A. (2021). Türkiye'de enflasyonun belirleyicilerinin VAR yöntemi ile analizi (2008-2009). *İzmir İktisat Dergisi*, 36(1), 135-153.
- Çelik, T., Gövdere, B. ve Ongun, U. (2016). Dezenflasyon sürecinde Türk bankacılık sektöründe yapısal dönüşümün izleri, *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, CIEP Özel Sayısı, 845-857.
- Deluna Jr, R. S., Loanzon, J. I. V. ve Tatlonghari, V. M. (2021ef). A nonlinear ARDL model of inflation dynamics in the Philippine economy. *Journal of Asian Economics*, 76, 101372.

- Demirgil, B. (2019). Türkiye’de enflasyonun belirleyicileri üzerine uygulamalı bir çalışma. *Journal of International Management, Educational and Economics Perspectives*, 7(1), 13-21.
- Deniz, P., Tekce, M. ve Yilmaz, A. (2016). Investigating the determinants of inflation: a panel data analysis. *International Journal of Financial Research*, 7(2), 10.5430/ijfr.v7n2p233.
- Dünya Gazetesi. (2021). TÜFE’nin tepe noktası ne olacak? (6 Mayıs 2021)
<https://www.dunya.com/kose-yazisi/tufenin-tepe-noktasi-ne-olacak/620324>.
- Eftekhari-Mahabadi, S., & Kiaee, H. (2015). Determinants of inflation in selected countries. *Journal of Money and Economy*, 10(2), 113-143.
- Eğilmez, M. (2014). Enflasyon ile faiz ilişkisi. (1 Mayıs 2014)
<https://www.mahfiegilmez.com/2014/05/enflasyon-ile-faiz-iliskisi>.
- Engle, R. F., ve Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, 251-276.
- Farooq, A., Hasan, R., Adnan, H., ve Irfan, L. (2014). Determinant of inflation in Pakistan: an econometric analysis, using Johansen Co integration approach. Munich Personal RePEc Archive (MPRA), 106870.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S., ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with appucations to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kamas, L. ve Joyce, J. P. (1993). Money, income and prices under fixed exchange rates: evidence from causality tests and VARs. *Journal of Macroeconomics*, 15(4), 747-768.
- Karaca, O. (2003). Türkiye’de enflasyon- büyüme ilişkisi: zaman serisi analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 4(2), 247-255.
- Karaca, O. (2005). Türkiye’de faiz oranı ile döviz kuru arasındaki ilişki: faizlerin düşürülmesi kurları yükseltir mi? Türkiye Ekonomi Kurumu, Tartışma Metni 2005/14, <http://www.tek.org.tr>.
- Korkmaz, Ö. (2017). Enflasyon oranını etkileyen faktörlerin belirlenmesi: Türkiye üzerine bir uygulama. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 32(2), 109-142.
- Lim, Y. C., ve Sek, S. K. (2015). An examination on the determinants of inflation. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(7), 678-682.

- Mohaddes, K. ve M. Raissi (2020). Compilation, revision and updating of the global VAR (GVAR) database, 1979Q2-2019Q4. University of Cambridge: Judge Business School (mimeo).
- Pahlavani, M., ve Rahimi, M. (2009). Sources of inflation in Iran: an application of the ARDL approach. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 6(1), 61-76.
- Paul, S., Kearney, C. ve Chowdhury, K. (1997). Inflation and economic growth: a multi-country empirical analysis, *Applied Economics*, 29(10), 1387-1401.
- Şahin, B. E. (2019). Analysis of the relationship between inflation, budget deficit and money supply in Turkey by ARDL approach: 1980-2017. *Journal of Life Economics*, 6(3), 297-306.
- Şahinoğlu, T., Özden, K., Başar, S. ve Aksu, H. (2010). Türkiye’de enflasyonun oluşumu: ARDL Yaklaşımı, *Sosyoekonomi*, 11(11), 27- 46.
- Seyidoğlu, H. (2002). *Ekonomik Terimler Ansiklopedik Sözlük* (3. baskı). Kurtiş Matbaası.
- <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR> (22.07.2022).
- Wang, C. (2015). Inflation and Inflation Determinants in China [Yüksek Lisans tezi, Tallinn Teknoloji Üniversitesi]. ProQuest Tezleri ve Tezleri Global.
- World Health Organization. (2019). WHO Coronavirus Disease (COVID-19) Dashboard. (31 Aralık 2019). <https://www.who.int/>
- Yenisu, E. (2019). Türkiye’de enflasyonun makroekonomik belirleyicileri: Toda-Yamamoto nedensellik analizi, *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 7(1), 43-58.
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, M. (2009). *Makroekonomi* (8. baskı). Seçkin Yayıncılık.
- Yükseler, Z. (2004). Türkiye’de enflasyonist süreç ve etkileyen faktörlere ilişkin bir değerlendirme. https://www.researchgate.net/publication/279884746_Turkiye'de_Enflasyonist_Surec_ve_Etkileyen_Faktorlere_Iliskin_Bir_Degerlendirme.

BEYANLAR:

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı: Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları: Birinci yazar %50, ikinci yazar %50.

Çıkar Beyanı: Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Araştırma Desteği: Yok

Etik Kurul Onayı Bilgileri: Makalede açıklanan çalışmada insan denekleri kullanılmadığı için etik kurul onayı alınmamıştır.
