

Citation: Sivri, U. (2019), Türkiye Ekonomisinde Farklı Enflasyon Rejimlerinin Tespit Edilmesine Yönelik Ekonometrik Bir Analiz, BMIJ, (2019), 7(5): 2308-2324 doi: <http://dx.doi.org/10.15295/bmij.v7i5.1209>

TÜRKİYE EKONOMİSİNDE FARKLI ENFLASYON REJİMLERİNİN TESPİT EDİLMESİNE YÖNELİK EKONOMETRİK BİR ANALİZ¹

Uğur SİVRİ²

Received Date (Başvuru Tarihi): 05/08/2019

Accepted Date (Kabul Tarihi): 04/10/2019

Published Date (Yayın Tarihi):25/12/2019

ÖZ

Enflasyonun bir topluma ve ekonomiye yüklediği çeşitli maliyetler vardır. Ekonomik yapıyı tahrip eden ve enflasyon oranı yükseldikçe daha da artması beklenen bu maliyetlerin varlığı, fiyat istikrarını sağlamanın önemini açığa çıkarmaktadır. Bu çalışmanın iki amacı vardır. Öncelikle Bai ve Perron (1998, 2003) yapısal kırılma metodunun uygulanmasıyla Türkiye ekonomisindeki göreceli olarak düşük ve yüksek enflasyon rejimlerinin tespit edilmesi amaçlanmaktadır. İkinci olarak, enflasyon oranının oynaklığında (değişkenliğinde) farklı enflasyon rejimlerine göre bir değişiklik olup olmadığı araştırılmaktadır. Yapısal kırılma analizi sonuçları enflasyon oranında iki kırılma olduğunu göstermektedir. İlk kırılma 1977 yılında gerçekleşmiştir. Bu kırılma ile birlikte Türkiye ekonomisi sürünen enflasyon rejiminden, yüksek enflasyon rejimine geçmiştir. İkinci kırılma 1999 yılında gerçekleşmiştir. Bu kırılma ile birlikte, enflasyon oranı düşmesine rağmen, Türkiye ekonomisi halen daha yüksek enflasyon rejimindedir. Oynaklık analizi sonuçları ılımlı (yüksek) enflasyon rejimlerinin göreceli olarak düşük (yüksek) enflasyon oynaklığı ile ilişkili olduğunu göstermiştir. Dolayısıyla Türkiye ekonomisine ilişkin farklı enflasyon rejimleri sadece ortalama enflasyon oranları itibarıyla değil aynı zamanda enflasyon varyansı itibarıyla da farklılaşmaktadır. Tespit edilen yapısal kırılma tarihleri merkez bankası bağımsızlığını, mali disiplini veya bankacılık kesiminin temellerini zedeleyecek politikaların enflasyon oranını artırabileceğini göstermektedir.

Anhtar Kelimeler: Enflasyon Oranı, Enflasyon Oynaklığı, Yapısal Kırılma, Türkiye Ekonomisi, GARCH Modeli

JEL Kodları: E31, C22, C32, C58

AN ECONOMETRIC ANALYSIS FOR DETERMINING DIFFERENT INFLATION REGIMES OF THE TURKISH ECONOMY

ABSTRACT

Inflation has imposes several costs on a society and an economy. An existence of these costs, which devastate the economy and are expected to increase with increasing inflation rate, reveal the importance of the price stability. This study has two aims. Firstly, relatively low and high inflation regimes of the Turkish economy are determined by applying Bai and Perron (1998, 2003) structural break methodology. Secondly, whether there is a change in the volatility of the inflation rate according to different inflation regimes is investigated. The structural break analysis shows that there are two structural breaks at the inflation rate. The first break is occurred in the year of 1977. With this break, the Turkish economy passed to the high inflation regime from the creeping inflation regime. The second break is occurred in the year of 1999. With this break, although the inflation rate is decreased, the Turkish economy still has been at the high inflation regime. Results of the volatility analysis show that creeping (high) inflation regimes have associated with low (high) inflation volatility. Therefore different inflation regimes of the Turkish economy have differentiated with not only mean inflation rate but also variance of the inflation rate. Structural break dates obtained in this study imply that any policies which have detrimental effects on the independence of the central bank, fiscal discipline or fundamentals of the banking sector might increase the inflation rate.

Keywords: Inflation Rate, Inflation Volatility, Structural Break, Turkish Economy, GARCH Model

JEL Codes: E31, C22, C32, C58

¹ Bu çalışma Artvin International Congress of Social Sciences 2019 (AICOSS 19)'da sunulan ve basım aşamasında olan "Cumhuriyet Dönemi Boyunca Farklı Enflasyon Rejimlerinin Tespit Edilmesine Yönelik Ekonometrik Bir Analiz" isimli bildirinin yeniden düzenlenmiş ve genişletilmiş hâlidir.

² Doç. Dr., Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ugur.sivri@erdogan.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-1459-4415>

1. GİRİŞ

Enflasyonun bir topluma ve ekonomiye yüklediği çeşitli maliyetler vardır. Fiyat sisteminde parazit, ayakkabı (deri) maliyetleri, katalog (mönü) maliyetleri, vergi bozulmaları, paranın fonksiyonlarının zedelenmesi ve gelirin ve servetin ihtiyarı bir biçimde dağıtılması bu maliyetler arasındadır. Ekonomik yapıyı tahrip eden ve enflasyon oranı yükseldikçe daha da artması beklenen bu maliyetler, fiyat istikrarını sağlamanın önemini açığa çıkarmaktadır. Bu husus özellikle fiyat mekanizmasının yol göstericiliği üzerine kurulu ekonomilerin sağlıklı bir biçimde çalışabilmesi için oldukça önemlidir.

Kısa dönemde enflasyonun ortaya çıkış nedenleri arasında, Phillips eğrisi analizi ile de incelenebileceği üzere, beklentiler, iktisadi konjonktür ve arz şokları gösterilebilir. Buna karşılık uzun dönemde enflasyonun temel nedeninin para arzındaki artışlar olduğu, görece olarak daha çok tartışmalı konunun bulunduğu makro iktisatta üzerinde görüş birliği sağlanan belli başlı konular arasındadır. Uzun dönemi içeren bu görüş Klasik Miktar Teorisi üzerine kuruludur ve merkez bankalarının bağımsızlığının güçlendirilmesi eğiliminin dayanak noktalarından bir tanesidir.

Mevcut literatürde enflasyon sürecini, bu sürecin istikrarlılığını veya enflasyon oranındaki kırılmaları inceleyen çalışmaların bir kısmı enflasyon oranının durağan olup olmadığına odaklanırken, diğer bir kısım çalışmalar farklı şekillerde tanımlanabilen ve ölçülebilen enflasyon direnci (*inflation persistence*) değişkeninin incelenmesine odaklanmaktadır. Yukarıda bahsedilen çalışmalarla ortak noktaları olmakla beraber, diğer bir grup çalışmalarda ise odak noktası ortalama enflasyon oranındaki kırılmaları incelemektir.

Ortalama enflasyon oranındaki yapısal kırılmalar incelenerek göreceli olarak düşük ve yüksek enflasyon rejimleri tespit edilebilir. Böyle bir analizin vereceği önemli bilgiler vardır. İlk olarak, farklı enflasyon rejimlerinin başlangıç ve bitiş dönemleri incelenerek, enflasyon oranındaki kırılmaların muhtemel nedenleri tartışılabilir. Bu noktada enflasyon oranında tespit edilen kırılmalar ile alternatif iktisat politikalarının ilişkilendirilmesi üzerinde asıl durulan husustur. İkinci olarak, böyle bir analiz aynı zamanda enflasyon sürecinin ne derece istikrarlı olduğunu göstererek, istikrarsızlığın muhtemel kaynaklarının ortaya konulmasını sağlayabilecektir. Her iki hususun da diğerleri yanında fiyat istikrarını sağlama amacını taşıyan iktisat politikası uygulamaları açısından çok önemli olduğu açıktır.

Bu çalışmanın iki temel amacı vardır. İlk olarak, Türkiye ekonomisine ilişkin göreceli olarak düşük ve yüksek enflasyon rejimlerinin tespit edilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaç

doğrultusunda öncelikle enflasyon oranında yapısal kırılmalar olup olmadığı ve muhtemel kırılmaların hangi tarihlerde gerçekleştiği araştırılacaktır. Bu anlamda bu çalışma yukarıda bahsedilen üçüncü grup çalışmalar arasındadır. İkinci olarak, ortalama enflasyon oranına göre sınıflandırılan enflasyon rejimlerinin, aynı zamanda enflasyon varyansı veya oynaklığı (değişkenliği) açısından da birbirlerinden farklı olup olmadığının tespit edilmesi amaçlanmaktadır. Böylece, hem sadece ortalama enflasyon oranındaki kırılmalara göre yapılan rejim sınıflandırmasına destek aranacak hem de enflasyon oranı ile oynaklığı arasında bir ilişki olup olmadığı dolaylı olarak incelenebilecektir. Çalışmanın geri kalan bölümü şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölümde esas itibarıyla enflasyon oranındaki kırılmaları inceleyen çalışmalara yönelik bir literatür taramasına yer verilecek, üçüncü bölümde çalışmada kullanılan data ve ekonometrik yöntem tanıtılacaktır. Dördüncü bölümde bulgular sunulacak, beşinci ve son bölümde ise genel bir değerlendirme yapılacaktır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Ben Aissa ve Jouini (2003) ABD ekonomisi için birinci dereceden otoregresif model ile ifade edilen aylık enflasyon sürecindeki istikrarsızlığı 1956:01-2002:09 dönemi için incelemişlerdir. Bai ve Perron (1998) yapısal kırılma analizinin uygulandığı çalışmada kırılma sayısına karar verilirken bilgi kriterlerinden yararlanılmıştır. Test sonuçları enflasyon oranında 1967:05, 1973:09 ve 1982:06 dönemlerinde gerçekleşen üç adet kırılma olduğunu, söz konusu kırılmaların fiyat ve ücret kontrollerinin kaldırılması, arz (petrol) şokları gibi önemli iktisadi olaylar ile eşleştiğini ve 1982-2002 döneminde enflasyon oranının göreceli olarak istikrarlı olduğunu göstermiştir.

Bai ve Perron (1998) metodu ile kırılma sayısı belirlenirken bilgi kriterleri ile kıyaslandığında ardışık prosedürü (*sequential procedure*) kullanmanın daha uygun olduğu Bai ve Perron (2003)'de ifade edilmektedir. Bu hususu dikkate alan Jouini ve Boutahar (2003), Ben Aissa ve Jouini (2003)'de kullanılan veri seti ve model için yapısal kırılma analizini yinelemişlerdir. Analiz sonuçları enflasyon oranında üç değil dört adet kırılma olduğunu, ilk üç kırılmanın daha önceki analiz ile uyumlu olduğunu, bunlara ilave olarak ayrıca 1990:10 döneminde de bir kırılma olduğunu göstermiştir. Bu tespitlere bağlı olarak daha önce ifade edilen “1982-2002 döneminde enflasyon oranının göreceli olarak istikrarlı olduğu” görüşü desteğini yitirmiştir.

Bir başka çalışmada Ben Aissa, Boutahar ve Jouini (2004) ABD ekonomisi için aylık enflasyon sürecindeki istikrarsızlığı yaklaşık olarak aynı dönem için (1957:01-2003:04)

incelemişlerdir. Enflasyon oranı için yine birinci dereceden otoregresif bir model tahmin edilmiş, yapısal kırılma analizi ise Bai ve Perron (1998, 2003) yöntemi yanında spektral yoğunluk (*spectral density*) analizi ile de araştırılmıştır. İki ayrı analiz sonuçlarının önemli ölçüde örtüşmesine rağmen yalnızca ikinci yöntem enflasyon oranında beş adet kırılma olduğunu ve son kırılmanın 2000:03 döneminde gerçekleştiğini göstermiştir.

Önel (2005) Türkiye ekonomisi için enflasyon oranı ve nominal faiz oranındaki kırılmaları aylık verilerden yararlanarak 1980:01-2004:12 dönemi için Bai ve Perron (1998, 2003) metodu ile araştırmıştır. Test sonuçları sadece enflasyon oranında ve 1987:09 ve 2000:02 dönemlerine denk gelen iki adet kırılma olduğunu göstermiştir.

Zhang (2009) Çin ekonomisine ilişkin enflasyon oranında yapısal kırılma olup olmadığını Andrews-Ploberger yöntemi ile incelemiştir. Aylık verilerin kullanıldığı ve iki ayrı enflasyon serisinin analiz edildiği çalışmada 1981:01-2007:04 dönemi kapsamıştır. Test sonuçları enflasyon oranı için tahmin edilen AR modelinde, 1994 yılı Kasım ayında bir adet kırılma olduğunu ve bu kırılmanın daha ziyade enflasyon oranının dinamik süreci ile ilişkili olduğunu göstermiştir.

Shiamptanis (2010) 15 AB üyesi ülke için ortak para birimi Euro'ya geçişin enflasyon oranında bir kırılmaya yol açıp açmadığını incelemiştir. Bu amaçla gerçekleştirilen yapısal kırılma analizlerinde, hem Euro'nun kullanılmaya başlandığı Ocak 1999 egzojen kırılma tarihi olarak alınmış hem de kırılma tarihinin endojen olmasına müsaade edilmiştir. Çalışmada aylık verilerle 1996:01-2006:12 dönemi kapsamıştır. Diğerleri yanında Bai ve Perron (1998, 2003) yönteminin de kullanıldığı çalışmada Euro'ya geçen AB ülkelerinde enflasyon oranında artış yönünde bir kırılma olduğu, Euro'ya geçmeyen AB ülkelerinde ise böyle bir kırılmanın olmadığı tespit edilmiştir.

Caporale ve Paxton (2011) üçer aylık verilerden yararlanarak 1980:Q1-2004:Q3 dönemi Meksika ekonomisi için enflasyon oranında kırılmalar olup olmadığını Bai ve Perron (1998, 2003) yöntemiyle incelemişlerdir. Analiz sonuçları enflasyon oranında 1982:Q2, 1986:Q4 ve 1988:Q4 dönemlerinde gerçekleşen üç adet kırılma olduğunu ve dolayısıyla dört ayrı enflasyon rejimi olduğunu göstermiştir.

Benzer bir çalışmada Caporale ve Paxton (2013) üçer aylık verilerden yararlanarak 1980:Q1-2004:Q3 dönemi beş Latin Amerika ülkesi için (Arjantin, Bolivya, Brezilya, Şili ve Meksika) enflasyon oranında kırılmalar olup olmadığını Bai ve Perron (1998, 2003) yöntemiyle incelemişlerdir. Test sonuçları Şili için 1992:Q1 döneminde gerçekleşen bir

kırılma, Bolivya için 1984:Q2 ve 1986:Q2 dönemlerinde gerçekleşen iki kırılma, Arjantin için 1988:Q3 ve 1990:Q4 dönemlerinde gerçekleşen iki kırılma, Brezilya için 1988:Q3 ve 1994:Q4 dönemlerinde gerçekleşen iki kırılma ve Meksika için 1982:Q2 ve 1988:Q4 dönemlerinde gerçekleşen iki kırılma olduğunu göstermiştir.

3. DATA ve EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu çalışmada incelenen enflasyon oranı, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GDP) deflatöründen yararlanılarak oluşturulmuştur. Enflasyon oranını ölçmek için Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) serisinden yararlanmak daha uygun bir yaklaşım olmakla beraber, Cumhuriyetin ilk yıllarına kadar uzanan böyle bir endeksin olmayışı nedeniyle deflatör serisi kullanılmıştır. Seri yıllık frekansta olup 1924-2017 dönemini kapsamaktadır. Enflasyon serisi, eski ismi Devlet Planlama Teşkilatı (DPT) olan ve şu anda Cumhurbaşkanlığına bağlı olarak Strateji ve Bütçe Başkanlığı (SBB) ismi ile faaliyette bulunan kurumun Ekonomik ve Sosyal Göstergeler adlı yayınının, Bölüm 1 Milli Gelir ve Üretim, Tablo 1-10, Sütun H'dan alınmıştır (SBB, 2019).

3.1. Durağanlık Analizi

Zaman serilerinin kullanıldığı tüm analizlerde olduğu gibi burada da öncelikle olarak enflasyon serisinin durağanlığı incelenecektir. Bu amaçla, ilk olarak, Dickey ve Fuller (1979) testine, bağımlı değişken gecikmelerinin eklendiği Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi kullanılacaktır. ADF testi aşağıdaki regresyon denklemleri üzerine kuruludur:

$$\Delta Enf_t = \gamma Enf_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Enf_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Enf_t = \alpha_0 + \gamma Enf_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Enf_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Enf_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Enf_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Enf_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Yukarıdaki regresyon denklemlerinde yer alan Enf_t , GDP deflatörü kullanılarak hesaplanan enflasyon oranını, Δ fark işlemcisini, t doğrusal trend değişkenini, ε_t ise beyaz gürültü hata terimlerini göstermektedir. ADF testinin sıfır ve alternatif hipotezleri şu şekildedir:

$$H_0: \gamma = 0 \quad (4)$$

$$H_1: \gamma < 0 \quad (5)$$

(4) numara ile gösterilen sıfır hipotezi serinin durağan olmadığını, (5) numara ile gösterilen alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu göstermektedir. (1), (2) veya (3)

numaralı regresyon denklemleri tahmin edilerek $\gamma = 0$ için hesaplanacak t test istatistiği, diğerleri yanında MacKinnon (1996) kritik değerleri ile kıyaslanarak test sonuçlandırılır.

Bu çalışmada durağanlığı test etmek amacıyla, ikinci olarak, Phillips (1987) ve Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron (PP) testi kullanılacaktır. PP testinin ADF testinden temel farkı, hata terimleri arasındaki otokorelasyonu gidermek için, bağımlı değişken gecikmelerini test denklemlerine eklemek yerine parametrik olmayan bir yaklaşımın kullanılmasıdır. Bunun yanında PP testinde hata terimlerinin sadece birbiriyle ilişkili değil, aynı zamanda heterojen dağılabileceği de göz önüne alınmaktadır. Testin sıfır ve alternatif hipotezleri, karar kuralı ve karar aşamasında kullanılacak tablo değerleri ADF testi ile aynıdır.

3.2. Yapısal Kırılma Analizi

Durağanlık analizinin ardından çalışmanın ilk amacına yönelik olarak enflasyon oranında yapısal kırılma olup olmadığı ve eğer yapısal kırılma varsa kırılma tarihleri araştırılacaktır. Bu amaçla Bai ve Perron (1998, 2003) yöntemi kullanılacaktır. Bu yöntem, benzer yapısal kırılma yöntemlerine göre sahip olduğu şu özellikler nedeni ile seçilmiştir: i. Yöntem regresyon denkleminde (bu çalışmanın konusu itibarıyla serinin ortalamasında) birden çok kırılma olmasına izin vermektedir (Bai ve Perron, 1998, s.49). ii. Kırılma tarihleri bilinmemektedir (Bai ve Perron, 1998, s.49). Diğer bir ifadeyle serinin ortalamasında kırılma olup olmadığı yanında söz konusu kırılmanın zamanı da bilinmemektedir. Ayrıca seçilen kırılma dönemine yönelik olarak güven aralıkları da hesaplanabilmektedir (Bai ve Perron, 2003, s.10-11). iii. Yöntem kırılma öncesi ve sonrası dönemlerde regresyon hata terimleri ve regresörlerin farklı dağılıma sahip olmalarına müsaade etmektedir (Bai ve Perron, 1998, s.62).

Bai ve Perron (1998, 2003) yapısal kırılma testleri aşağıdaki regresyon denklemi üzerine kuruludur.

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad (t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j) \quad (j = 1, \dots, m + 1) \quad (6)$$

(6) numaralı regresyon denklemindeki y_t bağımlı değişkeni, x_t ($px1$) ve z_t ($qx1$) değişkenler vektörünü, β ve δ_j söz konusu değişkenler vektörüne karşılık gelen katsayıları, (T_1, T_2, \dots, T_m) içsel olarak belirlenen ve birden çok sayıda olabilecek kırılma tarihlerini ve u_t hata terimlerini göstermektedir. Bu çalışmada y_t enflasyon oranına karşılık gelmektedir, $p = 0$ olarak alınacak ve dolayısıyla pür yapısal değişim modeli tahmin edilecektir ve ayrıca z_t değişkenler vektöründe sadece sabit terim yer alacaktır. Böylece ortalama enflasyon oranında kırılmalar olup olmadığı araştırılacaktır. Bai ve Perron (1998) yukarıdaki (6) numaralı

regresyon denkleminde kırılma olup olmadığını incelemek amacıyla “Kırılma Olmadığı Hipotezine Karşı Belirli Sayıda Kırılma Olduğu”, “İkili (*Double*) Maksimum” ve “1 Sayıda Kırılma Olduğu Hipotezine Karşı (l+1) Sayıda Kırılma Olduğu” şeklinde üç ayrı test geliştirmişlerdir.

3.2.1. Kırılma Olmadığı Hipotezine Karşı Belirli Sayıda Kırılma Olduğu Testi

Bu test, diğerleri yanında, Andrews (1993) tarafından $k = 1$ olarak incelenen $SupF_T$ testinin genelleştirilmiş hâlidir. Testin sıfır hipotezi regresyon denkleminde kırılma olmadığı ($m = 0$), alternatif hipotezi ise regresyon denkleminde k sayıda kırılma olduğu ($m = k$) biçimindedir. Testin simülasyonla elde edilen asimptotik kritik değerleri Bai ve Perron (1998, s.58) Tablo 1’de dokuz kırılma ve on regresörü kapsayacak biçimde rapor edilmiştir.

3.2.2. İkili Maksimum Test

İkili Maksimum testin $UDmaxF_T(M, q)$ ve $WDmaxF_T(M, q)$ biçiminde iki versiyonu vardır. Bu testlerin sıfır hipotezi, $SupF_T$ testinde olduğu gibi regresyon denkleminde yapısal kırılma olmadığı ($m = 0$) biçimindedir. Buna karşılık testlerin alternatif hipotezi, $SupF_T$ testlerinden farklı olarak regresyon denkleminde belirli bir üst limitten (M) küçük olmak kaydıyla bilinmeyen sayıda kırılma olduğu biçimindedir. Diğer bir ifadeyle testin alternatif hipotezi, $SupF_T$ testinden farklı olarak kırılma sayısını tam olarak belirtmemekte sadece bir üst limit içermektedir. Testin simülasyonla elde edilen asimptotik kritik değerleri Bai ve Perron (1998, s.58) Tablo 1’de rapor edilmiştir.

3.2.3. 1 Sayıda Kırılma Olduğu Hipotezine Karşı (l+1) Sayıda Kırılma Olduğu Testi

$SupF_T(l + 1|l)$ biçiminde gösterilen bu testin sıfır hipotezi regresyon denkleminde 1 sayıda kırılma olduğu ($m = l$), alternatif hipotezi ise regresyon denkleminde ilave bir kırılma daha olduğu ($m = l + 1$) biçimindedir. Testin simülasyonla elde edilen asimptotik kritik değerleri Bai ve Perron (1998, s.61) Tablo 2’de rapor edilmiştir.

Bai ve Perron (1998) tarafından geliştirilen ve yukarıda açıklanan tüm testlerde hesaplanan test istatistiğinin tablo değerinden büyük olması durumunda ilgili sıfır hipotezi ret edilmektedir.

Bai ve Perron (2003) ayrıca söz konusu testlerin uygulamalı çalışmalarda nasıl kullanılabileceğine ilişkin bazı önerilerde de bulunmuştur. Bu öneriler takip edilerek bu çalışmada yapısal kırılma olup olmadığı öncelikle $SupF_T$, $UDmaxF_T(M, q)$ ve

$WDmaxF_T(M, q)$ testleri ile incelenecektir. Kırılmanın tespit edilmesi durumunda ise, kırılma sayısının kaç olduğuna, $F_T(1|0)$ testi ihmal edilerek $F_T(l + 1|l)$ testi ile karar verilecektir. Bunun yanında kırılma (*trimming*) değeri 0.20 olarak alınıp analiz yapılacaktır. Bu seçenek maksimum kırılma sayısının 3 olması anlamına gelmektedir. Son olarak kırılma öncesi ve sonrası dönemlerde hem otokorelasyon hem değişen varyans olabileceği dikkate alınacaktır.

3.3. Oynaklık (*Volatility*) Analizi

Yapısal kırılma analizinin ardından çalışmanın ikinci amacına yönelik olarak enflasyon oynaklığı (değişkenliği) değişkeninin oluşturulmasına geçilecektir. Bu amaçla finansal zaman serilerinde oynaklığı ölçmek için yaygın olarak kullanılan Otoregresif Şartlı Değişen Varyans (*Autogressive Conditional Heteroscedasticity*, bundan sonra ARCH) ailesine ait modellerden yararlanılacaktır. Engle (1982) tarafından ilk kez ifade edilen ARCH modeli, Bollerslev (1986) tarafından şartlı varyansın bir ARMA süreci izlemesini sağlayarak geliştirilmiştir. Bollerslev (1986) modeli, Genelleştirilmiş Otoregresif Şartlı Değişen Varyans (*Generalized Autogressive Conditional Heteroskedasticity*, bundan sonra GARCH) modeli olarak bilinir. Bir ARCH veya GARCH modelini tahmin edebilmek için öncelikle serinin ortalamasını açıklayan bir denkleme ihtiyaç vardır. Bu çalışmada enflasyon oranının ortalamasını yansıtacak biçimde bir Otoregresif Entegre Olmuş Hareketli Ortalama (*Autogressive Integrated Moving Average*, bundan sonra ARIMA) modeli tahmin edilecektir. Daha sonra söz konusu modelin hata terimlerinde ARCH etkisi olup olmadığı araştırılacaktır. ARCH etkisinin bulunması durumunda ise aşağıda gösterilen $ARIMA(p1, d, q1) - GARCH(p, q)$ modeli birlikte tahmin edilecektir.

$$(1 - \delta_1 L - \delta_2 L^2 - \dots - \delta_{p1} L^{p1})(1 - L)^d \text{Enf}_t = (1 - \lambda_1 L - \lambda_2 L^2 - \dots - \lambda_{q1} L^{q1}) \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (8)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \theta_j h_{t-j} \quad (9)$$

Yukarıdaki denklemlerde yer alan L doğrusal bir gecikme işlemcisidir ($L^i y_t = y_{t-i}$). (7) numaralı denklem enflasyon oranının ortalamasını ifade eden denklemdir. Buradaki p1 otoregresyon derecesini, q1 hareketli ortalama derecesini, d fark derecesini, ε_t ise daha önce de ifade edildiği gibi beyaz gürültü hata terimlerini göstermektedir. (8) numaralı denklem hata terimlerinin iki bileşenin çarpımından oluştuğunu göstermektedir. Bu bileşenlerden biri olan

v_t beyaz gürültü süreci izlemektedir, diğeri h_t ise enflasyon oranının şartlı varyansını oluşturmaktadır. Söz konusu şartlı varyans oynaklık (değişkenlik) göstergesidir ve (9) numaralı denklemde modellenmektedir.

Bu çalışmada (7), (8) ve (9) numaralı denklemler yardımıyla enflasyon oynaklığı belirlendikten sonra, oynaklığın rejimler itibariyle farklılaşıp farklılaşmadığını görmek amacıyla her rejimi temsil eden kukla değişkenler (9) numaralı denkleme eklenecektir. Tespit edilecek kırılma sayısına bağlı olarak rejim kuklaları³ şu şekilde oluşturulacaktır.

$$Dum1_t = \begin{cases} 1, & t \leq (\text{İlk Kırılma Tarihi}) \\ 0, & \text{Diğer} \end{cases} \quad (10)$$

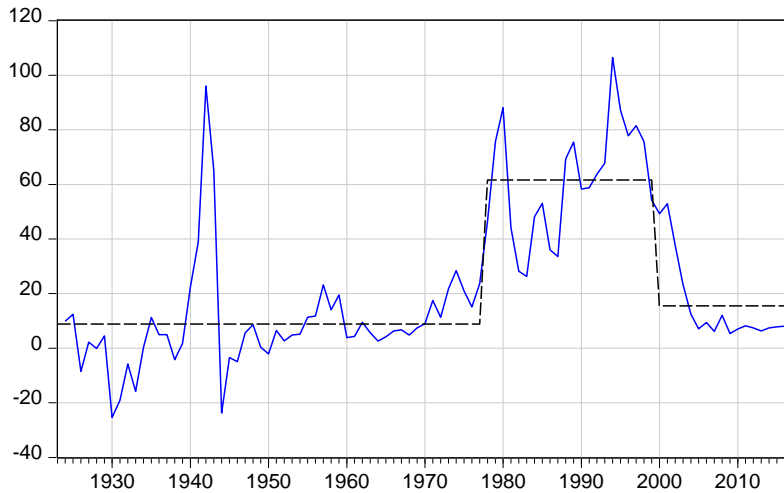
$$Dum2_t = \begin{cases} 1, & (\text{İlk Kırılma Tarihi}) < t \leq (\text{İkinci Kırılma Tarihi}) \\ 0, & \text{Diğer} \end{cases} \quad (11)$$

⋮

(10) ve (11) numaralı eşitliklerdeki t yılı ifade etmektedir. Tespit edilecek kırılma sayısına bağlı olarak pekâlâ ikiden farklı olabilecek rejim kuklaları uygun bir biçimde (9) numaralı denkleme eklenerek farklı enflasyon rejimlerinde, enflasyon oynaklığının da farklılaşıp farklılaşmadığı incelenecektir.

4. BULGULAR

Bu çalışmada incelenen ve GDP deflatöründen yararlanarak oluşturulan enflasyon serisi aşağıdaki Şekil 1’de gösterilmektedir.



Şekil 1. Türkiye’de Enflasyon Oranı (Yıllık, %)

³ Yapısal kırılmalara bağlı olarak ortaya çıkan dönemlerin “farklı rejimler” olarak sınıflandırılması, gerek Bai ve Perron (1998, 2003) yönteminin teorik tüm tanımlarında, gerekse Latin Amerika ülkelerine ait enflasyon oranındaki kırılmaları aynı yöntemle inceleyen Caporale ve Paxton (2011, 2013) çalışmalarında mevcuttur.

Şekil 1'deki enflasyon serisi Türkiye ekonomisinin deflasyon, ılımlı enflasyon ve yüksek enflasyon tecrübesine sahip olduğunu göstermektedir. Seriyeye ilişkin tanımlayıcı istatistikler ise aşağıdaki Tablo 1'de verilmektedir.

Tablo 1. Enflasyon Oranı (%) İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Ortalama	22.5
Medyan	10.4
Maksimum	106.5 (1994)
Minimum	-25.4 (1930)
Standart Sapma	28.7
Çarpıklık	1.1
Basıklık	3.3
Jargue-Bera	17.8 ^a

Not: Parantez içerisinde verilen değerler, ilgili istatistiğin gerçekleştiği yılı göstermektedir. ^a ilgili istatistiğin % 1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tüm dönem birlikte ele alındığında ortalama enflasyon oranı % 23, medyan enflasyon oranı ise % 10'dur. En yüksek enflasyon oranı % 107 ile 1994 yılında, en düşük enflasyon oranı ise % -25 ile 1930 yılında gerçekleşmiştir. Çarpıklık istatistiğine göre enflasyon oranı serisi sağa çarpıktır ve dolayısıyla medyan ortalamadan küçük bir değer almıştır. Jargue-Bera değeri istatistiksel olarak % 1 düzeyinde anlamlıdır ve buna göre enflasyon oranı serisi normal dağılıma uymamaktadır.

Yapısal kırılma analizinden önce enflasyon serisinin durağanlığı incelenecektir. Bu amaçla gerçekleştirilen durağanlık test sonuçları Tablo 2'de verilmektedir.

Tablo 2. Enflasyon Oranı İçin Durağanlık Test Sonuçları

	Sabitsiz ve Trendsiz	Sadece Sabitli	Sabitli ve Trendli
ADF Test İstatistiği	-2.265 ^b (0)	-2.925 ^b (0)	-3.095 (0)
PP Test İstatistiği	-2.14 ^b (10)	-2.826 ^c (7)	-3.033 (6)

Not: Tabloda parantez içinde verilen değerler ADF testi için Schwarz bilgi kriterine göre hesaplanan gecikme uzunluğunu, PP testi için Bartlett kernel kullanılarak Newey-West yöntemine göre hesaplanan bant genişliğini göstermektedir. ADF ve PP testleri için % 5 düzeyinde kritik değerler sabitsiz ve trendsiz; sadece sabitli; sabitli ve trendli test denklemleri için sırasıyla -1.94, -2.89 ve -3.46'dır. ^b ve ^c ilgili istatistiğin sırasıyla % 5 ve % 10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 2'de rapor edilen test sonuçlarına göre gerek ADF gerek PP testinin “sabitsiz ve trendsiz” versiyonu ile “sadece sabitli” versiyonunda enflasyon serisinin durağan olduğu görülmektedir. Testlerin “sabitli ve trendli” versiyonlarında ise marjinal düzeyde olmak kaydıyla (ADF testinde %11, PP testinde ise %13 anlamlılık düzeyinde) serinin durağan olmadığı görülmektedir. Tüm sonuçlar bir arada değerlendirildiğinde enflasyon oranı serisinin durağan olduğuna karar verilmiştir.⁴

⁴ Tabloda rapor edilen durağanlık testleri yanında, “sadece sabitli” ve “sabitli ve trendli” test versiyonları için DF-GLS, ERS Point Optimal ve Ng-Perron testlerinin tamamı enflasyon serisinin durağan olduğunu, buna karşılık KPSS testi, sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde, serinin durağan olmadığını göstermektedir.

Durağanlık analizinin ardından yapısal kırılma analizine geçilmiştir. Bu amaçla gerçekleştirilen Bai ve Perron (1998, 2003) analiz sonuçları aşağıdaki Tablo 3’te verilmektedir.

Tablo 3. Bai ve Perron (1998, 2003) Yapısal Kırılma Analizi Sonuçları

Yapısal Kırılma Test İstatistikleri			
$SupF_T(1)$	$SupF_T(2)$	$SupF_T(3)$	UDmax
2.14	12.02 ^a	8.88 ^a	12.02 ^a
WDmax (%1)	$SupF_T(2 1)$	$SupF_T(3 2)$	
16.37 ^a	15.87 ^a	1.24	
Yapısal Kırılma Sayısı			
BIC	LWZ	Ardışık (<i>Sequential</i>) Yöntem	
2	2	0	
Yapısal Kırılma Tarihleri ve Güven Aralıkları			
1977 (1971-1981)		1999 (1997-2007)	
Yapısal Kırılma Modeli Katsayı Tahminleri			
Rejim1	Rejim2	Rejim3	
8.87 ^b (5.13)	61.65 ^a (9.39)	15.48 ^a (6.28)	

Not: Tablonun “Yapısal Kırılma Sayısı” kısmında yer alan BIC Bayesyen, LWZ ise düzeltilmiş Schwarz bilgi kriterini göstermektedir. Tablonun “Yapısal Kırılma Tarihleri ve Güven Aralıkları” kısmında parantez dışında verilen değerler yapısal kırılma yılı tahminlerini, parantez içinde verilen değerler ise bu tahminlerin % 90 güven aralıklarını göstermektedir. Tablonun “Yapısal Kırılma Modeli Katsayı Tahminleri” kısmında parantez içinde verilen değerler standart hatalardır. Analiz GAUSS programı ile yapılmış ve şu opsiyonlar kullanılmıştır: $z_t = \{1\}$, $q = 1$, $p = 0$, $h = 18$, $M = 3$, $\varepsilon = 0.20$, $hetdat = 1$, $hetvar = 1$, $hetomega = 1$, $hetq = 1$, $robust = 1$, $prewhit = 1$. a ve b ilgili istatistiğin sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 3’te görüldüğü üzere enflasyon serisinde yapısal kırılma olup olmadığını gösteren $SupF_T(2)$, $SupF_T(3)$, UDmax ve WDmax (%1) test istatistiklerinin tümü %1 düzeyinde anlamlıdır. Bu sonuçlara göre enflasyon oranı serisinde en az bir adet yapısal kırılma olduğuna karar verilmiştir. Yapısal kırılma olduğunu belirledikten sonra, yapısal kırılma sayısına karar vermek için $SupF_T(l + 1|l)$ testlerine müracaat edilmiştir. $SupF_T(2|1)$ test değeri istatistiksel olarak % 1 düzeyinde anlamlıdır. Buna göre bir kırılmanın kabul edildiği enflasyon serisinde, ikinci bir kırılmanın olmadığı ret edilmektedir. O halde enflasyon serisinde en az iki kırılma vardır. Diğer taraftan $SupF_T(3|2)$ test değeri istatistiksel olarak kabul edilebilir hiçbir düzeyde anlamlı değildir. Buna göre iki kırılmanın kabul edildiği enflasyon serisinde, üçüncü bir kırılmanın olmadığı ret edilememektedir. Bu sonuçlara bağlı olarak enflasyon serisinde iki adet kırılma olduğuna karar verilmiştir. Bu bulgu BIC ve LWZ kriterleriyle de desteklenmektedir.

Enflasyon oranındaki ilk kırılma 1977 yılında gerçekleşmiştir. Bu kırılma ile beraber Türkiye ekonomisi ılımlı enflasyon sürecinden yüksek enflasyon sürecine geçmiştir. Kırılmadan önce %8,9 olan ortalama enflasyon oranı, kırılmadan sonra %61,7’ye yükselmiştir. Bu kırılma, dünya ekonomisinde arz (petrol) şoklarının yaşandığı bir döneme denk gelmektedir. Söz konusu kırılma tarihinin, diğer ülkeler için yapılan çalışmalar ile

kıyaslandığında, Ben Aissa ve Jouini (2003) ve Jouini ve Boutahar (2003)'de tespit edilen 1973 kırılma yılına ve ayrıca Ben Aissa, Boutahar ve Jouini (2004)'de tespit edilen 1973 ve 1974 kırılma yıllarına çok yakın olduğu ve bu tarihlerden hemen sonra gerçekleştiği görülmektedir. Kırılmaya ait güven aralığı her iki arz (petrol) şoklarının yaşandığı dönemi içeren on yıllık bir periyodu kapsamaktadır. İkinci kırılma ise 1999 yılında gerçekleşmiştir. Bu kırılma ile beraber Türkiye ekonomisi enflasyon oranı azalmakla beraber yüksek enflasyon sürecinde kalmaya devam etmektedir. Kırılmadan önce %61,7 olan ortalama enflasyon oranı, kırılmadan sonra %15,5'e düşmüştür. Söz konusu kırılma tarihinin, Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmalar ile kıyaslandığında, Önel (2005)'de tespit edilen 2000 kırılma yılına çok yakın olduğu görülmektedir. Bu kırılma, IMF destekli 2000 yılı enflasyon düşürme programının ilân edildiği 1999 yılına tekabül etmektedir. Bu kırılmaya ilişkin güven aralığı oldukça geniştir ve 2001 krizinden sonra ülkemizde gerçekleştirilen merkez bankası bağımsızlığının güçlendirilmesi, mali disiplinin sağlanması ve korunması, esnek döviz kuru rejimine geçilmesi, önce örtülü sonra açık enflasyon hedeflemesine geçilmesi gibi önemli yapısal reformların ve politika değişikliklerinin yapıldığı bir dönemi içermektedir (Sivri, 2017). Gerek 2001 krizi öncesi uygulanan politikalar, gerek kriz sonrası gerçekleştirilen reformlar ve politika değişiklikleri enflasyon oranının düşmesini sağlamışsa da ortalama enflasyon oranı halen daha çift haneldedir ve yüksek enflasyon rejimi devam etmektedir.

Yapısal kırılma analizi ile tespit edilen her rejime ait ortalama enflasyon oranı değerleri yukarıdaki Şekil 1'de gösterilmektedir.

Yapısal kırılma analizinin ardından oynaklık modellemesine geçilmiştir. Bu amaçla öncelikle enflasyon oranı için en uygun ARIMA modeli araştırılmıştır. Bu aşamada ARIMA yönteminin standart model oluşturma araçlarından ve prensiplerinden yararlanılmıştır. Buna göre cimrilik (*parsimony*) prensibi göz önünde bulundurularak, istatistiksel olarak anlamlı ARIMA bileşenlerinin yer aldığı ve aynı zamanda hata terimlerinin beyaz gürültü olduğu bir enflasyon denklemi araştırılmıştır. Bu araştırma ARIMA (1,0,0) ve ARIMA ((1,3),0,0) modellerinin alternatif iki model olarak seçilebileceğini göstermiştir.

Enflasyon oranı için uygun ARIMA modelleri bulduktan sonra, söz konusu modellerde ARCH etkisinin araştırılmasına geçilmiştir. Bu amaçla, diğerleri yanında ARCH LM testi kullanılmıştır: ARIMA (1,0,0) ve ARIMA ((1,3),0,0) modellerinde ikinci dereceden ARCH etkisi olmadığını ifade eden sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde (p-değerleri sırasıyla 0.0032 ve 0.0014), üçüncü dereceden ARCH etkisi olmadığını ifade eden sıfır hipotezi yine % 1 anlamlılık düzeyinde (p-değerleri sırasıyla 0.0094 ve 0.0044) ret edilmiştir.

ARCH etkisinin varlığı görüldükten sonra GARCH modellemesine geçilmiştir. Bu aşamada da GARCH modelinin standart model oluşturma araçlarından yararlanılmıştır. Hata terimlerinde modellenmeyen bir ARCH bileşeninin kalmamasına özen göstererek, istatistiksel özellikleri geçerli olan bir şartlı varyans denklemi araştırılmıştır. Bu araştırma neticesinde GARCH(1,1) modelinin uygun bir model olarak seçilebileceği görülmüştür. Analizin nihai aşamasında yüksek enflasyon rejimlerini yansıtan kukla değişkenler GARCH denklemlerine eklenmiştir. Nihai denklem tahmin sonuçları aşağıdaki Tablo 4’te verilmektedir.

Tablo 4. Enflasyon Oranı için *ARIMA(p1,0,0) – GARCH(1,1)* Modeli Tahmin Sonuçları

	Model 1	Model 2
Ortalama Denklemi		
Sabit Terim	9.89 ^b (4.57)	8.43 ^b (4.28)
AR(1)	0.84 ^a (0.08)	0.69 ^a (0.15)
AR(3)	-	0.15 (0.11)
Şartlı Varyans Denklemi		
Sabit Terim	44.48 ^b (17.45)	40.54 ^a (11.69)
ARCH(1)	0.56 ^a (0.16)	0.80 ^a (0.23)
GARCH(1)	0.29 ^b (0.14)	0.18 ^b (0.08)
Kukla (Rejim2)	198.13 ^c (114.63)	206.46 ^c (108.23)
Kukla (Rejim3)	-43.34 ^b (17.43)	-39.23 ^a (11.81)
İstatistikler		
<i>Log Likelihood (LL)</i>	-357.87	-347.39
Q(6)	2.61 [0.76]	6.20 [0.18]
Q(12)	6.85 [0.81]	14.63 [0.15]
Q(18)	10.14 [0.90]	21.95 [0.15]
Q ² (6)	9.47 [0.15]	5.91 [0.43]
Q ² (12)	16.63 [0.16]	11.12 [0.52]
Q ² (18)	22.45 [0.21]	16.95 [0.53]

Not: Tabloda parantez içinde yer alan değerler standart hataları, köşeli parantez içinde yer alan değerler ise p-değerlerini göstermektedir. Rejim2 kuklası 1978-1999 dönemini, Rejim3 kuklası ise 2000-2017 dönemini kapsamaktadır. Q(6), Q(12) ve Q(18) standartlaştırılmış hata terimlerinde, Q²(6), Q²(12) ve Q²(18) ise standartlaştırılmış hata terimleri karesinde otokorelasyon olup olmadığını test eden Ljung-Box Q istatistikleridir. a, b ve c ilgili istatistiğin sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 4’te enflasyon oranı için Model 1 ve Model 2 olmak üzere iki ayrı model rapor edilmektedir. Ljung-Box Q(6), Q(12) ve Q(18) istatistikleri standartlaştırılmış hata terimlerinin seviye değerleri arasında, Q²(6), Q²(12) ve Q²(18) istatistikleri ise standartlaştırılmış hata terimlerinin kareleri arasında bir ilişki olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla ortalama denkleminin biçimi uygundur ve ayrıca modele katılmayan bir ARCH bileşeni kalmamıştır. Ortalama denklemleri incelendiğinde her iki modelin ortalama denklemindeki otoregresif katsayıların hem bireysel olarak hem de toplamalarının (-1,1) aralığında yer aldığı görülmektedir. Model 2’deki AR(3) katsayısı, Tablo 4’te rapor edilen ortalama ve şartlı varyans denklemlerindeki tüm katsayılar içinde istatistiksel olarak anlamsız olan tek katsayıdır. Şartlı varyans denklemleri incelendiğinde tahmin edilen ARCH ve GARCH katsayılarının hem kendilerinin hem de toplamalarının (0,1) aralığında yer aldığı

görülmektedir. Tüm bu sonuçlar $ARIMA(p1,0,0) - GARCH(1,1)$ modelleri tahminlerinin uygun olduğuna işaret etmektedir.

Şartlı varyans denklemlerindeki rejim kuklaları incelendiğinde her iki modelde de Rejim2 kuklasının pozitif, Rejim3 kuklasının ise negatif olduğu ve tüm rejim kuklalarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu bulgular, enflasyon oynaklığının Rejim2’de arttığını, Rejim3’de ise azaldığını göstermektedir. Tablo 3’te sunulan bilgiler ile Tablo 4’te sunulan bilgiler bir araya getirildiğinde Rejim2’de sadece ortalama enflasyon oranının değil enflasyon oynaklığının da arttığı, Rejim3’de ise sadece ortalama enflasyon oranının değil aynı zamanda enflasyon oynaklığının da azaldığı görülmektedir.

5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada öncelikli olarak Türkiye ekonomisi için göreceli olarak düşük ve yüksek enflasyon rejimlerinin tespit edilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaçla yıllık verilerle 1924-2017 dönemi için GDP deflatöründen yararlanarak oluşturulan enflasyon oranında yapısal kırılma olup olmadığı Bai ve Perron (1998, 2003) yöntemiyle incelenmiştir. Analiz sonuçları enflasyon oranında iki kırılma olduğunu göstermiştir. Buna göre Cumhuriyet’in başından itibaren geçerli olan ılımlı enflasyon rejimi, 1977 yılından sonra yüksek enflasyon rejimine dönmüş, 1999 yılından sonra ise ortalama enflasyon oranı azalmakla birlikte yüksek enflasyon rejimi sürmeye devam etmiştir.

Enflasyon oranındaki ilk kırılma tarihi olan 1977 yılına ilişkin % 90 güven aralığı oldukça geniştir ve 1971-1981 dönemini kapsamaktadır. Bu dönem dünya ekonomisi için her iki arz (petrol) şoklarının yaşandığı bir döneme denk gelmektedir. Bu anlamda bu kırılmanın gerçekleştiği dönem, sadece Türkiye’de değil tüm dünyada enflasyon oranının genel olarak yükselme eğilimine girdiği bir dönemdir. İkinci kırılmanın gerçekleştiği tarih 1999’dur. Bu kırılmaya yönelik % 90 güven aralığı da oldukça geniştir ve 1997-2007 dönemini kapsamaktadır. Bu dönem, Türkiye ekonomisinde enflasyonu düşürmek için yoğun bir çaba harcadığı ve özellikle 2001 krizi sonrası pek çok reform ve politika değişikliğinin yapıldığı bir döneme denk gelmektedir. 2001 krizi öncesi enflasyonu düşürmek amacıyla uygulanan “2000 Yılı Enflasyonu Düşürme Programı” da dâhil olmak üzere çeşitli programlar; 2001 krizi sonrası ise, daha önceden yapılan benzer çalışmalarda da vurgulandığı üzere, özellikle merkez bankası bağımsızlığının güçlendirilmesi, mali disiplinin sağlanması, esnek döviz kuru rejimine geçilmesi, önce örtülü sonra açık enflasyon hedeflemesine geçilmesi gibi önemli yapısal reformlar ve politika değişikliklerinin bu kırılmanın kaynağı olduğu düşünülmektedir.

Bu çalışmada ayrıca enflasyon oranında görülen rejim değişikliklerinin enflasyon oynaklığı üzerindeki etkisinin de incelenmesi amaçlanmaktadır. Böylece rejim değişikliğinin serinin ortalaması yanında şartlı varyansını da etkileyip etkilemediği belirlenebilecektir. Bu amaçla ARIMA ve GARCH modellerinden yararlanılmıştır. Tahmin sonuçları ılımlı enflasyon rejiminden yüksek enflasyon rejimine geçildiğinde enflasyon oynaklığının da arttığını, enflasyon oranının düşmesine rağmen devam eden yüksek enflasyon rejiminde ise enflasyon oynaklığının da azaldığını göstermiştir. Bu sonuçlar rejim değişikliğinin sadece serinin ortalamasını değil aynı zamanda şartlı varyansını da etkilediğini göstermektedir.

Bu çalışmada enflasyon oranındaki kırılma tarihlerinden ikincisi geniş bir güven aralığı ile birlikte 1999 yılı olarak bulunmuştur. Bu tespitin özellikle 2001 krizinin ardından yapılan reformlarla ilişkisi olduğu düşünülmektedir. Bu anlamda söz konusu politikalarda tersi yönde yapılacak her değişikliğin –merkez bankası bağımsızlığının zedelenmesi, mali disiplinden taviz verilmesi, bankacılık kesimimin zayıflatılması gibi- enflasyon oranının yükselmesine yol açacağı ve bu nedenle bu tür politikalardan kaçınılması gerektiği düşünülmektedir.

Bu çalışmada ayrıca enflasyon oranı ile oynaklığı arasında aynı yönlü bir ilişki olduğuna yönelik kanıtlar bulunmuştur. Buna göre yüksek enflasyon aynı zamanda daha oynak bir enflasyondur ve oynaklığı artan enflasyonun ekonomiye ilave maliyetler yükleme riski yüksektir. Buna göre fiyat istikrarını sağlama hedefi para politikasının temel, iktisat politikalarının ise ana hedeflerinden biri olmalıdır.

KAYNAKÇA

- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, 61 (4), 821-856.
- Bai, J. ve Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66 (1), 47-78.
- Bai, J. ve Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1), 1-22.
- Ben Aissa, M. S. ve Jouini, J. (2003). Structural Breaks in the U.S. Inflation Process. *Applied Economics Letters*, 10 (10), 633-636.
- Ben Aissa, M. S., Boutahar, M. ve Jouini, J. (2004). Bai and Perron's and Spectral Density Methods for Structural Change Detection in the US Inflation Process. *Applied Economics Letters*, 11 (2), 109-115.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31 (3), 307-327.
- Caporale, T. ve Paxton, J. (2011). From Debt Crisis to Tequila Crisis: Inflation Stationarity through Mexico's Turbulent Decades. *Applied Economics Letters*, 18 (16), 1609-1612.
- Caporale, T. ve Paxton, J. (2013). Inflation Stationarity during Latin American Inflation: Insights from Unit Root and Structural Break Analysis. *Applied Economics*, 45 (15), 2001-2010.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50 (4), 987-1007.
- Jouini, J. ve Boutahar, M. (2003). Structural Breaks in the U.S. Inflation Process: A Further Investigation. *Applied Economics Letters*, 10 (15), 985-988.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), 601-618.
- Önel, G. (2005). Testing For Multiple Structural Breaks: An Application of Bai-Perron Test to the Nominal Interest Rates and Inflation in Turkey. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20 (2), 81-93.
- Phillips, P. C. B. (1987). Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica*, 55 (2), 277-301.

Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346.

SBB, (2019). *Ekonomik ve Sosyal Göstergeler*, Ankara. 02 Haziran 2019 tarihinde <http://www.sbb.gov.tr/ekonomik-ve-sosyal-gostergeler/#1540021349004-1497d2c6-7edf> adresinden alınmıştır.

Shiamptanis, C. (2010). Did the Euro Give Us a Break in Inflation? *Empirical Economics*, 39 (2), 395-411.

Sivri, U. (2017). Is Inflation Rate of Turkey Stationary? Evidence from Unit Root Tests with and without Structural Breaks. *Review of Economic and Business Studies*, 10 (2), 29-52.

Zhang, C. (2009). Structural Instability of China Inflation Dynamics. *Frontiers of Economics in China*, 4 (1), 30-45.