

Makalenin geliş tarihi: 11.07.2019

1. Hakem rapor tarihi: 21.07.2019

2. Hakem rapor tarihi: 25.07.2019

Makalenin yayına kabul tarihi: 02.09.2019

ENFLASYON DİRENCİNİN YAPISAL KIRILMALAR DİKKATE ALINARAK OTOREGRESİF MODELLEME İLE ANALİZ EDİLMESİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ (*)

İrfan DEMİR (**)

Uğur SİVRİ (***)

Öz

Enflasyon direnci bir şok sonrası enflasyon oranının uzun dönem ortalamasına ne kadar çabuk döneceğini gösteren bir katsayıdır. Bu katsayı ne kadar düşük olursa enflasyonun uzun dönem ortalamasına dönüşü o kadar hızlı olur. Bu değer para politikasının başarısını etkilemesi yanında para politikasının başarısının bir göstergesi olarak da değerlendirilmektedir. Bu çalışmada Türkiye ekonomisine ait enflasyon direncini incelemek amacıyla 1982:03-2017:12 dönemini kapsayan aylık Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) enflasyon verileri tek değişkenli yaklaşım kullanılarak analiz edilmiştir. Enflasyon oranı, TÜFE endeksinin bir önceki aya göre yüzde artış oranı olarak hesaplanmıştır. Enflasyon direncini hesaplamak amacıyla enflasyon oranı için AR(1) denklemi tahmin edilmiştir. Bu çalışmayı diğer çalışmalardan ayıran en önemli husus, yapısal kırılmaların gerek durağanlık testleri gerekse de enflasyon direnci analizleri üzerindeki etkilerinin göz önüne alınmasıdır. Analizde öncelikle yapısal kırılmalı LM birim-kök testi neticesinde enflasyon serisi üç döneme ayrılmıştır. Analizin ikinci aşamasında her dönem için ayrı ayrı enflasyon direnci ve ortalama enflasyon oranı hesaplanmıştır. Sonuçlar bir bütün olarak değerlendirildiğinde 1982:03-1988:02 arasını kapsayan birinci dönemde uzun dönem ortalama enflasyon oranı % 4.9, enflasyon direnci 0.40, 1988:03-2001:04 arasını kapsayan ikinci dönemde uzun dönem ortalama enflasyon oranı % 7.3, enflasyon direnci 0.36, 2001:05-2017:12 arasını kapsayan üçüncü dönemde uzun dönem ortalama enflasyon oranı % 2.34, enflasyon direnci ise 0.59 olarak bulunmuştur. Ayrıca üçüncü dönemde

*) Bu çalışma ilk yazarın “Enflasyon Sürekliliğinin Kırılmalar Dikkate Alınarak Otoresresif Modelleme İle Analiz Edilmesi: Türkiye Örneği” isimli yüksek lisans tezinden üretilmiştir.

**) Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı Yüksek Lisans Mezunlu

(e-posta: irfan_demir16@erdogan.edu.tr). ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-9931-3522>

***) Doç. Dr., Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü İktisat Politikası Ana Bilim Dalı

(e-posta: ugur.sivri@erdogan.edu.tr). ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-1459-4415>

tahmin edilen otoregresif modelde bir adet yapısal kırılma olduğu ve kırılma öncesi 0.71 olan enflasyon direncinin kırılma sonrasında 0.18'e düştüğü tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon Direnci, TÜFE, Türkiye, Otoregresyon, Yapısal Kırılma.

JEL Kodları: E31, C22, C29, E58.

An Analysis of Inflation Persistence with Autoregressive Modelling While Structural Breaks are Taken into Account: Case of Turkey

Abstract

Inflation persistence is a coefficient that shows how quickly the inflation rate will return to the long-term average value after any shocks. The lower this value, the faster the return to the long-term average value of inflation. This value affects the effectiveness of the monetary policy and at the same time can be affected by this policy. In this study, in order to evaluate the inflation persistence of the Turkish economy, monthly Consumer Price Index (CPI) inflation data covering the period 1982:03-2017:12 is analysed with a univariate approach. The inflation rate is calculated as percentage growth rate of the CPI from a month earlier. In order to calculate the inflation persistence, AR(1) model for an inflation rate is estimated. A distinguishing feature of this paper from other papers is that effects of structural breaks on both unit root tests and inflation persistence analyses are taken into account. In this study firstly inflation series is separated into three different periods according to the results of the LM unit-root tests with structural breaks. Then, the inflation persistence and the mean inflation rate are calculated for each period separately. Estimation results show that the long run mean inflation rate % 4.9 and the inflation persistence is 0.40 in the first period covering 1982:03-1988:02, the long run mean inflation rate % 7.3 and the inflation persistence is 0.36 in the second period covering 1988:03-2001:04, the long run mean inflation rate % 2.34 and the inflation persistence is 0.59 in the third period covering 2001:05-2017:12. Moreover there is a structural break in the autoregressive model estimated for third period and the inflation persistence which is equal to 0.71 before the structural break is decreased to 0.18 after the structural break.

Keywords: Inflation Persistence, CPI, Turkey, Autoregression, Structural Break.

JEL Codes: E31, C22, C29, E58.

1. Giriş

Enflasyon direnci, herhangi bir şok sonrasında enflasyonun uzun dönem ortalamasına hızlı bir şekilde dönüş yaşayıp yaşamayacağını gösteren bir katsayı olarak tanımlanmaktadır. Enflasyonun uzun dönem ortalamasına dönüş hızı düşük ise enflasyon direnci yüksektir. Enflasyon direnci düşük ise yaşanabilecek herhangi bir şok enflasyonu daha

kısa süre etkisi altında tutacak, buna karşılık enflasyon direnci yüksek ise yaşanabilecek herhangi bir şok enflasyonu daha uzun süre etkisi altında tutacaktır (Oğuz, 2010, s.21).

Enflasyonun yüksek bir dirence sahip olması durumunda, enflasyonu etkileyecek herhangi bir şok sonrasında enflasyonun kontrol altına alınması zorlaşacaktır (Koç ve Abasız, 2012, s.103). Dolayısıyla, fiyat istikrarını sağlamak ve sürdürmek isteyen para politikası uygulayıcıları için enflasyon direncinin düzeyi oldukça önem taşımaktadır. Bu çerçevede, enflasyon direncinin uygulanan para politikasının başarılı olup olmadığının tespitinde önemli bir kriter olduğu ifade edilebilir.

Literatürde, enflasyon direncinin tek değişkenli ve çok değişkenli olmak üzere iki yaklaşım ile ölçüldüğü görülmektedir. Tek değişkenli yaklaşım, kendi içerisinde, sabit ortalamalı otoresyasyon modeli, zamana göre değişen ortalamalı otoresyasyon modeli ve zamana göre değişen ortalamalı kesirli bütünleşik otoresyasyon modeli olmak üzere üç grupta toplanabilir. Diğer taraftan çok değişkenli yaklaşımda enflasyon ve enflasyonu etkileyen diğer değişkenler arasındaki ilişkiden yola çıkarak enflasyonu etkileyen değişkenlerde yaşanacak herhangi bir şokun enflasyona ve direncine olan etkisi ölçülmektedir. Bu yöntem ile enflasyonu etkileyen şoklar tespit ve analiz edilebilmektedir (Emirmahmutoğlu, Saraçoğlu ve Güney, 2010).

Enflasyon direnci ile ilgili literatür kendi içerisinde dünya genelinde ve Türkiye genelinde yapılan çalışmalar olmak üzere iki ana grupta toplanabilir. Her iki grupta yer alan çalışmaların; kullanılan yöntem, verinin frekansı, muhtemel mevsimselliğin ele alınma biçimi, kapsanan dönem, incelenen birim, enflasyonun ölçümünde kullanılan fiyat endeksi ve kapsanan para politikası rejimleri itibariyle önemli ölçüde birbirinden farklılaştığı gözlenmektedir.

Bu çalışmada, enflasyon direnci Türkiye ekonomisi için analiz edilecektir. Bu çalışmayı diğer çalışmalardan ayıran en önemli husus, yapısal kırılmaların gerek durağanlık testleri gerekse de enflasyon direnci analizleri üzerindeki etkilerinin göz önüne alınmasıdır. Çalışmanın geri kalan bölümü şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölümde literatür taramasına yer verilecek, üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntem tanıtılacaktır. Dördüncü bölümde bulgular sunulacak, beşinci ve son bölümde ise genel bir değerlendirme yapılacaktır.

2. Literatür Taraması

Bu bölümde, öncelikle esas itibariyle Türkiye ekonomisi dışındaki ekonomiler ve daha sonra esas itibariyle Türkiye ekonomisi için enflasyon direncini inceleyen çalışmalar tanıtılacaktır. İlk grup çalışmalar içerisinde yer alan Coenen (2003), Euro bölgesi için küçük ölçekli bir model yardımıyla yaptığı çalışmada enflasyon direncinin düşük olduğu varsayımına dayanarak uygulanacak para politikasının, enflasyon direncinin yüksek olması durumunda önemli istikrarsızlıklara yol açabileceğini; buna karşılık enflasyon direncinin yüksek olduğu varsayımına dayanarak uygulanacak para politikasının, enflasyon

direncinin düşük olması durumunda dâhi istikrar anlamında oldukça iyi sonuçlar verdiğini tespit etmiştir. Dolayısıyla ihtiyatlı bir para politikası uygulayıcısının, enflasyon direncinin düşük olduğuna yönelik güçlü kanıtlar olmadığı sürece enflasyon direncinin yüksek olduğu varsayımını benimseyerek politika uygulaması tavsiyesinde bulunulmuştur. Levin ve Piger (2004) ortalama enflasyon oranındaki kırılmaların dikkate alınmadığı durumda otoregresif katsayılar toplamı ile hesaplanan direnç değerinin olduğundan daha yüksek bulunduğunu vurgulamışlardır. Bunun yanında 1984-2003 dönemi için on iki sanayileşmiş ülke ve dört ayrı fiyat endeksi ile yapılan analizler, yüksek enflasyon direncinin sanayileşmiş ülkelerin bir özelliği olmadığını göstermiştir. Lünemann ve Matha (2004) Euro bölgesi, 15 üyeli AB ülkesi (EU15) ve AB üyesi her ülke için sektörel enflasyon direncini 1995:01-2003:12 dönemi için incelemişlerdir. Hem parametrik hem de parametrik olmayan ölçümler, ülkeler ve endeksler arasında önemli farklılıklar gösterse de enflasyon direncinin genel olarak orta düzeyde olduğunu göstermiştir. O'Reilly ve Whelan (2005) Euro bölgesi enflasyon direncinin, 1970-2002 dönemi içerisinde genel olarak istikrarlı ve yüksek (bire oldukça yakın) olduğunu tespit etmişlerdir.

Angeloni, Gali, Aucremanne, Levin, Ehrmann ve Smets (2006) birbirinden ayırt edilmesi güç olabilese de enflasyon direncinin dört ayrı kaynağı olduğunu belirtmişlerdir: *Extrinsic* direnç, çıktı açığındaki dalgalanmaların kalıcılığını yansıtmaktadır. *Intrinsic* direnç, fiyat belirleme mekanizmasının geriye yönelik olmasından kaynaklanan geçmiş enflasyona olan bağımlılığı yansıtmaktadır. Beklenti kaynaklı direnç, enflasyon beklentilerinin tam bilgi varsayımına uygun oluşturulmaması durumunu yansıtmaktadır. Hata terimi direnci ise stokastik hata terimindeki direnci yansıtmaktadır. Cecchetti ve Debelle (2006) çok sayıdaki ülke için gerek genel gerekse sektörel enflasyon direncini hesaplamak amacıyla otoregresif katsayılar toplamı yöntemini kullanmışlardır. Çalışmada enflasyon sürecindeki azalmanın esas itibarıyla ortalama enflasyon oranında görüldüğü, direnç değerindeki azalmanın ya önemsiz ya da ikinci derecede önemli olduğu tespit edilmiştir. Paya, Duarte ve Holden (2007) direnç hesabında kullanılan enflasyon serisinin frekansına vurgu yaparak genel olarak yüksek frekanstan düşük frekansa geçildiğinde (aylık veriden üçer aylığa geçilmesi gibi) enflasyon direncinin de arttığını tespit etmişlerdir. Kumar ve Okimoto (2007) enflasyon direnci ile ilgili yapılan çalışmaların sonuçlarında gözlenen tutarsızlığın, enflasyon oranındaki kesirli bütünleşme özelliğinin dikkate alınmamasından kaynaklandığını vurgulamışlardır. Bu özelliğin dikkate alınması durumunda ABD ekonomisi enflasyon direncinde 1960-2003 dönemi içerisinde belirgin bir azalma olduğu tespit edilmiştir.

Pivetta ve Reis (2007) ABD ekonomisi için üçer aylık GDP deflatöründen yararlanarak 1947:II-2001:III döneminde enflasyon direncini incelemişlerdir. Farklı direnç tanımları ve tahmin yöntemlerinin kullanıldığı çalışmada esas itibarıyla enflasyon direncinin yüksek ve istikrarlı olduğu tespit edilmiştir. Noriega ve Ramos-Francia (2009) ABD ekonomisine ilişkin deflatör ve fiyat endeksi serilerinden ayrı ayrı oluşturdukları enflasyon serilerinin entegrasyon derecesindeki (durağanlık özelliğindeki) değişimleri test ederek direnç analizini gerçekleştirmişlerdir. Analiz sonuçları 1947-1950 ve 1973-1983 dönem-

lerinde enflasyon serisinin durağan olmadığını (yüksek dirence sahip olduğunu) yakın zamanı da kapsayan diğer dönemlerde ise durağan olduğunu (düşük dirence sahip olduğunu) göstermiştir. Zhang ve Clovis (2009) üçer aylık deflatör ve fiyat endekslerinden yararlanarak oluşturulan ABD ekonomisi enflasyon serilerine ilişkin direnç analizlerini 1955:I-2006:II dönemi için gerçekleştirmişlerdir. Otoresif katsayılar toplamı olarak ölçülen enflasyon direncinin, çoklu yapısal kırılma analizine bağlı olarak, önemli ölçüde azaldığı tespit edilmiştir. Gerlach ve Tillmann (2012) Asya finansal krizinin ardından enflasyon hedeflemesi stratejisini uygulamaya başlayan pek çok Asya-Pasifik ülkesinin bu uygulamadaki başarısını, enflasyon direncindeki değişim üzerinden incelemişlerdir. Üçer aylık verilerden yararlanarak 1985:I-2010:I döneminin kapsandığı çalışmada enflasyon direnci otoresif katsayılar toplamı olarak ölçülmüştür. Analize katılan ve enflasyon hedeflemesini benimsemeyen ülkelerde enflasyon direncinin, enflasyon hedeflemesini benimseyen ülkelere nazaran daha yavaş bir şekilde düştüğü tespit edilmiştir.

Tillmann (2012) Kore ekonomisi için enflasyon direncini hem genel hem de 12 sektörel enflasyon oranı için üçer aylık verilerle 1986:I-2010:II dönemi için incelemiştir. Çalışmada, Kore Merkez Bankası'nın enflasyon hedeflemesine geçmesinin ardından otoresif katsayılar toplamı olarak ölçülen enflasyon direncinin, genel enflasyon oranında ve pek çok alt kategoride düştüğü, toplulaştırma sapmasının ise değişebildiği tespit edilmiştir. Li ve Wei (2015) Çin ekonomisine ait 1983-2011 yılları arasındaki aylık ve üçer aylık enflasyon oranlarını incelemişlerdir. Enflasyon direnci birinci dereceden otoresif bir model tahmin edilerek ölçülmüş, yapısal kırılmalar ise Bai ve Perron (1998, 2003) yöntemi ile analiz edilmiştir. Çalışmada enflasyon direncinin tüm dönem için yüksek olduğu, 1994 yılından sonra bir miktar azaldığı ve enflasyon direncindeki değişimlerin tek yönlü olmadığı tespit edilmiştir. Canarella ve Miller (2016) enflasyon hedeflemesini uygulayan 11 OECD ülkesi ve enflasyon hedeflemesi uygulamayan ABD ekonomisi için enflasyon direncini yapısal kırılmaları dikkate alarak kesirsel bütünleşme analizi ile incelemişlerdir. Aylık verilerle 1976:1-2013:06 döneminin kapsandığı çalışmada enflasyon hedeflemesine geçilmesinin, enflasyon direncini azalttığı yönünde kanıtlar bulunsa da bunun tüm ülkeler için geçerli olmadığı tespit edilmiştir.

Caporin ve Gupta (2017), ABD ekonomisi için enflasyon direncini ARFIMA modellemesi içerisinde, uzun hafıza katsayısının konjonktüre bağlı olarak değişmesine izin vererek ve aynı zamanda enflasyon oranının şartlı varyansını GARCH ile modelleyerek incelemişlerdir. Aylık verilerle 1920:1-2014:05 döneminin kapsandığı çalışmada enflasyon direncinin resesyon dönemlerinde görece olarak yüksek, genişleme dönemlerinde ise görece olarak düşük bir değer aldığı tespit edilmiştir. Belaire-Franch (2019) durağan olmayan enflasyonun dirençli olduğu, durağanlığın ise enflasyonda bir direnç olmadığı şeklinde yorumlandığı bir analiz ile enflasyon direncini 43 ülke için, ülkelere göre değişimle birlikte, ağırlıklı olarak aylık verilerle ve 1960:01-2008:06 dönemi için incelemiştir. Direnç katsayısında çoklu değişime izin veren ekonometrik analiz sonuçları, aynı veri setinin daha önceki analizi ile kıyaslandığında, enflasyonun ölçme biçimine karşı hassas olsa da direnç katsayısında değişim olduğuna yönelik daha fazla kanıtlar sunmuştur.

Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmalar arasında yer alan Balcılar (2004), enflasyon direncini aylık tüketici ve toptan eşya fiyatları endeksinin çeşitli alt kategorileri için uzun hafıza modellemesi ile incelemiştir. En geniş 1982-2002 dönemini kapsamakla beraber indekse ve alt kategorilerine göre farklı dönemleri kapsayan veri setleri analiz edilmiştir. Sektörel enflasyon oranlarında uzun hafıza özelliği olmadığı bulgusundan yola çıkılarak genel enflasyon oranında toplulaştırmanın yol açtığı sahte bir uzun hafıza özelliği olduğu vurgulanmıştır. Tunay (2009), Türkiye ekonomisi için enflasyon direncini aylık TÜFE enflasyonu verileriyle 1994:1-2007:11 dönemi için ARFIMA modeli ve etki tepki fonksiyonları yardımıyla incelemiştir. Enflasyon direncinin düşük olarak bulunması, daha ayrıntılı analizlere ihtiyaç duyulmakla birlikte nispeten yeni olan enflasyon hedeflemesi politikasının başarısı şeklinde yorumlanmıştır. Altınok, Şahin ve Çetinkaya (2009), Türkiye ekonomisi için enflasyon direncini aylık verilerle 1988:01-2007:10 dönemi için spektral regresyon yöntemiyle incelemiştir. TÜFE ve TEFEE enflasyonu yanında söz konusu endekslerin alt kategorileri de incelenmiştir. Analiz sonuçları genel enflasyon direncinin alt kategorilerden ve ayrıca TÜFE enflasyonundaki direncin, TEFEE enflasyonundaki dirençten daha yüksek olduğunu göstermiştir. Emirmahmutoğlu, Saraçoğlu ve Güney (2010) üçer aylık verilerle 1982:I-2010:I dönemi TÜFE enflasyon oranı için tahmin edilen birinci dereceden otoregresif model ile ortalama enflasyon oranını, enflasyon direncini ve bu değişkenlerdeki kırılmaları incelemiştir. Ortalama enflasyon oranındaki azalmanın ve enflasyon direncindeki istatistiksel olarak anlamlı değişimin örtük enflasyon hedeflemesi dönemine denk geldiği bulgusuna bağlı olarak enflasyon hedeflemesi politikasının sürdürülmesi önerilmiştir.

Oğuz (2010) aylık verilerle 1995-2009 dönemi için genel ve alt kategoriler itibarıyla enflasyon direncini yapısal kırılmaları da dikkate alarak incelemiştir. Otoregresif katsayılar toplamı olarak ölçülen enflasyon direncinin enflasyon hedeflemesi para politikası rejiminde genel olarak azaldığı ve ayrıca alt gruplar için hesaplanan direnç değerinin, genel direnç değerinden daha düşük olduğu tespit edilmiştir. Özçiçek (2011) 1994:1-2008:12 dönemi için aylık verilerle TÜFE ve TEFEE endeksleri ile alt kategorileri için otoregresif katsayılar toplamı olarak ölçülen enflasyon direncini yapısal kırılmaları da dikkate alarak incelemiştir. Literatürdeki yaygın kanıtların aksine, ne emek yoğun sektörlerde direnç değerinin göreceli olarak yüksek olduğu ne de yakın dönemde direnç değerinin düştüğü bulunmuştur. Koç ve Abasız (2012) Türkiye ve 11 AB üyesi ülke için üçer aylık verilerle 1987:I-2010:III dönemi için enflasyon direncini *grid bootstrap* yöntemiyle incelemiştir. Lucas eleştirisinin de dikkate alındığı analiz sonuçları, Almanya, Avusturya, Finlandiya, Fransa, Hollanda ve İtalya için hesaplanan direnç değerlerinin göreceli olarak düşük olduğunu göstermiştir. Ermişoğlu (2013) otoregresif katsayılar toplamı olarak ölçülen enflasyon direncini aylık verilerle 1995-2012 dönemi ve farklı para politikası stratejilerini yansıtan alt dönemler itibarıyla incelemiştir. 2006-2012 dönemini kapsayan enflasyon hedeflemesi rejiminde enflasyon oranının ortalaması, oynaklığı ve direncinde tespit edilen düşüşler, söz konusu politikanın başarılı olduğu biçiminde yorumlanmıştır.

3. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada 1982:03-2017:12 dönemine ait aylık Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) verileri kullanılmıştır. Analiz dönemi olarak bu aralığın belirlenmesinde temel neden verilerin bulunabilirliğidir. İncelenen dönem içerisinde enflasyon oranları, 1982:03-1987:12 döneminde 1978-1979 bazlı TÜFE; 1988:01-1993:12 döneminde 1988 bazlı TÜFE; 1994:01-2002:12 döneminde 1994 bazlı TÜFE; 2003:01-2017:12 döneminde ise 2003 bazlı TÜFE kullanılarak hesaplanmıştır. Diğer bir ifadeyle, farklı baz yıllara sahip endeksler kullanılarak hesaplanan enflasyon oranları bir araya getirilerek veri seti oluşturulmuştur. Analizde kullanılan enflasyon verisi Türkiye İstatistik Kurumundan elde edilmiştir. Enflasyon oranı, TÜFE endeksinin bir önceki aya göre yüzde artış oranı olarak hesaplanmış ve analizlerde kullanılmıştır.

Analiz aracı olarak TÜFE'nin seçilmesinin temel nedeni, alternatif endeksler ile karşılaştırıldığında TÜFE'ye ilişkin daha uzun ve tutarlı bir verinin varlığıdır. Bunun yanında TÜFE enflasyonu, alternatifleri ile kıyaslandığında bireyin yaşam standardını etkileyen hayat pahalılığını daha iyi yansıtan bir endekstir. Ayrıca ülkemizde ve pek çok ülkede uygulanan enflasyon hedeflemesi para politikasının hedeflediği enflasyon oranı ağırlıklı olarak yine TÜFE enflasyonudur veya onunla daha yakından ilişkilidir.

Bu çalışmada enflasyon direncini hesaplamak amacıyla, Ben Aissa ve Jouini (2003), Jouini ve Boutahar (2003), Ben Aissa, Boutahar ve Jouini (2004), Emirmahmutoğlu, Sarçaçoğlu ve Güney (2010), Roache (2014) ve Li ve Wei (2015) ile benzer olarak, aşağıda gösterilen AR(1) denklemi tahmin edilecektir:

$$\pi_t = a + \beta_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) numaralı denklemdeki, π_t enflasyon oranını; a denklem sabitini; ε_t ise hata terimlerini temsil etmektedir. Denklem tahminiyle elde edilecek olan β_1 katsayısı, enflasyon direncini gösterecektir.

Çalışmada, gerek (1) numaralı denklemde yer alan enflasyon serisinde, gerekse (1) numaralı denklemin katsayılarında ve dolayısıyla enflasyon direncinde bir kırılma olup olmadığı da araştırılacaktır. Bu amaçla kullanılacak testler aşağıda tanımlanmaktadır.

3.1 Lee ve Strazicich (2003, 2004) Testleri

Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) gibi geleneksel birim kök testlerinin, var olan ve ihmal edilen bir yapısal kırılma durumunda, incelenen serilerin durağan olmaması yönünde sonuçlar vereceği ilk kez Perron (1989) tarafından ifade edilmiştir. Bunun ardından literatürde yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri geliştirilmeye başlamıştır. Lee ve Strazicich (2004) bu testlerden biridir ve tek kırılmayı dikkate almaktadır. Diğer taraftan Lee ve Strazicich (2003) bu testlerden bir diğeridir ve iki kırılmayı dikkate almaktadır. Kırılma tarihlerinin içsel olması, sadece alternatif hipotezde değil sıfır hipotezinde de yapısal kırılmanın yer alması ve *Lagrange Multiplier* (Lagrange Çarpanı, bundan sonra

LM) prensibi üzerine kurulu olmaları Lee ve Strazicich (2003, 2004) testlerinin ortak özellikleri arasındadır. LM testi aşağıdaki veri üretim sürecini ele almaktadır:

$$y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2) numaralı denklemdeki Z_t dışsal değişkenler vektörünü ve $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ özelliğini göstermektedir. LM birim kök test istatistiği aşağıdaki denklem ile tespit edilmektedir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \bar{S}_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Hesaplanan LM test istatistiklerinin tek kırılma için Lee ve Strazicich (2004), iki kırılma için Lee ve Strazicich (2003)'de rapor edilen kritik değerlerden küçük olması durumunda yapısal kırılmalı birim kökü içeren sıfır hipotezi ret edilmekte, buna karşılık yapısal kırılmalı durağanlığı içeren alternatif hipotez kabul edilmektedir. LM testinde model seçimi önemli hususlardan bir tanesidir. Testin tek kırılma durumunda A, iki kırılma durumunda AA ile gösterilen modellerinde sadece sabit terimde kırılmaya izin verilmekte, testin tek kırılma durumunda C, iki kırılma durumunda CC ile gösterilen modellerinde ise hem sabit hem trend katsayısında kırılmaya izin verilmektedir.

3.2 Bai ve Perron (1998, 2003) Testleri

Bai ve Perron (1998, 2003) testleri ile Lee ve Strazicich (2003, 2004) testlerini birbirinden ayıran temel özellik; Lee ve Strazicich (2003, 2004) testlerinin yapısal kırılmalar ile birlikte serinin durağan olup olmadığını incelemesidir. Diğer bir ifadeyle söz konusu testler ile ihmal edilen bir yapısal kırılmanın serinin durağan bulunmamasına yol açmadığı incelenir. Buna karşılık Bai ve Perron (1998, 2003) testleri regresyon denklemi katsayılarında kırılma olup olmadığını inceler. Regresyon analizi, geleneksel olarak durağan serileri içerdiği için söz konusu testler durağan serilerin kullanıldığı bir regresyon denkleminde kırılma olup olmadığını incelemektedir.

Çalışmada, yukarıdaki (1) numaralı denklemde olası kırılmaların sayısının ve döneminin tespiti için Bai ve Perron (1998, 2003) testleri kullanılacaktır. Bai ve Perron (1998), m kırılma ve (m+1) rejim içeren aşağıdaki çoklu regresyon denklemini ele almıştır (Bank ve Sivri, 2017, s.1097-1098):

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + \varepsilon_t \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T \quad j = 1, \dots, m + 1 \quad (4)$$

(4) numaralı denklemde, y_t bağımlı değişkeni; x_t ($px1$) ve z_t ($qx1$) değişkenler vektörlerini; β ve δ_j ($j = 1, \dots, m + 1$) söz konusu değişkenlere karşılık gelen katsayıları ve ε_t ise hata terimlerini göstermektedir. T_1, T_2, \dots, T_m içsel olarak belirlenen kırılma tarihleridir.

Çalışmada, kırılma tarihlerini ve sayısını belirlemek amacıyla Bai ve Perron (1998) tarafından geliştirilen “Kırılma Olmadığı Hipotezine Karşı Belirli Sayıda Kırılma Olduğu” testi ve “1 Sayıda Kırılma Olduğu Hipotezine Karşı İlave Bir Kırılma Daha Olduğu” testleri kullanılacaktır.

“Kırılma Olmadığı Hipotezine Karşı Belirli Sayıda Kırılma Olduğu” testinin sıfır hipotezi regresyon denkleminde kırılma olmadığı ($m = 0$) şeklindedir. Alternatif hipotez ise regresyon denkleminde belirli sayıda (sıfırdan büyük, k sayıda) kırılma olduğu ($m = k$) şeklindedir. $SupF_T(k)$ ile gösterilen bu testin asimptotik kritik değerleri Bai ve Perron (1998, s.58) Tablo 1’de rapor edilmiştir.

“1 Sayıda Kırılma Olduğu Hipotezine Karşı İlave Bir Kırılma Daha Olduğu” testinin sıfır hipotezi regresyon denkleminde 1 sayıda kırılma olduğu, alternatif hipotezi ise regresyon denkleminde ilave bir kırılma daha olduğu şeklindedir. $SupF_T(l + 1|l)$ ile gösterilen bu testin kritik değerleri Bai ve Perron (1998, s.61) Tablo 2’de rapor edilmiştir. Yukarıda ifade edilen her iki test için de hesaplanan test istatistiğinin tablo değerinden büyük olması durumunda ilgili sıfır hipotezi reddedilmektedir.

4. Bulgular

Zaman serilerinin kullanıldığı analizlerde öncelikle ilgili serilerin durağanlığı araştırılmaktadır. Enflasyon oranının durağanlığını incelemek için gerçekleştirilen ADF birim kök test sonuçları Tablo 1’de gösterilmektedir.^{2,3}

Tablo 1. Enflasyon Oranı İçin ADF Testi Sonuçları

	Sabitsiz ve Trendsiz	Sadece Sabitli	Sabitli ve Trendli
ADF Test İstatistiği	-0.95	-1.28	-2.42
5% Kritik Değer	-1.94	-2.87	-3.42
Schwarz Kriteri	3.97 (11)	3.98 (11)	3.98 (11)
p-değeri	0.30	0.64	0.37

Not: p-değeri ADF test istatistiği içindir ve MacKinnon (1996)’ya göre hesaplanmıştır. Parantez içerisindeki değerler Schwarz kriterine göre hesaplanan optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir.

Tablo 1’de görüldüğü üzere enflasyon oranı için hesaplanan ADF test istatistikleri, kabul edilebilir hiçbir düzeyde tablo değerinden küçük değildir. Dolayısıyla sıfır hipotezi reddedilemediği için enflasyon serisinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bu tespitin ardından enflasyon serisinin durağan bulunmamasının nedeninin ihmal edilen bir yapısal kırılma olup olmadığının araştırılmasına geçilmiştir. Bu amaçla gerçekleştirilen tek kırılmalı LM test sonuçları Tablo 2’de gösterilmektedir.

- 1) Literatürde yaygın bir biçimde kullanılması nedeniyle ADF testi bu çalışmada ayrıca tanıtılmamıştır.
- 2) Bu çalışmadaki tüm analizler EViews9 ve GAUSS10 programları yardımıyla gerçekleştirilmiştir.

Tablo 2. Tek Yapısal Kırılmalı LM Test Sonuçları

	Model A	Model C
Gecikme Uzunluğu	13	12
LM Test İstatistiği	-4.15 **	-3.93
Yapısal Kırılma Tarihi	2001:04	1994:08
B(t)	-1.86 (-1.09)	0.61 (0.31)
D(t)	-	-0.98 *** (-3.75)

Not: Tabloda yer alan gecikme uzunlukları Ng ve Perron (1995) tarafından geliştirilen genelden özele yöntemi ile tespit edilmiştir. *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir. Parantez içerisindeki değerler t-istatistiğini göstermektedir. B(t) sabit terimdeki, D(t) ise trenddeki kukla değişkeni temsil etmektedir. Kukla değişkenlere ait kritik değerler standart normal dağılım tablosundan elde edilmiştir. Bu değerler %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyi için sırasıyla 1.645, 1.960 ve 2.576'dır.

Tablo 2'deki A modeli sabitli modelde tek kırılmaya izin verirken, C modeli sabitli ve trendli modelde yapısal kırılmanın içselleştirilmesine izin vermektedir. Model A için hesaplanan test istatistiği -4.15, Lee ve Strazicich (2004, s.12) kritik değerleriyle karşılaştırılmış ve %5 anlamlılık düzeyinde test istatistiği kritik değerden küçük çıktığı için sıfır hipotezi ret edilmiştir. Buna göre, enflasyon oranı bir adet yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda durağandır. A modelinde yapısal kırılma tarihi 2001:04 olarak tespit edilmiştir.

Model C için hesaplanan test istatistiği -3.93, Lee ve Strazicich (2004, s.12) kritik değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olmamasına bağlı olarak sıfır hipotezinin reddedilemediği ve dolayısıyla sabitli ve trendli model için tek kırılmanın dikkate alınması durumunda dâhi enflasyon oranının durağan olmadığı anlaşılmaktadır.

Enflasyon oranında iki kırılma olabileceği dikkate alınarak gerçekleştirilen LM testi sonuçları Tablo 3'de gösterilmektedir.

Tablo 3. İki Yapısal Kırılmalı LM Test Sonuçları

	Model AA	Model CC
Gecikme Uzunluğu	13	13
LM Test İstatistiği	-4.69 ***	-8.99 ***
Yapısal Kırılma Tarihi 1	1988:02	1994:03
Yapısal Kırılma Tarihi 2	2001:04	1996:01
B1(t)	3.16 * (1.86)	22.68 *** (13.54)
B2(t)	-2.25 (-1.33)	-4.62 *** (-2.91)
D1(t)	-	-6.08 *** (-8.95)
D2(t)	-	5.75 *** (8.90)

Not: Tabloda yer alan gecikme uzunlukları Ng ve Perron (1995) tarafından geliştirilen genelden özele yöntemi ile tespit edilmiştir. *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir. Parantez içerisindeki değerler t-istatistiğini göstermektedir. B1(t) ve B2(t) sabit terimdeki, D1(t) ve D2(t) ise trenddeki kukla değişkeni temsil etmektedir. Kukla değişkenlere ait kritik değerler standart normal dağılım tablosundan elde edilmiştir. Bu değerler %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyi için sırasıyla 1.645, 1.960 ve 2.576'dır.

Tablo 3'de rapor edilen ve Model AA için -4.69 olarak hesaplanan test istatistiği, Lee ve Strazicich (2003, s.1084) kritik değerleriyle karşılaştırılmış ve test istatistiğinin % 1 düzeyinde kritik değerden küçük olmasına bağlı olarak sıfır hipotezi (H_0) ret edilmiştir. Buna göre sabit terimde iki kırılmanın içselleştirilmesi durumunda enflasyon oranı %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. Model AA'da yapısal kırılma tarihleri 1988:02 ve 2001:04 olarak tespit edilmiştir.

Model CC için -8.99 olarak tespit edilen ve Tablo 3'de rapor edilen test istatistiği, Lee ve Strazicich (2003, s.1084) kritik değerleriyle karşılaştırılmış ve Model AA'da olduğu gibi, test istatistiğinin % 1 anlamlılık düzeyinde kritik değerden küçük olmasına bağlı olarak sıfır hipotezi (H_0) ret edilmiştir. Bu bulgu sabit terim ve trendde iki kırılmanın dikkate alınması durumunda enflasyon oranının %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Model CC'de yapısal kırılma tarihleri 1994:03 ve 1996:01 olarak tespit edilmiştir.

Bir ve iki kırılmalı LM birim kök test sonuçları bir arada değerlendirildiğinde, yapısal kırılmaların dikkate alınması durumunda enflasyon oranının durağan olduğu anlaşılmaktadır. Bu nedenle enflasyon serisi tespit edilen kırılma tarihlerine göre bölünüp her bölüm için ayrı ayrı direnç analizleri yapılacaktır. Serinin bölünmesinde Model AA'da tespit edilen yapısal kırılma tarihleri (1988:02 ve 2001:04) dikkate alınacaktır. Buna göre enf-

lasyon serisi 1982:03-1988:02 (bundan sonra birinci dönem), 1988:03-2001:04 (bundan sonra ikinci dönem) ve 2001:05-2017:12 (bundan sonra üçüncü dönem) olmak üzere üç ayrı döneme ayrılmıştır.

Tespit edilen kırılma tarihleri Türkiye ekonomisindeki önemli dönüşümlere tekabül etmektedir. 1988 yılına denk gelen ilk kırılma Yılmazkuday ve Akay (2008) tarafından başarılı olarak değerlendirilen 1980 sonrası dönemin sonu ve popülist dönemin başlangıcı olarak sınıflandırılmaktadır. 1988 ile başlayan dönemin temel özelliklerinden bir tanesi mali disiplini dikkate almadan popülist politikaların uygulanması yanında finansal serbestleşmenin kontrolsüz ve hazırlıksız bir biçimde gerçekleştirilmesidir. 2001 yılına tekabül eden ikinci kırılma ise, 2001 Şubat krizinin ardından gerçekleştirilen bir dizi reform ve politika değişikliği ile ilişkilendirilebilir (Sivri, 2017): Özellikle Merkez bankası bağımsızlığının ve bankacılık sektörünün güçlendirilmesi, esnek döviz kuru rejimine geçilmesi ve bir geçiş döneminin ardından örtülü enflasyon hedeflemesine başlanması bunlar arasındadır.

Birinci dönem enflasyon serisine ait enflasyon direnci AR(1) modellemesi ile incelenmiş ve elde edilen katsayı değerleri ve yapısal kırılma test istatistikleri Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4. Birinci Dönem (1982:03-1988:02) İçin AR(1) Modeli Tahmin Sonuçları ve Yapısal Kırılma Test İstatistikleri

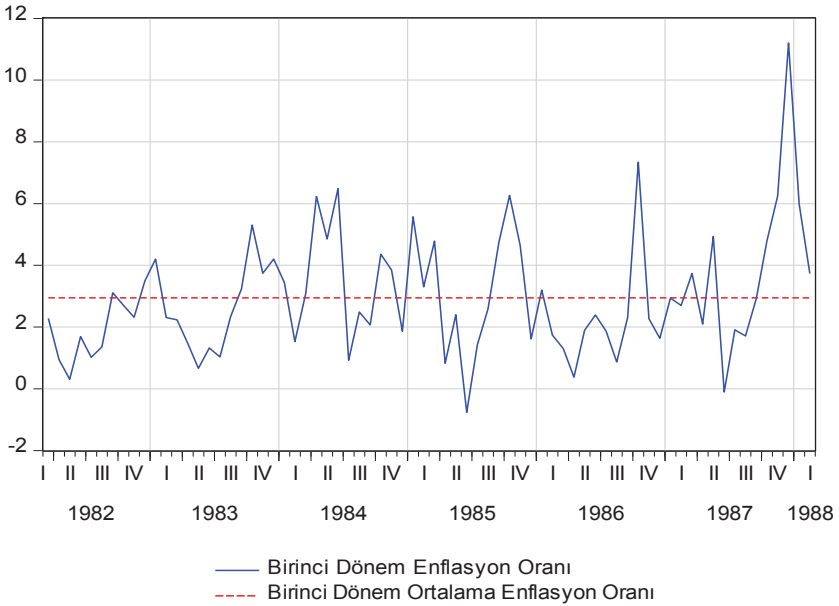
AR(1) Modeli Katsayıları	Tahmin Değerleri	Düzeltilmiş Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık > t
$\beta_{0,1}$	2.94	0.43	6.85	0.000 ***
$\beta_{0,2}$	0.40	0.12	3.35	0.001 ***
$SupF_T(k)$ İstatistiği	%10 Anlamlılık Değeri	$SupF_T(l+1 l)$ İstatistiği	%10 Anlamlılık Değeri	
$SupF_T(1)=6.15$	9.37	$SupF_T(2 1)=3.26$	9.37	
$SupF_T(2)=3.74$	7.91	$SupF_T(3 2)=1.09$	10.92	
$SupF_T(3)=4.29$	6.43			

Not: *** %1 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Tablo 4’de yer alan $\beta_{0,1}$ ve $\beta_{0,2}$ katsayıları sırasıyla sabit terim ve enflasyon direncini temsil etmektedir. Tablo 4’te yer alan analiz sonuçlarına göre, 1982:03-1988:02 tarihleri arasını kapsayan birinci dönem için sabit terim 2.94, aylık uzun dönem ortalama enflas-

yon oranı % 4.9 ($2.94/(1-0.4)$), enflasyon direnci ise 0.40 olarak tespit edilmiştir. İncelenen dönem içerisinde yüksek bir enflasyon direnci olmaması yanında analiz sonuçları %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 4’de sunulan yapısal kırılma testleri incelendiğinde, $SupF_T(1)$, $SupF_T(2)$ ve $SupF_T(3)$ test istatistiklerinin hiçbirinin kritik değerlerden büyük olmadığı ve buna bağlı olarak modelde kırılma olmadığını savunan sıfır hipotezinin, sırasıyla bir, iki ve üç adet kırılma yaşandığı kabul edilen alternatif hipotezlere karşı reddedilemediği görülmektedir. Bu sonuca göre, birinci döneme ilişkin tahmin edilen modelde yapısal kırılma olmadığına karar verilmektedir. Birinci döneme ilişkin enflasyon serisi ve ortalaması Şekil 1’de gösterilmektedir.



Şekil 1. Birinci Dönem (1982:03-1988:02) Enflasyon Oranı ve Ortalaması

İkinci dönem enflasyon serisine ait enflasyon direncini incelemek için gerçekleştirilen AR(1) modellemesi ile elde edilen katsayı değerleri ve yapısal kırılma test istatistikleri Tablo 5’de verilmiştir.

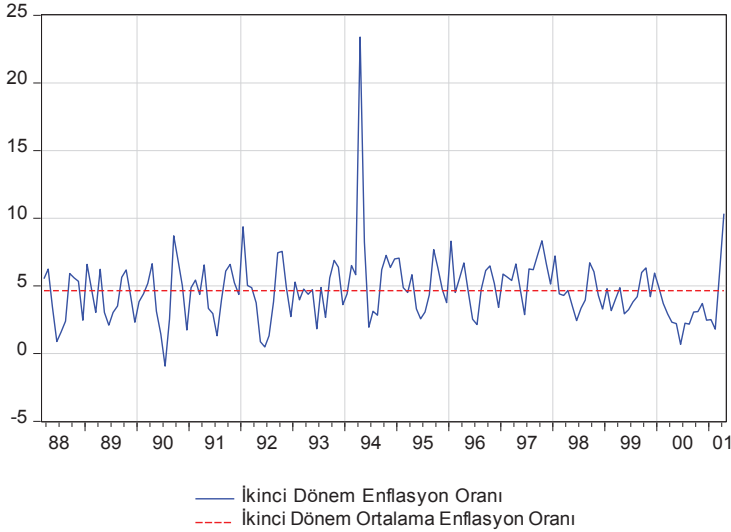
Tablo 5. İkinci Dönem (1988:03-2001:04) İçin AR(1) Modeli Tahmin Sonuçları ve Yapısal Kırılma Test İstatistikleri

AR(1) Modeli Katsayıları	Tahmin Değerleri	Düzeltilmiş Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık> t
$\beta_{0,1}$	4.67	0.36	12.66	0.000 ***
$\beta_{0,2}$	0.36	0.07	4.92	0.000 ***
$SupF_T(k)$ İstatistiği	%10 Anlamlılık Değeri	$SupF_T(l+1 l)$ İstatistiği	%10 Anlamlılık Değeri	
$SupF_T(1)=7.69$	9.37	$SupF_T(2 1)=4.44$	9.37	
$SupF_T(2)=5.19$	7.91	$SupF_T(3 2)=0.31$	10.92	
$SupF_T(3)=3.51$	6.43			

Not: *** %1 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Tablo 5’de görüldüğü üzere ikinci dönem enflasyon serisi için tahmin edilen modelin sabit terimi 4.67, aylık uzun dönem ortalama enflasyon oranı % 7.3 ($4.67/(1-0.36)$) ve enflasyon direnci 0.36 olarak tespit edilmiştir. İkinci dönem için tahmin edilen enflasyon direncinin, birinci döneme göre 0.40’dan 0.36’ya düştüğü görülmektedir. Ayrıca tablonun üst panelinin son sütununda yer alan olasılık değerleri (p-değerleri) tahmin edilen tüm katsayıların %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 5’de sunulan yapısal kırılma test istatistikleri incelendiğinde, $SupF_T(k)$ test istatistiklerinden hiç birinin % 10 kritik değerlerinden büyük olmadığı görülmektedir. Buna göre ikinci dönem enflasyon verilerinin kullanıldığı AR(1) modelinde kırılma olmadığını savunan sıfır hipotezi, sırasıyla bir, iki ve üç adet kırılma yaşandığı kabul edilen alternatif hipotezlere karşı %10 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Diğer bir ifadeyle tahmin edilen modelde yapısal kırılma yoktur. Şekil 2’de ikinci döneme ilişkin enflasyon oranı ve ortalaması gösterilmektedir.



Şekil 2. İkinci Dönem (1988:03-2001:04) Enflasyon Oranı ve Ortalaması

Üçüncü dönem enflasyon serisine ait enflasyon direncini ve ortalamasını hesaplamak için gerçekleştirilen AR(1) modellemesi ile elde edilen sonuçlar ve yapısal kırılma test istatistikleri Tablo 6’da verilmiştir.

Tablo 6. Üçüncü Dönem (2001:05-2017:12) İçin AR(1) Modeli Tahmin Sonuçları ve Yapısal Kırılma Test İstatistikleri

AR(1) Modeli Katsayıları	Tahmin Değerleri	Düzeltilmiş Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık > t
$\beta_{0,1}$	0.96	0.18	5.41	0.000 ***
$\beta_{0,2}$	0.59	0.05	12.24	0.000 ***
$SupF_T(k)$ İstatistiği	%10 Anamlılık Değeri	$SupF_T(l+1 l)$ İstatistiği	%10 Anamlılık Değeri	
$SupF_T(1)=29.88$	9.37	$SupF_T(2 1)=1.57$	9.37	
$SupF_T(2)=16.19$	7.91	$SupF_T(3 2)=1.28$	10.92	
$SupF_T(3)=10.17$	6.43			
Yapısal Kırılma Dönemi (\hat{T}_1)	% 95 Güven Aralığı			
2004:09	2002:09-2005:05			

Not: *** %1 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Üçüncü dönem enflasyon serisi için tahmin edilen modelin sabit terimi 0.96, uzun dönem ortalama enflasyon oranı % 2.34 ($0.96/(1-0.59)$), enflasyon direnci ise 0.59 olarak tespit edilmiştir. İkinci dönem enflasyon direncinin 0.36 olduğu göz önüne alındığında enflasyon direncinin üçüncü dönemde arttığı görülmektedir. Ayrıca tahmin edilen tüm katsayılar %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 6'da gösterilen yapısal kırılma test istatistikleri incelendiğinde, $SupF_T(k)$ test istatistiklerinin tümünün % 10 kritik değerlerinden büyük olduğu görülmektedir. Buna göre üçüncü dönem enflasyon verilerinin kullanıldığı AR(1) modelinde kırılma olmadığını savunan sıfır hipotezi, sırasıyla bir, iki ve üç adet kırılma yaşandığı kabul edilen alternatif hipotezlere karşı %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Bu sonuçlara göre tahmin edilen AR(1) modelinde en az bir adet kırılma vardır. Bunun ardından kırılma sayısını tam olarak tespit etmek için Bai ve Perron (1998, 2003) önerisi doğrultusunda ardışık prosedür (*The sequential procedure*) kullanılarak $SupF_T(l + 1|l)$ test sonuçlarının incelenmesine geçilmiştir. 1.57 olarak tespit edilen $SupF_T(2|1)$ test istatistiğinin, % 10 anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyük olmamasına bağlı olarak sıfır hipotezi reddedilememektedir. Bu bulguya göre üçüncü dönem enflasyon verilerinin kullanıldığı AR(1) modelinde yalnızca bir adet yapısal kırılma mevcuttur. Yapısal kırılma tarihi 2004:09 olarak bulunmuştur. Güven aralıkları da dikkate alındığında tespit edilen yapısal kırılma tarihinin örtülü enflasyon hedeflemesi politikasının uygulandığı döneme denk geldiği görülmektedir. Yapısal kırılma dönemi dikkate alınarak 2001:05-2004:09 ve 2004:10-2017:12 olmak üzere iki alt döneme ayrılarak yeniden gerçekleştirilen AR(1) modellenmesi sonuçları Tablo 7'de verilmiştir.

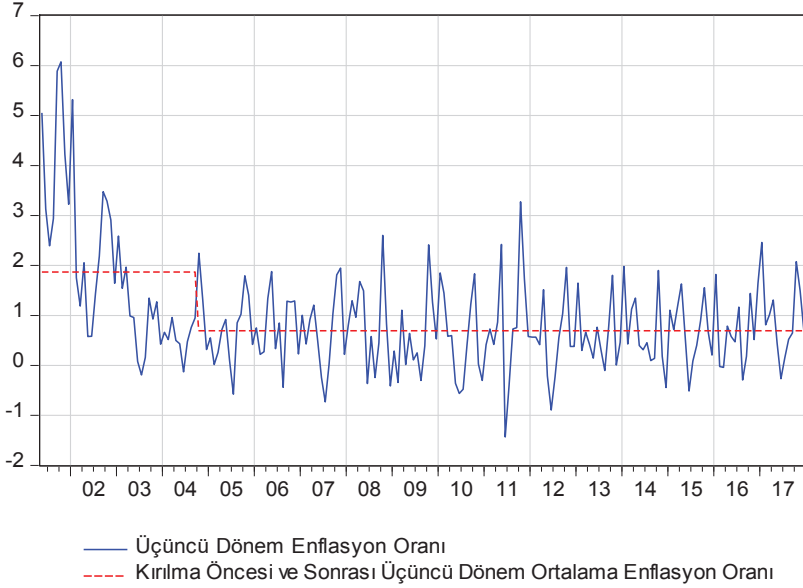
Tablo 7: Üçüncü Dönem (2001:05-2017:12) İçin Yapısal Kırılmaların Dâhil Edildiği AR(1) Modeli Tahmin Sonuçları

AR(1) Modeli Katsayıları	Tahmin Değerleri	Düzeltilmiş Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık > t
$\beta_{1,1}$	0.47	0.24	2.39	0.020 **
$\beta_{1,2}$	0.71	0.10	8.99	0.000 ***
$\beta_{2,1}$	0.56	0.08	6.31	0.000 ***
$\beta_{2,2}$	0.18	0.08	2.19	0.027 **

Not: ** ve *** sırasıyla %5 ve %1 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Tablo 7'de yer alan analiz sonuçları incelendiğinde, 2001:05-2004:09 tarihleri arasında kapsayan birinci alt döneme ait modelin sabit terimi 0.47, aylık uzun dönem ortalama enflasyon oranı % 1.62 ($0.47/(1-0.71)$), enflasyon direnci ise 0.71 olarak tespit edilmiştir. 2004:10-2017:12 tarihleri arasında kapsayan ikinci döneme ait modelin sabit terimi 0.56, aylık uzun dönem ortalama enflasyon oranı % 0.68 ($0.56/(1-0.18)$), enflasyon direnci ise

0.18 olarak tespit edilmiştir. Tahmin edilen katsayıların tümünün en az %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Aşağıdaki Şekil 3’de üçüncü döneme ilişkin enflasyon oranı ve ortalaması gösterilmektedir.



Şekil 3. Üçüncü Dönem (2001:05-2017:12) Enflasyon Oranı ve Ortalaması

Üçüncü dönem enflasyon serisinin yer aldığı Şekil 3’de, yapısal kırılma tarihi itibarıyla belirlenen alt dönemler kırılan yatay çizgi ile gösterilmiştir. Şekil 3 ve Tablo 7’deki bulgular birlikte değerlendirildiğinde, hem aylık ortalama enflasyon oranının hem de enflasyon direncinin birinci alt dönemden ikinci alt döneme geçildiğinde azaldığı görülmektedir.

Sonuçlar bir bütün olarak değerlendirildiğinde 1982:03-1988:02 arasındaki dönemi kapsayan birinci dönemde aylık uzun dönem ortalama enflasyon oranı % 4.9, enflasyon direnci ise 0.40 olarak tespit edilmiştir. Hem ortalama enflasyon oranı hem de enflasyon direnci istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Birinci dönemde herhangi bir yapısal kırılmaya rastlanmamıştır. 1988:03-2001:04 arasındaki dönemi kapsayan ikinci dönemde aylık uzun dönem ortalama enflasyon oranı % 7.3, enflasyon direnci ise 0.36 olarak tespit edilmiştir. Herhangi bir yapısal kırılmaya rastlanılmayan bu dönemde enflasyon direncinin bir miktar düştüğü görülmektedir. Finansal serbestleşme ve popülist politikalar ile başlayan ikinci dönemde enflasyon sürecini etkileyebilecek 1991 Körfez Savaşı, 1997 Asya Krizi, 1998 Rusya Krizi gibi uluslararası ve 1994 krizi, 1999 Marmara depremi gibi ulusal pek çok şok yaşanmıştır. Üçüncü dönemde aylık uzun dönem ortalama enflasyon

oranı % 2.34, enflasyon direnci ise 0.59 olarak tespit edilmiştir. İki sonuç da istatistiksel olarak anlamlıdır. Yapısal kırılmaların tespit edilmesi için yapılan analiz sonucunda 2004:09 tarihinde bir adet yapısal kırılmaya rastlanmıştır. Kırılmaya bağlı olarak oluşturulan alt dönemler itibarıyla yapılan analizlerde birinci alt dönemden ikinci alt döneme geçildiğinde aylık uzun dönem ortalama enflasyon oranının % 1.62'den % 0.68'e, enflasyon direncinin ise 0.71'den 0.18'e düştüğü görülmüştür. Her iki alt döneme ait katsayılar da istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. 2001 krizinin hemen ardından gerçekleştirilen reformların ve politika değişikliklerinin devam ettiği bir ortamda açık enflasyon hedeflemesine geçiş hazırlığında olunmasının 2004 yılı sonundaki kırılmanın kaynağı olduğu düşünülmektedir.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Bir şok sonrasında enflasyon oranının uzun dönem ortalamasına dönüş hızı ne derece düşüğe (yüksekse), enflasyon oranı o derece yüksek (düşük) bir dirence sahiptir. Enflasyon oranının yüksek bir dirence sahip olduğu ekonomilerde para politikası uygulayıcılarının fiyat istikrarını sağlama ve koruma amaçlarına ulaşmaları güçleşecektir. Bunun yanında böyle bir ekonomide dezenflasyon sürecinin üretim ve istihdam düzeyinde yol açabileceği kayıplar artabilecektir. Ayrıca enflasyonun direnç derecesi, uygulanan para politikalarının başarısının bir göstergesi olarak da görülmektedir.

Çalışmada, Türkiye ekonomisinde enflasyon oranının dirençli olup olmadığı 1982:03-2017:12 dönemi için tek değişkenli yaklaşım ile analiz edilmiştir. Yapısal kırılmaların gerek durağanlık testleri gerekse de enflasyon direnci analizleri üzerindeki etkilerinin dikkate alınması, bu çalışmanın mevcut literatüre en önemli katkısını oluşturmaktadır.

Gerçekleştirilen analizlerde ilk olarak yapısal kırılmalı LM birim-kök testi neticesinde enflasyon serisi 1982:03-1988:02, 1988:03-2001:04 ve 2001:05-2017:12 olmak üzere üç döneme ayrılmıştır. Analizin ikinci aşamasında her dönem için ayrı ayrı enflasyon direnci ve enflasyon ortalaması hesaplanmıştır. Bu bağlamda enflasyon direnci birinci dönemde 0.40, ikinci dönemde 0.36 ve üçüncü dönemde 0.59 olarak bulunmuştur. Bai ve Perron (1998, 2003) yapısal kırılma analizi sonuçları yalnızca üçüncü dönemde ve 2004:09 tarihine tekabül eden bir adet kırılma tespit etmiştir. Bunun ardından üçüncü dönem tespit edilen kırılma tarihine göre iki alt döneme ayrılarak enflasyon direnci ve enflasyon ortalaması yeniden hesaplanmıştır. Analiz sonuçları birinci alt dönem için 0.71 olan enflasyon direncinin, ikinci alt döneme geçildiğinde 0.18'e düştüğünü göstermiştir.

Elde edilen bulguların Türkiye ekonomisine ait mevcut literatür ile önemli ölçüde eşleştiği göstermektedir. Tunay (2009) enflasyon direncinin düşük olduğunu, enflasyon ortalamasının ise azalış seyrinde olduğunu ifade etmiştir. Oğuz (2010) yapısal kırılmaların modele dâhil edilmesinin önemini vurgulamış ve enflasyon hedeflemesinin enflasyon direncini azalttığı sonucuna ulaşmıştır. Emirmahmutoğlu, Saraçoğlu ve Güney (2010) ile Ermişoğlu (2013) çalışmalarında da bu durumu destekler nitelikte sonuçlar bulunmuştur.

İncelenen dönem içerisinde gerek aylık uzun dönem ortalama enflasyon oranının gerekse enflasyon direncinin en düşük olduğu dönem yakın geçmişi kapsayan 2004:10-2017:12 dönemidir. Söz konusu dönemin başlangıcını ifade eden kırılma tarihi (2004:09), güven aralığı da dikkate alındığında merkez bankası bağımsızlığının çoktan güçlendirildiği (2001 yılında yapılan reformlarla) bir ortamda, örtülü enflasyon hedeflemesinin uygulandığı ve açık enflasyon hedeflemesine geçiş hazırlığı yapıldığı bir döneme denk gelmektedir. Bu tespit Türkiye ekonomisi için fiyat istikrarına ulaşmak veya bu hedefe mümkün olduğunca yaklaşmak için sırasıyla merkez bankası bağımsızlığı ve enflasyon hedeflemesi politikalarının önemli olduğunu göstermektedir.

Çalışmada elde edilen bulgular yapısal kırılmaların gerek durağanlık testleri gerekse de enflasyon direnci analizleri üzerindeki etkilerinin göz önüne alınmasının ne derece önemli olduğunu göstermektedir. Buna bağlı olarak bu konuda gelecekte yapılacak çalışmalar için bir öneride bulunulabilir. Bu husus dikkate alınmak kaydıyla, benzer analizlerin TÜFE alt grupları ve alternatif para politikası rejimleri itibarıyla yapılmasının yararlı olacağı düşünülmektedir.

Kaynakça

- Altınok, S., Şahin, A. ve Çetinkaya, M. (2009). Frekans-alanda enflasyon direnci araştırması: Türkiye örneği. *Kamu-İş (Kamu İşletmeleri İşverenleri Sendikası Dergisi)*, 10 (4), 1-20.
- Angeloni, I., Gali, J., Aucremanne, L., Levin, A., Ehrmann, M. ve Smets, F. (2006). New evidence on inflation persistence and price stickiness in the Euro area: Implications for macro modeling. *Journal of the European Economic Association*, 4 (2-3), 562-574.
- 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.
- Balcılar, M. (2004). Persistence in inflation: Does aggregation cause long memory? *Emerging Markets Finance and Trade*, 40 (5), 25-56.
- Bank, S. ve Sivri, U. (2017). Zamanla değişen FVFM betaları için Cournot oligopolü altında yeni bir arayış: Ters yönlü beta değişimleri. *21. Finans Sempozyumu*, Balıkesir/Türkiye, 1089-1102.
- Belaire-Franch, J. (2019). A note on the evidence of inflation persistence around the world. *Empirical Economics*, 56 (5), 1477-1487.
- 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.

- Canarella, G. ve Miller, S. M. (2016). Inflation persistence and structural breaks: The experience of inflation targeting countries and the USA. *Journal of Economic Studies*, 43 (6), 980-1005.
- Caporin, M. ve Gupta, R. (2017). Time-varying persistence in US inflation. *Empirical Economics*, 53 (2), 423-439.
- Cecchetti, S. G. ve Debelle, G. (2006). Has the inflation process changed? *Economic Policy*, 21 (46), 312-352.
- Coenen, G. (2003). Inflation persistence and robust monetary policy design. *European Central Bank Working Paper Series No.290*.
- Emirmahmutoğlu, F., Saraçoğlu, B. ve Güney, S. (2010). Türkiye’de enflasyon direngenliğinin Bai-Perron yöntemi ile incelenmesi. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12 (2), 1-26.
- Ermişoğlu, E. (2013). Türkiye’de enflasyon hedeflemesi: Bir başarı hikâyesi mi? *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 7 (1), 31-58.
- Gerlach, S. ve Tillmann, P. (2012). Inflation targeting and inflation persistence in Asia-Pacific. *Journal of Asian Economics*, 23 (4), 360-373.
- Jouini, J. ve Boutahar, M. (2003). Structural breaks in the U.S. inflation process: A further investigation. *Applied Economics Letters*, 10 (15), 985-988.
- Koç, S. ve Abasız, T. (2012). Türkiye ve seçili AB ülkeleri açısından enflasyon sürekliliğinin analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 13 (1), 102-113.
- Kumar, M. S. ve Okimoto, T. (2007). Dynamics of persistence in international inflation rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39 (6), 1457-1479.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082-1089.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. *Boone NC Appalachian State University Faculty of Economics Working Papers No. 04-17*.
- Levin, A. T. ve Piger, J. M. (2004). Is inflation persistence intrinsic in industrial economies? *European Central Bank Working Paper Series No. 334*.
- Li, T. ve Wei, J. (2015). Multiple structural breaks and inflation persistence: Evidence from China. *Asian Economic Journal*, 29 (1), 1-20.
- Lünnemann, P. ve Matha, T. Y. (2004). How persistent is disaggregate inflation? An analysis across EU15 countries and HICP sub-indices. *European Central Bank Working Paper Series No. 415*.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), 601-618.

- Ng, S. ve Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90 (429), 268-281.
- Noriega, A. E. ve Ramos-Francia, M. (2009). The dynamics of persistence in US inflation. *Economics Letters*, 105 (2), 168-172.
- O'Reilly, G. ve Whelan, K. (2005). Has Euro-area inflation persistence changed over time? *The Review of Economics and Statistics*, 87 (4), 709-720.
- Oğuz, Ş. (2010). *Türkiye’de enflasyon sürekliliğinin analizi: Tarihsel trendi ve TÜFE alt gruplarındaki farklılaşması*. (Uzmanlık Yeterlilik Tezi). Erişim Tarihi: 19.12.2018, <http://www3.tcmb.gov.tr/kutuphane/TURKCE/tezler/sebnemoguz.pdf>
- Özçiçek, Ö. (2011). Türkiye’de sektörel enflasyon direnci. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11 (1), 57-68.
- Paya, I., Duarte, A. ve Holden, K. (2007). On the relationship between inflation persistence and temporal aggregation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39 (6), 1521-1531.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- Pivetta, F. ve Reis, R. (2007). The persistence of inflation in the United States. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31 (4), 1326-1358.
- Roache, S. K. (2014). Inflation persistence in Brazil - a cross country comparison. *IMF Working Paper No. 14/55*.
- 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.
- Tillmann, P. (2012). Inflation targeting, aggregation and inflation persistence: Evidence from Korean CPI components. *Seoul Journal of Economics*, 25 (3), 233-254.
- Tunay, K. B. (2009). Türkiye’de enflasyon sürekliliğinin ABKBHO modelleriyle analizi. *Öneri*, 8 (31), 249-257.
- Yılmazkuday, H. ve Akay, K. (2008). An analysis of regime shifts in the Turkish economy. *Economic Modelling*, 25 (5), 885-898.
- Zhang, C. ve Clovis, J. (2009). Modeling U.S. inflation dynamics: Persistence and monetary policy regimes. *Empirical Economics*, 36 (2), 455-477.

