

TÜRKİYE'DE ENFLASYON DİRENGENLİĞİNİN BAI-PERRON YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

Furkan EMİRMAHMUTOĞLU* Bedriye SARAÇOĞLU** Selin GÜNEY***

Öz:

Bu çalışma son 30 yılda para politikası rejimlerinde önemli değişimler geçiren Türkiye’de fiyatlar genel seviyesinde meydana gelen yapısal değişimleri göz önüne alarak enflasyon direngenliği incelemek ve para politikası rejimlerindeki değişikliklerin bu süreçte etkili olup olmadığını ortaya koymak amacıyla gerçekleştirilmiştir. Bunun için enflasyon serisinde oluşan yapısal kırılmaların rast geldiği tarihleri tarafsız bir gözle ve bilimsel gerekçelerle saptamak amacıyla değişim tarihlerinin içsel olarak belirlenmesinin, bu tarihlerdeki iktisadi olayları tarafsız bir gözle analiz edebilmek imkanı vereceği düşünülmektedir. Yabancı literatürde “Persistency” karşılığı olarak kullanılan enflasyon direngenliği uygulamada çeşitli ekonometrik yöntemlerle tahmin edilebilmektedir. Çalışmada enflasyon serisine gelen şokların serinin ortalamasında yarattığı etkilerin kalıcı olup olmadığı, bu seriyi oluşturan oranların tarihi davranış kalıplarından çıkarılması amaçlandığı için tek değişkenli zaman serisi yöntemi kullanılmıştır.

Bu amaçla, 1982–2010 yıllarına ait üçer aylık TÜFE endekslerinden hesaplanan enflasyon oranı serisinde meydana gelen yapısal değişim dönemleri ve bu süreç içerisinde enflasyon direncindeki değişimler Bai ve Perron (1998, 2003a) tarafından önerilen çoklu yapısal değişim modeli, ardışık seçim yöntemi çerçevesinde analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarında elde edilen katsayılar topluca değerlendirildiğinde örtük enflasyon hedeflenmesine geçilen 2003 yılından itibaren, dış konjonktürün de etkisi ile enflasyon kontrol altına alınmaya başlandığı, ayrıca bu dönemde enflasyon direngenliğinde de değişme olduğu saptanmıştır. Ancak enflasyonun istenilen düzeylere indirilebilmesi ve bunda kalıcılığın sağlanabilmesi için enflasyon direngenliğindeki azalmanın bir süre daha devam etmesi gerektiği sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Çoklu yapısal değişim modelleri, enflasyon oranı, direngenlik

* Arş. Gör., Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, emirfurkan@gmail.com

** Prof. Dr., Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, bedriye@gazi.edu.tr

*** Arş. Gör., Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, selinguney@gazi.edu.tr

INVESTIGATING INFLATION PERSISTENCE WITH BAI-PERRON METHOD IN TURKEY

Abstract:

In this study, we aim to investigate inflation persistency in Turkey, which has experienced significant changes in monetary policy regime in the last 30 years, and to find out if the policies that were implemented have been effective in this process or not. Inflation persistency has aroused as an issue due to the difficulties in reducing the inflation rate, which seems to be taken under control since 2003, to a desired level such as below % 4-5,

To reduce the inflation rate to a desired level and to keep it stable there by applying appropriate economic policies depends on how low the inflation persistency is. Therefore, it is important to know the structure and the level of the persistency of inflation rate and also it necessitates investigating inflation persistency according to econometrics. With this aim I conducted a study which has four parts. First part has the summary of economic policies and price movements in the time period that was investigated to have a better understanding of the structure of the inflation persistency. Second part is the summary of literature review. Third part shows the method, data collection and analysis. Conclusion section has the data evaluation.

We can define inflation persistence as inflation's tendency to turn its average long term level slowly. When inflation has a high persistency, central bank needs to apply more effective policies than the time periods when it had low persistency in order to get inflation closer to the targeted level.

Inflation persistency can be estimated by using a variety of econometric methods. If these estimates are done by considering the structural breaks in the sequence, then we could get more reliable results. Therefore, our study has been conducted by considering structural breaks. However, the dates of structural breaks can be both taken exogenously and endogenously from the data. In this study, in order to determine structural breaks points more objectively, they were taken as endogenously.

In this study, we used univariate time series method because we aimed to understand if the shocks that were effecting inflation series were permanent or not by examining the form behavior of the series. Therefore, we adopted Bai-Perron method which is used when there are structural breaks in the inflation series because the test makes it possible to have more than one break and it accepts break points endogenously so it is different from other methods.

In our study, we tried to determine the structural change periods of the inflation rate in Turkey by using quarterly data from 1982 to 2010. According to the

suggested method, during the analysis phase we firstly need to determine the structural change number in the series. Bai-Perron suggest to use $SupF_T(l)$ and $SupF_T(l|l+1)$ test statistics to determine structural change number during the analysis, minimum observation number between the estimated structural change points was chosen as $h=11$ when maximum breaking number is 8 and $\varepsilon=0.10$. All methods are implemented in the GAUSS program.

As a result, sequential test results have shown that there are 4 structural change period in inflation rate series in Turkey. These periods were estimated by minimizing the sum of squared residuals of general model. Also, confidence interval is calculated for these estimated periods and they are all presented in tables.

Considering the time periods that was analyzed, it has been seen that there were structural changes in the average of inflation rate series in Turkey during 1987:Q3, 1993:Q4, 1998:Q1 and 2001:Q4. According to these structural change dates, the time between the 1982 and third quarter of 1987 is called as first period; second period is the time between the last quarters of 1987 and 1993; third period is the time from the first quarter of 1994 to the first quarter of 1998; fourth period is the time from the second quarter of 1998 till the fourth quarter of 2001; and finally the time after 2002 is called as fifth period.

The data that have been found is parallel with the internal and external cyclical economic occasions. When analysis results were evaluated according to this, it was seen that the economic policies that were applied to reduce the inflation until 2004 have not been permanently effective.

$\hat{\delta}_{1,j}$ and $\hat{\delta}_{2,j}$ ($j=1, \dots, 5$) coefficients show average of inflation rate and the value of AR coefficient in every sub period respectively. On the other hand, these $\hat{\delta}_{2,j}$ coefficients which show the value of AR coefficients in the estimated model are actually the coefficients which show the change in the inflation persistence in terms of periods. These coefficients were evaluated in terms of periods and as a result of structural tests, they were found statistically meaningful only after the fourth structural change period. This proves that compared to the previous period, there was a considerable change in the inflation persistency in the last period. When the coefficients that were obtained from the results of the analysis were considered as a whole, it was seen that with the effect from external conjecture inflation has started to be under control in this period when we transferred to implicit inflation targeting and also, in this period inflation persistency has started to break. However, in order to reduce the inflation to a desired level and to keep it stable there, inflation persistency should continue to decrease for a while.

Keywords: Multiple structural change models, inflation rate, persistency

GİRİŞ

Türkiye’de 1970 yılından itibaren yükseliş trendine giren enflasyon yıllar boyu çeşitli makroekonomik nedenler ve gerek iç gerekse dış şokların etkisiyle zaman zaman dalgalı seyir izlemiş ve 2003 yılına gelinceye kadar kontrol altına alınamamıştır. Bu dönemde uygulanan para ve maliye politikaları çeşitli nedenlerde istenilen başarıyı sağlayamamış, bunların çoğu tam olarak uygulanamadan yarım bırakılmak zorunda kalmıştır. Türkiye’deki enflasyon olgusu kronik biçimde cereyan etmekle birlikte Latin Amerika ülkelerindekilere benzer bir hiper enflasyon olgusu yaşanmamıştır. Uzun süren bu kronik enflasyonun sonucu istikrarsız bir büyüme, dengesiz gelir dağılımı ve neticede son yıllarda istihdamsız büyüme olgusu ekonomiye hakim olmuştur.

Enflasyon olgusunun dinamik özelliklerinin saptanması enflasyonun kontrol altına alınmasında politika yapıcılarının üzerinde durması gereken önemli bir konudur. Uygulanan ekonomi politikaları ile enflasyonunun düşürülebilmesi enflasyonunun direngenliğinin düşük olmasına da bağlıdır. Bu bağlamda enflasyon serisinin gösterdiğini direngenliğin derecesinin ve yapısının bilinmesi önemlidir.

Enflasyonun şoklar karşısında uzun dönem ortalama değerine yavaş dönme eğilimi enflasyon direngenliği (persistence) olarak tanımlanabilir. Literatürde “persistence” için kalıcılık ya da katılık gibi karşılıkların kullanıldığına rastlanmıştır. Bu çalışmada persistence için direngenlik karşılığının kullanılması uygun görülmüştür. Enflasyonun yüksek direngenlik gösterdiği durumlarda, Merkez Bankasının enflasyonu hedefe yaklaştırmak için, direngenliğin az olduğu duruma göre daha etkin politikalar uygulaması gerekmektedir. Aksine direngenlik düşük ise bir şok sonrası enflasyonun denge değerine yaklaşma hızı yüksek olacak bu da para politikalarının uygulanmasını hem kolaylaştıracak hem de bu politikaların başarı şansını artıracaktır. Enflasyondaki direngenliğin kaynaklarının ve direngenlikteki değişmelerin bilinmesi para otoriteleri açısından önemli olduğu gibi enflasyon oranının öngörülmesi için yararlanılacak ekonometrik modeller açısından da oldukça önemlidir.

Enflasyon direngenliği Literatürde çeşitli ekonometrik yöntemlerle tahmin edilebilmektedir. Bu tahminler, serideki yapısal kırılmalar dikkate

alınarak yapıldığında daha sağlıklı sonuçlar elde edilebilmektedir. Bu çalışmanın amacı enflasyon serisindeki yapısal kırılmaların tarihlerinin önsel bilindiği varsayımının doğurduğu sakıncaları bertaraf etmek için, kırılma tarihlerinin içsel olarak saptanmasına imkan veren Bai-Perron yöntemiyle Türkiye’de genel enflasyon direngenliğini analiz etmektir. Bu nedenle çalışmada, gerek iç gerekse dış krizler ve şokların yarattığı kırılmalar tarafsız bir gözle ve içsel olarak belirlenmiştir.

Çalışmada enflasyon serisine gelen şokların serinin ortalamasında yarattığı etkilerin kalıcı olup olmadığı, bu seriyi oluşturan oranların tarihi davranış kalıplarından çıkarılması amaçlandığı için tek değişkenli zaman serisi yöntemi kullanılmıştır. Böylece bir ölçüde enflasyon beklentilerini enflasyon direnci ile ilişkilendiren ve enflasyonunun ortalamasındaki bir değişimin enflasyondaki beklentilerden kaynaklandığı, zira azalan beklentilerle enflasyonunun da düştüğünü ileri süren Cecchetti ve Debelle (2006) ve Fuhrer (2005) çalışması ile benzer mantık benimsenmiş olmaktadır.

Bu çalışmanın yapısı şu şekildedir: Kısım 1’de enflasyondaki direngenlik yapısının daha iyi anlaşılmasına yardımcı olmak üzere incelenen dönemde Türkiye ekonomisindeki fiyat hareketlerinin ve uygulanan önemli politikaların kısa bir özeti verilmekte Kısım 2’de bu konuda yapılan önemli diğer çalışmalar özetlenmekte, Kısım 3’de ise kullanılan yöntem, veri seti ve analizler yer almaktadır. Son olarak Sonuç kısmında çalışmadan elde edilen bulgular değerlendirilmiştir.

D) İNCELENEN DÖNEMDE TÜRKİYE’DE FİYAT HAREKETLERİ †

Türkiye 1970’li yıllardan sonra enflasyon oranlarının hızla yükseldiği bir süreç içine girmiş, 1970–1979 dönemi uzun süreli enflasyon döneminin başlangıcı olmuştur. Özellikle 1973 yılında başlayan dünya petrol krizi ve 1970’li yılların ikinci yarısından itibaren başlayan siyasi istikrarsızlıklar neticesinde Türkiye’de fiyatlar genel seviyesi sürekli artış göstermiş, 1970’li yılların sonuna gelindiğinde fiyatlar genel seviyesi yıllık olarak %76 seviyesine ulaşmıştır. 1980 yılına gelindiğinde Türkiye ekonomisi %101.4 ile üç haneli enflasyon ile tanışmıştır. Tüketici fiyatlarına göre enflasyon, aradaki bazı sıçrayışlarla birlikte yıllık bazda ortalama olarak 1981–1987 döneminde %37, 1988–1993 döneminde %67 civarında gerçekleşmiş, 1994 kriz yılında 106.3 ile tekrar üç haneli enflasyon oranı görülmüştür. 1995–2000 döneminde ise ortalama enflasyon oranı %76.4 olarak hesaplanmıştır. Aşağıda açıklandığı üzere 2000 yılı enflasyonu düşürme programına rağmen 2001 kriz yılında ortalama enflasyon oranı %50’yi aşmış, örtük enflasyon hedeflemesine geçilen 2002 yılı ile birlikte tekrar azalma eğilimine girmiş ve 2003 yılında %25.3 olarak gerçekleşmiştir. 2004 yılında %8.6, 2005 yılında ise %8.2 olarak gerçekleşmiş ve tek haneli enflasyon rakamları yakalanmaya başlanmıştır. Açık enflasyon hedeflemesine geçilen 2006 yılında ise ortalama enflasyon oranı %9.6 olup, 2006–2009 dönemi ortalaması %8.7 olarak görülmektedir.

1980–1990 döneminin başında temel felsefesi devlet müdahalesini en aza indirerek ekonomide makro ve mikro dengelerin tesisinde idari kararların yerini, fiyat mekanizmalarının geçerli olmasına dayandıran 24 Ocak 1980 istikrar tedbirleri uygulanmaya başlamıştır. Buna paralel olarak döviz kurlarının nominal çapa olarak kullanılmasından vazgeçilerek serbest kur sistemine geçilmiştir. Bu tedbirler gereği uygulanan sıkı para politikası ile parasal genişleme yavaşlatılarak, enflasyon bir süre kontrol altına alınmış fakat daha sonra tekrar yükselmeğe başlamıştır. İhracat büyümesini temel hedef alan strateji gereği uluslararası rekabet gücünü korumak için hızlı kur ayarlamalarının gerçekleştirildiği bu dönemi, yüksek ve istikrarsız enflasyon

† Bakınız Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), İstatistik Göstergeler: 1923-2007, Tablo 19.19, Yayın No. 3206, Ankara: TÜİK Matbaası, Aralık-2008).

ortamının hakim olduğu dönem olarak nitelendirmek mümkündür. Bu dönemde enflasyonla mücadele için uygulanan politikalar bu ekonomik konjonktür ortamında istenilen sonucu verememiştir.

1990–1999 döneminde Türkiye Ekonomisi ikisi dış olmak üzere ekonomik krizle karşı karşıya kalmıştır. Bunlardan yukarıda verilen üç haneli enflasyon 1994 Ocak ayında patlak veren krizin etkisiyle meydana gelmiştir. Aynı yıl 5 Nisan istikrar programı uygulanmaya başlanmış, önceleri, mali piyasalarda kısmen de olsa istikrar sağlandığından enflasyonist baskılar biraz olsun kırılmaya başlanmış, fakat daha sonra yaklaşan yerel seçimler nedeniyle gerekli önlemler alınamadığı için kamu gelir- gider dengesi iyice bozulmuş, enflasyon tekrar artmıştır. Böylece bu programla da Enflasyon açısından istenilen sonuçların elde edilemediği görülmektedir. Bu dönemde enflasyon olgusunda yapısal nedenlerin yanı sıra uygulanan para ve maliye politikalarının etkisi de vardır.

Neticede, 1994’den sonra 2000 yılına kadar enflasyonu düşürmede kalıcı bir istikrar programının uygulanamadığı görülmektedir.

Genel olarak, politik istikrarsızlık, yapısal reformlarda aksama, yüksek seyreden reel faizler ve yüksek borç stoku, istikrarsız büyüme, kırılğan bankacılık sistemi gibi ekonominin temel yapısal özelliklerinin yarattığı beklentiler enflasyonda yapısal bir kalıcılığa neden olmuştur. Bu özellikler halkın beklentilerine etki etmiş, ekonomik birimler üzerinde enflasyonun gelecek dönemde daha da yükseleceği beklentisi oluşmuş birçok sözleşme enflasyona endeksli olarak hazırlanmaya başlanmıştır.

2000 yılına kadar uygulanan politikalar enflasyonist beklentilerin kırılmasında fazla başarılı olamadığı için, 2000 yılı başında yeni bir enflasyonla mücadele programı ortaya konulmuştur. Program enflasyonun yapısal bir direngenlik gösterdiği ortamda hazırlandığı için beklentilerden kaynaklanan katı yapının kırılması hedeflenmiştir.

Ancak 2000 yılının sonuna doğru piyasada Likidite darlığı ile birlikte gecelik faizler çok yükselmeğe başlamıştır. Cari açığın önemli ölçüde arttığı ve Türkiye tarihinde en yüksek sıçramanın görüldüğü bu dönemde, iç borçlanma dengeleri ve neticede makro ekonomik dengeler iyice bozulmuş ve Kasım 2000’de büyük ölçüde mali piyasalardan kaynaklanan kriz patlak vermiştir. Sonuçta döviz kurunu çapa olarak kullanan bu politika da başarısızlıkla sonuçlanarak terk edilmek zorunda kalmıştır. Bunların yanı

sıra mevcut makro ekonomik dengesizlikler, o dönemdeki siyasi istikrarsızlıkla birleşince Şubat 2001’de yeni bir kriz patlak vermiştir. Neticede, döviz kuruna dayalı enflasyonla mücadele programının uygulanmasından zorunlu olarak vazgeçilerek, döviz kurunun nominal çapa olarak kullanıldığı program sona erdirilmiş ve 21 Şubat 2001’de Türk Lirası dalgalanmaya bırakılmıştır.

Böylece Şubat 2001’den itibaren tekrar dalgalı kura geçilmiş, piyasanın likidite ihtiyacı bir ölçüde karşılanmış ve faizler %80’e düşürülmüştür. Merkez Bankası bu dönemde, önce finansal istikrarın hızlı bir şekilde sağlanmasını ve daha sonrada enflasyonu kontrol altına almayı hedefleyerek parasal büyüklük politikasına bağlı para politikası uygulamaya başlamıştır. Daha sonra da orta ve uzun vadeli hedef olarak enflasyon düşüşünün sağlanması ve fiyat istikrarının korunabilmesi için “enflasyon hedeflemesine geçilmesi kararı alınmış 2002’de örtük enflasyon hedeflemesine ve 2006’da açık enflasyon hedeflemesine geçilmiştir.

2002 yılından itibaren uygulanan örtük enflasyon hedeflemesi ile birlikte sağlanan mali disiplin ve ekonomik reformlar, dış konjonktürdeki likidite bolluğunun yarattığı iyileşme ile birleşince tüketici fiyatlarına göre yıllık enflasyon %70 seviyelerinden aşağı doğru tek haneli oranlara düşmeye başlamış ve 2005 yılı sonunda %8 seviyesine inmiştir. 2006 yılından itibaren Merkez Bankası gerek hedef enflasyon oranlarını gerekse bunların arasında kalacağı alt ve üst bant değerlerini açıklayarak açık enflasyon hedeflemesi rejimini uygulamaya başlamış, 2006 yılı için gerçekleşen enflasyon oranı %9 olmuştur.

2007 ve 2008 yılı hedef enflasyon %4 olarak belirlenmiş fakat gerçekleşmeler bunun üzerinde sırasıyla %8.4 ve %10.1 olmuştur. 2007 yılsonu enflasyonu %6’lık üst bandın üzerinde gerçekleşmiştir. Gerçekleşmeler genellikle nokta hedeflerin üzerinde olmakla birlikte bandın içerisinde fakat üst sınıra yakın yerlerde olmuştur. Neticede, 1990’lı yıllara göre kontrol altına alınmasına rağmen yıllık enflasyonda bir türlü istenilen %4’ler seviyesinde tutturulamamıştır. Böylece, 2003 yılından itibaren kontrol altına alınmış gibi görünen enflasyonun istenilen %4–5 gibi bir oranın altına düşürülmesindeki güçlükler hala devam etmektedir. Bu durum enflasyon direngenliğini ekonometrik olarak araştırmanın gerekliliğini ortaya koymuştur.

II) LİTERATÜR TARAMASI

Enflasyon direngenliği hakkındaki literatürün çoğunda direngenliğin genellikle iki farklı yaklaşımla ölçüldüğü görülmektedir. İlk yaklaşım tek değişkenli zaman serisi modellerine dayanırken (tek-değişkenli yaklaşım), ikinci yaklaşımda enflasyondaki davranışın açıklanmasına yönelik yapısal ekonometrik modeller kurulmaktadır (çok-değişkenli yaklaşım). Tek-değişkenli yaklaşımda, bir şoku takiben enflasyonun uzun dönem ortalamasına ne hızda döndüğü hakkında bilgi veren ölçütlere başvurulmaktadır. Bunun için seri otoregressif yaklaşımla modellenerek, otoregressif sürecin artıkları şokları temsil etmek üzere, Otoregresif (AR) katsayıların toplamı, en büyük otoregresif kök ve yarı-yaşam (half life) gibi ölçütlere bakılmaktadır. Bu yöntemleri kullananlardan Andrews ve Chen (1994), Otoregresif (AR) katsayıların toplamını kullanarak Türkiye’de Enflasyon direngenliğini ölçmüşlerdir.

Michael T.Owyang: Persistence, “Excess Volatility, and Cluster in Inflation” adlı Amerika Birleşik Devletleri için yaptığı çalışmasında da genellikle tek değişkenli zaman serilerini kullanarak, ABD’deki enflasyon serisinin düzeyindeki şokların yani enflasyon oranındaki değişmelerin kalıcı nitelikte olduğunu, enflasyondaki değişmelerin beraberinde doğrudan talep oynaklığını getirdiğini, enflasyon oranındaki bir şoku takip ederek enflasyondaki oynaklığın arttığı dönemlerde regresyon artıklarında ARCH etkisi görüldüğünü, ortalama enflasyon oranının yüksek olduğu dönemler enflasyonunun varyansının da yüksek olduğu dönemler olduğu gibi temel özellikleri ortaya çıkarmıştır.

Tek değişkenli yaklaşımlar benimsenerek enflasyon direngenliğini genel endeks bazında inceleyen çalışmaların yanı sıra sektörel bazda inceleyen çalışmalar da mevcuttur. Örneğin Şahinöz ve Saraçoğlu (2008) çalışmasında Türkiye’de enflasyon direngenliğini Andrews ve Chen (1994), yöntemine göre, tek yapısal kırılma göz önüne alınarak ve sektörel bazda ölçüğe çalışmışlardır. Şahin ve Çetinkaya (2009) çalışmasında, benzer yöntemleri kullanarak Türkiye’de enflasyon direngenliğini sektörel bazda incelemişlerdir. Yapılan ekonometrik çalışmalar Türkiye’de enflasyonunun katı bir yapıya sahip olduğunu ve makroekonomik büyüklükler yerine enflasyonunun kendi geçmiş değerlerinden etkilendiğini göstermiştir.

Perron (1990), Levin ve Piger (2004), Marques (2004), Dossche ve Everaert (2005) ve Cecchetti ve Debelle (2006) enflasyon direngenliğini tek değişkenli zaman serisi yöntemleriyle inceleyenlerdendir. Enflasyon direngenliğini aynı zamanda Parametrik olmayan yaklaşımla analiz eden Marques (2004) yukarıdaki yöntemleri gecikme sayısına olan bağılıkları nedeniyle sakıncalı bularak, Türkiye’de enflasyon direngenliğini parametrik olmayan yöntemle ölçmeğe çalışmıştır. Paya, Duarte ve Holden (2007)’de Marques’ın uyguladığı yöntemin, frekansların düşük ve yüksek olduğu durumlarda daha güvenilir sonuçlar verdiğini öne sürmüştür.

Çok-değişkenli yaklaşımda ise enflasyon ve enflasyon belirleyicileri arasında ekonomik nedensellik ilişkisi olduğu varsayılmakta ve enflasyon direngenliği enflasyonun belirleyicilerine gelen şokların enflasyon üzerindeki etki süresi ile ölçülmektedir. Böylece enflasyonu etkileyen farklı şoklar belirlenebilmekte ve bunların analizleri yapılabilmektedir. Bazı çalışmalarda (Batini ve Nelson, 2001 ve Batini, 2002) VAR (Vector Autoregressif Model) gibi çok değişkenli yöntemler kullanılarak çeşitli yapısal olmayan şokların enflasyona etki sürelerini ve derecelerini tahmin etmişlerdir.

Enflasyon direngenliğini incelemede sıfır frekansta spektral dağılım (spectral density at frequency zero) gibi frekans-sahası (frequency-domain) yöntemler de kullanılmıştır (Benati, 2002).

Perron (1990), Levin ve Piger (2004), Marques (2004), Dossche ve Everaert (2005), Cecchetti ve Debelle (2006) çalışmalarında aynı zamanda enflasyon serisinde meydana gelen kırılmaların modele katılması gerektiğini vurgulayarak, kırılmaların katılmadığı modellerle yapılan çalışmalarda direngenlik tahminlerinin aslından daha yüksek olarak bulunduğunu belirtmişlerdir. Andrew ve Piger (2002) de çalışmalarında enflasyon direngenliğini incelerken serideki kırılmaların direngenlik derecesini etkilemekte olduğunu belirtmişlerdir. Bilke (2005) para politikasının enflasyonda kırılmalara yol açarak enflasyon direngenliğine ilişkin tahminleri etkilediğini göstermiştir.

Bu çalışmada enflasyon serilerinde yapısal kırılmaların bulunduğu durumda kullanılan Bai–Perron yöntemi benimsenmiştir. Bu yöntemin benimsenme nedeni testin birden fazla kırılmanın bulunmasına imkan

vermesi ve kırılma tarihlerini içsel olarak kabul ederek diğer yöntemlerden ayrılmasıdır.

Literatürde Enflasyon oranında meydana gelen yapısal değişim dönemlerini Bai ve Perron (1998, 2003a) yöntemini kullanarak tahmin eden başlıca çalışmalar şunlardır:

Bai ve Perron (2003a) çalışmasında İngiltere için 1947–1987 dönemine ait yıllık enflasyon verilerini kullanarak enflasyon serisinin ortalamasında meydana gelen yapısal değişim zamanlarını belirlemişlerdir. Bu dönem aralığında 1967 ve 1975 yıllarında enflasyon oranlarının oluşturduğu serinin ortalamasında bir yapısal değişim meydana geldiğini bulmuşlardır. Aynı zamanda bu çalışmada elde edilen yapısal değişim dönemlerinde enflasyon direngenliğindeki değişimlerin önemi incelenmiştir. Diğer taraftan Amerika için Jouini ve Boutahar (2003) ve Ben-Aissa ve Jouini (2003) tarafından yapılan çalışmalar dikkati çekmektedir. Bu çalışmalarda da Amerika için enflasyon oranı serisinin ortalamasında meydana gelen yapısal değişim dönemleri ve bu dönemlerde enflasyon direngenliğindeki değişimlerin önemi üzerinde durulmuştur.

Son olarak Önel (2005) 1980–2004 dönemi aylık verilerini kullanarak Türkiye’de enflasyon oranı serisindeki yapısal değişim dönemlerini tahmin etmiştir. Bu çalışmada yukarıdaki çalışmalardan farklı olarak enflasyon direngenliğindeki değişimlerin önemi üzerinde durulmamıştır. Önel (2005) bu dönem aralığında maksimum beş kırılma olduğunu varsayarak 2 yapısal değişim dönemi saptamıştır. Elde edilen bulgulara göre 1987:09 ve 2000:02 dönemleri yapısal değişim dönemleri olarak tespit edilmiştir.

Çalışmamızda Türkiye enflasyon oranındaki yapısal değişim dönemleri 1982–2010 dönemine ait üçer aylık zaman periyodu kullanılarak belirlenmeye çalışılmıştır. Diğer taraftan Önel (2005) çalışmasından farklı olarak elde edilen yapısal değişim dönemlerinde enflasyon direngenliğindeki değişimlerin önemi incelenmiştir.

Birden fazla kriz dönemi geçiren Türkiye için tek yapısal kırılma tarihi saptamanın gerçekçi olmayacağı varsayımı ile bu çalışma, hem yapısal değişim tarihlerini içsel olarak alan ve hem de birden fazla değişim tarihi bulunmasına imkan vererek enflasyon direngenliğini araştıran ilk ve özgün nitelikte bir çalışmadır.

III) BAI – PERRON YÖNTEMİ

A) Model ve Tahmin Ediciler

Bai ve Perron (1998), m kırılmaya sahip olduğu düşünülen çoklu doğrusal regresyon modelini aşağıdaki gibi tanımlamıştır:

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

Bu modelde, y_t t zamanında gözlenen bağımlı değişkeni, x_t ve z_t sırasıyla $(p \times 1)$ ve $(q \times 1)$ boyutlu kovaryans vektörlerini, β ve δ_j , $j=1,2,\dots,m+1$ olmak üzere karşılık gelen katsayılar vektörünü ve u_t de t zamanına karşılık gelen hata terimini göstermektedir. Kırılma noktaları olarak tanımlanan T_1, \dots, T_m 'lerin önceden bilinmediği varsayılmaktadır ($T_0=0$ ve $T_{m+1} = T$). Burada, β parametresi değişimlere bağlı olmadığı için bu model kısmi yapısal değişim modelidir ve modelin tahmini tüm dönem kullanılarak gerçekleştirilmektedir. $p=0$ olması durumunda bütün parametrelerin değişebilirliğinin söz konusu olduğu salt model elde edilmektedir. Aynı zamanda, hata terimi u_t ' nin varyansının sabit olması gerekli değildir.

Ele alınan tahmin metodu En Küçük Kareler (EKK) prensibine dayanmaktadır. Her m parçası için (T_1, \dots, T_m) , β ve δ_j 'ye ait ortak EKK tahminleri, hata kareleri toplamı $\sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_j)^2$ 'yi minimize

edilerek elde edilmektedir.

$\hat{\beta}(\{T_j\})$ ve $\hat{\delta}(\{T_j\})$ 'nin m parçaya dayanarak hesaplanan tahminleri gösterdiğini varsayalım. Bu tahminleri amaç fonksiyonunda yerine koyarak ve elde edilen hata kareleri toplamının $S_T(T_1, \dots, T_m)$ olarak ifade edildiğini belirtmek suretiyle tahmin edilen $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m$ kırılma noktaları (2)' deki gibi gösterilmektedir.

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \operatorname{argmin}_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (2)$$

Burada minimizasyon işlemi $T_j - T_{j-1} \geq h$ ($h = \varepsilon T$) olmak üzere T_1, \dots, T_m tüm parçalar üzerinden gerçekleştirilmektedir. h , parçacıklar

arasındaki minimum gözlem sayısı olarak yorumlanmaktadır. Bu nedenle, kırılma noktası tahminleri amaç fonksiyonun genel minimizasyonlarıdır. Regresyon parametre tahminleri $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\{T_j\})$ ve $\hat{\delta} = \hat{\delta}(\{T_j\})$ ise m parça için tahmin edilmiş ortak en küçük kareler tahmin edicileridir. Bu tahmin ediciler ızgara taraması yöntemi ile tahmin edilebilir. Ancak $m \geq 2$ durumunda bu yöntem oldukça fazla hesaplama yükü getirdiğinden dolayı Bai ve Perron (1998, 2003a) dinamik programlamaya dayalı daha etkin bir algoritma önermişlerdir.

B) Yapısal Kırılmaların Belirlenmesinde Kullanılan Test İstatistikleri

Bai ve Perron (1998) çalışmasında yapısal kırılma sayısının tahmin edilmesinde kullanılan iki test istatistiği geliştirmiştir. Birinci test istatistiği, $m=k$ kırılma bulunduğunu ileri süren alternatif hipotez karşısında kırılma bulunmadığını öne süren ($m=0$) yokluk hipotezini test etmek SupF tipi testi göz önünde bulundurmaktadır. $i=1, \dots, k$ için $T_i = [T\lambda_i]$ olmak üzere T_1, \dots, T_k ’nin bir parça olduğunu ve R ’nin de $(R\delta)' = (\delta'_1 - \delta'_2, \dots, \delta'_k - \delta'_{k+1})$ gibi geleneksel bir matris olduğunu düşünersek test istatistiği (3) deki gibi tanımlanır:

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \frac{1}{T} \left(\frac{T - (k+1)q - p1}{kq} \right) \hat{\delta}' R' \left(R \hat{V}(\hat{\delta})^{-1} R' \right)^{-1} R \hat{\delta} \quad (3)$$

Burada, $\hat{V}(\hat{\delta})$, $\hat{\delta}$ ’ya ait varyans-kovaryans matrisinin tahmini olarak tanımlanmaktadır. Aynı zamanda bu tahmin edici, değişen varyans ve seri korelasyon durumunda daha güçlü ve tutarlıdır. $\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k$ ’lar genel hata kareler toplamını minimize eden tahmin ediciler olmak üzere $SupF_T(k; q) = F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k; q)$ testi kullanılmaktadır. Asimptotik dağılım ise bir parçanın minimum uzunluğu h ’ye dayanan parametreye bağlı bulunmaktadır ($\varepsilon = h/T$). Bai ve Perron (2003a) hem kısmi hem de salt model için hatalarda seri korelasyon, parçalar arasındaki hataların ve verilerin farklı dağılımı gibi birçok senaryoyu ele alan çeşitli spesifikasyonlar üzerinde durmaktadır. Ancak, bu konular örnek çapının ve/veya ε ’nun geniş olmasından daha önemli değildir. Bai ve Perron (2003b), ε ’nun 0.10, 0.15, 0.20 ve 0.25 değerleri için ilave kritik değerler elde etmiştir.

Önerilen ikinci istatistik, $l+1$ kırılma olduğunu öne süren alternatif hipotezi l yapısal kırılma olduğunu ileri süren yokluk hipotezini test etmek için geliştirilen test istatistiğidir. Test istatistiği, l kırılma ve $l+1$ kırılma bulunması durumlarında elde edilen (4) nolu eşitlikte gösterilen hata kareleri toplamı farkına dayanmaktadır.

$$SupF_T(l+1|l) = \left\{ S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) - \min_{1 \leq i \leq l+1} \inf_{\tau \in \Lambda_{i,\eta}} \times S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, \tau, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_l) \right\} / \hat{\sigma}^2 \quad (4)$$

Burada, $\Lambda_{i,\eta} = \left\{ \tau; \hat{T}_{i+1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq \tau \leq \hat{T}_{i+1} - (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \right\}$, $S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, \tau, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_l)$ her m parçası için hesaplanan en küçük kareler tahmin edicilerinden elde edilen hata kareleri toplamını, $\hat{\sigma}^2$ ise yokluk hipotezi altında σ^2 'nin tutarlı tahmin edicilerini göstermektedir. l kırılma içeren modelden elde edilen hata kareleri toplamı $l+1$ kırılma içeren modelden elde edilen hata kareleri toplamından büyükse, $l+1$ kırılma içeren model tercih edilecektir. Ayrıca yöntemde, çoklu kırılma modelleri için sıralı algoritma da önerilmiştir. m kırılma olması durumunda, ilk kırılma tanımlandığı zaman örnek bu ilk kırılma itibarıyla iki alt örneğe ayrılmaktadır ve m kırılmaya ulaşıncaya kadar aynı yöntem uygulanmaktadır. Bu test için de asimptotik kritik değerler Bai ve Perron (1998, 2003b) de sunulmaktadır.

Bai ve Perron (1998, 2003a) tarafından önerilen bu iki test istatistiğine alternatif olarak yapısal kırılma sayısını tahmin etmek için Yao (1998), Bayezyen Bilgi Kriterini (BIC) önerirken Liu ve diğerleri (1997) ise Değiştirilmiş Schwarz Kriterini (LWZ) önermişlerdir. Perron (1997) çalışmasında bu iki bilgi kriterinin davranışına dair bilgi edinmek ve seri korelasyon bulunması durumunda serinin trend fonksiyonundaki değişimleri tahmin etmek için bir simülasyon çalışması yapmıştır. Simülasyon sonuçları, BIC ve LWZ kriterlerinin hatalarda seri korelasyon olması durumunda daha iyi sonuçlar verdiğini ancak daha büyük kırılma sayısı seçme eğilimde olduğunu göstermektedir (Bai ve Perron, 2003a: 15).

Seri korelasyon bulunmadığı ancak bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin bulunduğu modelde; gecikmeli değişkene ait katsayının büyük olması durumunda BIC'in kötü sonuçlar verdiği saptanmıştır. Bu gibi durumlarda LWZ yapısal kırılma bulunmadığı yokluk hipotezi altında daha

iyi sonuçlar vermektedir. Ancak kırılma bulunması durumunda ise bu kriter kırılma sayısını düşük tahmin etmektedir. Bai ve Perron (1998) tarafından önerilen yöntem ise kırılmaların ardışık olarak tahminine olanak veren $SupF_{T(l/l+1)}$ testinin ardışık olarak uygulanmasına dayanmaktadır (Bai ve Perron, 2003a: 15).

IV) ANALİZ SONUÇLARININ DEĞERLENDİRİLMESİ

Bu bölümde Türkiye’nin enflasyon serisinin ortalamasında meydana gelen yapısal değişim dönemleri Bai ve Perron (1998, 2003a) tarafından geliştirilen yöntem yardımıyla incelenmiştir. Çalışmada 1982:Q1–2010:Q1 dönemi üçer aylık verilerini kapsayan 2003 fiyatlarıyla Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE, y_t) serisinin bir önceki döneme göre değişimleri alınarak enflasyon oranları hesaplanmıştır. Ele alınan y_t serisine ilişkin veriler T.C Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilmiştir.

Ele alınan dönem itibariyle enflasyon oranı serisinin ortalamasında meydana gelen yapısal değişim dönemlerini belirlemek için üçüncü kısımda sunulan model kullanılmıştır. Diğer bir ifadeyle, $p=0$ olmak üzere modelin tüm parametrelerinin değişimlere bağlı olduğu varsayılmıştır. Ayrıca (1) nolu çoklu doğrusal regresyon modelinde $q=2$ olmak üzere $z_t=(1, y_{t-1})$ alınmıştır. Bu çalışmada da enflasyon oranı serisi, Alogoskoufis and Smith (1991), Jouini ve Boutahar (2003), Ben-Aissa ve Jouini (2003) ve Bai ve Perron (2003a) çalışmalarındaki gibi önerilen sabit terimli birinci sıra otoregresif model (AR(1) süreci olarak) şeklinde tanımlanmıştır. z_t değişkenini AR(1) süreci şeklinde modellemenin nedeni, enflasyon oranı serisinin ortalamasında meydana gelen yapısal değişim dönemlerini belirlemek ve enflasyon direngenliğini incelemektir.

Önerilen yöntemle göre analiz aşamasında ilk olarak seride meydana gelen yapısal değişim sayısının belirlenmesi gerekmektedir. Bai ve Perron (1998,2003a) yapısal değişim sayısını belirlemek için $SupF_{T(l)}$ ve $SupF_{T(l/l+1)}$ test istatistiklerini önermektedirler. Burada bu doğrultuda analizler yapılmış ve bu testlere ilişkin sonuçlar Tablo: 1’de verilmiştir. Analizlerde maksimum kırılma sayısı 8 ve $\varepsilon=0.10$ olmak üzere tahmin edilen yapısal değişim noktaları arasındaki minimum gözlem sayısı $h=11$

olarak seçilmiştir. Analiz sonuçlarının elde edilmesinde GAUSS programından yararlanılmıştır[‡].

Tablo: 1
Yapısal Değişim Sayısının Belirlenmesi İçin Kullanılan Testlere İlişkin Sonuçlar

$SupF_T(l)$ istatistiği	% 10 Kritik Değer	$SupF_T(l/l+1)$ İstatistiği	% 10 Kritik Değer
$SupF_T(1)=37.78$	10.37	$SupF_T(2 1)=16.55$	10.37
$SupF_T(2)=24.87$	9.43	$SupF_T(3 2)=11.01$	12.19
$SupF_T(3)=15.79$	8.48	$SupF_T(4 3)=13.87$	13.12
$SupF_T(4)=16.13$	7.68	$SupF_T(5 4)=11.00$	13.79
$SupF_T(5)=15.98$	7.02	$SupF_T(6 5)=0.83$	14.37
$SupF_T(6)=13.34$	6.37	$SupF_T(7 6)=0.71$	14.68
$SupF_T(7)=11.36$	5.77	$SupF_T(8 7)=0.71$	15.07
$SupF_T(8)=10.77$	4.98		

Tablo: 1’de $SupF_T(l)$ test istatistiği sonuçlarına göre kırılma bulunmadığını söyleyen yokluk hipotezi maksimum 8 kırılmaya kadar olan alternatif hipoteze karşı %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Diğer taraftan, ardışık test $SupF_T(l/l+1)$ ’ye ilişkin sonuçlara göre $l > 4$ durumunda l kırılmalı yokluk hipotezine karşı $l+1$ kırılmalı alternatif hipotez %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak reddedilememiştir. Bu durumda ardışık test sonuçları enflasyon oranı serisinde 4 yapısal değişim dönemi olduğunu göstermiştir. Diğer taraftan kırılma sayısının tahmin edilmesinde kullanılan Yao (1998)’nin BIC ve Liu ve diğerleri (1997)’nin LWZ kriterlerine göre kırılma sayıları sırasıyla 2 ve 0 olarak bulunmuştur. Bai-Perron ardışık testin BIC ve LWZ yöntemlerine göre daha güçlü olduğunu göstermiştir. Bu sebeple çalışmanın bundan sonraki kısmında ardışık yöntem kullanılarak bulunan 4 yapısal değişim dönemi için analizlere devam edilecektir. Enflasyon oranı serisinde meydana gelen yapısal değişim zamanları (1) de verilen modelin artık kareler toplamının genel minimizasyonu ışığında tahmin edilmiştir. Tahmin edilen yapısal değişim dönemleri Tablo: 2’de güven aralıkları ile birlikte verilmiştir.

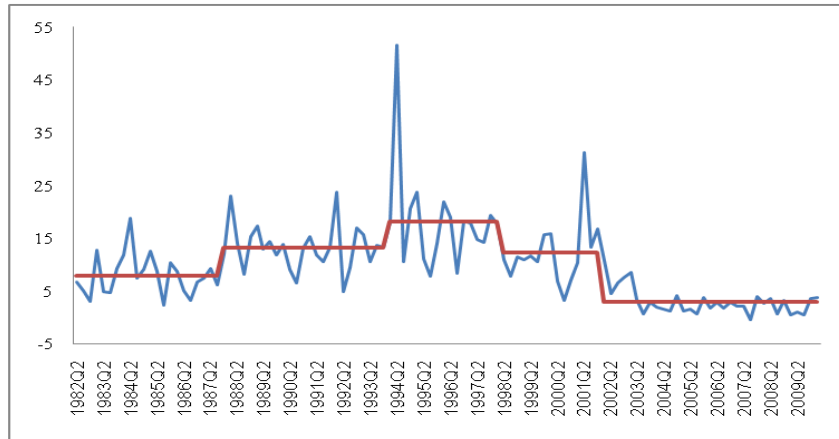
[‡] Çalışmada kullanılan GAUSS programına ilişkin kodlar <http://people.bu.edu/perron/> web adresinden elde edilmiş ve tarafımızdan uyarlanmıştır.

Tablo : 2’de görüldüğü üzere Türkiye’de ele alınan dönem itibariyle 1987:Q3, 1993:Q4, 1998:Q1 ve 2001:Q4 dönemlerinde enflasyon oranı serisinin ortalamasında yapısal değişimler olduğu saptanmıştır. Bu saptanan yapısal değişim tarihlerine göre; 1982 ile 1987’nin 3. çeyreği arası birinci dönem; 1987’in son çeyreği ile 1993’ün son çeyreği arası ikinci dönem, 1994’ün 1.çeyreğinden 1998’in 1.çeyreğine kadar olan zaman dilimi üçüncü dönem; 1998’in 2.çeyreğinden 2001’in 4. çeyreğine kadar olan zaman dilimi dördüncü dönem ve 2002 sonrası beşinci dönem olarak adlandırılmaktadır. Bu dönemler Şekil: 1’de enflasyon oranı serisine ait grafikte düz yatay çizgiler ile gösterilmiştir.

Tablo: 2
Tahmin Edilen Yapısal Değişim Dönemleri ve Güven Aralıkları

Yapısal Değişim Dönemi	Güven Aralığı
$\hat{T}_1 = 1987: Q3$	1985:Q4 – 1988:Q3
$\hat{T}_2 = 1993: Q4$	1987:Q2 – 1994:Q3
$\hat{T}_3 = 1998: Q1$	1996:Q4 – 2003:Q4
$\hat{T}_4 = 2001: Q4$	2001:Q3 – 2004:Q3

Not: Parantez içinde verilen \hat{T}_i ’lere ilişkin %90 güven düzeyinde güven aralıkları Bai ve Perron (1998)’de verilen asimptotik dağılımlar kullanılarak elde edilmiştir.



Şekil: 1
Enflasyon Oranı Serisindeki Yapısal Değişim Tarihleri

Tablo: 2’de ikinci sütunda yer alan değerler ise ilgili yapısal değişim zamanlarına ait %10 anlamlılık düzeyinde güven aralıklarını belirtmektedir. Buna göre, 2. ve 3. yapısal değişim dönemlerine ait güven aralığı diğer dönemlerin güven aralıklarına göre daha geniş bulunmuştur. Diğer değişim dönemlerinin ise değişim tarihlerinden önce ve sonra birkaç çeyrek dönemi kapsadığı görülmektedir.

Elde edilen yapısal değişim dönemlerinde (1) nolu modele ilişkin parametre tahmin sonuçları Tablo: 3’de verilmiştir. Tablo: 3’de yer alan $\hat{\delta}_{1,j}$ ve $\hat{\delta}_{2,j}$ ($j=1,\dots,5$) tahminleri sırasıyla her bir alt döneme ait tahmin edilen ortalama enflasyon oranını ve AR(1) katsayısının değerlerini göstermektedirler. Aynı zamanda $\hat{\delta}_{2,j}$ parametreleri enflasyon direngenliğindeki değişimleri ifade etmektedir.

Bai ve Perron (2003a) makalesinde tahmin edilen modelin hatalarında meydana gelebilecek serisel korelasyon ve değişen varyans problemini aşmak için düzeltilmiş standart hataların kullanmasını önermişlerdir. Çalışmamızın bu kısmında bu öneriye uygun hareket edilerek düzeltilmiş standart hatalar Tablo: 3’de verilmiştir.

Tablo: 3
Tahmin Sonuçları

Katsayılar	Tahmin değeri	Düzeltilmiş Standart Hata	t_istatistiği	Olasılık değeri (t_istatistiği)
$\hat{\delta}_{1,1}$	7.0991	1.9347	3.6694	0.000*
$\hat{\delta}_{2,1}$	0.1145	0.2173	0.5268	0.599
$\hat{\delta}_{1,2}$	14.5007	2.5931	5.5920	0.000*
$\hat{\delta}_{2,2}$	-0.0960	0.1892	-0.5073	0.613
$\hat{\delta}_{1,3}$	20.4806	4.8524	4.2207	0.000*
$\hat{\delta}_{2,3}$	-0.1270	0.2388	-0.5320	0.596
$\hat{\delta}_{1,4}$	10.5475	3.5076	3.0071	0.003*
$\hat{\delta}_{2,4}$	0.1413	0.2535	0.5573	0.579
$\hat{\delta}_{1,5}$	1.4055	0.4453	3.1563	0.002*
$\hat{\delta}_{2,5}$	0.4705	0.0931	5.0538	0.000*

* % 1 ve ** % 5 anlamlılık düzeyinde parametre istatistiksel olarak anlamlıdır.

Dönemler arasında enflasyonun seyrinde ve direngenliğinde önemli bir yapısal değişme olmuş mudur? Tahmin sonuçları incelendiğinde, %1 anlamlılık düzeyinde yapısal değişim dönemlerinde enflasyon oranlarının ortalamalarında istatistiksel olarak anlamlı değişimler olduğu gözlenmektedir. Buna göre, ilk yapısal değişimin gerçekleştiği 1987:Q3 döneminden önce ortalama üç aylık enflasyon %7.1 civarlarında iken yapısal değişim tarihinden sonra ikinci yapısal değişim tarihine kadarki süreçte serinin ortalama değeri %14.5 olarak gerçekleşerek, 2 katına ulaşmıştır. Bu da ikinci dönemde ortalama enflasyon oranındaki artışın %7.4 olduğunu göstermektedir. Burada söz konusu olan ortalama enflasyon oranları üçer aylık dönemler itibariyle meydana gelen artışları gösterdiğinden oldukça yüksektir. 1987 yılının Ekim ayında dünya piyasalarında hisse senedi değerlerinin büyük bir düşüş göstermesi ile oluşan global krizin Türkiye’nin enflasyon oranlarına etkisi burada açıkça gözlenmektedir. Yapısal değişimin gözlendiği 1987:Q3 dönemine gelinceye kadarki sürede Türkiye’de iç piyasalardaki hassaslık artmış, makroekonomik dengeler bu çöküşten maksimum düzeyde etkilenebilecek hale gelmiş kamu kesimi borçlanma gereği GSMH’nin %6’sı olarak gerçekleşmişti. Bu dalgalanma piyasalardaki dengesizlikleri daha da artırarak enflasyon hadlerinin yükselmesine neden olmuştur. Nitekim 1981–1987 yılları arasında deflatör ortalama olarak %38 artarken 1988 yılında %69.7 seviyesine çıkmıştır. Merkez Bankasının para politikasında önemli değişiklikler yaptığı, enflasyonu düşürmek için doğrudan para politikası araçlarından dolayı araçlara kaydığı 1986 yılının devamında 1987’de açık piyasa işlemlerine başladığı görülmektedir. Ancak bu politika değişiklikleri enflasyonu istenilen düzeylere düşürmeye yetmediği de görülmektedir.

İkinci yapısal değişimin gerçekleştiği 1993:Q4 dönemini içine alan 1987-1993 döneminde ise üç aylık enflasyonun ortalama olarak yaklaşık yüzde %7.4’lük bir artışla %14.5 dolayında seyrettiği gözlemlenmektedir. Nitekim 1993 yılının son çeyreğinden başlayarak bozulan makroekonomik dengeler, 1994 başında yaşanan büyük ekonomik krizin habercisi olmuş ve bu kriz sonucunda Türkiye’de yıllık enflasyon oranları tarihinin en yüksek seviyesine ulaşarak yıllık %145’ler seviyesinde gerçekleşmiştir. Esas itibariyle Türkiye’nin kendi yapısal problemlerinden ve yükselen iç borçların kötü yönetilmesinden kaynaklanan krizin enflasyon üzerindeki etkisi analizlerimizde kendini açıkça belli etmektedir.

Üçüncü yapısal değişimin gerçekleştiği 1994–1998 döneminde bir önceki döneme göre ortalama enflasyon oranı %6’lık artış göstererek %20.5 seviyelerine göstermektedir. Bu dönem ikinci kısımda açıklandığı üzere Türkiye’de enflasyonun çok yüksek seyrettiği 1994 krizini içine alan dönemdir. Giriş kısmında da belirtildiği üzere enflasyonu düşürmek için uygulanan politikaların etkileri kalıcı olamamıştır.

Dördüncü dönem olan 1998–2002 yılları arasında ise 3. döneme göre yaklaşık %10’luk bir azalma görülmektedir. 1997 yılı yazında Asya krizinin tırmanmaya başlaması ve 1998’de sadece Rus ekonomisini değil tüm uluslararası mali sistemi ciddi boyutlarda tehdit eden Rusya krizinin patlak vermesi sonucunda dünya ekonomisi bir küresel sarsıntı yaşamıştı. Bu krizin yarattığı durgunluk nedeniyle Türkiye’deki enflasyon bundan önce olumlu etkilenmişken, daha sonra sermaye çıkışı nedeniyle enflasyonun tekrar yükseldiği görülmektedir. Analiz sonuçlarından da görüldüğü üzere bu üçüncü yapısal değişim döneminden sonra ortalama enflasyon oranlarındaki artış üçüncü döneme göre yaklaşık %10 azalarak %10.54 düzeylerinde gerçekleşmiştir.

2002 yılı sonrasını içeren ve örtük enflasyon hedeflemesi rejimine geçildikten sonraki beşinci dönemde enflasyon oranı dördüncü döneme göre yaklaşık %9 civarında azalmıştır.

Son olarak, 2001 Şubat ayında meydana gelen büyük ekonomik kriz neticesinde 1994 krizindeki kadar olmasa da enflasyon oranlarında büyük artışlar meydana gelmiştir. Daha sonra uygulanan ekonomik politikalar sayesinde, 2002 yılından itibaren enflasyon oranlarında azalma sağlanmıştır. 2001’in son çeyreğinde meydana gelen yapısal değişimle birlikte ortalama enflasyon oranının yaklaşık %10 seviyelerinden %1.4 seviyelerine gerilediği görülmektedir.

Tahmin modelindeki AR(1) katsayılarının değerlerini gösteren $\hat{\delta}_{2,j}$ ler ilk 4 dönemde istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Aynı zamanda bu dönemlerde tahmin edilen AR(1) katsayıları arasındaki farklar da oldukça küçük saptanmıştır. Bu durum, ilk üç yapısal değişim dönemiyle birlikte enflasyon direngenliğindeki değişimlerin oldukça küçük olduğuna ve bunun sonucunda enflasyon direngenliğindeki değişimlerin önemsiz olduğuna işaret etmektedir. Dönemler itibariyle bu katsayılar değerlendirildiğinde şöyle bir saptama ile karşı karşıya kalmaktayız;

Birinci yapısal değişim döneminden önce serinin tahmin edilen AR(1) katsayısının değerinin, 0.1145 ve istatistiksel olarak anlamsız olarak bulunmuş olması, ayrıca katsayının küçük olması enflasyon direngenliğinde değişim öncesi döneme göre önemli bir değişikliğin olmadığına işaret etmektedir. İkinci dönemde de serinin tahmin edilen AR(1) katsayısı değeri -0.0960 dır. Bu değer istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmamakla birlikte birinci döneme göre katsayının ters yönde fakat biraz daha küçüldüğü görülmektedir. Benzer şekilde, üçüncü dönemde serinin tahmin edilen AR(1) katsayısı değeri -0.1270 ve istatistiksel olarak sıfırdan önemli ölçüde farklı bulunmamıştır. Dördüncü dönemde ise serinin tahmin edilen AR(1) katsayısı değeri 0.1413 ve istatistiksel olarak sıfırdan farklı bulunmamıştır. Dördüncü dönem olan 1998–2002 döneminde enflasyon direngenliğindeki değişimin yine önemsiz olduğunu ve düşük düzeyde olduğunu görmekteyiz.

Diğer taraftan, dördüncü yapısal değişim döneminden sonra serinin tahmin edilen AR(1) katsayısı değeri 0.47 olup hem %1 anlamlılık düzeyinde sıfırdan önemli derecede farklı hem de yüksek katsayı olarak bulunmuştur. Bu da son dönemde bir önceki döneme göre enflasyon direngenliğinde önemli bir değişimin bulunduğuna işaret etmektedir. Ayrıca bir önceki dönemle aynı yönlüdür. Bu dönem örtük enflasyon hedeflemesine geçildiği ve enflasyonunun kontrol altına alınmağa başladığı dönem olup bundan sonra enflasyonda düşme başlamıştır.

SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye’deki enflasyon sürecinin direngenliği Bai ve Perron’ un ardışık seçim yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Analiz sonuçları, yapısal değişim dönemlerinde enflasyon oranlarının ortalamalarında %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı değişimler olduğunu göstermiştir. Tahmin edilen değişim noktalarına göre, ilk olarak yapısal değişim noktalarına ilişkin sonuçlar önemli ekonomik olaylarla örtüştüğünden elde edilen sonuçların tutarlı olduğu söylenebilir. Nitekim yapısal değişikliğin saptandığı 1987 3. çeyrek ile 1993 3. Çeyrek ve 1998 1.çeyrek ve 2001 son çeyrek dönemleri önemli iç ve dış olayların gerçekleştiği dönemler olarak görülmektedir. Bunlardan 1987 3. çeyreğindeki yapısal değişim, Ekim 1987 de dünya menkul kıymet borsalarında ki çöküşe, Türkiye’nin zaten yapısal hassaslıklarla dolu bir ortamda girmesinin etkilerini yansıtmaktadır. Diğer bir ifadeyle iç piyasaların hassaslıkları dış şoklarla birleşmiş ve bu dalgalanma piyasalarda arz talep dengesizliklerini artırarak enflasyon hadlerinin daha da yükselmesine neden olmuştur.

1993 için saptanan kırılma ise daha ziyade iç nedenlerle meydana gelmiştir. O tarihlere kadar biriken makro ekonomik dengesizliklerin, 1993’ün sonuna doğru piyasalardaki artan istikrarsızlığın ve döviz kurlarındaki aşırı dalgalanmaların, gelecekle ilgili kötümser bekleyişlerin etkisi gibi nedenlerle meydana gelmiştir. Türkiye’nin kendi yapısal problemlerinden kaynaklanan bu sorunların, iç borçların kötü yönetilmesinden kaynaklanan sorunlarla birleşmesiyle ortaya çıkan bu kriz analizlerimize açıkça yansımış bulunmaktadır. Bu durumda yapısal değişimin 1993:Q4 de olması sanki birkaç ay sonra meydana gelecek olan krizin habercisi gibidir.

Üçüncü yapısal değişim büyük ölçüde dış şokların eseridir. 1997 yılında Asya krizinin ve daha sonra 1998 yazında Rusya krizinin patlak vermesi iç piyasalarımızı etkilemiştir. Bulgulardan da görüldüğü üzere 1998:Q1 döneminde Türkiye’nin enflasyon oranında önemli sıçramalarla yapısal değişim tespit edilmiştir.

Son olarak, 2001 Şubat ayında meydana gelen büyük ekonomik kriz neticesinde yine enflasyon oranında artışların meydana geldiği

gözlenmektedir. Bu artışlar sonucunda ülkemizde uygulanan IMF destekli program ile 2001 yılının son çeyreğinden itibaren enflasyon oranlarının azalma eğilimi gösterdiği görülmüştür.

2002 yılında başlanılan örtük enflasyon hedeflemesinde enflasyonda düşüş sağlanmış, enflasyon direngeliğindeki değişimde de farklılık tespit edilmiştir. Ancak bunun devam etmesi için enflasyon direngeliğindeki değişimin bir süre daha devam etmesi gerekir. Nitekim enflasyon oranının yıllık bazda bir türlü istenilen %10 seviyesinin altından %4'lere kolay inememesi direngeliğin azalmakla birlikte devam ettiğine işaret etmektedir. Bu da enflasyonu özellikle belirli bir düzeyin altına çekmekte direngen bir yapı ile karşı karşıya olduğumuza işaret etmektedir.

En önemli saptama olan enflasyon hedeflemesine geçildikten sonra direngelikte de değişimin saptanmasının, enflasyonun düşeceği beklentisi sonucu olduğu düşünülmektedir. Nitekim Merkez Bankasının enflasyon raporlarındaki hedefleri de bu doğrultudadır. Bu analiz enflasyon hedeflemesi politikasına devam edilmesinin uygun olacağını ve tekrar bir politika değişikliğinin enflasyon açısından zararlı sonuçlar verebileceğini göstermektedir. Öte yandan hedeflemede enflasyonun öngörüsünün doğru biçimde yapılması önemlidir ve bu öngörüler para otoriteleri tarafından yapılırken kırılmaların göz önüne alındığı öngörü modellerinin kullanılması gerek enflasyonunun tahmininde gerekse direngeliğin saptanmasında daha doğru sonuçlar verecektir.

KAYNAKÇA

- ANDREWS, D.W.K and CHEN, H-Y. (1994), “Approximately Median Unbiased Estimation of Autoregressive Models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, No. 2, pp. 186-204.
- ALOGOSKOUFIS, GS and SMITH, R. (1991), “The Phillips Curve, the Persistence of Inflation, and the Lucas Critique: Evidence from Exchange Rate Regimes”, *American Economic Review*, Vol. 81, pp. 1254–1275.
- BAI, J. and PERRON, P. (1998), “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, *Econometrica*, Vol. 66, pp. 47–78.
- BAI, J. and PERRON, P. (2003a), “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, pp. 1–22.
- BAI, J. and PERRON, P. (2003b), “Critical Values for Multiple Structural Change Tests”, *Econometrics Journal*, Vol. 6, pp. 72–78
- BATINI, N. and NELSON, E. (2001), “Optimal Horizons for inflation Targeting”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 25, pp. 891-910.
- BATINI, N. (2002), “Euro Area Inflation Persistence”, *European Central Bank Working Paper*, No. 201.
- BEN-AISSA, M.S. and JOUINI, J. (2003), “Structural Breaks in the US Inflation Process”, *Applied Economics Letters*, Vol. 10, pp. 633–636.
- BILKE, L. (2005) “Break in the Mean and Persistence of Inflation: A Sectoral Analysis of French CPI”, *ECB Working Paper*, No.463
- CECCHETTI, S. and DEBELLE, G. (2006), “Has the Inflation Process Changed?”, *Economic Policy*, Vol.21, No.46, pp. 311-352.
- DOSSCHE, M. and EVERAERT, G. (2005), “Measuring Inflation Persistence-a Structural Time Series Approach”, *European Central Bank Working Paper*, No.495.
- FUHRER, J.C. (2005), “Intrinsic and Inherited Inflation Persistence”, *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper*, No.8.
- JOUINI, J. and BOUTAHAR, M. (2003), “Structural Breaks in the U.S. Inflation Process: A Further Investigation”, *Applied Economics Letters*, Vol. 10, pp. 985–988.
- LEVIN, A.T. and PIGER J.M., (2004), “Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?”, *European Central Bank Working Papers*, No. 334.
- LIU, J., WU S. and ZIDEK, J.V. (1997), “One Segmented Multivariate Regressions”, *Statistical Sinica*, Vol. 7, pp. 497–525.
- MARQUES, C.R. (2004), “Inflation Persistence: Facts or Artefacts?”, *European Central Bank Working Papers*, No. 371.
- OWYANG, M.T. (2001), “Persistence, Excess Volatility, and Cluster in Inflation”, *The Federal Reserve Bank of St. Louis*, Issue November, pp. 41-52.

- ÖNEL, G. (2005), “Testing For Multiple Structural Breaks: An Application of Bai-Perron Test to the Nominal Interest Rates and Inflation in Turkey”, D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt 20, Sayı 2, ss. 81-93.
- PAYA I., DUARTE, A. and HOLDEN, K. (2007), "On the Relationship between Inflation Persistence and Temporal Aggregation", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 39, pp. 1521-1531.
- PERRON, P. (1990), “Testing for a Unit Root in a Time Series Regression with a Changing Mean”, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 8, pp. 153-162.
- PERRON, P. (1997), “L’estimation de mode`les avec changements structurels multiples”, Actualite’ E’conomique, 73, 457–505.
- ŞAHİNÖZ, S. and SARAÇOĞLU, B. (2008), “Investigating Inflation Persistence in Turkey”, Yapı Kredi Economic Review, Vol. 19, No. 2, pp. 3-14.
- ŞAHİN, A. ve ÇETINKAYA, M., (2009) “Zaman Ortamında Sektörel Enflasyon Direnci Hesaplanması: Türkiye Örneği”, Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar, Yıl: 46, Sayı.537, ss. 23-32.
- YAO, Y.C. (1988), “Estimating the Number of Change-Points via Schwarz’ Criterion”, Statistics and Probability Letters, Vol. 6, pp. 181–189.

