

# TÜRKİYE'DE ENFLASYON İLE İŞSİZLİK ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ: SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

Araş. Gör. Aycan HEPSAĞ\*

## Özet

*Bu çalışmada, Türkiye'de enflasyon ile işsizlik arasındaki deñiş tokuñ ilişkisi Sınır testi yaklaşımı kullanılarak kısa ve uzun dönemde incelenmiştir. 2000:1-2007:3 dönemine ilişkin elde edilen ampirik bulgular enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında kısa dönemde herhangi bir deñiş tokuñ ilişkisinin bulunmadığını, ancak uzun dönemde enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında deñiş tokuñ ilişkisinin bulunduğu sonucuna işaret etmektedir. Kısa dönemde, cari dönem enflasyon oranı üzerinde işsizlik oranından ziyade geçmiş dönem enflasyon oranlarının etkili olduğu anlaşılmıştır. Uzun dönemde ise Türkiye'de enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında tespit edilen deñiş tokuñ ilişkisinin varlığından hareketle cari dönem enflasyonun belirlenmesinde işsizlik oranlarının güvenilir bir araç olarak kullanılabileceği ifade edilebilmektedir.*

## Abstract

*In this study, the trade-off relationship between inflation and unemployment has been investigated at the short-run and long-run for Turkey by using Bounds Test Approach. The empirical results that respect to data over the 2000:1–2007:3 period show that although no trade-off relationship has been determined between inflation rate and unemployment rate in the short-run, there is a trade-off relationship between inflation rate and unemployment rate in the long run. In the short-run the previous terms of inflation are significant and effective for current inflation rather than unemployment rate. But in the long-run by considering the existence of the trade-off relationship between inflation rate and unemployment rate show that unemployment rates can be used for a reliable tool for determining current inflation in Turkey.*

---

\* İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Tel: 0 212 440 00 00 Dhl: 11659, e-mail: hepsag@istanbul.edu.tr

## 1. Giriş

Para politikaları çerçevesinde enflasyon olgusunun dinamiklerinin belirlenebilmesi, gerek politika yapıcıları gerekse akademisyenler tarafından geçmişten bugüne üzerinde çok fazla tartışılan konulardan biri olmuştur. Enflasyon olgusunun dinamiklerinin belirlenmesinde kullanılan yapılardan birisi Phillips (1958) tarafından yapılan ampirik çalışma sonucunda ortaya çıkan ve "Phillips eğrisi" olarak bilinen, nominal ücretlerdeki değişim ile işsizlik oranları arasındaki değiş-tokuş ilişkisi olarak ifade edilen yapıdır.

Nominal ücretlerdeki değişme ve işsizlik oranları arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin Phillips tarafından ortaya konulmasından sonra söz konusu Phillips ilişkisi Solow ve Samuelson (1970) tarafından geliştirilmiş ve daha teorik bir kalıba oturtulmuştur. Bu aşamayla birlikte politika yapıcıları tarafından para politikalarının belirlenmesinde enflasyon oranları ve işsizlik oranları arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin varlığından hareket edilerek yüksek işsizlik oranlarının göze alınması sonucunda düşük enflasyon oranları sayesinde fiyat istikrarı hedefine ulaşabilmektedir. Phillips ilişkisi kullanılarak yapılan enflasyon tahminleri genellikle faiz oranı, para arzı ve mal fiyatları gibi değişkenlerin kullanılmasıyla yapılan enflasyon tahminlerine göre daha doğru ve kesin olmaktadır (Stock ve Watson, 1999: 293).

Ülke ekonomileri açısından büyük önem taşıyan fiyat istikrarı hedefine ulaşabilmesinde anahtar rol oynayan enflasyon oranlarının kontrol altında tutulabilmesi enflasyon oranlarının belirlenebilirliğine bağlıdır. İşsizlik oranları ile enflasyon oranları arasındaki negatif yönlü ilişkiden hareketle gerçekleşmesi olası yüksek işsizlik oranları Phillips ilişkisi çerçevesinde düşük enflasyon oranlarını da beraberinde getireceğinden fiyat istikrarı hedefine de ulaşabilecektir. Ancak 1973 yılındaki petrol krizi sonrasında ülke ekonomilerinde yüksek enflasyon oranları ile birlikte yüksek işsizlik oranlarının gözlenmesi, fiyat istikrarı hedefi çerçevesinde enflasyon hedeflemesi için bir araç olarak kullanılan Phillips eğrisi üzerinde tartışmalar yaratmıştır. Bu durum Phillips (1958) tarafından ortaya konan ve daha sonradan geliştirilen kısa dönemde enflasyon ve işsizlik oranları arasındaki istikrarlı değiş-tokuş ilişkisinin varlığının geçerliliğine yöneltilen eleştirileri de beraberinde getirmiştir. Phillips eğrisine getirilen eleştirilerin başında söz konusu eğrinin

İktisadi birimlerin beklentilerini dikkate almamış olması yer almaktadır. 1970 ve 1980 yılları arasında yapılan çalışmalar ekonomideki iktisadi birimlerin beklentilerinin Phillips eğrisinin istikrarlığı için çok önemli olduğunu göstermiş ve iktisadi çevrelerin beklentilerinin değişmesine bağlı olarak Phillips eğrisinin istikrarlığı da değişmiştir (Kuştepe, 2005: 582). Phillips eğrisine getirilen eleştiriler aslında farklı iktisat okullarının Phillips eğrisine katkıları şeklinde değerlendirilmektedir. İktisat okullarının Phillips eğrisine getirdiği eleştirilerde, geleneksel Phillips eğrisinin kısa ve uzun dönem istikrarlılığının sorgulanması ön plana çıkmaktadır.

Phillips ilişkisi ışığında fiyat istikrarı hedefine ulaşılmasında enflasyonun belirlenebilmesi için enflasyon ile işsizlik arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin bir araç olarak kullanılabilmesi göz önüne alındığında, Türkiye'de söz konusu ilişkinin varlığını araştırmak bu çalışmanın amacını oluşturmaktadır. Bu doğrultuda Türkiye'de enflasyon ile işsizlik arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin kısa ve uzun dönemde varlığının araştırılması da çalışmanın amacı dâhilinde yer almaktadır.

Çalışmanın ikinci kısmında enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki değiş-tokuş ilişkisini ortaya koyan Phillips ilişkisinin iktisadi teoriler bazında gelişimi ve farklı iktisat okullarının Phillips ilişkisine katkıları anlatılmaktadır. Üçüncü kısımda enflasyon ile işsizlik arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin Türkiye'de kısa ve uzun dönemde varlığının araştırılmasında kullanılan veri seti tanıtılmakta, kısa ve uzun dönemli ilişkilerin belirlenmesinde kullanılan ve diğer eş bütünleşme yöntemlerine nazaran çeşitli avantajları olan "Sınır Testi Yaklaşımı" olarak ifade edilen eş bütünleşme analizi ile ilgili yöntem sunulmaktadır. Dördüncü kısımda analize ait ampirik bulgular gösterilmekte, beşinci ve son kısımda ise analizden elde edilen sonuçlardan hareketle belirlenen alternatif iktisadi politikalar tartışılmaktadır.

## 2. Enflasyon ve İşsizlik İlişkisinin Teorik Yapısı

İktisat literatüründe enflasyon ile işsizlik arasındaki ilişki yıllar boyunca tartışma konusu olmuştur. Bir ülkede enflasyon ile işsizlik arasında herhangi bir ilişkinin varlığı ve bu ilişkinin yönü politika belirleyicileri tarafından iktisat politikası belirleme aşamasında önem kazanmaktadır.

1958 yılında A. W. Phillips isimli iktisatçı 1861-1957 yılları arasında İngiltere'ye ait yıllık verilerle yapmış olduğu ampirik çalışmayla nominal ücretler ile işsizlik arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur. Phillips, çalışmasında bu ilişkiyi ortaya koyarken nominal ücretlerdeki değişme ile işsizlik oranlarını modele dahil edip, emek arzının nominal ücretin bir fonksiyonu olduğu varsayımından hareketle söz konusu ilişkiyi göstermiştir. Phillips'in çıkış noktası, emek piyasalarında talep genişledikçe, işverenlerin mevcut işçileri tutabilmek ve yenilerini bulabilmek üzere ücretleri arttırmak zorunda kalacakları görüşü bulunmaktadır (Paya, 1997: 258). Geleneksel Phillips eğrisi, enflasyon ile işsizlik oranları arasında kısa dönemde geçerli bir değiş-tokuş ilişkisi olduğu göstermektedir. Ancak uzun dönemde buna benzer bir ilişki bulunmamaktadır (Ho, 2000: 645).

Phillips ilişkisi çerçevesinde enflasyon ile işsizlik oranları arasında değiş-tokuş ilişkisinin varlığını kabul eden ilk çalışmalardan biri Solow ve Samuelson (1970) tarafından yapılmıştır. Solow ve Samuelson (1970) tarafından yapılan çalışmada ABD için enflasyon oranları ile işsizlik oranları arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin varlığı gösterilmiştir. Ayrıca Solow (1970) ve Gordon (1971) ABD için enflasyon oranları ile işsizlik oranları arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin varlığını doğrulamışlardır. Söz konusu çalışmalardan elde edilen ampirik bulgular Phillips eğrisinin "Solow-Gordon doğrulaması" olarak bilinmektedir (Furuoka, 2007: 3).

1960'li yılların sonlarına doğru enflasyon ile işsizlik arasında Phillips tarafından ortaya konan ilişkiye farklı bir bakış açısı getiren Friedman (1968) ve Phelps (1967) Monetarist teori ışığı altında, geçmişteki statik enflasyonist beklentilere dayanan çalışmalara karşılık enflasyon oranı beklentilerinin önemini belirtmiş ve Phillips eğrisinin enflasyonist beklentilerin analize sokulmasıyla istikrarlılık özelliğini koruyup korumadığını sorgulamışlardır. Friedman ve Phelps'in Phillips'in analizine en büyük katkıları, "beklentilerle genişletilmiş Phillips eğrisi"ni geliştirmiş olmalarıdır. Beklentilerle genişletilmiş Phillips eğrisi yaklaşımında enflasyon oranı beklentisi, gecikmeli (geçmiş dönem) dinamik enflasyon oranlarının ağırlıklı ortalaması olarak ele alınmaktadır. Friedman yapmış olduğu çalışmada Neokeynesyen modelin emek arzının nominal ücretin bir fonksiyonu olduğu yolundaki varsayımının geçersiz

olduğunu belirterek, emek arzının reel ücretin bir fonksiyonu olduğunu varsaymıştır (Ünsal, 2004: 35). Friedman tarafından geleneksel Phillips eğrisinden hareketle ortaya konan nominal değişkenlerin reel değişkenler üzerinde etkili olduğu varsayımının “mantıksız” olduğu belirtilmektedir. Bu bağlamda Friedman’a göre Neokeynesyen analizin işsizlik ve enflasyon hadleri arasında ters yönlü değiş tokuş olduğu yolundaki tezi sadece (beklenen enflasyon haddinin gerçekleşen enflasyon haddinden farklı olduğu) kısa dönemde geçerlidir; (beklenen enflasyon haddinin gerçekleşen enflasyon haddine eşit olduğu) uzun dönemde işsizlik haddi enflasyon haddinden tamamen bağımsızdır (Ünsal, 2004: 36).

Phelps ve Friedman tarafından Phillips eğrisine yöneltilen ikinci bir eleştiri enflasyon ve işsizlik arasında istikrarlı bir ilişkinin mevcut olduğu söylemine yöneliktir. Buna göre bir ekonominin uzun dönemde dengede olduğu bir “doğal işsizlik oranı” (natural rate of unemployment) vardır ve para politikası aracılığı ile bu uzun dönem dengesinin etkilenmesi mümkün değildir (Demir, 2005: 8).

Monetarist teorinin Phillips eğrisi analizine kazandırmış olduğu uyarlayıcı beklentiler hipotezi yaklaşımında enflasyon ile işsizlik arasında kısa dönemde geçerli bir ilişkinin varlığına karşın uzun dönemde geçerli bir ilişkinin bulunmadığı ifade edilmektedir. 1970’li yıllarda ortaya çıkan ve öncülüğünü Robert Lucas, Thomas Sergent ve Robert Barro gibi Amerikalı iktisatçıların yaptığı Yeni Klasik teori ışığı altında enflasyon ile işsizlik oranları arasındaki ilişki açıklanırken rasyonel beklentiler hipotezi doğrultusunda Monetarist teorinin vurguladığının aksine kısa dönemde de enflasyon ile işsizlik oranları arasında herhangi bir değiş-tokuş ilişkisi bulunmadığı belirtilmiştir.

Yeni Klasik analiz rasyonel bekleyişlere dayanmaktadır, rasyonel bekleyişler geçmiş enflasyon oranını temel almaz. Çalışanlar ve firmalar mevcut enflasyonu değerlendirirler, çalışanlar ve firmalar tüm bu enformasyona göre mümkün olduğunca enflasyon oranının ne olacağını tahmin ederler bu anlamda bekleyişler rasyoneldir, insanlar cari enformasyon bazında geleceği değerlendirirler (Parasız, 1995: 314). Neokeynesyen analizin işsizlik ve enflasyon hadleri arasında ters yönlü bir değiş tokuş ilişkisi olduğu yolundaki tezi önceden açıklanan -süpriz olmayan- politikalar itibarıyla hem kısa hem

uzun dönemde geçersizdir (Ünsal, 2004: 36). Hükümetlerin uygulanacağını önceden duyurmadığı politikalar -süpriz politikalar- işsizlik haddini uzun dönemde etkilemeyecektir ancak kısa dönemde etkileyecektir (Ünsal, 2004: 37).

Phillips eğrisine getirilen diğer bir yaklaşım da Yeni Keynesyenler tarafından geliştirilmiştir. Genellikle Yeni Keynesyenler piyasaların sürekli temizlenmediği ve rasyonel beklentiler hipotezinin geçerli olduğu varsayımına dayanmaktadır (Ongan, 2003: 90). 1980'li yılların başından itibaren Yeni Keynesyen modeller ile birlikte Phillips eğrisi tüketici-fırma davranışları temelinde türetilmeye ve yapısal formda ortaya konulmaya başlanmıştır (Demir, 2005: 28). Yeni Keynesyen Phillips eğrisinin en belirgin özelliği, geçmiş enflasyonu değil geleceğe yönelik enflasyonist beklentileri dikkate almasıdır.

Türkiye ekonomisinde enflasyon oranları ile işsizlik oranları arasındaki ilişkinin analiz edildiği ampirik çalışmalar incelendiğinde; Kuştepe (2005) tarafından yapılan çalışmada enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki ilişki kısa dönem analizi olarak ele alınmış, farklı dönemlere ait veri setleri kullanılarak enflasyon ve işsizlik oranları arasında anlamlı bir değiş-tokuş ilişkisi bulunmamıştır. Önder (2004) tarafından yapılan çalışmada ise enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki ilişkinin kısa dönem analizinde işsizlik oranı yerine üretim açığı (output gap) değişkeni kullanılmıştır. Yapılan analiz sonuçlarına göre enflasyon oranı ile üretim açığı arasında anlamlı bir değiş-tokuş ilişkisinin varlığı ortaya konulmuştur. Önder (2007) tarafından yapılan ve işsizlik oranı yerine üretim açığının değişkenin kullanıldığı diğer çalışmada rejim değişiklikleri dikkate alınarak analizler yapılmış ve belirli dönemlerde enflasyon ile üretim açığı arasında anlamlı bir değiş-tokuş ilişkisinin varlığı sonucuna ulaşılmıştır.

### 3. Veri, Model ve Yöntem

Çalışmanın bu aşamasında enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki ilişki Türkiye'ye ait enflasyon ve işsizlik oranları verilerinden hareketle kısa ve uzun dönem temelinde araştırılmaktadır. Çalışmada kullanılan enflasyon ve işsizlik oranı değişkenlerine ait veri seti üçer aylık gözlemlerden oluşmakta ve 2000:1-2007:3 dönemini kapsamaktadır. Enflasyon oranı ve işsizlik oranı değişkenlerine ait zaman serileri TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden

elde edilmiştir. Enflasyon oranı serisi ( $\pi_t$ ) Şimşek ve Kadılar (2006) tarafından yapılan çalışmadan hareketle 1987 bazlı GSMH deflâtöründen hareketle  $[(Y_t - Y_{t-1}) / Y_{t-1}] \times 100$  formülünden hesaplanmıştır ( $Y_t$ , burada 1987 bazlı GSMH deflâtörü serisini ifade etmektedir). İşsizlik oranlarının hesaplanmasında 2000 yılı öncesinde 12 yaş ve üzeri işsiz olanlar dikkate alınırken 2000 yılından itibaren 15 yaş ve üzeri işsiz olanlar dikkate alınmıştır. Bu durum analizde sorun yaratabileceğinden çalışmada kullanılan dönemin başlangıç yılı 2000 yılı olarak belirlenmiştir. Enflasyon oranı ve işsizlik oranı serileri üçer aylık gözlemler olarak elde edildiğinden mevsimsellik durumu incelenmiş ve mevsimsel etkilerin belirlenmesiyle enflasyon ve işsizlik oranı serileri mevsimsellikten arındırılmıştır.

Enflasyon ile işsizlik arasındaki değiş-tokuş ilişkisi negatif eğimli bir eğri şeklinde ifade edilmektedir. Söz konusu negatif eğimli ilişki aşağıda gösterildiği gibi iki şekilde modellemek mümkündür:

$$\pi_t = \alpha + \beta \frac{1}{u_t} + \varepsilon_t \quad (\beta > 0) \quad (1)$$

$$\pi_t = \alpha \cdot u_t^\beta \cdot e^{\varepsilon_t} \quad (\beta > 0) \quad (2)$$

1 ve 2 no’lu denklemlerde  $\pi_t$  enflasyon oranı değişkenini,  $u_t$  ise işsizlik oranı değişkenini ifade etmektedir. 2 no’lu denklem Phillips (1958) tarafından yapılan çalışmada kullanılan modeldir. Bu denklemin her iki tarafının da doğal logaritmasının alınmasıyla denklem tam logaritmik matematiksel kalıbıyla aşağıdaki şekilde elde edilmektedir:

$$LN\pi_t = LN\pi_t = LN\alpha + \beta LN u_t + \varepsilon_t \quad (\beta > 0) \quad (3)$$

Türkiye’de enflasyon ile işsizlik arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisinin araştırıldığı çalışmada enflasyon oranı serisinin negatif değerler içermesinden dolayı 3 no’lu denklem kullanılamayacağından analizde 1 no’lu denklem kullanılmıştır.

İktisadi zaman serileri genellikle durağan olmayan serilerdir. Durağan olmayan zaman serileri birim kök içermelerinden dolayı bu tür değişkenlerle kurulan regresyon modellerinde sahte regresyon sorunu ile karşılaşmaktadır. Bu nedenle regresyon analizlerinde durağan olmayan serilerin kullanılmamasından dolayı serilerin farklarının alınması suretiyle durağanlık durumunun sağlanması gerekmektedir. Ancak her hangi bir zaman serisinin farkının alınması o seriye ait uzun dönemli bilgilerin kaybolmasına neden olmaktadır. Sahte regresyon ve serilerin farklarının alınması sonucu uzun dönemli bilgi kayıpları sorununa çözüm olarak ekonometrik literatürde eşbütünleşme analizi olarak ifade edilen analiz önerilmiştir. İktisadi zaman serileri arasında kısa ve uzun dönemli ilişkilerin ve nedenselliğin araştırılması literatürde eşbütünleşme analizi ve hata düzeltme modelleri olarak bilinen analizler yardımıyla yapılabilmektedir.

Eşbütünleşme analizleri arasında literatüre sunulan ilk yaklaşım Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilmiştir. Bu yaklaşımda düzey değerlerinde durağan olmayan ancak birinci mertebeden farkının alınması suretiyle durağan hale gelen serilerin regresyon analizi çerçevesinde eşbütünleşme analizi gerçekleştirilebilmektedir. Ancak bu yöntemde iktisadi değişkenler için tek bir eşbütünleşik vektör elde edilebilmektedir. İktisadi değişkenler arasında eşbütünleşik vektör sayısının birden fazla olması durumunda Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme yöntemi kullanılmamaktadır. Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eşbütünleşme analizi belirtilen eksik yönleri dikkate alınarak Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından VAR yönteminden hareketle serilerin farkı alındığında aynı mertebeden durağan hale gelmesi koşulunda Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen yaklaşıma alternatif bir yaklaşım geliştirilmiştir. Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen eşbütünleşme analizi ile iktisadi değişkenler arasında Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme analizinden farklı olarak birden fazla eşbütünleşik vektör elde edilebilmektedir. Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından gerçekleştirilen eşbütünleşme testleri için tüm serilerin düzeyde durağan olmamaları ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmeleri gerekir (Erbaykal ve Ertuğrul, 2007: 75). Bu açıdan bakıldığında adı geçen eşbütünleşme analizlerinin uygulanmasından önce iktisadi değişkenlerin bütünleşme mertebelerinin diğer

bir ifadeyle kaçınıcı mertebede durağan olduklarının belirlenmesi amacıyla birim kök testlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Özellikle kullanılan birim kök testi gücünün zayıf olduğu durumlarda birim kök ve eşbütünleşme analizleri için yapılan ön testler şüpheli sonuçlar vermekte ve  $x_t$  iktisadi değişkeninin bir veya daha fazla birim kök içermesi durumunda test istatistiklerinin dağılım fonksiyonları değişiklik göstermektedir (Pesaran, 1997: 184).

İktisadi değişkenler arasındaki olası uzun dönem ilişkilerinin araştırılmasında literatürde kullanılan diğer bir yöntem ise Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilmiş olan “Sınır Testi” yaklaşımıdır. Sınır testi yaklaşımın diğer eşbütünleşme yöntemlerine göre bir takım avantajları bulunmaktadır. Sınır testinin en önemli avantajı bu yaklaşımın analizde kullanılan değişkenlerin  $I(0)$ ,  $I(1)$  ya da karşılıklı olarak eşbütünleşik olduğuna bakılmaksızın uygulanabilmesidir. Dolayısıyla sınır testi yaklaşımı değişkenlerin bütünleşme mertebelerinin ön testine bağlı olmadığı için değişkelere ait entegre mertebelerinin ön testinde karşılaşılan belirsizlikleri de ortadan kaldırmaktadır (Narayan ve Narayan, 2004: 429). Sınır testi yaklaşımın diğer bir avantajı ise gözlem sayısının az olduğu durumlarda da bu yaklaşımın kullanılabilmesidir (Narayan ve Narayan, 2004: 429).

Sınır testi yaklaşımı, Gecikmesi Dağıtılmış Otopregresif Modeller (Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL) kullanılarak uygulanabilmektedir. ARDL yaklaşımında ilk olarak kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) olarak adlandırılan ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını sınavan model kurulmaktadır. Kurulan bu model sayesinde analizde kullanılan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlenebilmektedir.

Buna göre ARDL yaklaşımında kurulan kısıtsız hata düzeltme modelinin (UECM) çalışmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta \square = \square_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \frac{1}{u_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta \square = \square_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \frac{1}{u_{t-1}} + \alpha_5 trend + \varepsilon_t \quad (5)$$

4 ve 5 no'lu denklemler ile gösterilen kısıtsız hata düzeltme modelleri (UECM) arasındaki fark 5 no'lu denklem ile gösterilen kısıtsız hata düzeltme modelinde trend değişkeninin bulunmasıdır. ARDL yaklaşımında kısıtsız hata düzeltme modelleri trend değişkenli veya trend değişkeninin bulunmadığı modeller kullanılarak tahmin edilebilmektedir. Söz konusu denklemlerde yer alan  $m$  değeri en uygun gecikme sayısını ifade etmektedir.  $m$  gecikme sayısının belirlenmesinde mümkün araştırmacı tarafından belirlenen en yüksek gecikme sayısından başlanarak 4 ve 5 no'lu denklemler EKK yöntemi ile tahmin edilerek modele ait gecikme uzunluğu AIC, SC, FPE, HQ kriterleri dikkate alınarak belirlenir. Burada dikkat edilmesi gereken husus, belirlenen en uygun gecikme uzunluğunda modele ait hata terimlerinin birbiriyle ilişkili olmaması gerektiğidir diğer bir deyişle modelde otokorelasyon sorunu olmamalıdır. ARDL modellerine otokorelasyon sorunun varlığı modelde otoregresif unsur yer aldığı için Serisel Korelasyon (Breusch-Godfrey) LM testi ile sınıanabilmektedir.

Sınır testinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı yani değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadıklarının sınaması 4 ve 5 no'lu denklemde yer alan  $\pi_{t-1}$  ve  $\frac{1}{u_{t-1}}$  değişkenlerinin katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek aynı anda sıfırdan farklı olup olmadıklarının testi ile gerçekleştirilmektedir.  $H_0 : \alpha_3 = \alpha_4 = 0$  hipotezi F testi ile sınamakta ve hesaplanan F istatistik değeri, Pesaran vd. (2001) tarafından alt ve üst sınır olarak elde edilen tablo değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan F istatistik değerinin, alt sınır değerinden küçük olması durumunda sıfır hipotezi kabul edilmekte yani değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden hipotez kabul edilmektedir. Hesaplanan F istatistik değerinin alt ve üst sınır değerleri arasında yer alması durumunda ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğuna dair kesin bir karar verilememektedir. Son durum olan hesaplanan F istatistik değerinin üst sınır değerinden büyük olması durumunda değişkenlerin eşbütünleşik olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir.

Değişkenlerin eşbütünleşik olduklarının belirlenmesinden sonraki aşamada ilgilenen iktisadi olaya ait kısa ve uzun dönem ARDL modellerinin yazılması gerekmektedir. Çalışmaya uyarlanmış uzun dönem ARDL modeli aşağıda gösterildiği gibidir:

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{u_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{u_{t-i}} + \alpha_3 trend + \varepsilon_t \quad (7)$$

Uzun dönem ARDL modelinde gecikme uzunlukları yine AIC, SC, FPE, HQ kriterlerine göre belirlenebilmektedir. Bu çalışmada gecikme uzunluğunun belirlenmesi Kamas ve Joyce (1993) tarafından nedensellik analizleri için de önerilen bir yöntemle gerçekleştirilecektir. Adı geçen yöntemle göre keyfi olarak belirlenen en büyük gecikme uzunluğundan başlanarak bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerleri ile regresyon modelleri kurulur ve AIC, SC, FPE, HQ kriterlerinden herhangi birinin en küçük değer aldığı gecikme uzunluğu en uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Bir sonraki aşamada bağımlı değişkene ait en uygun gecikme uzunluğu belirlenmesinden sonra bağımlı değişkene ait gecikmeli değerler sabit tutulup bağımsız değişkene ait gecikmeli değerler yine belirlenen en büyük gecikme uzunluğundan başlanarak modele dâhil edilir ve adı geçen kriterlerden her hangi biri dikkate alınarak en uygun gecikme uzunluğu belirlenir.

Uzun dönem ARDL modelinin tahmin edilmesinden sonra bu modelden hareketle bağımsız değişkenlere ait uzun dönem katsayıları hesaplanabilmektedir. Uzun dönem katsayıları bağımsız değişkenlere ait düzey ve gecikmeli katsayılarının toplamının bağımlı değişkenin gecikmeli katsayıları toplamının 1'den farkına oranlanması ile hesaplanmaktadır. Bağımsız değişkenlere ait gecikmeli değerlerin tek tek bağımlı değişken üzerindeki etkileri iktisadi olarak

ele alınabilirken hesaplanan uzun dönem katsayılarına bağlı olarak da bağımlı ve bağımsız değişken arasındaki ilişki iktisadi olarak ele alınabilmektedir.

ARDL modeli yardımıyla araştırılan iktisadi olay ile ilgili kısa dönem ilişkilerini de belirlemek mümkün olmaktadır. Kısa dönem ARDL modeli ise aşağıdaki gibidir:

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{l}{\Delta u_{t-i}} + \delta EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{l}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 trend + \delta EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

7 no'lu denklemde  $EC_{t-1}$  değişkeni uzun dönem ARDL modelinden elde edilen hata terimi serisinin 1 dönem önceki değeridir. Bu değişkene ait  $\delta$  parametresi kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeleceğini ifade etmektedir ve hata düzeltme terimi olarak adlandırılmaktadır.  $\delta$  parametresinin istatistiksel olarak anlamlı bulunması durumunda 7 no'lu denklemde gösterilen ve değişkenler arası kısa dönem ilişkiyi ifade eden modelin bir uzun dönem modeli olarak da kullanılabilmesi ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin geçerli olduğu ifade edilmektedir.  $\delta$  parametresi negatif işarete sahip olmalı ve 0 ile -1 değerleri arasında bir değer almalıdır. Kısa dönem ARDL modelinde de gecikme uzunluğu belirlenirken uzun dönem ARDL modelinde olduğu gibi Kamas ve Joyce (1993) tarafından önerilen yöntem kullanılabilir.

#### 4. Ampirik Bulgular

Sınır testi yaklaşımı analizde kullanılan iktisadi değişkenlerin bütünleşme mertebelerini dikkate almadan diğer bir ifadeyle  $I(0)$  ve  $I(1)$  değişkenlerinin bir arada kullanılabilmesine ve bu şekilde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığının sınanmasına imkân veren bir yöntemdir. Ancak Sınır testi yaklaşımının uygulanabilmesi için analizde kullanılan değişkenler arasında ikinci mertebeden durağan bir serinin ( $I(2)$ ) yer almaması gerekmektedir. İkinci

mertebeden durağan  $I(2)$  değişkenlerin varlığı durumunda, sınır testi yaklaşımında kullanılan değişkenlerin  $I(0)$  ve/veya  $I(1)$  olması gerektiği varsayımından hareketle hesaplanan F istatistikleri geçersiz olmaktadır (Fosu ve Magnus, 2006: 2081-2082). Bu nedenle çalışmada kullanılan enflasyon oranı ( $\pi$ ) ve işsizlik oranı ( $u$ ) değişkenlerinin durağanlık mertebelerinin  $I(2)$  ve daha büyük olmadığından emin olmak için birim kök testlerinin yapılması gerekmektedir. Adı geçen değişkenlerin durağanlık mertebelerinin belirlenmesinde ADF (Genişletilmiş Dickey-Fuller) ve PP(Phillips-Perron) birim kök testleri kullanılmıştır. ADF ve PP birim kök testi sonuçları Tablo 1’de verilmiştir.

**Tablo 1:** Enflasyon oranı ( $\pi$ ) ve işsizlik oranı ( $u$ ) değişkenlerinin adf ve pp birim kök testi sonuçları

ADF		
Değişkenler	Gecikme Sayısı	$\tau$ istatistiği
$\pi$	0	-5.98178*( $\tau_\tau$ )
$u$	1	-1.41948( $\tau_\tau$ )
$\Delta\pi$	-	-
$\Delta u$	0	-4.77858*( $\tau_\mu$ )
PP		
Değişkenler	Bant Genişliği(BW)	Z(t) istatistiği
$\pi$	0	-5.98178*(Z( $t_\tau$ ))
$u$	1	-1.45397(Z( $t_\tau$ ))
$\Delta\pi$	-	-
$\Delta u$	2	-4.82803*(Z( $t_\mu$ ))

$\tau_\tau$  ve  $\tau_\mu$  sırasıyla ADF testi için sabit-trendi ve sabiti ifade etmektedir. Z( $t_\tau$ ) ve Z( $t_\mu$ ) ise PP testi için sırasıyla sabit-trendi ve sabiti ifade etmektedir. \* %5 anlamlılık seviyesine göre temel hipotezin reddedildiğini ifade etmektedir.

Tablo 1’den anlaşılacağı üzere enflasyon oranı değişkeni gerek ADF gerekse PP testi sonuçlarına göre düzey değerinde durağan  $I(0)$  iken işsizlik oranı değişkeni ise 1. mertebeden  $I(1)$  durağan bir değişkendir. ADF ve PP birim kök testi sonuçları doğrultusunda enflasyon oranı ve işsizlik oranı

değişkenlerinin  $I(2)$  ve daha büyük mertebeden durağan değişkenler olmadığı anlaşılmıştır.

Çalışmada ele alınan dönemde özellikle Türkiye’de 2000 Kasım ve 2001 Şubat krizlerinin varlığı enflasyon oranı ve işsizlik oranı serileri üzerinde yapısal bir değişikliğe (kırılmaya) neden olabileceği dikkate alındığında yapılan ADF ve PP birim kök testlerine ait sonuçlar güvenilirliğini yitirmektedir.

ADF ve PP testi gibi standart birim kök testlerinin kullanımı yaygın olmakla birlikte, örnek dönemi içinde önemli olayların gerçekleşmesi, bu testlerin sonuçlarını etkileyebilmektedir. Perron (1989, 1990) ve Zivot-Andrews (1992), zaman serileri verilerindeki yapısal kırılmaların varlığı durumunda, geleneksel birim kök yöntemlerinin birim kök temel hipotezinin kabulüne doğru eğilimli olduğunu göstermişlerdir (Yavuz, 2006: 165).

Bu açıdan bakıldığında yapısal kırılmaların dikkate alındığı birim kök testleri içerisinde literatürde en fazla kullanılan birim kök testleri Perron (1990) ve Zivot-Andrews (1992) testleridir. Ancak Perron (1990) testinde yapısal kırılmanın dışsal olarak belirlendiği varsayımı söz konusudur. Zivot ve Andrews (1992) tarafından Perron (1990) testinde yapısal kırılmanın dışsal olarak belirlendiği varsayımı eleştirilerek muhtemel bir yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği birim kök testi geliştirilmiştir.

Zivot-Andrews(ZA) testi zaman serisindeki tek yapısal kırılma için geliştirilen bir birim kök testi olup birim kökün varlığı hipotezinin sınanmasında Model A, Model B ve Model C olarak adlandırılan modeller kullanılmaktadır. ZA birim kök testinde kullanılan adı geçen modellere ait gösterim aşağıdaki gibidir (Zivot ve Andrews, 1992, s.254):

Model A:

$$y = \mu + \nu t + \alpha y_{t-1} + \theta DU(\varphi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Model B:

$$y_t = \mu + \nu t + \alpha y_{t-1} + \varpi DT(\varphi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

## Model C:

$$y_t = \mu + \nu t + \alpha y_{t-1} + \varpi DT(\varphi) + \theta DU(\varphi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Model A, sadece ortalamadaki(sabitteki) yapısal kırılmayı, Model B sadece trenddeki (eğimdeki) yapısal kırılmayı ve son olarak Model C ise hem ortalamadaki(sabitteki) hem de trenddeki (eğimdeki) yapısal kırılmayı göstermektedir. Model C, eğimdeki kırılmanın etkisini de içerdiğinden, uygulama da yaygın olarak A ve C modelleri tercih edilmektedir (Yaldız, 2006: 10). ZA birim kök testinde  $t=1,2,\dots,T$  zamanı göstermek üzere  $\varphi = T_B / T$  kırılma noktasını  $T_B$  ise kırılma zamanını ifade etmektedir ve birim kökün varlığını ifade eden temel hipotezi  $\alpha$  katsayısının istatistiksel açıdan anlamlılığı ile sınanmaktadır.  $T_B$  kırılma noktasında temel hipotezin sınanmasında  $\alpha$  katsayısına ait  $t$  istatistik değeri minimum olmaktadır. Hesaplanan söz konusu  $t$  istatistik değerinin, Zivot ve Andrews (1992) tarafından hesaplanan kritik değerlerden mutlak değerce büyük olması durumunda birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez reddedilmektedir. Modellerde yer alan  $DT(\varphi)$  ve  $DU(\varphi)$  sırasıyla trenddeki (eğimdeki) ve ortalamadaki (sabitteki) kırılmayı ifade eden gölge değişkenlerdir.  $DU$ ,  $t > T_B$  durumunda 1, aksi durumda 0 değerini alırken,  $DT$ ,  $t > T_B$  iken  $t - T_B$ , aksi durumda 0 değerini almaktadır (Altınay ve Karagöl, 2004: 987). Ayrıca A, B ve C modellerinde yer alan  $\Delta y_{t-i}$  değişkeni modellere ait hata terimlerinin otokorelasyonsuz olmasını sağlamaktadır.

**Tablo 2:** Enflasyon oranı ( $\pi$ ) ve işsizlik oranı ( $\mu$ ) değişkenlerinin ZA birim kök testi sonuçları

Değişkenler	Model	Kırılma Dönemi	Minimum t İstatistiği	Gecikme Sayısı
$\pi$	A	2003Q2	-6.79804*	0
	C	2002Q2	-7.53538*	0
$\mu$	A	2001Q3	-4.49708	0
	C	2001Q3	-4.53891	0

Zivot ve Andrews (1992) tarafından hesaplanan %5 anlamlılık seviyesine ait kritik değerler Model A için -4.80 ve Model C için -5.08’dir. \* %5 anlamlılık seviyesine göre temel hipotezin reddedildiğini ifade etmektedir.

Tablo 2’de gösterilen ZA birim kök testi sonuçları ile ADF ve PP birim kök testlerine ait sonuçlar enflasyon oranı ve işsizlik oranı değişkenlerinin durağanlık mertebeleri açısından tutarlılık göstermektedir. A ve C modellerine göre enflasyon oranı ( $\pi$ ) değişkeni için yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda da %5 anlamlılık seviyesinde düzey değerinde  $I(0)$  durağan olduğu anlaşılmaktadır. Diğer taraftan işsizlik oranı ( $u$ ) değişkeni ise A ve C modellerine göre yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda %5 anlamlılık seviyesinde birim köke sahiptir ve 1. mertebeden  $I(1)$  durağan bir değişkendir. ZA birim kök testi sonuçlarına dayanarak da enflasyon oranı ve işsizlik oranı değişkenlerinin  $I(2)$  ve daha büyük mertebeden durağan değişkenler olmadığı anlaşılmıştır.

Çalışmanın bu aşamasında enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında uzun dönem ilişkinin varlığının, diğer bir ifadeyle eşbütünleşik olup olmadıklarının sınanması amacıyla kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) tahmin edilmiştir. Kısıtsız hata düzeltme modelinin (UECM) tahmininde değişkenlere ait gözlemlerin üçer aylık verilerden oluşması ve toplam gözlem sayısının dikkate alınması ile en büyük gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiştir. Kısıtsız hata düzeltme modeli için en uygun gecikme uzunluğu AIC (Akaike Information Criteria) kriteri temel alınarak belirlenmeye çalışılmıştır. Belirlenen 4 gecikmeden geriye doğru tüm gecikmeler için AIC kriterinin en küçük olduğu ve söz konusu gecikmede otokorelasyonun olmadığı gecikme, en uygun gecikme olarak tespit edilmektedir. Tablo 3’te kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmininde en uygun gecikme uzunluğunun tespiti amacıyla hesaplanan AIC değerleri ve bu gecikme uzunluklarında otokorelasyonun varlığının sınanmasında kullanılan Breusch-Godfrey LM testi sonuçları verilmiştir.

**Tablo 3:** Kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmini için gecikme uzunluklarının belirlenmesi

Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
1	7.36854	3.65658*
2	7.40787	3.64938*
3	7.57292	4.21877*
4	7.51795	3.36520*

\* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 3’te yer alan sonuçlardan hareketle enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında eşbütünlük ilişkisinin araştırılması aşamasında kullanılması gereken kısıtsız hata düzeltme modeli için en uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Gecikme uzunluklarının belirlenmesinde 4 ve 5 no’lu denklemler kullanılmış ancak 5 no’lu denklemde yer alan trend değişkeninin anlamsız olması nedeniyle kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmininde 4 no’lu model temel alınmıştır. Buna göre 4 no’lu model en uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenen 1 gecikme dikkate alınarak enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla kısıtsız hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir. Enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla hesaplanan  $F$  istatistik değeri ve Pesaran vd. (2001)’den elde edilen alt ve sınır değerleri Tablo 4’te gösterilmektedir.

**Tablo 4:** Enflasyon ve işsizlik oranı için sınır testi sonuçları

k*	F İstatistiği	%5 Anlamlılık Seviyesine Ait Kritik Değerler	
		Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
1	6.17973	4.94	5.73

\* k bağımsız değişken sayısını ifade etmektedir. Kritik sınır değerleri için bkz. Case III, Pesaran vd., 2001: 300.

Sınır testinden elde edilen sonuçlara dayanılarak enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında uzun dönemli ilişki bulunmadığını ifade eden  $H_0 : \alpha_3 = \alpha_4 = 0$  hipotezi reddedilmiştir. Sınır testi yaklaşımına göre tahmin edilen kısıtsız hata düzeltme modelinde regresyon sabitinin bulunduğu trend değişkeninin bulunmadığı durumdan hareketle hesaplanan  $F$  istatistik değerinin %5 anlamlılık seviyesinde alt sınır  $I(0)$  ve üst sınır  $I(1)$  değerlerinden büyük olmasından dolayı enflasyon ve işsizlik oranları serilerinin eşbütünlük olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Sınır testi sonuçlarından dayanılarak enflasyon oranları ile işsizlik oranları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığının tespitinden sonra söz konusu değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizi için 6 ve 7 no’lu ARDL modelleri kullanılmıştır. 6 ve 7 no’lu modellerin tahmininde en uygun

gecikme uzunluğunun belirlenmesi için Kamas ve Joyce (1993) tarafından önerilen yöntem ve söz konusu uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde AIC kriteri temel alınmıştır. Uzun dönem ARDL modelinde en uygun gecikme uzunluğu enflasyon oranı değişkeni için 1, işsizlik oranı değişkeni için ise 2 olarak belirlenmiştir. Buna göre uzun dönem ARDL modeli ARDL(1,2) şeklinde tahmin edilmiştir. Uzun dönem ARDL modeli 6 ve 7 no'lu denklemde gösterildiği üzere tahmin edilmiş ancak trend değişkeninin istatistiksel olarak anlamsız olması nedeniyle söz konusu ARDL modeli 6 no'lu denklemde gösterildiği şekilde modelde trend değişkeninin olmadığı durum dikkate alınarak tahmin edilmiştir. ARDL(1,2) modeline ait tahmin sonuçları Tablo 5'te gösterilmektedir.

**Tablo 5:** ARDL(1,2) modeli ve hesaplanan uzun dönem katsayıları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği
Sabit	-10.01100	5.87450	-1.70410
$\pi_{t-1}$	-0.26044	0.14826	-1.75660
$1/u_t$	-169.36270	147.84480	-1.14550
$1/u_{t-1}$	-349.15250	217.19610	-1.60750
$1/u_{t-2}$	662.78190	145.42410	4.55760*
ARDL ile Hesaplanan Uzun Dönem Katsayıları			
Sabit	-7.9425	4.6851	-1.6953
$1/u_t$	114.4577	43.2978	2.6435*

\* %5 anlamlılık seviyesine göre istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir.

Uzun dönem ARDL(1,2) modeline ait tahmin sonuçları incelendiğinde işsizlik oranı değişkeninin 2 dönem gecikmeli değeri enflasyon oranı üzerinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Diğer taraftan ARDL(1,2) modelinden hareketle hesaplanan uzun dönem katsayıları dikkate alındığında işsizlik oranı değişkeninin istatistiksel olarak anlamlı ve bu değişkene ait katsayının pozitif işaretli olması nedeniyle uzun dönemde enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında bir değiş-tokuş ilişkisinin bulunduğu anlaşılmaktadır.

Enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında uzun dönemde değiş-tokuş ilişkisinin varlığı tespit edildikten sonra değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisinin tespiti amacıyla uzun dönem modelinin tahmininde olduğu gibi Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen ARDL modelleri temel alınmıştır. ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli olan kısa dönem modelinin tahmini için 8 ve 9 no’lu denklemler kullanılmıştır. Trend değişkeninin yer aldığı 9 no’lu denklem trend değişkeninin istatistiksel olarak anlamsız olması nedeniyle analiz dışında tutulmuş ve kısa dönem ARDL modelinin tahmininde trend değişkeninin bulunmadığı 8 no’lu denklem kullanılmıştır. Kısa dönem ARDL modelinin tahmininde de en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi için Kamas ve Joyce (1993) tarafından önerilen yöntem kullanılmış ve söz konusu uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde AIC kriteri temel alınmıştır. Kısa dönem ARDL modelinde en uygun gecikme uzunluğu enflasyon oranı değişkeni için 4, işsizlik oranı değişkeni için ise 1 olarak belirlenmiştir. Buna göre kısa dönem ARDL modeli ARDL(4,1) şeklinde tahmin edilmiştir. ARDL(4,1) modeline ait tahmin sonuçları Tablo 6’da verilmiştir.

**Tablo 6:** ARDL(4,1) kısa dönem (hata düzeltme) modeli

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği
Sabit	0.04546	1.57736	0.02882
$\Delta\pi_{t-1}$	-0.27866	0.23173	-1.20253
$\Delta\pi_{t-2}$	-0.21226	0.23775	-0.89278
$\Delta\pi_{t-3}$	-0.26734	0.21123	-1.26564
$\Delta\pi_{t-4}$	-0.44428	0.16198	-2.74274*
$I/\Delta u_t$	-0.13354	0.32194	-0.41481
$I/\Delta u_{t-1}$	-0.07225	0.32503	-0.22229
$EC_{t-1}$	-1.26777	0.40234	-3.15100*

\* %5 anlamlılık seviyesine göre istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir.

Enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin kısa dönemde varlığını sınavan ARDL(4,1) modelinden elde edilen sonuçlara göre işsizlik oranı değişkeninin cari ve gecikmeli değerlerinin istatistiksel olarak anlamsız olması, enflasyon ile işsizlik oranı arasında kısa dönemde bir değiş-

tokuş ilişkisinin var olmadığını ifade etmektedir. Buna göre kısa dönem modelinden elde edilen sonuçlar dikkate alındığında enflasyon oranı üzerinde enflasyon oranına ait geçmiş dönem enformasyonun etkili olduğu anlaşılmaktadır. Enflasyon oranına ait 4 dönem gecikmeli değer istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Söz konusu değişkenin negatif işaretli olması cari dönem enflasyonun 4 dönem (1 yıl) önceki enflasyon oranı ile ters yönlü bir ilişki içerisinde olduğunu ifade etmektedir. 4 dönem öncesinde gerçekleşen yüksek/düşük enflasyon oranları 4 dönem sonra düşük/yüksek enflasyon oranı beklentisi yaratmaktadır.  $EC_{t-1}$  değişkenine ait katsayının negatif olması istatistiksel beklentileri karşılamaktadır. Ancak bu katsayı -1'den büyük şekilde -1.26 olarak tahmin edilmiştir. Narayan ve Smyth (2006) tarafından belirtildiği üzere  $EC_{t-1}$  değişkenine ait katsayının -1'den büyük olması, ilgilenilen iktisadi değişkenlerden oluşan sistemin dalgalanmalar göstererek uzun dönemde dengeye geleceğini göstermektedir.

## 5. Sonuç

Enflasyon ile işsizlik arasındaki ilişki iktisat literatüründe 50 yıldır üzerinde tartışılan bir olgudur. Söz konusu ilişki iktisadi politikaların oluşturulması için fiyat istikrarı hedefinin sağlanmasında enflasyon oranının belirlenebilirliği açısından büyük önem taşımaktadır. Ülke ekonomileri açısından büyük önem taşıyan fiyat istikrarı hedefine ulaşılabilmesinde anahtar rol oynayan enflasyon oranlarının kontrol altında tutulabilmesi enflasyon oranlarının belirlenebilirliğine bağlıdır. Bu açıdan Phillips ilişkisi çerçevesinde enflasyon ile işsizlik oranları arasındaki değiş-tokuş ilişkisi kullanılarak enflasyon oranları belirlenebilmektedir.

Türkiye'de enflasyon ile işsizlik arasındaki kısa ve uzun dönemli değiş-tokuş ilişkisini araştırma amacını taşıyan bu çalışmada enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında kısa dönemde değiş-tokuş ilişkisi tespit edilmemiş ancak uzun dönemde söz konusu ilişkinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu açıdan bakıldığında literatürde yapılan diğer çalışmalardan farklı olarak enflasyon ile işsizlik oranları arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin kısa ve uzun dönem temelinde incelendiği çalışmada kısa dönemde, enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında herhangi bir değiş-tokuş ilişkisinin bulunmaması

yönündeki sonuçlar Kuştepelı (2005) tarafından yapılan çalışmanın sonuçlarıyla tutarlılık göstermektedir. Ayrıca Kuştepelı (2005) tarafından yapılan çalışmadan elde edilen sonuçlarla bu çalışmadan elde edilen sonuçlar, geçmiş dönem enflasyonun kısa dönem için cari enflasyonun belirleyicisi olması bakımından tutarlılık göstermektedir. Ancak uzun dönemde enflasyon ile işsizlik oranları arasındaki değiş-tokuş ilişkisinin varlığı Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmalardan farklı şekilde geçerli bir ilişki olarak elde edilmiştir.

Türkiye ekonomisi için 2000:1 ve 2007:3 dönemini kapsayan çalışmada kısa dönemde, enflasyon oranı üzerinde geçmiş dönem enflasyon oranlarının etkili olduğu anlaşılmıştır. Buna göre fiyat istikrarı hedefine ulaşılmasında kısa dönemde işsizlik oranlarından ziyade geçmiş dönem enflasyon oranlarının cari dönem enflasyonunun belirleyicisi olduğu, iktisadi politikalar oluşturulması aşamasında dikkate alınmalıdır. Uzun dönemde enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında geçerli bir değiş-tokuş ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuçtan hareketle uzun dönemde fiyat istikrarı hedefinin sağlanmasında enflasyon ile işsizlik oranları arasındaki değiş-tokuş ilişkisi kullanılarak iktisadi politikalar oluşturulabilecektir. Türkiye ekonomisi için işsizlik oranlarının uzun dönem için enflasyonun belirlenmesinde güvenilir bir araç olarak kullanılabileceği ifade edilebilmektedir.

#### KAYNAKÇA

- ALTINAY, G. ve E. KARAGÖL (2004), “Structural Break, Unit Root, And The Causality Between Energy Consumption and Gdp in Turkey”, *Energy Economics*, 26, ss. 985-994.
- DEMİR, A. (2005), “Phillips Eğrisi’nin Türkiye Ekonomisi için Değerlendirilmesi”, *Yüksek Lisans Tezi*, Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- ERBAYKAL, E. ve ERTUĞRUL H. M. (2007), “Türkiye’de Ekonomik Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 8 (1), ss. 72-80.
- FOSU, A. E. ve F. J. MAGNUS (2006), “Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships”, *American Journal of Applied Sciences*, 3 (11), ss. 2079-2085.
- FURUOKA, F. (2007), “Does the “Phillips Curve” Really Exist? New Empirical Evidence from Malaysia”, *Economics Bulletin*, 5 (16), ss. 1-14.

- HO, W. T. (2000), "Testing the Hypothesis of Phillips Curve Trade-off; A Regime Switching Approach", **Applied Economic Letters**, 7 (10), ss. 645-647.
- KUŞTEPELİ, Y. (2005), "A Comprehensive Short-Run Analysis of a (Possible) Turkish Phillips Curve", **Applied Economics**, 37 (5), ss. 581-591.
- NARAYAN, P. K. ve S. NARAYAN (2004), "Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework", **Economic Modeling**, 22, ss. 423-438.
- ONGAN, H. (2003), "Türkiye'de Enflasyon ve Devalüasyon İlişkisi", **İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası**, 53(2), ss. 87-98.
- PARASIZ, İ. (1995), **Makro İktisat**, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa.
- PAYA, M. (1997), **Makro İktisat**, Filiz Kitabevi, İstanbul.
- PESARAN, M. H., Y. SHIN ve R. J. SMITH (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", **Journal of Applied Econometrics**, 16, ss. 289-326.
- PESARAN, M. H. (1997), "The Role of Economic Theory in Modeling the Long-Run", **The Economic Journal**, 107 (January), ss. 178-191.
- STOCK, J. H. ve M. W. WATSON (1999), "Forecasting Inflation", **Journal of Monetary Economics**, 44 (2), ss. 293-335.
- ÜNSAL, E. (2004), **Makro İktisat**, Turhan Kitabevi Yayınları, Ankara.
- YALDIZ, E. (2006), "İkiz Açık Hipotezi ve Türkiye", **İzmir İktisat Kongresi Araştırma Merkezi Bilimsel Çalışma Raporları Serisi**, 2006/01, ss. 1-18.
- YAVUZ, N. Ç. (2006), "Türkiye'de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi; Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 7 (3), ss. 162-171.
- ZIVOT, E. ve D. ANDREWS (1992), "Further Evidence On The Great Crash, The Oil-Price Shock, And The Unit Root Hypothesis", **Journal of Business & Economic Statistics**, 10 (3), ss. 251-270.