

# TÜRKİYE EKONOMİSİ ÖZELİNDE PHILLIPS EĞRİSİ ANALİZİ

**Çağlayan TABAR**

Araş. Gör, Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,  
Kamu Maliyesi Bölümü, Email: [ctabar@uludag.edu.tr](mailto:ctabar@uludag.edu.tr)

**Işın KIRIŞKAN ÇETİN**

Araş. Gör, Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,  
Ekonometri Bölümü, Email: [isin@uludag.edu.tr](mailto:isin@uludag.edu.tr)

---

## ÖZET

Çalışmanın amacı, Türkiye’de Phillips eğrisinin, kısa ve uzun vadede geçerliliğinin analiz edilmesidir. Teoriden de bilindiği gibi, işsizlik ve enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi temel alan Phillips eğrisine yönelik teorik literatürde farklı yaklaşımlara rastlamak mümkündür. Çalışmanın amacı, teoriden de hareketle, işsizlik ve enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi ekonometrik olarak ele almak ve Türkiye özelinde değerlendirmektir. Ampirik literatürde, bu ilişkiyi analiz etmek için, sıklıkla uzun ve kısa dönem denge ilişkilerinin tahmin edildiği görülmektedir. Bu çalışmanın uygulaması da, ampirik literatürü destekler niteliktedir. Bu çalışmada, işsizlik ve enflasyon oranı değişkenleri için, 2003-2016 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. Veriler, Dünya Bankası, OECD ve TÜİK resmi sitelerinden elde edilmiştir. Serilere öncelikle yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulanmış, elde edilen sonuçlara göre işsizlik ve enflasyon oranının yapısal kırılmalı birim kök içerdiği bulunmuştur. Bununla birlikte kısa ve uzun dönemde bu değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla Phillips eğrisinin, hem kısa hem de uzun vadede Türkiye özelinde geçerli olmadığı görüşüne varılmıştır.

---

**Anahtar Kelimeler:** Phillips Eğrisi, Koentegrasyon Analizi, Kısa ve Uzun Dönem İlişkisi.

**JEL Kodu:** B22, C10, C20, C23

---

## PHILLIPS CURVE ANALYSIS IN THE CASE OF TURKEY

---

### ABSTRACT

The aim of this study is to analyze the validity of Phillips curve in Turkey. As known from the theory, in theoretic literature, in terms of Phillips curve based on the relation between inflation and unemployment rate, it is possible to see different approaches. The aim of this study is to handle the

relation between inflation and unemployment rate using econometrics and evaluate in terms of Turkey. In the empirical literature, usually short and long relations are estimated to analyze Phillips curve. The empirical part of this study supports the empirical literature. In this study, for unemployment and inflation rate, monthly data for 2003-2016 is used. The data is obtained from World Bank, OECD and TUIK official website. First, the unit root tests with structural breaks are carried out to the series, from the obtained results, both of the series have unit root with structural break, beside this, both for short and long term, there is no cointegration relationship between these variables. So, Phillips curve is not valid for Turkey, not only for short term, but also for long.

---

**Keywords:** Phillips Curve, Cointegration Analysis, Short and Long Term Relation.

**JEL Codes:** B22, C10, C20, C23

---

## 1. GİRİŞ

İktisat politikasının en önemli amaçlarından biri ekonomik istikrarın sağlanmasıdır. Ekonomik istikrarın sağlanması ise tam istihdam ve fiyat istikrarının birlikte sağlanması ile gerçekleşir. Ekonomik büyüme ve kalkınmanın sürdürülebilmesi, dolayısıyla da ülke refahının artırılabilmesi için ekonomik istikrar önemli bir ön koşuldur.

Buna karşılık ister gelişmiş isterse gelişmekte olsun tüm ülkelerde en önemli ekonomik sorun işsizlik ve enflasyondur. Bu yüzden ekonomi politikasını uygulayanlar ekonomide istikrarı temin edebilmek amacıyla tam istihdam ve fiyat istikrarını sağlayıcı politikalar uygulamaktadırlar. Ancak ekonomi politikasını uygulayanların bu iki amacı genellikle birbirleriyle çatışmaktadır. Çünkü enflasyon ve işsizlik arasında ters yönlü bir ilişki bulunmaktadır. Örneğin işsizliği azaltmak amacıyla uygulanan talep artırıcı para ve maliye politikaları enflasyonu artırırken, tam tersi enflasyonu düşürmek amacıyla uygulanan talep kısıcıcı para ve maliye politikaları işsizliği arttırmaktadır (Ünsal, 2013:119-120). Bu durum iktisat politikası amaçları arasındaki çatışmanın tipik bir örneğidir.

İşsizlik ve enflasyon arasındaki söz konusu ilişki Phillips eğrisi yardımı ile analiz edilmektedir. Phillips eğrisi A.W. PHILLIPS'in herhangi bir teoriye dayanmadan, İngiltere ekonomisindeki istatistikî verileri gözlemleyerek yaptığı "The Relation Between Unemployment and the Rate of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957" adlı çalışmadan türetilmiştir. Phillips çalışmasında parasal ücretlerin değişme oranı ile işsizlik oranı arasında doğrusal olmayan ters yönlü ve istikrarlı bir ilişki bulmuştur. Bu ilişki iktisat politikası uygulayıcılarını ya "yüksek oranda işsizlik ve düşük enflasyon" ya da "düşük oranda işsizlik ve yüksek enflasyon" gibi iki zorunlu tercih arasında bırakmıştır (Savaş, 2013:211-212). Böylece politika yapıcılar toplum tercihlerine duyarlı politika tasarlama imkanına kavuşmuştur. Ayrıca, politik eleştirilere cevap vermede teorik bir destek de elde etmişlerdir.

Eğrinin geçerliliği 1970'lerde ortaya çıkan stagflasyon krizi nedeniyle çeşitli eleştirilere uğramış ve tartışılmaya başlanmıştır. Monetarist iktisatçılar eğrinin sadece kısa dönem için geçerli olduğunu, buna karşın uzun dönemde geçersiz olduğunu savunmuşlardır. Rasyonel beklentiler teorisi ise; eğrinin hem kısa dönemde hem de uzun dönemde geçersiz olduğunu öne sürmüştür.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye için işsizlik ve enflasyon oranı arasında kısa veya uzun vadeli bir ilişkinin olup olmadığını belirlemektir. Bu amaçla çalışmada, öncelikle uzun vadede bir

denge ilişkisinin varlığı araştırılmıştır. Çünkü uzun vadede bir ilişki tespit edildiği zaman, kısa vade için de bir ilişkinin var olması gerektiği sonucu otomatik olarak ortaya çıkmaktadır. Eğer, uzun vadede değişkenler arası denge durumundan söz edilemiyorsa, hata düzeltme mekanizması çalışmadığından, kısa vade için değişkenler arası bir ilişki denkleminin tanımlanması olanaksızdır.

## 2. KAVRAMSAL VE KURAMSAL AÇIKLAMALAR

Phillips, 1861-1957 yılları arasındaki İngiltere ekonomisine ait verileri kullanarak yaptığı çalışmada işsizlikle nominal ücret düzeyi arasında bir ilişki olup olmadığını araştırmış, söz konusu dönemde işsizlik düzeyi ile nominal ücret düzeyi arasında ters yönlü bir ilişki olduğu, işsizlik düzeyi azalınca nominal ücret artış düzeyinin arttığı- işsizlik düzeyi artınca nominal ücret düzeyinin düştüğü sonucuna ulaşmıştır.(Phillips, 1958). Phillips eğrisi olarak bilinen eğri ise Phillips'in çalışmasından iki yıl sonra Samuelson ve Robert Solow tarafından çizilmiştir. Nominal ücret ile işsizlik arasındaki ters yönlü ilişkiyi gösteren orijinal Phillips eğrisi Samuelson ve Solow tarafından enflasyon oranı ile işsizlik arasındaki ilişkiyi gösterecek şekle dönüştürülmüştür (Samuelson, Solow, 1960: 176-194). Bu fark çok önemli değildir, çünkü nominal ücret oranı ile enflasyon oranı arasında yakın bir ilişki bulunmaktadır. Ücretlerin yükseldiği dönemlerde fiyatlar da yükselmektedir ( Mankiw, 2010: 434).

Samuelson ve Solow'un Phillips eğrisini enflasyon- işsizlik değiş tokuşuna dönüştürmesinden ziyade ABD verilerinden yararlanarak çizdikleri Phillips şeklinin altına yazdıkları ifade dikkati çekmiştir. Söz konusu ifade şu şekildedir: **“Bu [Modifiye edilmiş Phillips Eğrisi], işsizlik ve fiyat istikrarının farklı düzeyleri arasındaki tercih menüsünü gösterir”**. Bu ifade bize Phillips eğrisinin bir iktisat politikası aracı haline dönüştürüldüğünü göstermektedir. Çünkü her siyasi parti işsizlik ve enflasyonun neden olduğu sosyal zararlara farklı derecede önem atfetmektedir. Bu yüzden siyasi partiler farklı önceliklere dayanan ekonomik programlarını Phillips eğrisi temelinde meşrulaştırabilmişlerdir (Büyükakın, 2008:139).

Ancak 1970'li yılların başında hem işsizliğin hem de enflasyonun aynı anda artmaya başlaması Phillips eğrisinin geçerliliğinin sorgulanmasına neden olmuş ve çeşitli eleştirilere uğramıştır. Bu eleştirilerden en kabul göreni Phillips eğrisi modelinde beklentilerin dikkate alınmamasıdır. Bu eleştiriler üzerine beklentileri de dikkate alan ve Phillips eğrisini kısa- uzun dönem olarak ayırtıran yeni çalışmalarla Phillips eğrisi analizi geliştirilmiştir.

Orijinal Phillips eğrisini en çok eleştirenlerin başında Monetarist iktisat görüşünün kurucusu olarak kabul edilen Friedman gelmektedir. Friedman Phillips eğrisini elde etmek için beklenen enflasyon oranının modele dahil edilmesi gerektiğini öne sürmüştür. Beklenen enflasyon uzun dönemli ücret sözleşmelerinin esas alındığı referans değerdir. Nominal ücretlerin belirlenmesinde geçmiş tecrübeleri dikkate alan, onları geleceğe taşıyan, adapte eden beklentiler etkili olmaktadır. Friedman'a göre emek arz ve talebi reel ücretler, reel ücretler de beklenen enflasyon tarafından belirlendiğinden, her beklenen enflasyon için farklı bir Phillips eğrisi oluşacaktır. Beklenen ve gerçekleşen enflasyon arasındaki farklar (beklenti hataları) düzeline kadar enflasyon ve işsizlik arasında ters yönlü bir değişim ilişkisi söz konusu olabilecektir. Uzun dönemde ise işsizlikle enflasyon arasındaki bu değişim ilişkisi kaybolacaktır. Uzun dönem Phillips eğrisi doğal işsizlik oranında yatay eksene dik bir doğru halini alacaktır. Bunun anlamı işsizliğin azaltılmasına yönelik hiç bir politikanın uzun dönemde işsizliği doğal sınırının altına

indiremeyeceği ve sadece enflasyona neden olacaktır. Çünkü, uzun dönemde beklenen enflasyon gerçekleşen enflasyona eşitlenecek, kısa dönemde gerçekleşen -beklenen enflasyon-hataları söz konusu olmayacaktır (Ulusoy, 2016:244). Dolayısıyla adaptif beklentilerin modele dahil edilmesi durumunda, işsizlikle enflasyon arasında uzun dönemli bir değiş-tokuş ilişkisinin bulunmaması, Keynesyen iktisatçıların ileri sürdüğünün aksine Phillips eğrisinin bir iktisat politikası aracı olma özelliğini ortadan kaldırmıştır (Büyükakın, 2008:144).

Yeni klasik iktisatçılar tarafından ortaya atılan rasyonel beklentiler teorisine göre ise ne kısa ne de uzun dönemde enflasyon ve işsizlik arasında değişim ilişkisi bulunmamaktadır. Bu görüşlerini, iktisadi birimlerin rasyonel karar aldıkları ve fiyatların her koşulda esnek olduğu varsayımına dayandırmaktadırlar. İktisadi birimlerin kararlarını rasyonel olarak aldıklarına inanırlar. İktisadi birimler beklentilerini, adaptif beklentiler varsayımında olduğu gibi, sadece geçmiş dönem verilerini değil cari dönem bilgilerini de kullanarak oluştururlar. Beklentilerde sistematik hata yoktur, yani iktisadi birimler sürekli aynı hatayı tekrarlamazlar (Çevik, 2005: 4). Politika yapıcının para arzını arttırması ile birlikte iktisadi karar birimleri enflasyon ile ilgili beklentilerini gözden geçirirler. Örneğin, para arzının artması sonucunda fiyatlar genel düzeyince artış meydana gelecektir. Fiyatlar genel düzeyinin artması ile birlikte reel ücretlerde azalma yaşanır. Reel ücretlerin azalması işveren açısından maliyetlerin azalması anlamına geldiği halde üretimi ve istihdamı arttırmayı tercih etmeyecektir. Çünkü para arzı artışı ile birlikte enflasyon beklentisini revize eden işçilerin reel ücretlerinde meydana gelen azalmayı telafi etmek için eski reel ücret seviyesini sağlayacak şekilde zam talebinde bulunacağını bilir. İşveren istihdam ve üretimi arttırmadığı için işsizlikte azalma olmaz. Yani işsizlik doğal seviyesinin altına düşmez, fakat fiyatlar genel düzeyi artar. Bu sonuç ise bize Yeni Klasik iktisatçıların Phillips eğrisini hem kısa hem de uzun dönemde geçersiz gördüklerini göstermektedir (Bilgili, 2012: 168). Fiyatların esnek olduğu kabulü de Phillips eğrisinin geçersizliği ile ilgili yaklaşımda belirleyicidir. Bilindiği gibi klasik yaklaşımda fiyatların esnekliği tam istihdamın garantisi olarak kabul edilir. Tam istihdam düzeyinde ekonomi doğal işsizlik sınırına ulaşacağı için uzun dönemde de enflasyon ve işsizlik arasında ilişki gözlenmeyecektir.

### 3. LİTERATÜR TARAMASI

Daha önce de ifade ettiğimiz gibi Phillips eğrisi enflasyon ve işsizlik arasında bulunan negatif ilişkiyi göstermektedir. Bu bağlamda enflasyon oranı artarken işsizlik oranı düşmekte, işsizlik oranı artarken enflasyon oranı düşmektedir. Phillips eğrisi üzerine yapılan çalışmalar ve tartışmalar ortaya çıktığı ilk günden günümüze kadar sürmüştür. Konu ile ilgili farklı ülkeler, dönemler ve yöntemler kullanılarak birçok çalışma yapılmıştır. Phillips eğrisi üzerine yapılan bu çalışmalar dikkate alındığında kullanılan ülke, dönem ve yöntemlerin farklı olması sonuçların da farklı olmasına yol açmıştır.

Uysal ve Erdoğan (2003) tarafından yapılan çalışmada Türkiye Ekonomisinin 1980-2002 yıllarını kapsayan çalışmasında işsizlik oranları ile enflasyon oranları arasındaki ilişki Phillips eğrisi yardımıyla incelenmiştir. Çalışmada 1980-1990 arasında işsizlik ve enflasyon oranı arasında pozitif bir ilişki bulunurken, 1990-2002 arasında negatif bir ilişki bulunmuştur.

Ewing ve Seyfried (2003) tarafından yapılan çalışmada 1954 ve 1999 yılları arasındaki ABD ekonomisine ait enflasyon ve çıktı açığı verileri kullanılarak Phillips eğrisinin geçerliliği sınanmıştır. Çalışma sonucunda kısa dönemde Phillips eğrisinin geçerliliği kabul edilmiştir.

Berber ve Artan (2004) çalışmalarında Türkiye’de enflasyon ve ekonomik büyüme ilişkisini 1987:1-2003:2 dönemi için ele almışlardır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre; enflasyon ekonomik büyümeyi negative yönde etkilemektedir.

Kitov (2008), Avusturya ve Fransa için yapmış olduğu çalışmasında işsizlik, enflasyon ve işgücü değişimlerini incelemiştir. %90’ın üzerinde anlamlı çıkan modele göre Phillips Eğrisinin ortaya koyduğu ilişki bu iki ülkede de mevcuttur.

Musso vd. tarafından (2009) tarafından yapılan çalışmada 1970-2005 yılları arasında EURO bölgesi için enflasyon ve çıktı açığı verileri kullanılarak Phillips eğrisinin kapsamlı bir analizi yapılmıştır. Çalışma sonucuna göre EURO bölgesi için enflasyon ve çıktı açığı arasında bir ilişki görülmemiştir.

Herman tarafından (2010) yapılan çalışmada 1990-2009 yılları arasındaki Romanya ekonomisine ait işsizlik ve enflasyon oranı arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışma sonucuna göre söz konusu dönemler aralığında enflasyon ve işsizlik arasında bir ilişki saptanamamıştır.

Altay, Tuğcu ve Topçunun (2011) yaptığı çalışmada enflasyon ve işsizlik arasında uzun dönemde bir ilişkinin olup olmadığı Pedroni Panel Eşbütünleşme, iki değişkenin birbirini tetikleyip tetiklemediği ise Granger nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Çalışma sonucuna göre işsizlik ve enflasyon oranı arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur. Nedensellik ilişkisinin yönü ise kısa dönemde enflasyondan işsizliğe doğru iken, uzun dönemde işsizlikten enflasyondadır.

Mangır ve Erdoğan (2012) tarafından yapılan çalışmada 1990-2011 yılları arasında Türkiye ekonomisine ait işsizlik ve enflasyon oranları kullanılarak Phillips eğrisinin geçerli olup olmadığını test etmek için değişkenler arasında doğrusal olmayan ters model oluşturulup regresyon analizi yapılmış ve değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisine bakılmıştır. Çalışma sonucuna göre kısa dönemde enflasyon ve işsizlik arasında trade off bulunmamaktadır.

Bayrak ve Kanca (2013) tarafından Türkiye Ekonomisinin 1970-2010 yıllarını kapsayan çalışmada işsizlik oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi gösteren Phillips eğrisinin geçerliliği sınanmıştır. Çalışmada söz konusu dönem için kısa dönemde işsizlik oranı ile enflasyon oranı arasında negatif bir ilişki bulunurken, uzun dönemde böyle bir ilişki bulunamamıştır.

Florea (2014) çalışmasında, Romanya’da enflasyon oranı ve işsizlik dengesini ele almıştır. Romanya Merkez Bankası’ndan aldığı verileri analiz ettiği çalışmasından elde edilen sonuca göre, 20-24 yaş gurubundaki işsizlik oranı dikkate alındığında, Romanya için enflasyon oranı ve işsizlik arasında uzun dönemde bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Alisa (2015) çalışmasında, enflasyon oranı ve işsizlik arasındaki ilişkiyi ele almıştır. Bu ilişkide hangi faktörlerin etkili olduğunu ve ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını değerlendirmiştir. Phillips eğrisini de dikkate aldığı çalışmasından elde edilen sonuçlar, uzun dönemde işsizlik oranı ve enflasyon arasında bir ilişkiden söz edilemeyeceğini göstermektedir.

Güven ve Ayvaz (2016) çalışmalarında, Türkiye’de enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkinin ortaya konulmasını amaçlamışlardır. 1990-2014 yıllarını kapsayan yıllık enflasyon ve işsizlik verilerini kullanarak, bu değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkileri incelemek amacıyla gerekli ekonometrik analizleri yapmışlardır. Granger nedensellik testi sonuçları, işsizlik oranından enflasyon oranına doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığını göstermektedir.

#### 4. AMAÇ, VERİ VE YÖNTEM

Çalışmanın amacı, Phillips eğrisi ilişkisinin Türkiye özelinde incelenmesi ve analiz edilmesidir. Bu amaçla, teoriden de hareketle, işsizlik ve enflasyon oranı değişkenleri ele alınmıştır. Çalışmada 2003-2016 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. Serilerin hem aylık gözlem değerlerine sahip olması, hem de Türkiye konjonktüründe günümüze kadar meydana gelen değişimlerin varlığı düşünülerek, serilere öncelikle birim kök testi uygulanmıştır. İlgili literatüre bakıldığında, pek çok birim kök testi ile karşılaşmak mümkündür. Uygun birim kök testini seçebilmek adına, öncelikle serilerin zaman yolu grafiklerine bakılarak, zaman içerisinde yapısal bir değişimin var olup olmadığına dair görsel ve ön bilgi elde edilmiştir. Serilerde yapısal değişimin var olduğu düşünülmüş ve yapısal kırılmalı birim kök testlerinden, uygun olanlar analize dâhil edilmiştir. Veriler, World Bank, OECD ve TÜİK resmi sitelerinden elde edilmiştir.

#### 5. ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK

İstatistik ve ekonometri gibi bilim dallarında geniş bir uygulama alanı bulabilen zaman serileri, zaman içinde gözlemlenen ölçümlerin bir dizisi olarak tanımlanır (Akdi, 2003). Zaman serisi verileri, değişkenlerin bir dönemden diğerine ardışık bir şekilde gözlemlendiği sayısal değerler hakkında bilgi verirler. Gözlenen verilerin zaman içerisinde ardışık bir biçimde gerçekleşmesi bir koşul değildir fakat düzenli aralıklarla dizinin gelişimini görme açısından önemlidir. Zaman serisi verileri genellikle günlük, haftalık, aylık, üç aylık, yıllık ve daha uzun dönemli aralıklarla derlenir ve toplanır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2005, 118). Bir zaman serisinin istatistiksel analizi yapılmadan önce, o seriyi yaratan sürecin zaman içinde sabit olup olmadığı yani serinin durağanlığının araştırılması gerekir. Durağanlık, bir takım istatistiksel çıkarımlar yapılabilmesi ve değişkenin daha başarılı tanımlanabilmesi için önemlidir. Stokastik süreç izleyen zaman serilerinde durağanlık önemli bir kavramdır.

Klasik regresyon modelinin varsayımları hem  $y_t$  ve  $y_{t-s}$  dizilerinin durağan olmasını, hem de hataların sıfır ortalamaya ve sonlu sabit bir varyansa sahip olmasını gerektirmektedir. Regresyon modelinin standart varsayımlarından durağanlık, etkin ve tutarlı tahmin için gerekli koşuldur. Ancak iktisadi zaman serilerinin önemli bir kısmı durağan olmayan bir yapıya sahiptir. Durağan olmayan bir değişkenin olasılık dağılımı zamana göre değişmediği için, böyle bir değişkeni durağan kabul ederek yapılan analiz, yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir.

$Y_1, Y_2, \dots, Y_t$  gibi bir zaman serisinin bileşik olasılık dağılımı,  $Y_{1+k}, Y_{2+k}, \dots, Y_{t+k}$  serisinin bileşik olasılık dağılımı ile aynı ise, başka bir ifadeyle herhangi bir gözlem setinin bileşik olasılık dağılımı gözlemlerin yapıldığı zamandan ileriye ya da geriye doğru kaydırıldığında herhangi bir değişikliğe uğramıyorsa güçlü durağanlıktan söz edilir (Maddala & Kim; 1998:15). Ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç, durağan bir süreç olarak tanımlanır (Gujarati; 2005: 34).

#### 6. BİRİM KÖK TESTLERİ VE KOENTTEGRASYON

Yapısal değişimler veya “kırılmalar”, özellikle büyüme oranı, enflasyon oranı, döviz kuru gibi finansal serilerde karşımıza çıkmaktadır. Literatüre bakıldığında, zaman serileri ve finansal serilerdeki yapısal kırılmaları ve ele alınan seride kaç tane yapısal değişimin olduğunu tespit etmede kullanılan sayısız Klasik ve Bayezyen yaklaşımların olduğu görülmektedir. Bu yaklaşımlar arasındaki fark, kırılmanın tipinden kaynaklanmaktadır (ortalamada kırılma,

varyansta kırılma, değişkenler arası ilişkilerde kırılma, tek kırılma, çoklu kırılma, sürekli yapıda kırılma vb).

Literatürde, yapısal kırılmalı birim kök testlerine ilişkin farklı yaklaşım ve düşüncelerin ortaya atıldığı görülmektedir. Örneğin; Nelson ve Plosser (1982) hemen hemen tüm zaman serilerinin birim kök içerdiğini savunmuşlardır. Bu görüş Perron (1989) tarafından ret edilmiş ve Perron'a göre, ekonomide meydana gelen değişmelerin izole edilmesi ve bu değişmelerin, ele alınan serinin yapısında meydana gelen kalıcı değişimler olarak kabul edilmesi gerekmektedir. Buna ilave olarak Perron, Nelson ve Plosser'ın elde ettikleri sonuçların belirleyici olmadığını, serilerde görülen birim kökün varlığının, ekonomide meydana gelen yapısal değişimlerden kaynaklandığını savunmuştur.

### 6.1. Zivot ve Andrews (ZA) (1992) Testi

Zivot ve Andrews (1992) makalelerinde, Perron (1989) 'un dışsallık varsayımını eleştirmişlerdir. Zivot ve Andrews geliştirdikleri test ile Perron yaklaşımı ile %5 anlamlılık düzeyinde birim kök boş hipotezinin reddedildiği on seriden dördünde birim kök boş hipotezini reddedememişlerdir. Yani birim kök hipotezi karşısında daha kesin olmayan sonuçlara ulaşmışlardır (İğde, 2010: 29). Zivot ve Andrews, kırılma noktasının tahmin edilmesinde en fazla ağırlığı alternatif hipotezde tanımlamanın uygun olduğunu ifade etmişlerdir. Çalışmalarında, Perron (1989) tarafından izlenen ADF test prosedürünü izlemişlerdir. Boş hipotezi test etmek için şu denklemleri kullanmışlardır:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta \hat{y}_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta \hat{y}_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta \hat{y}_{t-j} + \hat{e}_t \quad (3)$$

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1 & \text{eğer } t > T\lambda \\ 0 & \text{d. d.} \end{cases} \quad (4)$$

$$DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda & \text{eğer } t > T\lambda \\ 0 & \text{d. d.} \end{cases} \quad (5)$$

### 6.2. Lumsdaine ve Papell (1997) Testi

Lumsdaine ve Papell, iki yapısal kırılmanın dikkate alındığı bir yaklaşım geliştirmişlerdir. Lumsdaine ve Papell (1997), ZA birim kök testine ilave olarak iki endojen kırılmayı, tanımladıkları alternatif hipotez altında dikkate almışlardır (Byrne and Perman, 2006: 10). Lumsdaine ve Papell (LP) 1997 yılında çalıştıkları makalelerinde, kırılma zamanının içsel olarak belirlendiği ve seride iki yapısal kırılmaya izin veren bir test yöntemi geliştirmişlerdir.

$$\text{AA Modeli: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\text{CA Modeli: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\text{CC Modeli: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

### 6.3. Lee ve Strazicich (2003, 2004) Testi

Lee ve Strazicich (2003) çalışmasında bir kırılmanın yok sayılması ile testin güç kaybına uğrayacağı gibi, tek kırılmalı testlerde iki ya da daha fazla kırılmanın varlığı durumunda, benzer bir güç kaybının beklenmesi gerektiğini ifade etmişlerdir (Lee & Strazicich, 2003: 1085). Lee ve Strazicich (2003, 2004) kırılma zamanının içsel olarak belirlendiği, birim kök boş hipotezi ve alternatifini altında bir ve iki kırılma olasılığına izin veren bir yaklaşımı dikkate almışlardır. LS testi, Perron (1989)'da tanımlanan modelleri dikkate almışlardır ve süreç şu şekilde ifade edilebilir:

$$y_t = \delta' Z_t + e_t \quad (8)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

LS testinde, birim kök test istatistiği, şu regresyon yardımı ile hesaplanır:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (10)$$

### 6.4. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) (CS) testinde, beş tane yapısal kırılmaya izin verilmekte ve kırılma tarihleri de içsel olarak belirlenmektedir (Carrion-i-Silvestre, 2009: 1760). Bu test, yapısal kırılma noktalarını Bai ve Perron (2003) algoritmasını kullanarak, quasi-GLS yöntemi yardımıyla dinamik programlama süreciyle ve hata kareler toplamını minimize ederek elde etmektedir. Bu test, küçük örneklerde de kullanılabilir özelliğine sahiptir (Yıldırım ve diğ., 2013: 84).  $y_t$  stokastik süreci için testte kullanılan modeller şu şekildedir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (11)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (12)$$

$$P_t^{\text{GLS}}(\lambda^0) = \{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)\} / s^2(\lambda^0) \quad (13)$$

$$MP_t^{\text{GLS}}(\lambda^0) = \left[ \bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s(\lambda^0)^2 \quad (14)$$

$$MZ_{\alpha}^{\text{GLS}}(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left( 2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (15)$$



$$MSB^{GLS}(\lambda^0) = \left( s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (16)$$

$$MZ_t^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left( 4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (17)$$

## 7. KOENTTEGRASYON ANALİZİ

Ele alınan serilerin, düzeyde durağan olmadığı, birinci farkları alındığında durağanlaştıkları durumda, bu serilerin doğrusal bir bileşimlerinin dengede olup olmadığını araştırmak için koentegrasyon testlerine başvurmak gerekir. Bu amaçla, literatürde sıklıkla kullanılan Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen koentegrasyon testine başvurmak mümkündür. Ancak, serilerde, yapısal bir kırılma söz konusu ise, Johansen ve Juselius testi, serilerin uzun dönemde dengede olmadıkları yönünde bir sonuç verebilir ve bu da yanlış yorumlara sebep olur. Bu durumda, serilerdeki yapısal değişimlerin de dikkate alındığı Gregory ve Hansen (1996) tarafından geliştirilen koentegrasyon testine de başvurmak gerekir (Dritsakis, 2012: 14).

### 7.1. Gregory ve Hansen (1996) Koentegrasyon Testi

Gregory ve Hansen (1996), serilerde zaman içerisinde meydana gelen yapısal değişimleri de dikkate alan bir koentegrasyon testi geliştirmişlerdir. Test sürecinde, yapısal kırılmalara ilişkin varsayımların yer aldığı dört model tanımlanmıştır. İki değişkenli model için test süreci şu şekildedir:

Model 1: Standart Koentegrasyon

$$Y_t = \mu_1 + \alpha_1 X_t + e_t \quad (18)$$

Model 2: Koentegrasyon – Düzeyde değişim (CC)

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tk} + \alpha_1 X_t + e_t \quad (19)$$

Model 3: Koentegrasyon – Düzey + trend değişim (CT)

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tk} + \beta_{1t} + \alpha_1 X_t + e_t \quad (20)$$

Model 4: Koentegrasyon – Rejim değişimi (CS)

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tk} + \alpha_1 X_t + \alpha_2 X_t \varphi_{tk} + e_t \quad (21)$$

$Y_t$ : Bağımlı değişken

$X_t$ : Bağımsız değişken

$t$ : Zaman dönemi

$e$ : Kalıntı terimi

$k$ : Kırılma dönemi

$\varphi$ : Kukla değişken

$$\varphi_{tk} = \begin{cases} 0, & \alpha v \quad t \leq k \text{ (k kırılma dönemi)} \\ 1 & \alpha v \quad t > k \end{cases} \quad (22)$$

## 7.2. Maki (2012) Koentegrasyon Testi

Geleneksel koentegrasyon testlerinden farklı olarak, Maki (2012) tarafından geliştirilen bu test, değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisinin varlığını, maksimum beş tane içsel yapısal kırılmanın varlığında tanımlayabilmektedir. Özellikle, eşbütünleşme denkleminde üç ve daha fazla yapısal kırılma olduğunda, bu yöntem Gregory ve Hansen (1996) yönteminden üstündür (Maki, 2012: 2013). Bu test için kullanılan dört model şu şekildedir:

Model 0: Sabit terimde kırılma var, trendsiz model

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_t K_{i,t} + \beta x_t + u_t \quad (23)$$

Model 1: Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendsiz model

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_t K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (24)$$

Model 2: Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendli model

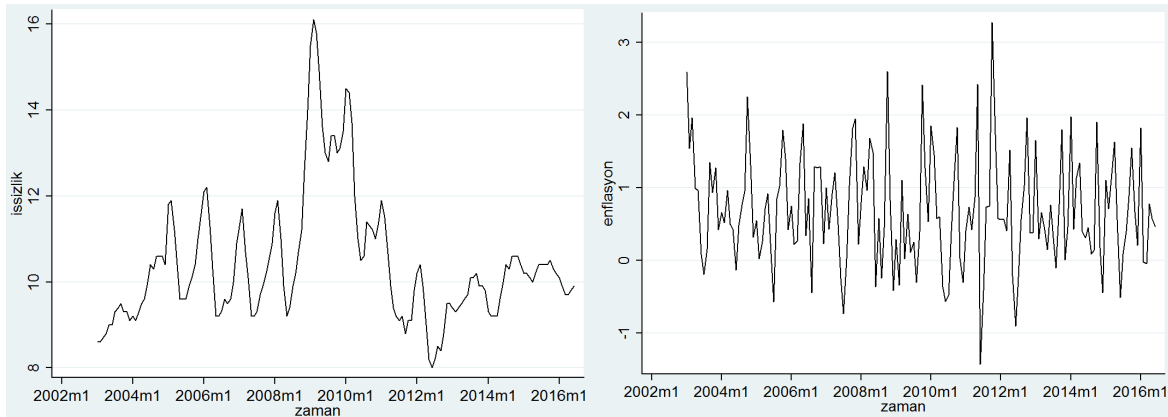
$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_t K_{i,t} + \gamma x + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (25)$$

Model 3: Sabit terimde, eğimde ve trendde kırılma var.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_t K_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (26)$$

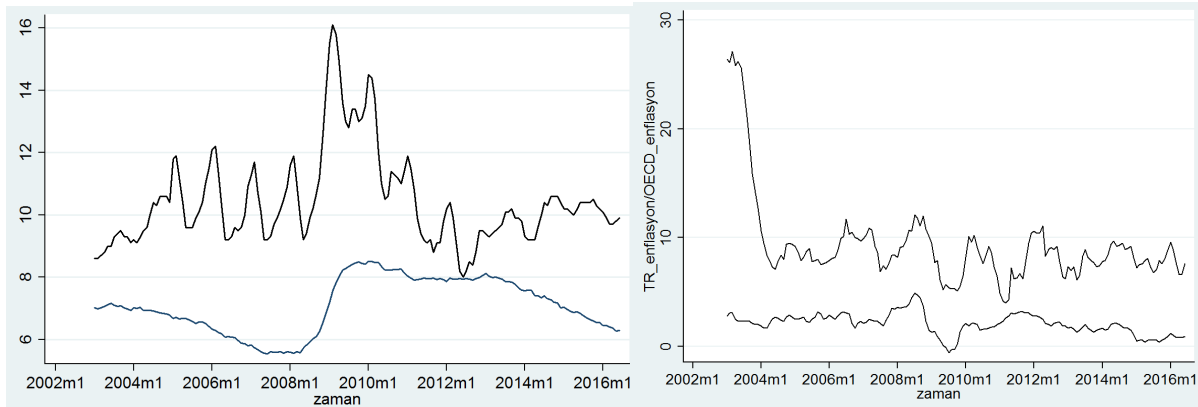
## 8. BULGULAR

Çalışmada analizler, Gauss 7.0, Matlab 7.5, WinRATS Pro 8.0 ve Stata (MP) 13.0 paket programları kullanılarak yapılmıştır. Türkiye’de enflasyon ve işsizlik oranlarına ilişkin zaman yolu grafikleri şu şekilde verilebilir:



**Grafik 1. Türkiye için İşsizlik ve Enflasyon Oranı**

2003-2016 dönemine ilişkin işsizlik oranı grafiği incelendiğinde, 2003-2007 döneminde mevsimsel dalgalanma şeklinde ve belli ortalama civarında dalgalanma gösterdiği söylenebilir. Bu dalgalanmada, 2001 krizinin etkisi olduğu düşünülebilir. İşsizlik oranındaki belirgin artışın, özellikle 2008 küresel ekonomik krizin ardından ortaya çıktığı görülmektedir. Ancak, işsizlik oranındaki ani yükselişin, 2008'in ikinci çeyreğinden 2010 yılı ortalarına kadar devam ettiği düşünüldüğünde, işsizlik oranının, “öncü gösterge” değil, “takipçi gösterge” olduğu ifade edilebilir. 2008 krizinin ardından, 2010 Borç krizinin de ülkemizdeki işsizlik oranını artırıcı yöndeki etkisi, işsizlik oranındaki artışın uzun vadede düşüşe geçmesi ile ilişkilendirilebilir. İşsizlik oranı serisinde, sadece görsel olarak değerlendirildiğinde bile, mevsimsel ve konjonktürel bir yapının olduğu söylenebilir, dolayısıyla işsizlik oranının durağan bir yapı göstermediği öngörülebilir. Enflasyon oranı da benzer şekilde, mevsimsel bir yapı göstermektedir. Enflasyon oranında, 2008 krizinin etkilerinin, 2010 borç krizinin de yaşanmasının ardından ortaya çıktığı görülmektedir. Özellikle 2011 yılının son aylarında enflasyon oranındaki dönemsel farkların yüksek olduğu görülmektedir.



**Grafik 2. İşsizlik ve Enflasyon Oranı için Türkiye-OECD Karşılaştırması**

Bir OECD ülkesi olan Türkiye'deki işsizlik ve enflasyon oranları, OECD ortalaması ile karşılaştırıldığında, her iki gösterge için Türkiye'deki oranların, OECD ortalamasının üzerinde olduğu görülmektedir. Dönemsel artış ve azalışlar açısından karşılaştırma yapıldığında, 2008 krizinin ardından Türkiye'de işsizlik oranındaki belirgin artışın, OECD ülkelerinde de aynı dönemlerde arttığı görülmektedir.

İşsizlik ve enflasyon oranı değişkenlerine, birim kök testleri sırasıyla uygulanmıştır. Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları Tablo 1'deki gibidir:

**Tablo 1. Tek Kırılmalı Zivot-Andrews Birim Kök Testi**

<b>log(İŞSİZLİK ORANI)</b>			
	<i>Model A</i>	<i>Model B</i>	<i>Model C</i>
<i>TB</i>	Haziran 2009	Eylül 2009	Temmuz 2009
$\mu$	0,2158	0,1796	0,3369
	7,0148*	9,0056*	6,2214*
$\theta$	0,2236	-	0,2125
	5,011**	-	5,6694
$\gamma$	-	0,00045	0,00088
	-	6,1147*	6,0569*
$\alpha$	0,1596	0,0119	0,0225
	-2,1130	-3,0199	-3,6321
<i>K</i>	2	2	2
<b>log(ENFLASYON ORANI)</b>			
	<i>Model A</i>	<i>Model B</i>	<i>Model C</i>
<i>TB</i>	Haziran 2009	Temmuz 2009	Ağustos 2009
$\mu$	0,3122	0,1966	0,4423
	8,056*	5,004*	-9,269*
$\theta$	-0,0031	-	-0,0025
	7,0243*	-	-5,991*
$\gamma$	-	0,0005	0,00447
	-	-3,245	-8,663*
$\alpha$	0,1520	0,0333	-0,0225
	-2,8456	-2,0235	-3,6321
<i>K</i>	2	2	2
<i>t tablo değerleri</i>	Model A	Model B	Model C
1%	-5,34	-4,93	-5,57
5%	-4,8	-4,42	-5,08
10%	-4,58	-4,11	-4,82
* 1% anlamlılık seviyesinde anlamlı			
** 5% anlamlılık seviyesinde anlamlı			

Zivot-Andrews testinde,  $\alpha$  parametresine ait t istatistiği, ilgili tablo değerden daha küçükse (mutlak değer almadan), birim kökün varlığına işaret eden  $H_0$  hipotezi ret edilmektedir. Tablo 1'deki sonuçlara göre, işsizlik ve enflasyon oranı değişkenleri için, 1% ve 5% anlamlılık düzeylerinde, yapısal kırılma dikkate alındığında, birim kök vardır şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir ( $\alpha$  parametresine ait hesaplanan test istatistikleri; -2,8456, -2,0235 ve -3,6321 tablo değerler ile kıyaslanmıştır). Yani işsizlik ve enflasyon oranı değişkenleri, yapısal kırılmanın dikkate alındığı durumda, düzeyde durağan değillerdir. Serilerin birinci farkları alınarak test tekrarlandığında, hem işsizlik hem de enflasyon oranı için fark durağanlığın olduğu tespit edildiğinden serilerin 1. dereceden entegre seriler yani I(1) oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

Test sonucuna göre, her üç modelde de tespit edilen kırılma dönemlerinin istatistiksel olarak anlamlı oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Bu test aynı zamanda, seriler için istatistiksel olarak en anlamlı olan kırılma döneminin ( $\overline{TB}$ ), Model C dikkate alınırsa işsizlik oranı için 2009 yılının Temmuz ayı, enflasyon oranı için 2009 yılının Ağustos ayı olduğu sonucunu vermektedir. Bu tarihin çıkması şaşırtıcı değildir. İşsizlik ve enflasyon oranı değişkenlerinin takipçi göstergeler oldukları düşünüldüğünde, 2008 Global Finansal Krizinin etkilerinin görüldüğü dönem 2009 dönemidir.

Daha önce de belirtildiği gibi, Zivot-Andrews testi ile tek bir yapısal kırılmanın varlığını kabul etmek, yanıltıcı sonuçlar verebilir. Bu nedenle Lumsdaine Papell test sonuçları Tablo 2'deki gibi elde edilmiştir:

**Tablo 2. İki Kırılmalı Lumsdaine-Papell Birim Kök Testi**

<b>log(İŞSİZLİK ORANI)</b>			
	<i>Model A</i>	<i>Model B</i>	<i>Model C</i>
<i>TB1</i>	Haziran 2009	Eylül 2009	Temmuz 2009
<i>TB2</i>	Mayıs 2011	Ağustos 2011	Temmuz 2011
$\mu$	0,2245	0,1155	0,2354
	7,225*	6,994**	8,012*
$\theta$	0,0045	0,0022	0,0044
	8,003*	8,056*	9,012*
$\omega$	0,0088	0,0078	0,0099
	9,225*	8,963*	8,003*
$\gamma$	-	0,0004	0,0005
	-	8,441*	8,961*
$\psi$	-	-	0,0006
	-	-	-9,001*
$\alpha$	0,0354	0,0445	0,0055
	-3,669	-4,021	-4,009
<i>K</i>	3	3	3
<b>log(ENFLASYON ORANI)</b>			
	<i>Model A</i>	<i>Model B</i>	<i>Model C</i>
<i>TB1</i>	Haziran 2009	Haziran 2009	Temmuz 2009
<i>TB2</i>	Haziran 2011	Haziran 2011	Temmuz 2011
$\mu$	0,2569	0,1036	0,3369
	9,1023*	7,001*	9,003*
$\theta$	0,0020	0,0032	0,0057
	8,332*	9,036*	10,236
$\omega$	0,0055	0,0082	0,0066
	9,016*	9,036*	9,124*
$\gamma$	-	0,0007	0,0011
	-	8,551*	8,901*
$\psi$	-	-	0,0013
	-	-	9,631*
$\alpha$	0,034	0,051	0,009
	-4,136	-5,003	-4,110
<i>K</i>	4	4	4
<i>t tablo değerleri</i>	<i>Model A</i>	<i>Model B</i>	<i>Model C</i>
<i>1%</i>	-6,94	-7,34	-7,24
<i>5%</i>	-6,24	-6,82	-6,65
<i>10%</i>	-5,96	-6,49	-6,33
* 1% anlamlılık seviyesinde anlamlı ** 5% anlamlılık seviyesinde anlamlı			

Tablo 2'de verilen sonuçlara göre, yapısal değişimin dikkate alındığı durum için, her üç modelde de farkı alınan serilerde birim kök vardır şeklindeki hipotez reddedilememektedir ( $\alpha$  parametresine ait t değerleri sırasıyla; -4,136, -5,003 ve -4,110'dur ve bu değerler 1%, 5% ve 10% anlamlılık seviyelerinde t tablo değerinden mutlak değerce büyüktür). Her üç modelde de kırılma tarihleri 1% anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır (anlamlı olan değerler \*

ile gösterilmiştir). TB1 ve TB2 olarak tanımlanan kırılma tarihlerine bakılarak işsizlik ve enflasyon oranı değişkenlerinin, hem 2008 Global Finansal Kriz hem de 2010 Avrupa Borç krizinin etkisinde kaldıkları söylenebilir. Zivot-Andrews test sonucunda çıkan kırılma tarihlerinin (2009 yılı), Lumsdaine-Pappell testinde de çıktığı, bununla birlikte serilerde 2011 yılında da yapısal bir değişimin var olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 3. Lee-Strazicich Minimum LM İki Kırılmalı Birim Kök Testi**

<b>log(İŞSİZLİK ORANI)</b>			
	<i>Model A</i>	<i>Model B</i>	<i>Model C</i>
<i>TB1</i>	Temmuz 2009	Temmuz 2009	Haziran 2009
<i>TB2</i>	Haziran 2011	Temmuz 2011	Haziran 2011
<i>S<sub>t-1</sub></i>	-0,225 (-4,11)	-0,331 (-3,99)	-0,451 (-3,99)
<i>B<sub>1t</sub></i>	0,526 (11,56)*	-	0,884 (9,12)*
<i>DT<sub>1t</sub></i>		-	0,593 (8,12)*
<i>B<sub>2t</sub></i>	-	0,961 (9,12)*	0,441 (7,99)**
<i>DT<sub>t2</sub></i>	-	0,228 (8,88)*	0,333 (8,33)*
<i>K</i>	2	2	2
<b>log(ENFLASYON ORANI)</b>			
	<i>Model A</i>	<i>Model B</i>	<i>Model C</i>
<i>TB1</i>	Haziran 2009	Haziran 2009	Mayıs 2009
<i>TB2</i>	Haziran 2011	Temmuz 2011	Temmuz 2011
<i>S<sub>t-1</sub></i>	-0,318 (-4,23)	-0,552 (-2,22)	-0,502 (-3,81)
<i>B<sub>1t</sub></i>	0,499 (10,38)*	-	0,796 (9,95)*
<i>DT<sub>1t</sub></i>		-	0,443 (8,893)*
<i>B<sub>2t</sub></i>	-	0,841 (8,91)*	0,367 (6,66)**
<i>DT<sub>t2</sub></i>	-	0,318 (7,55)**	0,223 (9,11)*
<i>K</i>	1	1	1

\* 1% anlamlılık seviyesinde anlamlı  
\*\* 5% anlamlılık seviyesinde anlamlı

Tablo 3'te verilen Lee-Strazicich test sonuçlarına göre,  $S_{t-1}$  değişkenine ait t istatistiği, tablo değeri ile mukayese edildiğinde, mutlak değerce küçük olduğundan, birim kökün var olduğu yönündeki  $H_0$  hipotezi hem işsizlik hem de enflasyon oranı açısından bakıldığında ret edilememektedir. Tespit edilen kırılma dönemlerinin 1% ve 5% anlamlılık seviyelerinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları söylenebilir (\* 1% anlamlılık seviyesinde, \*\* 5% anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olmayı ifade etmektedir). Serilerin birinci derece farkları alınarak tekrar edildiğinde, işsizlik ve enflasyon oranının, önceki birim kök testlerinden elde edilen sonuçları destekler nitelikte, I(1) oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo 4. Beş Kırılmalı Carrion-I-Silvestre Birim Kök Testi**

	Serilerin Düzey Değerleri					Kırılma Tarihleri
	$P_T$	$MP_T$	$MZ_\alpha$	$MSB$	$MZ_t$	
<i>İşsizlik Oranı</i>	35,63	34,10	48,94	0,19	5,69	2007:05
	(10,22)	(9,98)	(39,21)	(0,15)	(4,77)	2008:07
						2008:09
						2010:07
						2011:09
<i>Enflasyon Oranı</i>	44,17	48,33	40,23	0,23	4,55	2007:03
	(15,46)	(16,20)	(33,63)	(0,17)	(3,56)	2008:07
						2008:09
						2010:06
						2011:09
	Serilerin Birinci Fark Değerleri					
	$P_T$	$MP_T$	$MZ_\alpha$	$MSB$	$MZ_t$	
<i>Δİşsizlik Oranı</i>	5,13*	4,12*	8,44*	0,10*	2,55*	
	(10,11)	(9,87)	(38,14)	(0,14)	(4,70)	
<i>ΔEnflasyon Oranı</i>	9,88*	8,22*	9,32*	0,09*	2,36*	
	(16,01)	(17,88)	(33,21)	(0,17)	(3,55)	

**Not:** Parantez içerisindeki kritik değerler, bootstrap yöntemi ile elde edilmiştir. Değerler, Gauss ve Matlab programları yardımı ile hesaplanmıştır. \*; 5% anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olmayı ifade etmektedir. Hem kesme hem de eğimde yapısal değişimi kabul eden model dikkate alınarak test gerçekleştirilmiştir.

Carrion-I-Silvestre yapısal kırılmalı birim kök test sonucuna göre, serilerin düzey değerlerine ilişkin test istatistikleri, parantez içerisinde verilen kritik değerlerden büyük olduğu için, serilerin düzeyde durağan olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Serilerin birinci farkları alınarak test yinelenildiğinde, hesaplanan test istatistiklerinin tablo değerlerden küçük olduğu görülmektedir, bu nedenle serilerin birinci farklarının durağan olduğu, yani işsizlik ve enflasyon oranı serilerinin I(1) oldukları sonucuna varılabilir.

İşsizlik ve enflasyon oranına ilişkin gerçekleştirilen yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları, her iki seri için de belirli dönemlerde yapısal değişimlerin varlığına işaret etmektedir. Çalışmada dikkate alınan tek, iki ve çoklu yapısal kırılmalı birim kök sınamaları, Türkiye’de işsizlik ve enflasyon oranındaki değişimlerin, Global Finansal Kriz ve Borç Krizi’nden etkilendiğini göstermektedir. Son olarak ele alınan Carrion-I-Silvestre test sonucuna göre, işsizlik ve enflasyon oranı değişkenlerinde beş farklı dönemde yapısal değişim olduğu gözlenmektedir. Elde edilen birim kök testlerinde, her iki serinin de I(1) olduğu sonucuna ulaşıldığı için, eşbütünlük testlerine geçilebilir. Gregory-Hansen eşbütünlük test sonuçları Tablo 5’te verildiği gibidir:

**Tablo 5. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

<i>H<sub>0</sub>: Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.</i>				
<i>H<sub>1</sub>: Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.</i>				
Model	Kırılma Dönemi	Test istatistiği	Kritik Değerler	
			%1	%5
Model C	2008:06	-3,84	-5,44	-4,92
Model C/T	2009:07	-3,55	-5,80	-5,29
Model C/S	2009:08	-3,63	-5,97	-5,50

**Not:** Kritik değerler Gregory ve Hansen (1996:109)'dan alınmıştır.

Gregory-Hansen test sonuçlarına göre, testte kullanılan üç model için de hesaplanan ADF istatistiklerinin kritik tablo değerlerinden küçük oldukları görülmektedir. Dolayısıyla, işsizlik ve enflasyon oranı değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı söylenebilir. Yapısal kırılma tarihleri ise sırasıyla üç model için; 2008 Haziran, 2009 Temmuz ve 2009 Ağustos dönemi olarak tespit edilmiştir.

Yapılan birim kök test sonuçlarında, hem işsizlik hem de enflasyon oranı değişkenleri için birden fazla yapısal kırılmanın tespit edildiği düşünüldüğünde, Gregory-Hansen eşbütünleşme testinin gücü zayıf kalabileceğinden (Gregory-Hansen tek yapısal değişimi dikkate almaktadır) uzun dönem ilişkisi için, Maki (2012) testi gerçekleştirilmiştir, sonuçlar Tablo 6'da verilmiştir:



**Tablo 6. Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünlüşme Testi**

<i>H<sub>0</sub>: Seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi yoktur.</i>					
<i>H<sub>1</sub>: Seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi vardır.</i>					
Modeller	1 Kırılma	2 Kırılma	3 Kırılma	4 Kırılma	5 Kırılma
<i>Model 0</i>	-4,10(-5,70)	-4,21(-5,41)	-4,33(-5,56)	-4,58(-5,77)	-5,02(-5,95)
	Kırılma	Kırılma:	Kırılma:	Kırılma:	Kırılma:
	2008:05	2008:05 2010:07	2008:05 2009:07	2007:11	2007:11
			2010:06	2008:05	2008:05
				2009:07	2009:07
			2010:06	2010:06	
				2011:05	
<i>Model 1</i>	-4,98(-5,52)	-5,01(-5,70)	-5,50(-5,83)	-5,97(-6,05)	-6,02(-6,19)
	Kırılma	Kırılma:	Kırılma:	Kırılma:	Kırılma:
	2007:09	2007:09 2009:08	2007:09 2009:08	2007:09	2007:09
			2010:07	2009:08	2009:08
				2010:07	2010:07
			2010:09	2010:09	
				2011:08	
<i>Model 2</i>	-4,99(-5,45)	-5,14(-5,86)	-5,99(-6,25)	-6,30(-6,59)	-6,55(-6,91)
	Kırılma	Kırılma:	Kırılma:	Kırılma:	Kırılma:
	2007:08	2007:08 2009:06	2007:08 2009:06	2007:08	2007:08
			2010:06	2009:06	2009:06
				2010:06	2010:07
			2011:06	2010:06	
				2011:06	
<i>Model 3</i>	-5,03(-6,04)	-5,37(-6,62)	-6,34(-7,08)	-6,98(-7,55)	-7,02(-8,00)
	Kırılma	Kırılma:	Kırılma:	Kırılma:	Kırılma:
	2008:04	2008:04 2008:08	2008:04 2008:08	2008:04	2008:04
			2009:07	2008:08	2008:08
				2009:07	2009:07
			2010:08	2010:08	
				2011:07	

Tablo 6'daki sonuçlarda, parantez içerisinde verilen değerler, Maki (2012) çalışmasından alınan ve 1% anlamlılık seviyesi için kritik tablo değerleridir. Sonuçlara göre, dört model için, farklı kırılma sayıları dikkate alınarak hesaplanan tüm test istatistiklerinin, mutlak değerce tablo değerlerinden küçük olduğu görülmektedir ve bu durumda  $H_0$  hipotezi ret edilemez. Yani işsizlik ve enflasyon oranı değişkenleri arasında uzun dönemde birlikte bir hareketten ve denge durumundan söz edilemez.

Ele alınan her iki eşbütünlüşme testinde de, işsizlik ve enflasyon değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin çıkmaması sebebiyle, kısa ve uzun dönemli ayarlama sürecini gösteren ve dinamik modele uyarlanan bir hata düzeltme mekanizması kullanılamaz (Paleologos & Georgantelis; 1997: 238). Hata düzeltme mekanizması kullanılamayacağı için, değişkenler arasındaki kısa dönem dengesizliklerinin uzun vadede dengeye ulaşip ulaşmayacağı ve kısa dönem ilişkisi tespit edilemez. Bu noktada, sadece değişkenlerin farklarından hareket ederek bir tahmin gerçekleştirilebilir. İşsizlik ve enflasyon oranı değişkenlerinin farkı alınarak elde edilen tahmin aşağıdaki gibidir:

$$\Delta \ln(\text{işsizlik}) = 12,58 - 0,18\Delta \ln(\text{enflasyon})$$

t – istatistikleri (6,99) (-5,89)

$R^2 = 0,85$ ,  $F = 11,54$  Prob F = 0,000, DW = 2,11

Elde edilen tahmin sonuçlarına göre, tahmin edilen katsayılar istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Kısaca, enflasyon oranındaki %1’lik artışın, işsizlik oranını yaklaşık %0,18 azaltacağı söylenebilir.

## 9. SONUÇ

Günümüzde ister gelişmiş isterse gelişmekte olsun tüm ülkelerde en önemli ekonomik sorun işsizlik ve enflasyondur. İşsizliğin var olduğu bir ülkede, üretim faktörlerinden emek tam olarak üretim sürecine sokulamadığı için, gerçekleştirilecek üretim potansiyel üretimin altında kalacaktır. Bu durumda işsizliğin iktisadi ve sosyal maliyetleri ortaya çıkmaktadır. Milli gelirin ve refahın azalması işsizliğin iktisadi maliyetini oluştururken, işsizliğin işsiz kalan kişileri alkolizme, boşanmaya ve suç işlemeye iterek sosyal doku ve huzuru bozması işsizliğin sosyal maliyetini oluşturmaktadır. Enflasyonun var olduğu bir ülkede ise; enflasyon ekonominin ithalat eğilimini yükselttiği için dış ticaret açığını olumsuz etkilenmekte, işlem maliyetlerini arttırmakta, kaynak tahsisini bozmakta ve vergi gelirlerinin reel değerini düşürmektedir. Bu nedenle politikacıların ekonomik alandaki en önemli görevi işsizlik ve enflasyonu önlemek veya söz konusu bu olumsuzlukları en aza indirmektir.

A.W. PHILLIPS’in 1958 yılında İngiltere ekonomisindeki 1861-1957 yılları arasındaki istatistiki verileri gözlemleyerek yaptığı ve parasal ücretlerin değişme oranı ile işsizlik oranı arasında doğrusal olmayan ters yönlü ve istikrarlı bir ilişki bulunduğu çalışmadan türetilen Phillips eğrisi işsizlik ve enflasyon arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu göstermektedir. Yani Phillips eğrisine göre, aynı anda hem işsizliği hem de enflasyonu düşürmek mümkün değildir. İşsizliği azaltıcı politikalar enflasyonu arttırmakta, enflasyonu azaltıcı politikalar ise işsizliği arttırmaktadır. Fakat stagflasyon krizinde hem işsizliğin hem de enflasyonun aynı anda artması Phillips eğrisinin geçerli olmadığı yönünde birçok eleştiriyi beraberinde getirmiş ve günümüze kadar devam eden tartışmalara neden olmuştur. Enflasyon ve işsizlik arasında bir ilişkinin var olup olmadığının bilinmesi ekonomi politikası uygulayıcılarına politika tasarımı yaparken yol göstermesi açısından büyük önem taşımaktadır.

Çalışmanın uygulama bölümünde sırasıyla, işsizlik ve enflasyon oranı değişkenleri için 2003-2016 dönemi aylık verilerine ilişkin zaman yolu grafikleri çizilerek, serilerin zaman içerisindeki değişimleri görsel olarak analize tabi tutulmuştur. Grafiklere bakarak, her iki seri için de yapısal kırılma içerebileceği düşünülerek, yapısal kırılmalı birim kök testleri dikkate alınmıştır. Yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulanmadan önce, pratik olarak, yapısal kırılma içermeyen birim kök testleri yapılarak, serilerin düzeyde durağan olmadıkları ön bilgisi elde edilmiştir. Uygulamalı çalışmalarda karşılaşılan yapısal kırılmalı birim kök testlerinden; Zivot-Andrews, Lumsdaine-Papell, Lee-Strazicich ve Carrion-I-Silvestre ayrı ayrı uygulanmıştır. Bu birim kök testlerinden Zivot-Andrews tek yapısal kırılmayı dikkate alırken, Lumsdaine-Papell ve Lee-Strazicich testleri iki ve Carrion-I-Silvestre testi ise beş adet yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleridir. Ele alınan tüm birim kök testlerinde, hem işsizlik hem de enflasyon oranı değişkenlerinin düzeyde durağan olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Testlerde, endojen olarak test sürecinde tanımlı kırılma tarihleri, 2008 Global Finansal Krizi ve Avrupa Borç Krizinin yaşandığı dönemlere tekabül etmektedir. Bu sonuçların elde edilmesinin ardından, serilerin birinci derece farkları alınarak birim kök testleri yeniden gerçekleştirilmiştir. İşsizlik ve enflasyon oranının,

birinci farklarının, yapısal kırılmalar endojen olarak dikkate alındığında, durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte, hem işsizlik hem de enflasyon oranının, birinci dereceden entegre yani  $I(1)$  oldukları belirlenmiştir. Her iki seri de aynı düzeyde durağan olduğu için, seriler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı araştırılmıştır. Bu amaçla, tek yapısal kırılmanın dikkate alındığı Gregory-Hansen eşbütünleşme testi ile en fazla beş adet yapısal kırılmayı dikkate alan Maki eşbütünleşme testleri serilere uygulanmıştır. Her iki test sonucu da, işsizlik ve enflasyon oranı arasında, uzun vadede bir denge ilişkisinin kurulamayacağı yönünde sonuç üretmiştir. Uzun döneme dair bir denge denklemi tanımlanamadığı ve hata düzeltme mekanizması tanımlanamadığı için, işsizlik ve enflasyon oranı arasında kısa dönemde de bir denge ilişkisinden söz etmek mümkün olamamaktadır.

Kısaca özetlemek gerekirse, teorik literatürde farklı yaklaşımların bulunduğu Phillips eğrisi olarak bilinen işsizlik ve enflasyon oranı arasında, ne kısa vadede ne de uzun vadede dengeli bir ilişkinin varlığından söz etmek mümkün değildir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, Türkiye için, ister kısa ister uzun vadeli olsun, Phillips eğrisinin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır.

### KAYNAKÇA

- AKDİ, Y., 2003, *Zaman Serileri Analizi*, Bıçaklar Kitabevi, No:2, Ankara.
- ALISA, M., 2015, The Relationship between Inflation and Unemployment: A Theoretical Discussion about the Phillips Curve, *Journal of Business and Economics*, Vol:3, No.2, pp. 89-97.
- ALTAY, B., & TUĞCU, C. T., & TOPÇU, M., 2011, İşsizlik ve Enflasyon Arasındaki Nedensellik İlişkisi: G8 Ülkeleri Örneği, *Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi*, Cilt:XIII, Sayı: II, 1-27.
- BAYRAK, M. & KANCA, O. C., 2013, Türkiye’de Phillips Eğrisi Üzerine Bir Uygulama, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, Cilt: 8, Sayı:3, 97-115.
- BERBER, M. ve ARTAN, S., 2004, Enflasyon ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği, Turkish Economic Association, Discussion Paper, 2004/21.
- BİLGİLİ, Y., 2012, *İktisat Okulları*, İkinci Sayfa Yayınları, İstanbul.
- BÜYÜKAKIN, T., 2008, Phillips Eğrisi: Yarım Yüzyıldır Bitmeyen Tartışma, *İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, Sayı:39, 133-159.
- BYRNE, J. P. and PERMAN, R., 2006, Unit Roots and Structural Breaks: A Survey of the Literature, *Working Paper*, Glasgow University, United Kingdom.
- CARRION-I-SILVESTRE, J.L., KIM, D. & PERRON, P., 2009, GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Both Under the Null and the Alternative Hypotheses, *Econometric Theory*, 25, pp. 1754-1792.
- ÇEVİK, F., 2005, Beklentilerin Rolü ve Phillips Eğrisi, *Mevzuat Dergisi*, Yıl:8, Sayı:95, 1-11.
- DAIKI, M., 2012, Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks, *Economic Modelling*, 29(5), pp. 2011-2015.
- DRITSAKIS, N., 2012), Structural Breaks, Cointegration and the Demand for Money in Grece, *The IUP Journal of Applied Economics*, 11(3), pp. 5-21.
- EWING, B. T. & SEYFRIED, W. L., Modeling The Phillips Curve : A Time- Varying Volatility Approach , *Applied Econometrics and International Development*, AEEADE, Vol. 3-2, 7-24.
- FLOREA, O., 2014, Relationship Between Inflation and Unemployment in Romania Age Group 20-24 Years, *Practical Application of Science*, Vol. 2, No. 1, pp. 198-203.
- GRANGER, C. W.J., 1986, Developments n the Study of Cointegrated Economic Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), pp. 213-228.
- GREGORY, A.W. and HANSEN, B. E., 1996, Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts, *Journal of Econometrica*, 70(1), pp. 99-126.
- GUJARATI, D.N., 2005, *Temel Ekonometri*, Üçüncü Baskı, İstanbul, 33.
- GÜVEN AYVAZ, E.T. ve AYVAZ, Y.Y., 2016, Türkiye’de Enflasyon ve İşsizlik Arasındaki İlişki: Zaman Serileri Analizi, Cilt: 13, Sayı: 1, ss. 241-262.

- HERMAN, E., 2010, Inflation and Unemployment in the Romanian Economy, *Annals of the University of Petroşani, Economics*, 10(2), 157-170.
- JOHANSEN, S. & JUESLIUS, K., 1990, Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp. 169-210.
- KITOV, I., 2008, Inflation, Unemployment, Labor Force Change in European Countries, *Munich Personal RePEc Archive*, pp. 1-40.
- LEE, J. & STRAZICICH, M.C., 2003, Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), pp. 1082-1089.
- LUMSDAINE, R. L. & PAPELL, D. H., 1997, Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis, *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), pp. 212-218.
- MADDALA, G.S. & KIM, I.M., 1998, *Unit Root Cointegration Test and Structural Change*, Cambridge University Press, UK.
- MANGIR, F. & ERDOĞAN, S., 2012, Türkiye’de Enflasyon ile İşsizlik Arasındaki İlişki (1990-2011), *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, Cilt: 49 Sayı: 570, 77-86.
- MANKİW, N.G., 2010, *Makroekonomi*, Çev. Ömer Faruk Çolak, Efil Yayınevi, Ankara.
- MUSSOA, A., & STRACCAA, L., & DİJK, D. V., 2009, Instability and Nonlinearity in the Euro-Area Phillips Curve, *International Journal of Central Banking*, 181-212.
- PHILLIPS, A.W., 1958, The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957, *Economica, New Series*, Vol. 25, No. 100, pp. 283-299.
- NELSON, C. R. & PLOSSER, C. L., 1982, Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series: Some Evidence and Implications, *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.
- SAVAŞ, V.F., 2013, *Politik İktisat*, Beta Yayınları, İstanbul.
- PALEOLOGOS, J. M. & GEORGANTELIS, S. E., 1997, Does the Fisher Effect Apply in Greece a Cointegration Analysis, *Economia Internazionale*, 48(1-4), pp. 4-65
- PERRON, P., 1989, The Great Crash, The Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57(6), pp. 1361-1401.
- SAMUELSON, P., A. & SOLOW, R. M., 1960, *Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy*, *The American Economic Review*, Volume:50, No:2, 176-194.
- SEVÜKTEKİN, M. ve NARGELEÇEKENLER, M., 2005, *Zaman Serileri Analizi*, Birinci Baskı, Nobel Yayın, No:770.
- ULUSOY, A., 2016, *Maliye Politikası*, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- UYSAL, D. & ERDOĞAN, S., 2003, Enflasyon ve İşsizlik Arasındaki İlişki ve Türkiye Örneği (1980-2002), *Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, Sayı:6, 35-47.

- YILDIRIM, K., MERCAN, M. ve KOSTAKOĞLU, F. S., 2013, Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(3), ss. 75-95.
- ZIVOT, E. & ANDREWS, D. W. K., 1992, Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis, *Journal of Business & Economic Statics*, 10(3), pp. 251-270.