

## FİŞHER ETKİSİ: TÜRKİYE ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Erhan ÖRUÇ\*

### Özet:

Enflasyon, başta gelişmekte olan ülkeler olmak üzere tüm ekonomilerde görülen sorunlardan biridir. Olumsuz etkileri azımsanmayacak derecede olan enflasyonun yüksek seyri faiz oranlarının da yüksek seviyelerde oluşmasına yol açmaktadır. Nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi açıklayan Fisher etkisinin geçerliliği uzun yıllardan beri tartışma konusudur. Bu çalışma Fisher etkisinin Türkiye’de geçerliliğini test etmektedir. Çalışmada nominal faiz oranları ile enflasyon serilerinin birim kök içerdiği bulunmuştur ve iki farklı eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Değişkenler arasında tespit edilen uzun dönemli ilişkiyi veren eşbütünleşme vektörü dinamik en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre enflasyonun, faiz oranları üzerinde güçlü ve pozitif etkiye sahip olduğu görülmüştür. Parametre sınırlama testinde Fisher etkisi doğrulanmış; tam Fisher etkisi reddedilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Fisher Etkisi, Birim Kök Testi, Eşbütünleşme testi, Dinamik En Küçük Kareler, Parametre Sınırlandırma Testi.

**Jel Kodu:** C12, C22, E31, E43

## FISHER EFFECT: AN APPLICATION ON TURKEY

### Abstract:

Inflation is the one of the problems in economies all over the world especially in the developing countries. The high level of the inflation, its negative effects is substantial degree, causes the nominal interest rate to be up. The theory is Fisher effect that explains the relation between nominal interest rate and inflation, which has studied for a long time. This study tests the validity of the Fisher effects in Turkey. In this study, it is found that interest rate and inflation are not stationary (has a unit root) and two cointegration tests are employed. The cointegrating vector which gives the long run relation is estimated via dynamic ordinary least square. According to the results of the analysis, it is seen that inflation has positive and huge effects on interest rate. The Fisher effect is confirmed by Wald test; the full Fisher effect is rejected.

**Key Words:** Fisher Effects, Unit Root Test, Cointegration Test, Dynamic Ordinary Least Square, Wald Test

**Jel Codes:** C12, C22, E31, E43

---

\* Arş. Gör. Dr., Kocaeli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi- İktisat Bölümü, S.yazar, erhan.oruc@kocaeli.edu.tr

## GİRİŞ

Fiyatlar genel düzeyinde sürekli artış olarak tanımlanan enflasyon, gelişmiş veya gelişmekte olan tüm ekonomilerde önemli sorunların başında gelmektedir. Yüksek enflasyon, faiz oranlarını artırarak yatırımları olumsuz etkilemektedir. Faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişki, enflasyonun büyüme üzerinde etkili olduğunu ortaya koymaktadır.

Diğer yandan ekonomistler arasında sıkça duyulan başka bir ilişki ise yüksek faiz oranlarının enflasyonu tetiklemesidir. Yüksek faiz oranları, devlet iç borçlanma maliyetlerini arttırmaktadır. Yıllar geçtikçe süregelen yüksek faizler kamunun ve özel sektörün borçlanmasını zorlaştırmaktadır. Devlet bütçe açığı verirken, özel sektöründe yatırım maliyetleri artacaktır. Bütçe açıklarının kısa vadeli kaynaklardan karşılanması doğrudan, daha fazla tahvil ihracı ise dolaylı olarak enflasyonu arttıracaktır. Özel sektör maliyetleri mal ve hizmetlere yansıtacağından dolayı emtia ve hizmet fiyatlarında hızlı yükselişler meydana gelecektir. Her iki durumda da fiyatlar genel düzeyi artacaktır.

Bu çalışmanın temel amacı Türkiye’de faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi ifade eden Fisher hipotezinin geçerliliğini test etmektir. Fisher’e göre ekonomideki nominal faiz oranları iki unsura bağlıdır. Birincisi reel faiz oranları; diğeri ise enflasyon oranlarıdır. Klasik iktisatta miktar teorisi geçerlidir. Yani para arzındaki artış aynı miktarda fiyatlar genel düzeyinde artışa neden olacak ve enflasyon bu oranda olacaktır. Fisher’e göre reel faiz oranları kısa dönemde sabittir. Bu varsayım altında nominal faiz oranları enflasyon kadar artacaktır. Bu bağlamda, enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki ilişki Fisher etkisi olarak adlandırılmaktadır (Mankiw, 2006 s: 92).

Bu çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde faiz ve enflasyon arasındaki ilişkileri açıklayan teorik yaklaşımlar üzerinde durulmuştur. İkinci bölümde, Türkiye’de faiz oranları ve enflasyonun gelişimi incelenmiştir. Sonraki bölümde faiz oranları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi ele alan literatür gözden geçirilmiştir. Son bölümde ise Fisher etkisinin varlığı istatistiksel olarak test edilmiştir.

## 1. ENFLASYON VE FAİZ ORANLARI

Fiyatlar genel düzeyindeki sürekli artışa enflasyon denilmektedir. Ölçülen enflasyon ise onu ölçen endekste bulunan mal ve hizmetlerin fiyatlarındaki değişmeyi yansıtmaktadır. Enflasyonun nedenleri konusunda literatürde görüş birliği bulunmamaktadır.

Miktar teorisini baz alan Klasik iktisatçılara göre enflasyon para arzına bağlıdır. Miktar teorisine göre para arzı ve paranın dolanım hızının çarpımı nominal gayri safi yurtiçi hasılaya eşit olmaktadır. Paranın dolanım hızı sabit kabul edildiği için para arzındaki herhangi bir değişme nominal gayri safi yurt içi hasılayı etkilemektedir. Kısa dönemde Reel GSYİH değişmeyeceğinden dolayı, fiyatlar para arzındaki artış miktarı kadar yükselmektedir.

Keynesyen iktisatçılara göre para arzındaki artış her zaman fiyatlar genel düzeyini artırmaz. Tam istihdam durumunda para arzı fiyatlar genel düzeyini birebir etkilemektedir. Kaynak kullanımının atıl olduğu durumda ise para arzı fiyat artışına yol açmayacaktır. Ekonomi atıl durum ile tam kapasite arasında ise fiyat artışı para arzı artışının altında kalacaktır.

Monetarist görüşe göre enflasyon daha çok parasal kaynaklıdır. Monetaristler paranın miktar teorisini yeniden yorumlamışlardır. Uzun dönemde parasal artışlar sadece enflasyonist etki yaratmaktadır. Ayrıca para ve maliye politikaları kısa dönemli etkiler ortaya çıkarmaktadır. Friedman’ın sürekli gelir hipotezi gereği ekonomideki birimler tam bilgiye sahiptir. Para ve maliye politikaları karşısında pozisyon aldıklarından dolayı tüketim düzeyini gelecek dönemki gelirlerine göre ayarlamakta; para ve maliye politikalarının etkinliğini zayıflatmaktadırlar.

Philips eğrisi ile enflasyonu açıklayan Yeni Keynesyen görüşe göre enflasyon maliyet kaynaklıdır. Enflasyon (maliyet enflasyonu) ile işsizlik arasında ters bir ilişki vardır. Enflasyonu düşürmek için harekete geçen politika yapıcıların, yüksek oranda işsizliğe katlanmaları gerekmektedir. Buna göre işsizliğin düşmesi için düşük enflasyondan ödün verilmesi gerekmektedir. Kısaca bu yaklaşıma göre enflasyonun temel belirleyicileri ekonomideki reel unsurlardır.

Rasyonel beklentiler teorisinde ise enflasyon doğrudan parasal bir olgudur. Ayrıca para ve maliye politikaları sadece uzun dönemde değil kısa dönemde de başarısızdır. Ekonomideki tüm birimler tam bilgiye sahiptir. Para ve maliye politikalarındaki değişikliklerden tüm bireylerin anında haberi olduğundan, elde ettikleri

bilgiyi tamamıyla değerlendirerek pozisyon alabilmektedirler. Böylece hem kısa dönemde hem de uzun dönemde para arzını arttırmak sadece enflasyona neden olacaktır.

Temeli kira mantığına dayanan faiz, sermayenin kullanılması sonucu ödenen bir bedel olarak tanımlanabilir. Yatırım kararı verenler kendilerinde olmayan kaynağı tasarruf sahiplerinden talep etmeleri karşılığında tasarruf sahiplerine bedel ödemektedir.

Klasik iktisatçılara göre faiz oranları tasarruf arzı ve tasarruf talebi tarafından belirlenmektedir. Bu durumda faiz oranı ekonominin reel unsurlarından etkilenmektedir. Neo-klasik iktisatçılar faiz oranının ekonominin hem reel hem de parasal kısmı tarafından belirlendiği görüşünü benimserler. Ödünç verilebilir fonlar teorisi olarak adlandırılan yaklaşıma göre faiz oranlarını belirleyen unsurlar: yastık altı paranın ekonomiye girmesi, geçmiş dönemde kullanılmayan fonlar, bugünkü tasarruflar ve bankalardaki ek fonlardır (Keyder, 2003 : 368).

Keynesyen iktisatta faiz oranı para arzı tarafından belirlenmektedir. Likidite tercihi teorisinde olduğu gibi eğer ekonomi likidite tuzağında değil ise para arzındaki artış faiz oranlarını azaltacaktır. Dolayısıyla enflasyonun temel nedenlerinden biri olan para arzı artışı, faizleri etkilemektedir.

Hicks-Hansen faiz teorisine göre faiz oranları hem reel hem parasal unsurlar tarafından belirlenir. IS-LM analizlerinde ekonomi dengede olduğunda faiz oranları hem tasarruf ve yatırımları hem de para piyasasında dengeyi sağlamaktadır (Keyder, 2003 : 369). Dolayısıyla para arzında bir değişiklik meydana geldiğinde bu faiz oranlarını etkilemektedir. Tobin ise faize belirsizlikleri eklemiş ve farklı yatırım araçlarının riskleri de farklı olacağından dolayı onların getireceği faizin farklılaşacağını belirtmiştir. Buradaki temel nokta ise faizlerin oluşumundaki risk faktörüdür. Buna göre belirsizlik arttıkça faiz artmaktadır.

Faiz teorileri arasında Fisher etkisi ön plana çıkmaktadır. Fisher, bir ekonomideki nominal faiz oranının, reel faiz oranı ve beklenen enflasyonun toplamına eşit olacağını belirtmiştir.

$$r_t = i_t + \pi_t^e \quad (1)$$

Fisher denklemi olarak bilinen Denklem 1'de yer alan  $r$ , nominal faiz oranını göstermektedir.  $i$ , reel faiz oranı ve  $\pi$ , ise enflasyon oranıdır.

Ekonomide bireyler rasyonel davrandıkları ve hata yapmadıkları sürece beklenen enflasyon gerçekleşen enflasyona eşit olacaktır. Bu durum denklem 2 ile ifade edilmiştir.

$$\pi_t^e = \pi_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Burada  $\epsilon_t$  birbirinden bağımsız ve özdeş dağılmaktadır (independently and identitically distributed) ve ortalaması sıfırdır. Bu özellik hata teriminin ( $\epsilon$ ) geçmiş ve gelecek değerlerinin kovaryanslarının sıfır olmasını verecektir. Bir başka ifade ile  $cov(\epsilon_t, \epsilon_{t-1})=0$ . Hata terimleri arasında ardışık bağımlılık yoktur. Böylece her zaman dilimi için Denklem 2, Denklem-1'de yerine konmaktadır. Böylece bir sonraki denklem elde edilmiş olur:

$$r_t = i_t + \pi_t + u_t \quad (3)$$

Yukarıdaki denklemde  $u_t$  hata terimini vermektedir. Hata teriminin en iyi doğrusal sapmasız tahminleyici (BLUE) olduğu varsayımı altında, 3 numaralı denklem nominal faiz oranı ile enflasyon arasındaki ilişkiyi vermektedir. Nominal faiz oranı, reel faiz oranı ile enflasyona bağlıdır. Hata terimi BLUE özeliği taşıdığından dolayı Denklem-4'e beklenti operatörü uygulandığında Denklem-5 elde edilir.

$$E_t r_t = E_t i_t + E_t \pi_t + E_t u_t \quad (4)$$

$$r_t = i_t + \pi_t \quad (5)$$

Çünkü  $E_t u_t = 0$ . Bu durumda son denklem nominal faiz oranlarının sadece iki değişken tarafından belirlendiğini bildirmektedir. Birincisi reel faizler, diğeri ise enflasyon oranıdır. Fisher'e göre paranın miktar teorisinin geçerli olduğu için, para arzında meydana gelecek %1'lik değişme enflasyonu %1 arttıracaktır. Reel faizlerin sabit olduğu varsayımı altında enflasyondaki %1'lik artış nominal faizleri aynı oranda arttıracaktır. Bu etkiye Fisher etkisi denir (Mankiw, 2006:92).

Fisher teorik olarak enflasyon ile faiz oranı arasında birebir ilişkiyi ileri sürmesine rağmen bazı ülkelerde bu ilişkinin varlığı çok fazla gözlenmemektedir. Ülke yapısı, ekonominin dinamikleri ve tarihsel gelişimi bu ilişkiyi ortadan kaldıracaktır. Takip eden bölümde Türkiye'de enflasyon ve faizin 1988 sonrasındaki sürecinden kısaca bahsedilecektir.

## 2. TÜRKİYE’DE FAİZ VE ENFLASYON

Bu bölümde Türkiye’de enflasyonun faiz oranlarına etkisini araştırılmaktadır. Veri seti çeyrek dönemlik olup, 1998-2014 yıllarını kapsamaktadır. Faiz oranı olarak mevduat hesaplarına uygulanan faiz ortalamaları kullanılmıştır. Enflasyon için 2010 baz yılı temel alınmış; enflasyon oranı gayri safi yurtiçi hasıla(GSYİH) deflatörü ile hesaplanmıştır. Bu dönemde Türkiye’de hem yüksek enflasyon hem de yüksek faiz oranları yaşanmıştır. Ta ki bu süreç 2001 ekonomik krizine kadar devam etmiştir. 2002’den sonra ülkede siyasi istikrarın yakalanması ve sıkı para - maliye politikaları sonucunda enflasyonda düşüşler meydana gelmiştir. Bu süreçte faiz oranlarının da düştüğü gözlenmektedir.

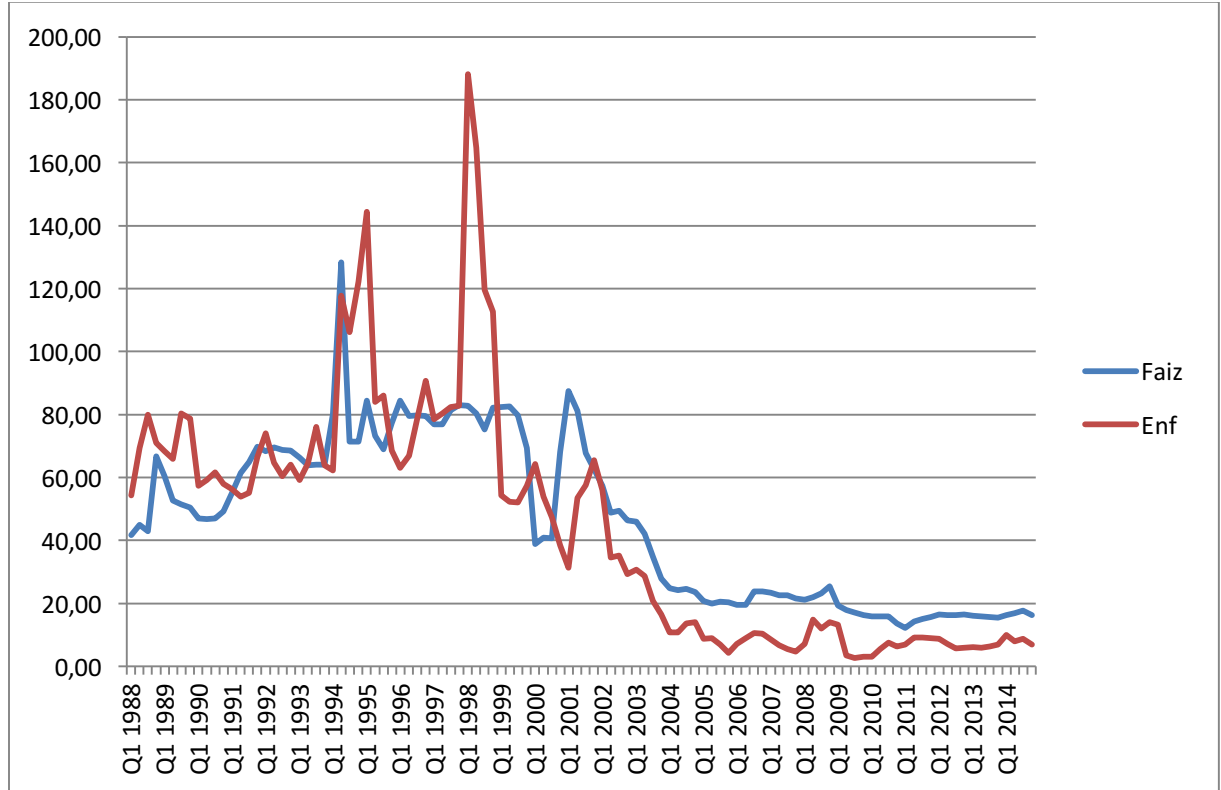
1980’li yılların ikinci yarısından itibaren kamu harcamaları artmıştır. Bunun yanında döviz piyasasında kontrollerin azaltılması, sosyal güvenlik açıklarının artması sonucu hükümetler bütçe açıklarını kapatmak için merkez bankasından kısa vadeli kaynaklar kullanmışlardır. Bunun sonucunda enflasyondaki yükselişler ortalama olarak %50’nin üzerinde gerçekleşmiştir. Bütçe açıklarının artması kamu iç borçlanmasını zorlaştırmış, hükümetler iç borçlanma senetlerine yüksek faiz ödemek zorunda kalmışlardır.

1990 – 1994 yılları arasında döviz piyasasında kontroller kaldırılmıştır. Enflasyonda ciddi sıçrama yaşanmamasına rağmen %65 civarlarında seyretmiştir. Bütçe açıklarının azaltılamaması sonucu faiz oranları da aynı seviyelere yakın oluşmuştur.

1994 ekonomik krizinde enflasyon ve faiz oranlarında ciddi artışlar yaşanmış ve gecelik faiz oranları %4000’e kadar çıkmıştır. 1994 krizinde yıllık enflasyon %144 olmuş ve faizlerde ise yıl sonunda doğru aşağı düşmeler yaşanmıştır. 1994 krizinden sonraki yıllarda enflasyon artık %80’ler civarında gerçekleşmiştir. Faiz oranları ise bu dönemde %65 ile %80 arasında seyretmiştir.

1998 Yılında Asya ülkelerinde başlayan ve ülkemizde 1999 yılında görülen ekonomik krizde enflasyonda ciddi artışlar yaşanmasına rağmen faiz oranlarının %80’nin biraz üzerindedir. 1999 yılında Uluslararası Para Fonu (IMF) ile stand by antlaşması gereği hükümet enflasyonu kontrol altında tutmuştur. Enflasyondaki düşüş ve bütçe disiplini faiz oranlarını dizginlemiş ve bu dönemde ortalama %50 olmuştur.

**Grafik 1. Türkiye’de Faiz ve Enflasyon (1988: 01-2014: 04)**



**Kaynak:** TCMB EVDS, [www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr)

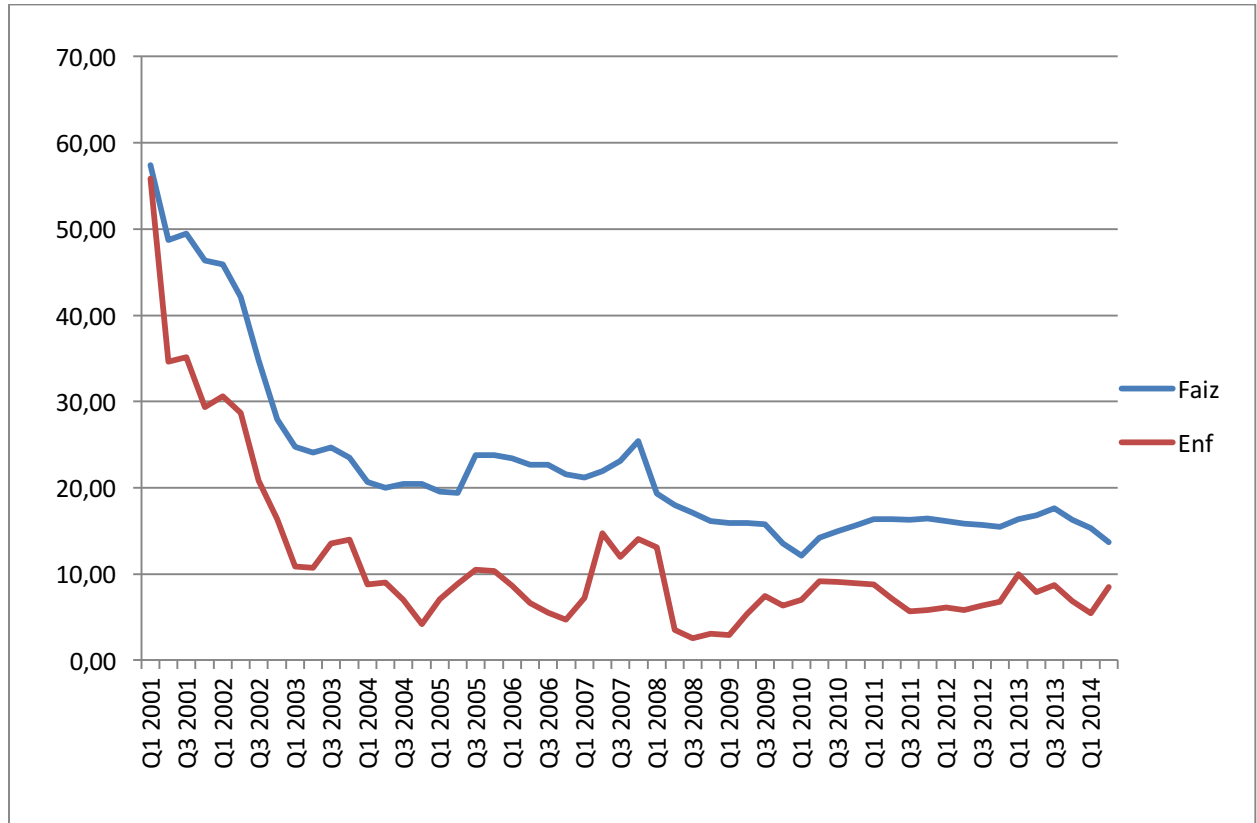
2001 ekonomik krizinde enflasyon ve faiz oranlarında artış yaşanmıştır. Bu kriz sonrasında hükümet IMF ile uzun dönemli Stand By antlaşması imzalamıştır. 2002 yılında siyasi otoritenin değişmesine rağmen IMF ile yapılan antlaşmaya sadık kalmış ve 2004 yılından sonra enflasyon %20'nin altına gerilemiştir.

Grafik 2 özellikle son dönemde enflasyon ve faiz oranlarında düşüş yaşanması sonucu bu iki ekonomik gösterge arasındaki birlikte hareketi görmek için tekrardan oluşturulmuştur. Son 14 yılı kapsayan bu ikinci grafikte ise faiz oranları ile enflasyon serilerinin birlikte hareket ettiği daha net gözükmemektedir. Her dönem faiz oranları enflasyonun üzerinde seyretmesine rağmen enflasyon düştüğünde faiz oranlarında azalış, enflasyon yükseldiğinde yükseliş yaşanmaktadır.

Son yıllarda enflasyonun tek hanelere düşmesi sonucunda faiz oranlarının %15'in altına gerilemesinin nedeni olmuştur. Faiz ve enflasyondaki bu düşüş hem yatırımları hem de tüketicinin ekonomiye duyduğu güveni arttıracaktır. Böyle durumda yatırımcılar uzun dönemli yatırımlarını hem kolay planlayacaklar ve hem de yatırım maliyetlerini azaltacaklardır.

İki grafikten de anlaşılacağı üzere enflasyon ve faiz oranları hareketleri arasında hemen hemen her dönem ciddi benzerlikler bulunmaktadır. Bu veri seti uygulamacılara iki rassal serinin birlikte hareket ettiğini ima eder. Bazı ülkelerde Fisher Etkisi bulunurken bazı ülkelerde istatistiksel olarak herhangi bir kanıt bulunamamıştır. Devam eden bölümde bazı araştırmalardan bahsedilecektir.

**Grafik 2 . Son 14 yılda Faiz ve Enflasyonun Gelişimi**



\* Bu grafik son yıllardaki enflasyon ve faiz oranlarının seyrini daha net görülmesi için veri setinin son kısmı dahil edilmiştir (**Kaynak:TCMB**)

### 3. LİTERATÜR TARAMASI

Özellikle yüksek enflasyon ve faizlerin görüldüğü ülkeler üzerine çok sayıda çalışılmış bir konu olan Fisher hipotezinde halen bir kesin bir sonuca ulaşılmamıştır. Bazı çalışmalar böyle bir etkinin varlığına ulaşırken bazı çalışmalarda ise bu hipotez reddedilmiştir. Bu çalışmalardan birkaçına ver verilmiştir. Dünyadan ülkemiz haricindeki diğer ülkelerde için yapılan bazı çalışmalar aşağıdadır.

Wood(1981) yaptığı çalışmada Fisher etkisini doğrulamış fakat enflasyonun faiz oranlarını etkilemesinin yetersiz olduğunu vurgulamıştır. Mishkin (1991) Fisher hipotezini ABD için aylık verilerle 1964-1986 dönemi verileri ile test etmiştir. Kısa dönemde Fisher etkisi gözlenmez iken uzun dönemde bu hipotezin geçerli ve güçlü olduğunu bulmuştur.

Kousta ve Serletis (1999) çeyreklik veriler ile Belçika, Kanada, Danimarka, Fransa, Yunanistan, İrlanda, Japonya, Hollanda, Birleşik Krallık ve ABD’de için yaptıkları çalışma ikinci dünya savaşından sonrasını kapsamaktadır. Enflasyon ve kısa dönemli faizler arasındaki Fisher etkisini test etmişlerdir. Fisher hipotezi genellikle istatistiksel olarak kabul edilmediği sonucuna ulaşmışlardır. Malliaropoulos (2000) yaptığı çalışmada enflasyon, nominal faiz oranları ve reel faiz oranlarında istatistiksel olarak anlamlı yapısal kırılmalar tespit etmiştir. Bundan dolayı standart eşbütünleşme testlerini eleştirmiştir. Değişkenleri VAR temsil sistemi üzerinden zaman trendinden arındırarak Fisher hipotezini test etmiştir. Sonuç olarak bu hipotezi güçlü bir şekilde destekleyen istatistiksel sonuçlara ulaşmıştır.

Coppock ve Poitras (2000) uzun dönemli farklı ülkeleri çapraz olarak ele aldıkları çalışmalarında Brezilya ve Peru’yu hiperenflasyon yaşadıklarından dolayı uç örnekler içerdikleri için çıkarmışlardır. Sonuç olarak tam Fisher etkisi bulunamamıştır. Devlet riskleri modele dahil edildiğinde kapalı likidite riskinden dolayı faiz oranları enflasyondaki değişmeye bire bir oranında cevap verememektedir.

Atkins ve Coe (2001) kullandıkları teknik değişkenlerin durağan olup almamasına bağlı değildir. Kanada ve ABD için değişik faiz oranları kullanmışlar ve uzun dönemde enflasyon ile faiz oranları arasında ilişki bulmuşlardır. Bu ilişkiyi temsil eden katsayı ise 1’e yakındır. Sonuç olarak bunların Fisher etkisine delil olabileceğini belirtmişlerdir. Booth ve Ciner (2001) aylık veriler ile 1978-1997 yılları arasında Euro bölgesi için yaptıkları çalışmada enflasyon ile faiz oranları arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı çoğu ülke için istatistiksel olarak tespit edilmiştir.

Fahmy and Kandil (2003) aylık verileri ile ABD ekonomisinde Fisher hipotezinin kısa dönemde doğrulayamaz iken uzun dönemde doğrulanmışlardır. Clemente ve Reyes (2004) G7 ülkeleri için veri seti 1960’dan başlayıp 2001’ kadar sürmektedir. Çeyreklik datalar ile Fisher etkisini bulmuşlardır fakat bu etkinin çok düşük olduğunu ifade etmişlerdir. Maghyreh ve Al-Zoubi (2006) Türkiye dahil 6 ülke için Fisher hipotezini çeyreklik veriler ile test etmiştir. Ülkelerin veri seti yılları birbirinden farklıdır. Sonuç olarak Fisher etkisini bu ülkeler için doğrulamış olmakla birlikte bu ilişkinin birebir olduğunu belirtmişlerdir.

Dünyadaki diğer ülkeler için yapılan çalışmalardan sonra Türkiye için yapılan çalışmalar değinilecektir. Bunlardan bazıları literatürde sıklıkla önümüze çıkmaktadır. Bu çalışmalardan birkaçına yer verilmiştir.

Turgutlu (2004) 1978 – 2003 yılları arasındaki çeyreklik veriler kullanarak Fisher hipotezini test etmiştir. Enflasyon oranlarını hesaplarken TEFE ve TÜFE kullanmıştır. TEFE verilerini kullandığında test türünden bağımsız olarak Fisher etkisinin varlığını reddedememiştir. Engle-granger eşbütünleşme testine göre sadece TEFE kullanıldığında söz konusu etki geçerlidir. Şimşek ve Kadılar (2006) 1987 – 2004 yılları arasındaki dönem için ARDL sınır testi ile Fisher etkisinin geçerli olduğunu bulmuşlardır.

Yamak ve Abdioğlu (2007) Fisher etkisini 1990-2006 yılları için test etmiş ve bu hipotezin Türkiye’de geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Gül ve Açıkalın (2008) 1990 - 2003 döneminde aylık veriler ile Johansen eşbütünleşme testi sonucuna göre güçlü bir Fisher etkisi olduğunu ortaya koymuşlardır.

Yılancı (2009) doğrusal olmayan eşbütünleşme testi sonucuna göre Türkiye’de Fisher etkisinin geçersiz olduğunu tespit etmiştir. Bayat (2012) 2002:01-2001:05 dönemine ait aylık veriler kullanarak Seo tarafından geliştirilen doğrusal olmayan eşbütünleşme testi sonucuna göre Fisher etkisinin varlığı reddedilmiştir.

İncekara, Demez ve Ustaoglu (2012) 1989 - 2011 döneminde Fisher etkisini geçerli olduğunu Johansen eşbütünleşme testi ve VAR yöntemleriyle doğrulamıştır. Mercan (2013) aylık veriler kullanarak 1992-2013 yılları arasında ARDL testi ile Fisher etkisini doğrulayan kanıtla ulaşmıştır. Atgür ve Altay (2013) 2004:01-2013:12 dönemini kapsayan çalışmalarında Fisher etkisini doğrulayan bulgulara ulaşmışlardır. Köksel ve Destek (2015) 2002 ile 2014 yılları arasında aylık veriler kullanarak yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi uygulamışlardır. Fisher etkisinin varlığını doğrulayan bulgular elde etmişlerdir. Ayrıca enflasyondan faiz oranlarına tek yönlü nedensellik bulmuşlardır.

Yukarıda adı geçen makaleler bu alanda öne çıkanlardan bazılarıdır. Bir sonraki bölümde veri setinden bahsedilecektir. Daha sonra yapılacak analizler tanıtılacaktır. En sonunda ise bulgular değerlendirilecektir. Gelecek bölümde öncelikle veri seti tanıtılacaktır.

#### 4. VERİLER, EKONOMETRİK YÖNTEM VE UYGULAMA

Bu çalışmada çeyreklik veriler kullanılmış olup 1988-2014 dönemini kapsamaktadır. İki önemli makro ekonomik değişken kullanılmıştır. Birinci değişken faiz oranıdır. Diğer değişken ise enflasyon oranlarıdır. Veriler Merkez Bankası'nın elektronik veri dağıtım sitesinden (EVDS) temin edilmiştir. Faiz oranı değişkeni için mevduatlara uygulanan faiz oranları seçilmiştir<sup>1</sup>. Enflasyon değerleri ise baz yılı 2010 olan GSYİH deflatörü kullanılarak hesaplanmıştır<sup>2</sup>. Enflasyon hesaplamasında deflatör kullanılmasının nedeni deflatörün ÜFE ve TÜFE'ye göre daha kapsamlı olmasıdır.

Zaman serileriyle tahmin yaparken en büyük sorunlardan biri serilerin durağan olup olmamasıdır. Diğer bir ifade ile serilerin birim kök içerip içermediği önemlidir. Belirleyici zaman eğilimi (deterministic time trend) durağan olmayan iki zaman serisi arasında sahte regresyon sonuçları ortaya çıkarma gibi bir fonksiyona sahiptir. Bir biriyle korelasyonu olmayan iki zaman serisi regresyona tabi tutulduğunda eğer zaman trendi yüksek örneklem korelasyonuna neden olursa regresyonun anlamlılık katsayısı ( $R^2$ ) yüksek olabilir çünkü  $R^2$  korelasyonun karesine eşittir. Açıklayıcı değişken bağımlı değişkenin bir açıklayıcısı olmamasına rağmen katsayıların topluca anlamlılığını veren F testi ve her bir katsayı için t testi olduğundan yüksek olacaktır (Dougherty, 2006:388)<sup>3</sup>.

Zaman serilerini durağan olup olmadığı yani birim kök içerip içermediğine yönelik uygulanacak test Dickey ve Fuller (1987) tarafından ortaya çıkarılan ve daha sonra genelleştirilen, genelleştirilmiş Dickey Fuller (ADF) olarak adlandırılan yaklaşımdır. ADF testi literatürde en fazla kullanılan birim kök testidir. Bu testin üç modeli bulunmaktadır: yalın model, sabit içeren model ve hem sabit hem de zaman trendi içeren model.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_t + u_t \quad (6)$$

$y_t$  herhangi bir zaman serisi olmak üzere, Denklem 6 ADF testinde tahmin edilecek parametreleri göstermektedir. Yalın modelde  $\alpha_0$  ve  $\alpha_2$  katsayıları sifıra eşit olduğu kabul edilmektedir. Sabitli modelde ise  $\alpha_2$  katsayısı sifıra eşittir. Hem sabit hem zaman trendi içeren model de ise denklem 6'daki tüm parametreler tahmin edilmektedir.

Faiz oranları ile enflasyon serilerinin birim kök içerdiği tespit edilirse bu iki serinin aralarında ilişki olup olmadığını eşbütünlüşme testi uygulayarak ortaya koymak gerekmektedir. Engle Granger metodolojisi olarak adlandırılan yaklaşım kullanarak tahmin edilen regresyonun hata terimlerini durağan olup olmadığı testi yapılacaktır. Bunun için öncelikle ikinci bölümde yer alan Denklem 5, regresyon modelini haline getirilecektir. Fisher etkisini açıklarken reel faiz oranlarının sabit varsayılmış böylece enflasyon oranı ne kadar artarsa nominal faiz oranlarının o kadar artacağı ve bu ilişkinin birebir olacağı ifade edilmiştir. Bu yüzden ekonometrik modeli aşağıdaki gibi tahmin edebiliriz.

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_{t-1} + \Delta \hat{\varepsilon}_{t-k} + \zeta_t \quad (9)$$

Öncelikle denklem 8 tahmin edilir ve hata terimleri serisi elde edilir. Bu hata serisi terimlerini  $\varepsilon$  olarak adlandırılmalıdır. İkinci aşamada hata teriminin birinci dereceden farkını hata terimini bir gecikmeli değeri ve birinci dereceden farklarının gecikmeleri ile regresyona tabi tutalım. Bu ikinci aşamada ortaya çıkan hata terimi serisinin durağan olup olmadığı test edilir. İkinci aşamadaki en önemli nokta uygun gecikme sayısının nasıl belirleneceğidir. Bu testten sonra Johansen eşbütünlüşme testi yapılarak iki testin sonuçları birbirini tutup tutmadığı inceleneyecektir.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + u_t \quad (10)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \beta_j A_j \quad (11)$$

<sup>1</sup> Genellikle bu tür çalışmalarda hazine bonusu faiz oranları kullanılması uluslararası literatürde daha çok yaygındır. Hazine bonusu verilerini EVDS, hazine bakanlığı ve IMF'nin veri ortamı olan IFS'te bazı dönemler içinde veri kaybı söz konusudur. Özellikle 1994-1999 yılları arasında veri seti eksik olduğundan dolayı bankaların mevduatlara uyguladıkları faiz oranları seçilmiştir. Türkiye'deki bazı çalışmalarda merkez bankasının gecelik borçlanma faiz oranları kullanıldığı da gözlemlenmektedir. Bu veri seti EVDS'den indirildiğinde özellikle 2001 krizi yıllarında gecelik borçlanma faiz oranının hazine bonusu faizi ve mevduatlara uygulanan faiz oranından oldukça düşük olduğu göze çarpmaktadır. Bu yüzden gecelik borçlanma oranları tercih edilmemiştir.

<sup>2</sup> T dönemindeki enflasyon şu formül kullanılarak hesaplanmıştır.  $\pi_t = (\text{Def}_t - \text{Def}_{t-1}) / \text{Def}_{t-1}$  burada çeyreklik veriler kullanıldığı için  $i=4$  olarak alınmıştır. Def, GSYİH deflatörünü temsil etmektedir.

<sup>3</sup> Granger ve Newbold (1979) yılında yaptıkları monte Carlo simülasyonunda 100 tane rassal yürüyen (random walk) seri üretmişler ve 77 tanesinin regresyon sonucunda katsayılarını istatistiksel olarak anlamlı bulmuşlardır.

Denklem 10 vektör hata düzeltme modelidir. Johansen (1194) yılında iz istatistiği (trace statistic method) olarak adlandırılan en yüksek olasılık yöntemiyle modeli tahmin eder ve Denklem 11'deki birinci ve ikinci formülleri kullanarak değişkenler arasındaki eşbütünlük vektörünü derecesini belirler (Eviews, 2004:723). Vektör derecesi durağan olmayan serilerin sayısından az olmak zorundadır. Bu durumda vektörün boyutu azaltılmaktadır. Eğer değişkenler arasında eşbütünlük yok ise vektör derecesi/sırası 0 olacaktır.

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \sum_{i=-q}^q \gamma_i \Delta \pi_{t+i} + u_t \quad (12)$$

Değişkenler arasında eşbütünlükü belirledikten sonraki adım ise eşbütünlük vektörünü tahmin etmektir. İki durağan olmayan serinin arasında eşbütünlük var ise modeli dinamik en küçük kareler yöntemiyle tahmin etmek daha avantajlıdır. Denklem 12 DEKK yönteminde tahmin edeceğimiz modeli vermektedir. Stock and Watson (1994) önerdikler DEKK modelinde açıklayıcı değişkenin birinci geçmişinin geçmiş ve gelecek değerleri modele dahil edilmektedir. Böylece modelde bağımlı değişkenin bağımsız değişkenin geçmiş ve gelecek değerlerinin etkisi gözlemlenmektedir. Bir başka avantajı ise bu yöntem Johansen yöntemi gibi parametreler tahmin edilirken en yüksek olasılık metodolojisini kullanmasıdır. Son olarak tek denklemlilik tahminleme olduğundan dolayı diğer denklemlerdeki modelleme hataları olmayacaktır<sup>4</sup>. Ayrıca Fisher Etkisini geçerli olabilmesi için tahmin edilen  $\alpha_1$  para metresinin 1'e yakın olması veya istatistiksel olarak 1'den farkı olmadığını test etmemiz gerekir.

**Tablo 1. ADF Test Sonuçları**

Değişken	Faiz			Enflasyon			
	Lag	Y	S	S&T	Y	S	S&T
0		-1.03761	-1.79562	-3.15232	-2.15321	-3.59906*	-1.60654
1		-0.94326	-1.58536	-3.03065	-2.03906	-3.37638	-1.60251
2		-0.79766	-1.20507	-2.76804	-1.87692	-3.08595	-1.56948
3		-0.78275	-1.17734	-2.84521	-2.0351	-3.51012*	-1.60732
4		-0.74305	-0.87331	-2.57099	-1.14137	-2.33253	-1.19283
5		-0.70659	-0.5674	-2.42824	-1.18717	-2.39225	-1.22088
6		-0.68904	-0.46258	-2.50112	-1.1854	-2.1463	-1.34669
7		-0.91923	-0.40348	-1.93309	-1.36946	-2.49084	-1.37273
8		-0.91654	-0.42594	-1.96364	-0.90472	-2.23945	-1.08094
9		-0.91302	-0.44446	-1.99689	-0.78375	-2.12306	-1.05505
10		-0.8995	-0.46633	-2.05698	-0.77283	-1.92789	-1.14532
11		-0.90577	-0.4835	-2.07559	-0.35296	-1.58469	-1.13603
12		-0.90166	-0.58429	-2.1629	-0.36801	-1.73969	-1.041

\* Y, S ve S&T sırasıyla ADF testinde yalın, sabitli ve sabit ve zaman trendli modelleri temsil etmektedir. \* işareti %5 anlamlılık seviyesinde serilerin birim kök içeren boş hipotezi istatistiki olarak reddedilebilmektedir.

<sup>4</sup> Vektör hata düzeltme modelinde birden fazla denklem vardır. Bu yüzden asıl denklem haricindeki denklemlerde modelleme hatası var ise bu bizim tahmin etmek istediğimiz eşbütünlük vektörünü olumsuz etkileyecektir.



Yukarıda bahsi geçen test ise parametre sınırlandırma testi veya Wald testi olarak bilinmektedir. Modelde parametrelerin 1 veya 0'a eşit olması test edileceği için çift taraflı test uygulanacaktır. Wald testinde önce sınırlamalar konularak test edilir ve tahmin edilen katsayı ( $\hat{\alpha}_1$ ) bulunur. İkinci adımda ise varyans elde edilir( $\hat{\sigma}$ ). Daha sonra Wald test istatistiği denklem 13'e göre hesaplanır.

$$W = \frac{\hat{\alpha}_1^2}{\hat{\sigma}_1} \quad (13)$$

Örnekleme kümesi sonsuza giderken W test istatistiği dağılımını chi kare ( $\chi^2$ ) dağılımına yakınsamaktadır(Hamilton 1994:205, Engel 1994:782:783). Böylece parametrelerin istatistiksel olarak 1'e eşit olup olmadığı test edilir. Eğer bu katsayılar istatistiksel olarak 1'e eşit olduğu bulunursa tam Fisher etkisinin geçerli olduğu söylenebilir. Daha önce bahsedildiği gibi öncelikle serilerin durağanlığı konusunda test uygulanacaktır. Testin sonucu faiz oranı ve enflasyon serileri birim kök içermesi durumunda en küçük kareler (EKK) yöntemi uygulanmaz.

ADF test sonuçları faiz oranı ve enflasyon Tablo 1'de verilmiştir. ADF test sonuçlarına göre 12 gecikmeye kadar geçmiş değerler alınmasına rağmen faiz oranlarının birim kök içerdiği boş hipotezi istatistiksel olarak reddedilememektedir. Bu durumdan şu sonuç çıkmaktadır ki her ne koşul altında olursa olsun faiz serisi durağan bir seri değildir. Enflasyon verilerine baktığımız zaman 36 tane sonuçtan sadece iki testte serinin birim kök içerdiği boş hipotez reddedilmiştir. Sadece ADF testine sabit eklendiği ve gecikme değerlerinin 0 ve 3 alındığı durumda enflasyon verileri durağan gözükmemektedir. Sonuç olarak kalan 34 test bize enflasyon verisinin durağan olmadığını gösterdiği için serinin birim kök içerdiğini söylemek yanlış olmayacaktır<sup>5</sup>.

**Tablo 2. Engle Granger Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

Model	Gecikme Uzunluğu	Test Değeri
$r_t = \alpha_1 + \alpha_2 \pi_t + \varepsilon_t$	0	-4.78114*
	1	-5.91877*
	2	-5.68577*
	3	-4.37355*
	4	-3.12418***

\* Engle Granger eşbütünleşme testini %1, %5 ve %10 değerleri sırasıyla -4.00, -3.39,-3.08'tür. , \*,\*\*,\*\*\* işaretleri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşmeyi göstermektedir.

ADF testinin sonucu bu iki serinin birim kök içerdiği yönündedir<sup>6</sup>. Buradan hareketle bu iki seri eşbütünleşik midir? sorusu aklımıza gelmektedir. Literatürde çeşitli eşbütünleşme testleri yer almaktadır. Engle Granger eşbütünleşme testinde model tahmin edilir ve hata terimleri elde edilir. Elde edilen hata terimlerinin birinci dereceden farkı hata teriminin bir geçmiş değerine ve bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri üzerine regresyon yapılır. Elde edilen ikinci hata terimlerine birim kök testi uygulanır<sup>7</sup>.

Engle Granger eşbütünleşme testinin sonuçları Tablo 2'de yer almaktadır. Tabloya göre eşbütünleşme testinde gecikme sayısı 0 ile 4 arasında alınmıştır<sup>8</sup>. Bu sonuçlara göre iki seri arasında eşbütünleşme vardır.

<sup>5</sup> Bu iki seri için ayrıca Philips-Perron (PP) ve KPSS testleri uygulanmıştır. Çok fazla yer kaplamaması için bu testlerin sonucu çalışmanın içerisinde rapor edilmemiştir. PP test sonuçlarına göre sabit içeren modelde faiz ve enflasyon durağan değildir. Modele trend eklediğimiz zaman sadece faiz oranlarının birim kök içerdiği bulunmuştur. Bu iki testin sonuçları hazırdaki ve yazardan e-posta ile istenmesi halinde gönderilecektir.

<sup>6</sup> Değişkenlerin birinci dereceden farkı alınmış ve birim kök testi ile birinci dereceden farkların durağan olduğu bulunmuştur. Fakat modelde birinci dereceden farkların tahminlemede ve/veya yorumlarda önemli olmadığı için serilerin durağanlığını gösteren test sonuçları makalenin sayfa sayısı göz önüne alınarak rapor edilmemiştir.

<sup>7</sup> Burada ikinci aşamadaki hata terimlerine ADF testi uygulanır fakat tablo değerler Dickey ve Fuller tarafından geliştirilen değerler kullanılmaz. Onun yerine Engle Granger tarafından önerilen değerler kullanılır. Tablo değerleri Mckinnon (1994) ve Enders (2009) bulunabilir.

<sup>8</sup> Eşbütünleşme testinde bir önceki birim kök testi gibi 12 gecikme değeri alınarak testler yapılmış ve 4 gecikmeden sonra hata teriminin gecikmeli değerinin ikiden fazlası istatistiksel olarak anlamlı bulunamadığı için daha fazlası bu çalışmada

Özellikle ilk 4 test (4 gecikmeli test hariç) %1 anlamlılık seviyesinde eşbütünleşmenin olduğu boş hipotez reddedilememektedir. Geriye kalan son testte ise eşbütünleşme %10 seviyesinde istatistiksel olarak reddedilemez. Yani bu 5 modelde elde ettiğimiz ikincil hata terimleri durağan olduğu yani bu serilerin uzun dönemde birbirine yaklaştığı veya uzun dönemde dengeye geldiği kabul edilmektedir.

Engle Granger eşbütünleşme testine ek olarak Johansen Eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Johansen eşbütünleşme testine geçmeden önce uygun gecikme sayısının belirlenmesi lazım. Uygun gecikme sayısını belirlemede literatürde çok farklı metotlar vardır. Kimi araştırmacılar tek denklemlilerdeki gibi Akaiki veya Schwarz bilgi kriterlerini kullanmaktadır. Diğer kısım araştırmacılar Johansen metodolojisinin çok denklemliler için tek denklemlilerde kullanılan yöntemin yanlış sonuçlar vereceğini vurgulamışlardır. Bu çalışmada Tsay (1984), Paulsen (1984), ve Nielsen (2001) makalelerinde uyguladıkları VAR için gecikme belirleme yöntemi uygulanacaktır<sup>9</sup>.

**Tablo 3. Uygun Gecikme Sayısının Belirlenmesi**

	LR	AIC	HQIC	SBIC
0		18.3156	18.3359	18.3658
1	300.21	15.5589	15.62	15.7096*
2	18.205	15.4626	15.5644	15.7139
3	10.462	15.4394	15.582	15.7912
4	20.446*	15.322*	15.5053*	15.7742

\* Burada LR olabilirlik testini, AIC: Akaike bilgi kriterini, SBIC: Schwarz's Bayesian bilgi kriterini, HQIC ise Hanan-Quinn bilgi kriterini temsil etmektedir. \* işareti uygun gecikme sayının ne olduğunu gösterir.

Tablo 3'de uygun gecikme sayısının nasıl belirlendiğine yönelik bilgiler yer almaktadır. LR, AIC ve HQIC bilgi kriterleri uygun gecikme sayısının 4 olduğuna işaret ederler. Diğer yandan SBIC kriteri ise uygun gecikme sayısının bir olduğunu göstermektedir. Çoğu araştırmacı AIC bilgi kriterini veri almasına rağmen bu çalışmada SBIC ve HQIC bilgi kriterlerinin işaret ettiği gecikme sayıları ele alınacaktır<sup>10</sup>. Lütkepohl (2005) uygun gecikme sayısını seçmede SBIC veya HQIC tercih edilmesi durumunda tahminleme için tutarlı olan doğru gecikme sayısı seçilmiş olur. AIC kullanılması durumunda ise sonsuz örneklem setinde dahi doğru gecikme sayısını aşırı tahmin etmektedir. Böylece gereksiz olarak serbestlik derecesinde kayıplar yaşanır. Burada modele en fazla 4 gecikme eklenmiştir. Bunun nedeni ise özellikle Johansen modelinde gecikme sayısı arttıkça parametre sayısı katlanarak artmaktadır. Bu ise serbestlik derecesinde çok fazla düşüş anlamına gelmektedir<sup>11</sup>.

Bundan sonraki analizimiz ise Johansen eşbütünleşme testi değerlendirilecektir. Bu testi yapabilmek için öncelikle VAR modeli tahmin edilir. Bu model iki ayrı gecikme uzunluğu ele alınarak tahmin edilmiş ve Tablo 4'de rapor edilmiştir<sup>12</sup>. Bu tablonun ilk kısmında gecikme sayısı SBIC'ye göre belirlenmiş ve rapor edilmiştir. Gecikme sayısı bir alındığında iz istatistiği %5 kritik değerinden büyük olduğu için en çok o matris sırası boş hipotezi reddedilir. Böylece matris sırasının bir veya daha fazla olduğu ortaya çıkmıştır. İkinci satırın hipotez testi ise 1 matris sırasındır. Alternatif hipotez ise 2 veya daha fazla matris sırasındır. İz istatistiği kritik değerden düşük olduğu için matris sırasının 1 olduğunu ifade eden boş hipotez reddedilememektedir.

rapor edilmemiştir. Ayrıca gecikme sayısı 5 ve üzeri bulunduğu zaman serilerin arasındaki eşbütünleşmenin olmadığı istatistikî olarak bulunmuştur.

<sup>9</sup> Johansen methodunun arka planında VAR (vektör otoregresyon) modeli vardır. Özellikle birçok araştırmacı bu yüzden Johansen eşbütünleşme testini yaparken uygun gecikme sayısını Tsay (1984), Paulsen (1984), ve Nielsen (2001) kullandıkları yöntemle belirlemektedirler.

<sup>10</sup> Bu veriler ile analizde AIC ile HQIC birbirine eşit çıkmıştır. Çoğu çalışmada HQIC'nin belirttiği uygun gecikme sayısı genellikle AIC'ninkinden daha düşük olmaktadır.

<sup>11</sup> Johansen eşbütünleşme testinde gecikme sayısı 1 alındığında eşbütünleşme vektörü olmadığında sadece iki parametre tahmin edilmektedir. Eşbütünleşme vektörü bir ise tahmin edilen parametre sayısı 5 olur, iki ise 6'ya çıkar. Modeldeki gecikme sayısı 4 ise tahmin edilen parametre sayısı sırası ile 14, 17 ve 18 olacaktır.

<sup>12</sup> Eşbütünleşmede rank sayısını belirlemek için gecikme sayısı 8'e kadar çıkarılmış ve sonuç değişmemiştir.

İlgili tablonun ikinci kısmında ise uygun gecikme sayısı HQIC'ye göre belirlenmiştir. Her ne kadar bu modelde AIC ve HQIC benzer gecikme sayılarını gösterse de çoğu çalışmada HQIC düşük gecikme sayısını göstermektedir. Gecikme sayısı 4 alındığında yukarıdakine benzer açıklamalar yapılarak iz istatistiği kritik değerden küçük olan 1 matris sırası istatistiksel olarak bulunmaktadır. Yani gecikme sayısının 1 veya 4 olması durumu bizim eşbütünleşme vektör sayısını etkilememektedir. 1 tane eşbütünleşme vektörünün bulunması demek bu iki değişkenin uzun dönemde birlikte hareket ettiği veya uzun dönemde birlikte dengeye ulaştıklarını gösterir.

**Tablo 4. Johansen Eşbütünleşme Testi**

Gecikme (1)				Gecikme (4)			
En çok Matris Sırası	Parametre Sayısı	İz İstatistiği	%5 kritik Değer	En çok Matris Sırası	Parametre Sayısı	İz İstatistiği	%5 kritik Değer
0	2	27.2397	15.41	0	14	34.6083	15.41
1	5	2.1989*	3.76	1	17	1.1442*	3.76
2	6			2	18		

\* İz istatistiği sütununda yer alan \* işareti uygun matris sırasını/derecesini göstermektedir.

Kısacası bu iki değişkenin arasında eşbütünleşme hem tek denklemlilerle hem de çok denklemlilerle bulunmasından sonraki adım ise bu ilişkiyi belirleyen katsayıları tahmin etmektir. Fisher etkisini tahmin etmekte kullanacağımız modelin dinamik en küçük kareler (DEKK) olduğunu önceden belirtmişti. Tablo 5'de DEKK sonuçları verilmiştir.

**Tablo 5. Dinamik En Küçük Kareler Sonuçları**

Model	Bağımlı Değişkenin birinci Dereceden Farkının Gecikme ve gelecek Dönem Sayısı (q)				
$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + u_t$					
Newey West için Gecikme Sayısı (p)	1	2	3	4	
Parametre ( $\alpha_1$ )	0.649	0.698	0.718	0.722	
t - değeri	1	12.82	19.16	22.95	26.1
t - değeri	4	11.3	16.84	20.68	23.71
Parametre ( $\alpha_0$ )	17.534	15.615	14.749	14.560	
t - değeri	1	9.77	12.38	12.95	13.43
t - değeri	4	7.45	9.22	9.66	9.77

\* Bağımlı değişkenlerin birinci dereceden farkları tüm modellerde 48 gecikme içinde sadece 6 tane gecikme %5 değerinde istatistiksel olarak anlamsızdır. Bunun haricinde 42 gecikme anlamlıdır. Tabloda çok yer kaplayacağı için rapor edilmemiştir. E-posta ile istenildiği takdirde sonuçlar gönderilecektir. Tablodaki modelde bağımlı değişkenin gecikme ve gelecek dönem parametreleri yer almasa da denklem 12 tahmin edilmiştir.

Dinamik en küçük kareler yönteminin sonuçlarına göre Fisher etkisini veren katsayı ( $\alpha_1$ ) bağımlı değişkenin gecikme ve gelecek dönem sayıları ne olursa olsun, istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu etkiyi veren katsayı bağımlı değişkenin için belirlenen gecikme ve gelecek dönem sayısına bağlı olarak değişmektedir. Bu  $q$  değeri arttıkça ilişkinin kuvvetlendiği gözlemlenmektedir.  $Q$  değeri arttıkça Fisher etkisi artmaktadır.  $Q$  değeri 4 olarak seçildiğinde enflasyondaki %1'lik artış nominal faiz oranlarını %0.72 etkilemektedir. Eğer  $q$  değeri daha düşük bir değer seçilirse bu etki %0.65'e düşmektedir.

Bu katsayıların  $t$  değerleri ardışık bağımlılığı gidermek için 1 ve 4 seçilmiştir. Bunun nedeni ise bir önceki bölümde SBIC ve HQIC'nin sırasıyla 1 ve 4 gecikmelere işaret etmesidir.  $t$  dağılımının değerlerinin oldukça yüksek olması bize ilişkiyi veren katsayının istatistiksel olarak oldukça anlamlı olduğunu gösterir.

DEKK yöntemi tahmin edilirken standart hataların hesaplanmasında Newey-West yöntemi kullanılmıştır. White (1980) farklı varyans olması altında dahi en küçük kareler (EKK) yönteminde sapmasız tahminleyiciler hesaplamasının geliştirilmiş versiyonudur. Newey ve West (1987) çalışmalarında önerdikleri varyans hesaplama yöntemi ile sadece farklı varyans değil olası ardışık bağımlılık durumunda dahi sapmasız tahminleyiciler elde edilmektedir. Bu yüzden ne farklı varyans ne de ardışık bağımlılık testi uygulanmamıştır.

Sonuç olarak analiz edilen 8 modelde katsayılar istatistiksel olarak yüksek bir şekilde anlamlıdır. Bu katsayıların 0.65 ile 0.72 arasında ve pozitif olması Fisher etkisini göstermektedir. Fakat bu literatürde ifade edilen tam Fisher etkisi değildir. Çünkü Tam Fisher etkisi için katsayının 1'e eşit olması veya en azından 1'e yakın olması beklenir. Diğer çalışmalara nazaran DEKK yöntemiyle elde ettiğimiz parametreler 1'e oldukça yakındır.

**Tablo 6. Wald Testi Sonuçları**

Hipotez	p=1				p=4			
	q=1	q=2	q=3	q=4	q=1	q=2	q=3	q=4
$h_0: \alpha_1=1$								
F test	48.08	68.54	81.58	100.74	37.39	52.96	66.22	83.17
$h_1: \alpha_1 \neq 1$								
p değeri	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$h_0: \alpha_1=0$								
F test	164.24	366.99	526.73	681	127.71	283.57	427.53	562.17
$h_1: \alpha_1 \neq 0$								
p değeri	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

\* Üstteki panel Tam Fisher etkisini göstermektedir. Altteki panel Fisher hipotezinin var olmadığı durumu temsil etmektedir.

İstatistiksel olarak bu katsayıların bire eşit olup olmayacağını test edebileceğimiz Wald testi bulunmaktadır. Wald test ile parametrelere sınır koyup model tekrar tahmin edilmektedir. İki modelin (sınırlı ve sınırsız modelin) hata terimleri toplamının birbirine oranı F dağılımı veya kıkare dağılımının test edilmesini sağlamaktadır. Öncelikle tam Fisher etkisi için katsayının istatistiksel olarak 1'den farklı olup olmadığını test edeceğiz.

Enflasyonun nominal faiz oranına etkisini gösteren katsayının 1 olduğunu ifade eden boş hipotezin alternatif hipotezi ise bu katsayının 1'den farklı olduğudur (Tablo 6'nın üst paneli). F testi sonuçlarına göre hesaplanan F değeri oldukça yüksektir. Yani olasılık p değeri sıfıra çok yakındır. Bunun anlamı boş hipotezimiz istatistiksel olarak reddedilir. Yani ilgili katsayı her ne kadar 1 yakın ve oldukça yüksek olmasına rağmen istatistiksel olarak 1'e eşit değildir.

Eğer bu katsayı 1'e eşit değilse sıfıra eşit olma ihtimali vardır. Bu durumda ise Fisher etkisi istatistiksel olarak ortadan kalkacaktır. İlgili tablonun alttaki paneli hipotezi ise Fisher etkisini veren katsayının sıfır olduğu boş hipotezini içermektedir. Bir önceki hipoteze benzer yorumlar yapılarak ilgili katsayının istatistiksel sıfıra eşit olmadığı sonucuna ulaşılır.

Bu bölümde zaman serileri analizlerinde kullanılan birkaç teknik ile Fisher etkisini var olup olmadığı test edilmesinin yanında tam Fisher etkisinin varlığı da sorgulanmıştır. İstatistiksel olarak enflasyonun nominal faiz oranlarını etkilediği ve bu etkinin oldukça kuvvetli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Fakat enflasyonun nominal faiz oranlarını %72 gibi yüksek bir biçimde etkilemesine rağmen istatistiksel olarak 1'e eşit olmadığı tespit

edilmiştir. Yani Türkiye’de Fisher etkisi geçerli ve yüksek iken, tam Fisher etkisi elde edilen bulgular çerçevesinde reddedilmiştir.

## SONUÇ

İktisadi sorunların başında fiyatlar genel düzeyindeki sürekli artışlar gelmektedir. Para ve siyasi otoriteler enflasyon olarak tabir edilen fiyatlar genel düzeyindeki artışı sınırlandırmak ve azaltmak için farklı politikalar takip etmektedirler. Bunun nedeni ise enflasyonun makro değişkenler üzerinde oldukça etkili olmasıdır. Nominal faiz oranları enflasyondan etkilenen değişkenlerin başında gelmektedir. Teorik ve uygulamalı olarak çok fazla irdelenen bu konu birçok araştırmacının ilgisini çekmektedir.

Teorik olarak enflasyonun nominal faiz oranları üzerindeki etkisini tartışan teorik yaklaşımlardan biri Fisher etkisidir. Fisher reel faiz oranlarının sabit olmasından yola çıkarak enflasyondaki artışın nominal faiz oranlarını birebir etkilemesi gerektiğini öne sürmektedir. Bu hipotez yıllarca yüksek enflasyon yaşanmış ülkeler üzerine çok fazla uygulanmıştır. Bu çalışmada Fisher hipotezinin Türkiye için geçerliliği sorgulanmıştır.

Yapılan analizler çerçevesinde faiz oranları ve enflasyon serilerinin birim kök içerdiği bulunmuş ve eşbütünleşme testi konusunda iki değişken arasında uzun dönemli ilişkinin var olduğu sonucuna varılmıştır. Enflasyonun nominal faiz oranlarını teorik olarak beklenildiği gibi pozitif ve oldukça yüksek etkilediği bulunmuştur. Bir başka deyişle Fisher etkisi Türkiye için geçerlidir. Fakat Tam Fisher etkisi gözlenmemiştir.

Bu çalışmada, Türkiye’de enflasyonun faiz oranlarını etkilediği ve bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. O halde para politikası uygulayıcıları ve siyasi otorite faiz oranlarının düşmesini istiyorsa enflasyonu kontrol altına almalıdır. Enflasyonun orta vadede düşük kalması ile faiz oranları ve enflasyon arasındaki ilişki uzun dönemli kırılacaktır. Yani bu uzun dönemli ilişkinin varlığı devam ettikçe faiz oranlarının düşmesi için mutlaka enflasyonun düşmesi gerekmektedir.

## Kaynakça

- Atgür, Musa, ve N. Oğuzhan ALTAY, (2015) “Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013)”, **Journal of Management & Economics**, 22(2).
- Atkins, Frank J., and Patrick J. Coe (2002) “An ARDL bounds test of the long-run Fisher effect in the United States and Canada” **Journal of Macroeconomics**, 24(2), 255-266.
- Bayat, Tayfur (2012), “Türkiye’de Fisher Etkisinin Geçerliliği: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Yaklaşımı”, **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 38, 47-60.
- Booth, G. G. ve C. Ciner (2001), “The Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: International Evidence”, **Journal of Multinational Financial Management**, 11, 269- 280.
- Clemente, J., Montañés, A. ve M. Reyes (2004), “Structural Breaks, Inflation and Interest Rates: Evidence for the G7 countries”, **EconWPA**, <http://www.alde.es/encuentros/anteriores/viieea/autores/M/111.pdf> (18/06/2014)
- Coppock, Lee, and Marc Poitras (2000), “Evaluating the Fisher effect in long-term cross-country averages” **International Review of Economics & Finance**, 9(2) (2000): 181-192.
- Enders, Walter (2005), **Applied Econometric Time Series**, John Wiley & Sons. 3rd Edition
- Engle, Robert F. (1984), “Wald, likelihood ratio, and Lagrange multiplier tests in econometrics”, **Handbook of Econometrics** 2: 775-826.
- Fahmy, Yasser AF, and Magda Kandil (2003), “The Fisher effect: new evidence and implications” **International Review of Economics & Finance**, 12(4): 451-465.

- Gul, Ekrem, and Sezgin Acikalin (2008) “An examination of the Fisher hypothesis: The case of Turkey”, **Applied Economics** 40(24): 3227-3231.
- Incekara Ahmet, Demez, Selim ve Ustaoglu, Murat (2012), “Validity of Fisher Effect for Turkish Economy: Cointegration analysis”, **Procedia-Social and Behavioral Sciences**, 58: 396-405
- Keyder, Nur (2003), **Para: teori, politika, uygulama**, Seçkin Yayıncılık. 9.Baskı
- Koustaş, Zisimos, and Apostolos Serletis (1999), “On the Fisher effect”, **Journal of Monetary Economics** 44(1): 105-130.
- Köksel, Bilge, ve Destek, Mehmet Akif (2015). “Türkiye Ekonomisinde Fisher Hipotezinin Test Edilmesi: 2002-2014 Dönemi Üzerine Bir Ampirik Analiz”, **The Journal of International Social Research**, 8(41)
- Lutkepohl, H (2005), **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**, New York: Springer.
- Maghyereh, A. ve H. Al-Zoubi (2006), “Does Fisher Effect Apply in Developing Countries: Evidence from a Nonlinear Cotrending Test Applied to Argentina, Brazil, Malaysia, Mexico, South Korea and Turkey”, **Applied Econometrics and International Development**, 6(2): 31-46.
- Mankiw, N. G. (2006) **Macroeconomics**, Seventh Edition, New York, NY: Worth Publishers.
- Malliaropulos, Dimitrios (2000), “A note on nonstationarity, structural breaks, and the Fisher effect”, **Journal of Banking & Finance**, 24(5): 695-707.
- Mercan, M. (2013) “Enflasyon ve Nominal Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönem İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde Test Edilmesi: Türkiye Örneği”, **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 4(27):368-384.
- Mishkin, F. S. (1991), “Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship Between Inflation and Interest Rates”, **National Bureau of Economic Research**, Working Paper No: 3632.
- Nelson, C.R. ve Plosser, C.I. (1982), “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series”, **Journal of Monterey Economics**, 10:139-162.
- Newey, Whitney K., and Kenneth D. West (1986). “A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelationconsistent covariance matrix” **National Bureau of Economic Research**, Technical Working Paper No: 55
- Nielsen, B (2001), “Order determination in general vector autoregressions”, **Working paper**, Department of Economics, University of Oxford and Nuffield College. <http://ideas.repec.org/p/nuf/econwp/0110.html>.
- Paulsen, J (1984), “Order determination of multivariate autoregressive time series with unit roots”, **Journal of Time Series Analysis**, 5: 115–127.
- Stock, J. H. Ve M. W. Watson (1993), “A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems”, **Econometrica**, 61: 783-820.
- Şimşek, M. ve C. Kadılar (2006), “Fisher Etkisinin Türkiye Verileri İle Testi”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 7(1), 99-111.
- Tsay, R. S. (1984), “Order selection in nonstationary autoregressive models”, **Annals of Statistics**, 12: 1425–1433.

- Turgutlu, E. (2004), “Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İkt. Ve İd. Bil. Fak. Dergisi**, 2(19): 55- 75.
- Yamak, R. ve Z. Abdioğlu (2007), “Fisher Hipotezinin Testi: Güçlü ve Zayıf Form”, **Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 4(1-2): 1-9.
- Yılancı, Vildan (2009), “Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi”, **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 4(23): 205-213.
- Wood, J. H. (1981), “Interest Rates and Inflation”, **Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives**, 5(May/June): 3–12.

## EXTENDED ABSTRACT

Inflation is one of the common problem all countries in the world for a long time. Even though inflation affects almost all economy, one of the most important topic in international economics and macroeconomics is Fisher Effect. According to the theory, under the assumption that real interest rate is constant in the short term, if inflation is goes up, then nominal interest rate should increase as much as how much inflation does. Even though numerous studies try to find long run relationship between inflation and nominal interest rates, they may not catch up how much this effect is. Hence, this study makes important contribution to the literature by estimating cointegration vector.

First of all, it is found that inflation and interest rate have unit root by employing Augmenting Dickey fuller test. Since those are non-stationary time series it is applied Engle-Granger cointegration test, which reveals the cointegration relation between variables. Johansen-Cointegration test is also applied. Before this test, it is determined the appropriate the number of the lags by following Tsay (1984), Paulsen (1984), ve Nielsen (2001). The test exposes that either one or four lags fits with the model. So, it is estimated Johansen model two times by adding lag 1 and 4. Both results confirm the Engle Granger cointegration test that we can find at least one cointegrating vector.

The cointegrating vector is estimated by dynamic ordinary least square. According to the test results, the effect of the inflation on interest rate is huge. Fisher effect is valid for Turkey but full Fisher effect is rejected according to the Wald test.