

**T.C.  
Mersin Üniversitesi  
Sosyal Bilimler Enstitüsü  
İktisat Ana Bilim Dalı**

**VERGİ UYARLAMALI FİŞER ETKİSİ:  
EKONOMETRİK BİR UYGULAMA**

**Nuran COŞKUN**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**Mersin, 2013**



T.C.  
Mersin Üniversitesi  
Sosyal Bilimler Enstitüsü  
İktisat Ana Bilim Dalı

VERGİ UYARLAMALI FİŞHER ETKİSİ:  
EKONOMETRİK BİR UYGULAMA

Nuran COŞKUN

Danışman  
Prof. Dr. Süleyman DEĞİRMEN

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Mersin, 2013

Mersin Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne,  
Nuran COŞKUN tarafından hazırlanan VERGİ UYARLAMALI FİŞHER ETKİSİ:  
EKONOMETRİK BİR UYGULAMA başlıklı bu çalışma, jürimiz tarafından İktisat  
Ana Bilim Dalında YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak kabul edilmiştir

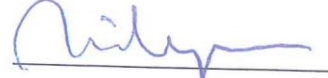
Başarılı



Başarısız



Üye



Prof. Dr. Süleyman DEĞİRMEN  
(Danışman)



Üye



Doç. Dr. Kenan LOPCU  
(Danışman)



Üye



Yrd. Doç. Dr. Selim ÇAKMAKLI

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim elemanlarına ait olduklarını onaylarım.

Onay



Doç. Dr. Nalan YETİM  
Enstitü Müdürü

## ÖNSÖZ

Çukurova Üniversitesi Ekonometri Yüksek Lisans programında tanıdığım danışman hocam Sayın Doç. Dr. Kenan LOPCU, beni Mersin Üniversitesi İktisat Yüksek Lisans hayatımda da onurlandırarak danışmanlığıma devam etmiştir. Tezimin tüm aşamalarında bıkmadan usanmadan ilgisiyle ve bilgisiyle yanımda olarak hiçbir zaman sabır ve hoşgörüsünü esirgememiştir. Beni görüş ve önerileriyle her zaman doğru şekilde yönlendirmeye çalışmış, yol göstericim olmuştur. Yaşadığım zorluklar karşısında yanımda olarak her zaman güçlü durmamı sağlamıştır. Bu zorlu süreçte danışmanım olarak harcadığı emeğe hayatım boyunca minnettar kalacağım. Bir akademisyenin nasıl olması gerektiği konusunda bana örnek olan ve danışmanım olmasından onur ve gurur duyduğum hocam Doç. Dr. Kenan LOPCU' ya teşekkürlerimi sunmayı bir borç bilirim.

Tezimin hazırlanma sürecinde yanımda olan, her zaman insanlığı ve hoşgörüsünü örnek aldığım danışman hocam Sayın Prof. Dr. Süleyman DEĞİRMEN' e, her zaman yanımda olduğu için teşekkürlerimi sunmayı bir borç bilirim. Görüş ve önerileri ile beni yönlendiren ve sadece tez aşamasında değil, her zaman yanımda olan Sayın Yrd. Doç. Dr. Selim ÇAKMAKLI' ya teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca, yardımlarını hiçbir zaman esirgemeyen bana karşı sonsuz bir sabra ve anlayışa sahip olan Bölüm Başkanım Sayın Doç. Dr. Metin ALTIOK' a ve hiçbir zaman desteklerini ve hoşgörülerini esirgemeyen tüm bölüm hocalarıma minnettarım.

Her zaman yanımda olduklarını bildiğim Çukurova Üniversitesi' deki tüm çalışma arkadaşlarıma, bana katlanan sevgili oda arkadaşlarım Arş. Gör. Esin GÜLSEN' e ve Arş. Gör. Kandemir ATÇEKEN' e verdikleri desteklerden dolayı çok teşekkür ederim. Benden bu yolda yürümem için maddi ve manevi desteklerini hiçbir zaman esirgemeyen

her zaman güvenen, başaracağıma inanan başta anneannem ve annem olmak üzere bütün aileme minnet ve şükranlarımı sunarım. Ayrıca, bu süreçte desteğini esirgemeyen ve hayatımda çok özel bir yeri olan Mehmet Ozan ŞAHİN' e teşekkür ederim.

Nuran COŞKUN

## ÖZET

### VERGİ UYARLAMALI FİŞHER ETKİSİ: EKONOMETRİK BİR

#### UYGULAMA

Fisher (1930), nominal faiz oranının, aynı dönemdeki reel faiz oranı ile beklenen enflasyonun toplamı olacağını iddia etmiştir. Fisher etkisi, reel faiz oranının uzun dönemde sabit olduğu varsayımı altında, nominal faiz oranlarıyla enflasyon arasında bire bir ilişki olduğunu varsayımına dayanmaktadır. Uzun dönemde, reel faiz oranının enflasyon oranını etkileyen parasal dengesizliklerinden etkilenmemesi, enflasyon ve faiz oranları arasında bir ilişkiye neden olacak ve bu durumda nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında olası bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığından söz edilebilecektir.

Türkiye gibi fiyat istikrarını amaçlayan ülkelerde nominal faiz oranı, uzun dönem enflasyon hedeflemesinde araç olarak kullanılması bakımından önem taşımaktadır. Çeşitli şoklar nedeniyle hedeflenen enflasyon oranından sapmalar yaşadığında, nominal faiz oranları enflasyon hedeflemesinde önemli bir araç olabilmektedir. Bu nedenle bir ülkede Fisher etkisinin varlığı, uygulanan politikaların sürdürülebilir olup olmadığına karar verme açısından önemlidir.

Bu çalışma Gecikmesi Dağıtılmış Ardaşık Bağımlı Modeller (ARDL) sınır testi ve Gregory Hansen eşbütünleşme testi gibi zaman serisi yöntemlerini kullanarak geleneksel ve vergi uyarlamalı Fisher etkisinin geçerliliğini araştırmaktadır. Geleneksel ve vergi uyarlamalı Fisher etkisini karşılaştırmak için iki farklı veri seti kullanılmıştır:

- 1) vergi uyarlamalı nominal faiz oranları,
- 2) vergi uyarlaması yapılmamış nominal faiz oranları.

Sonu olarak geleneksel ve vergi uyarlamalı Fisher etkisini hem G-H eřbütünleřme hem de ARDL Sınır Testi desteklemektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Fisher Etkisi, Vergi Uyarlamalı Fisher Etkisi, ARDL Sınır Testi, Yapısal Kırılma, G-H Eřbütünleřme Testi



## ABSTRACT

### TAX ADJUSTED FISHER EFFECT: AN ECONOMETRIC APPLICATION

Fisher (1930) hypothesized that the nominal interest rate was equal to the sum of the real interest rate and the expected inflation rate. He claimed that the nominal interest rate is comprised of the real interest rate and the expected inflation of the same period. Additionally, the Fisher effect asserts that there is a linear relationship between the nominal interest rate and the expected inflation, and assumes that the real interest rate does not change in the long run. If the real interest rate is not affected by monetary imbalances that affect inflation in the long term, this will cause a relationship between inflation and the nominal interest rate, leading to the likely existence of cointegration between the nominal interest rate and inflation.

For countries like Turkey, which aims at price stability, the nominal interest rate is a significant instrument for the long-run inflation targeting. When a country experiences deviations from its targeted inflation rate due to shocks to the system, the nominal interest rate could be a significant instrument for inflation targeting. As a consequence, the existence of the Fisher effect in a country is important in deciding whether implemented economic policies are sustainable.

This study investigates the validity of both the conventional and tax-adjusted Fisher effects using time series methods such as the ARDL Bounds test, and Gregory-Hansen (G-H) cointegration test. To compare the conventional and tax-adjusted Fisher effects, we use two different data set for interest rates: 1) interest rates adjusted for taxes, and 2) interest rates not adjusted for taxes. In conclusion, both the G-H and ARDL Bound tests support the conventional and tax-adjusted Fisher effects.

**Keywords:** Fisher Effect, Tax-Adjusted Fisher Effect, ARDL Bounds Test, Structural Break, G-H Cointegration Test,

## İÇİNDEKİLER

<b>ÖNSÖZ</b> .....	<b>i</b>
<b>ÖZET</b> .....	<b>iii</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>v</b>
<b>İÇİNDEKİLER</b> .....	<b>vii</b>
<b>TABLOLAR</b> .....	<b>xi</b>
<b>GRAFİK LİSTESİ</b> .....	<b>xiii</b>
<b>KISALTMALAR</b> .....	<b>xiv</b>
<b>GİRİŞ</b> .....	<b>1</b>
<b>I. BÖLÜM: FİŞHER ETKİSİNİN TÜRKİYE AÇISINDAN ÖNEMİ</b> .....	<b>3</b>
I.1 Çalışmanın Yöntemi ve Planı .....	5
<b>II. BÖLÜM: FİŞHER ETKİSİ VE AMPİRİK ÇALIŞMALAR</b> .....	<b>7</b>
II.1 Fisher Etkisi ve Fisher Denklemi .....	7
II.2 Fisher Hipotezinden Sapmalar .....	10
II.3. Nominal Gelirler Vergilendirildiğinde Beklenen Enflasyonun Reel Getiriler Üzerindeki Etkisi .....	17
II.4 Literatür Taraması .....	19
II.4.1 Gelişmiş Ülkeler Üzerine Yapılmış Ampirik Çalışmalar .....	19
II.4.2 Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Yapılmış Ampirik Çalışmalar .....	26
<b>III. BÖLÜM: FİŞHER ETKİSİNİN TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN SINANMASI</b> .	<b>38</b>
III.1 Veri Seti .....	38
III.2 Ekonometrik Yöntem .....	42
III.2.1 Birim Kök Sınamaları .....	43
III.2.1.1 Genelleştirilmiş Dickey-Fuller ( <i>ADF</i> ) Birim Kök Testi .....	43

III.2.1.2 Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin (KPSS) Birim Kök Testi .	45
III.2.2 Eşbütünleşme Testi .....	47
III.2.2.1 Gecikmesi Dağıtılmış Ardaşık Bağımlı Modeller (ARDL)	
Sınır Testi .....	48
III.3 Ekonometrik Bulgular .....	50
III.3.1 Birim Kök Test Sonuçları .....	50
III.3.2 Eşbütünleşme Test Sonuçları .....	51
III.3.2.1 Uzun Dönem İlişkisi .....	52
III.3.2.1.1 Model 1 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun	
Dönem ARDL Sonuçları .....	52
III.3.2.1.2 Model 2 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun	
Dönem ARDL Sonuçları .....	53
III.3.2.1.3 Model 3 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun	
Dönem ARDL Sonuçları .....	54
III.3.2.1.4 Model 4 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun	
Dönem ARDL Sonuçları .....	55
III.3.2.2 Kısa Dönem İlişkisi .....	56
III.3.2.2.1 Model 1 için Kısa Dönem ARDL Sonuçları .....	56
III.3.2.2.2 Model 2 için Kısa Dönem ARDL Sonuçları .....	57
III.3.2.2.3 Model 3 için Kısa Dönem ARDL Sonuçları .....	58
III.3.2.2.4 Model 4 için Kısa Dönem ARDL Sonuçları .....	59

#### **IV. BÖLÜM: FISHER ETKİSİNİN TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN**

#### **SINANMASINDA YAPISAL KIRILMANIN DİKKATE ALINMASI DURUMU ... 66**

IV.1 Ekonometrik Yöntem .....	66
-------------------------------	----

IV.1.1 Birim Kök Sınaması .....	67
IV.1.1.1 Zivot-Andrews (Z-A) Birim Kök Testi .....	67
IV.1.2 Eşbütünleşme Testi.....	68
IV.1.2.1 Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi .....	68
IV.2 Ekonometrik Bulgular.....	71
IV.2.1 Birim Kök Test Sonuçları.....	71
IV.2.2 Eşbütünleşme Test Sonuçları .....	77
IV.2.2.1 Gregory-Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları.....	79
IV.2.2.1.1 Gregory-Hansen Eşbütünleşme Model 1	
Tahmin Sonuçları .....	79
IV.2.2.1.2 Gregory-Hansen Eşbütünleşme Model 2	
Tahmin Sonuçları .....	81
IV.2.2.1.3 Gregory-Hansen Eşbütünleşme Model 3	
Tahmin Sonuçları .....	85
IV.2.2.1.4 Gregory Hansen Eşbütünleşme Model 4	
Tahmin Sonuçları .....	88
<b>V. BÖLÜM: AMPİRİK BULGULAR.....</b>	<b>91</b>
V.1 Değerlendirme.....	91
<b>SONUÇ .....</b>	<b>94</b>
<b>KAYNAKÇA.....</b>	<b>97</b>

**TABLÖLAR**

<b>Tablo II. 1:</b> Literatür Özeti .....	<b>32</b>
<b>Tablo III. 1:</b> Veri Seti.....	<b>42</b>
<b>Tablo III. 2:</b> ADF ve KPSS Birim Kök Testleri .....	<b>51</b>
<b>Tablo III. 3:</b> Model 1 için Uzun Dönem Sonuçları, ARDL(4,10) .....	<b>53</b>
<b>Tablo III. 4:</b> Model 2 için Uzun Dönem Sonuçları, ARDL(4,10) .....	<b>54</b>
<b>Tablo III. 5:</b> Model 3 için Uzun Dönem Sonuçları, ARDL(5,3) .....	<b>55</b>
<b>Tablo III. 6:</b> Model 4 için ARDL Sonuçları, ARDL(2,3).....	<b>56</b>
<b>Tablo III. 7:</b> ARDL(4,10) için Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları .....	<b>57</b>
<b>Tablo III. 8:</b> ARDL(4,10) için Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları .....	<b>58</b>
<b>Tablo III. 9:</b> Model 3 için ARDL(5,3) Hata Düzeltme Tahmin Sonuçları .....	<b>59</b>
<b>Tablo III. 10:</b> Model 4 için ARDL(2,3) Kısa Dönem Tahmin Sonuçları .....	<b>60</b>
<b>Tablo III.11:</b> ARDL Testi İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi .....	<b>64</b>
<b>Tablo III.12:</b> Vergi Oranları.....	<b>65</b>
<b>Tablo IV. 1:</b> Zivot- Andrews Birim Kök Testi.....	<b>73</b>
<b>Tablo IV. 2:</b> Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi .....	<b>76</b>
<b>Tablo IV. 3:</b> Gregory-Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları.....	<b>82</b>
<b>Tablo IV. 4:</b> Gregory Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları.....	<b>84</b>

<b>Tablo IV. 5:</b> Gregory-Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları.....	<b>87</b>
<b>Tablo IV. 6:</b> Gregory Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları.....	<b>89</b>
<b>Tablo V. 1:</b> ARDL Sınır Testi Özeti.....	<b>91</b>
<b>Tablo V. 2:</b> Gregory Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları Özeti.....	<b>93</b>

**GRAFİK LİSTESİ**

<b>Grafik III. 1:</b> Üç Aylık Veri Seti.....	<b>41</b>
<b>Grafik III. 2:</b> Yıllık Veri Seti.....	<b>41</b>
<b>Grafik III. 3:</b> Aylık Veri Seti için TÜFE Yüzde Değişim ve TÜFE Logaritmik Fark Grafikleri .....	<b>61</b>
<b>Grafik III. 4:</b> Yıllık Veri Seti için TÜFE Yüzde Değişim ve TÜFE Logaritmik Fark Grafikleri .....	<b>61</b>
<b>Grafik III. 5:</b> Üç Aylık Veri Seti.....	<b>62</b>
<b>Grafik III. 6:</b> Yıllık Veri Seti.....	<b>63</b>



**KISALTMALAR**

- ADF** : Genişletilmiş Dickey Fuller
- AEH**: Uyarlanabilir Beklentiler Hipotezi
- AIC** : Akaike Bilgi Kriteri
- ARDL** : Gecikmesi Dağıtılmış Ardışık Bağımlı Modeller
- ARMA**: Otoregresif Hareketli Ortalama
- DF** : Dickey-Fuller
- DOLS** : Dinamik En Küçük Kareler
- EKK** : Sıradan En Küçük Kareler
- FM-OLS**: Tam Uyarlanmış-Düzeltilmiş Sıradan En Küçük Kareler
- GARCH**: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
- GEGP**: Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı
- G-H**: Gregory- Hansen
- GSYİH** : Gayrisafi Yurtiçi Hasıla
- H&I**: Harris ve Inder (1994) Eşbütünleşme Testi
- IFS** : International Financial Statistics
- KPSS** : Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin
- K&W**: King-Watson (1997) İki Değişkenli Otoregresif Model
- MLE**: En Çok Olabilirlik Tahmin Edicisi
- OECD**: Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü
- REH**: Rasyonel Beklentiler Hipotezi
- SC**: Schwartz Bilgi Kriteri
- TCMB**: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
- TÜFE**: Tüketici Fiyat Endeksi

**UECM:** Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli

**VAR:** Vektör Ardışık Bağlanım Modeli

**VECM:** Vektör Hata Düzeltme Modeli

**Z-A:** Zivot-Andrews

## GİRİŞ

Fisher denkleminde nominal faiz oranları aynı dönemdeki reel faiz oranları ile beklenen enflasyonun toplamı şeklinde ifade edilmektedir. Fisher etkisinde ise reel faiz oranının uzun dönemde sabit olduğu varsayımı altında, nominal faiz oranlarıyla enflasyon arasında bir ilişki olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayım, uzun dönemli bir ilişkinin varlığının yanı sıra, nominal faiz oranlarının, enflasyondaki hareketlenmelerle bire bir uyumlu olacağını da söylemektedir. Yani, enflasyondaki bir artışla nominal faiz oranları aynı oranda artacak ancak bu artış reel faiz oranlarını etkilemeyecektir. Uzun dönemde, eğer reel faiz oranı, enflasyon oranını etkileyen parasal dengesizliklerinden etkilenmiyorsa, bu durum enflasyon ve nominal faiz oranları arasında bir ilişkiye neden olacak ve bu da nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığıyla kendini gösterecektir.

Fisher etkisinin varlığı, bir şok nedeniyle hedeflenen enflasyon oranından sapmalar olduğunda, uygulanan politikaların sürdürülebilirliği açısından önemlidir. Türkiye gibi fiyat istikrarını hedefleyen ülkelerde, nominal faiz oranı, uzun dönem enflasyon hedeflemesinde araç olarak kullanılması bakımından önem taşımaktadır. Reel faiz oranları, büyüme, üretim ve yatırım kararları gibi önemli faktörleri etkilemekte, dahası döviz kuruna etki ederek ticaret ve sermaye akımlarının belirlenmesinde önemli bir rol oynamaktadır. Para politikasının amacının ve amaca yönelik araçların nasıl bir etkiye sahip olduğunun doğru bir şekilde belirlenmesi para politikasının başarısını etkilemektedir. Ayrıca para politikası kararları piyasada bekleyişleri şekillendirmede önemli bir unsur olmaktadır. Fama (1975), nominal faiz oranlarının beklenen enflasyon oranları üzerinde belirleyici bir etkisi olduğunu söylemiştir. Fisher etkisi bu nedenle merkez bankaları tarafından piyasaları yönlendirmede dikkate alınması gereken bir hipotezdir.

Fisher etkisinin, literatürde birçok versiyonu bulunmaktadır. Darby (1975) ve Feldstein (1976), Fisher hipotezinin geçerliliğinde nominal faizlerden gelir vergisi alınması durumunda verginin Fisher hipotezine etkisini araştırmışlardır. Darby-Feldstein etkisine göre marjinal gelir vergisi oranı dikkate alındığında, nominal faiz oranlarının beklenen enflasyon oranındaki artıştan daha fazla artması gerekmektedir. Bu etki, Fisher etkisinin geçerliliğinde, nominal faiz getirilerindeki vergi uygulamalarının Fisher hipotezine etkisini dikkate alması bakımından oldukça önemlidir. Fisher (1930:134), ABD Birleşik Devletleri ve İngiltere için fiyat değişimlerini ve nominal faiz oranı verilerini kullanarak yaptığı çalışmada belirli bir ilişki bulamamıştır. Mundell (1963) ve Tobin (1965) ise Fisher'in ampirik sonuçlarının sebebini enflasyonist sürece bağlamışlardır. Mundell-Tobin Etkisi'nde (Servet Etkisi), enflasyonist süreç refah etkisini azaltıcı yönde etki ederek tasarrufları etkilemektedir. Bu durum, nominal faizlerle enflasyon arasındaki ilişkiyi zayıflatarak daha düşük katsayı bulunmasına neden olmaktadır.

Çalışmada, finansal liberalizasyon sonrası Türkiye' de nominal faizler ve enflasyonun birlikte hareket etme eğilimi, özellikle de son yıllarda enflasyonda meydana gelen düşüşe nominal faiz oranlarının da eşlik etmesi nedeniyle Fisher etkisinin varlığını destekleyen bulgular bulunması beklenmektedir. Nominal faizlere vergi uyarlaması yapıldığında Türkiye'nin gelişmekte olan bir ülke olduğu enflasyon hedeflemesi yaptığı, risk priminin yüksek olduğu, faiz oranlarının dünya faiz oranlarından daha yüksek seyrettiği ve reel getirinin daha yüksek olduğu gibi nedenler göz önüne alındığında Fisher hipotezi üzerindeki vergi etkisinin tartışılması oldukça önemlidir.

## I. BÖLÜM

### FİŞHER ETKİSİNİN TÜRKİYE AÇISINDAN ÖNEMİ

Gecelik faiz oranlarının değiştirilmesi bankaların borç verme oranlarını değiştirerek yatırım kararlarını, mevduat faiz oranlarını değiştirerek de tüketim kararlarını etkilemektedir. Dolayısıyla faiz kanalıyla yatırım ve tüketim harcamaları değişmektedir. Bu durum toplam talebi etkilemektedir. Para politikası aracı olarak gecelik faiz oranlarının merkez bankası tarafından değiştirilmesi piyasadaki kısa dönemli diğer faiz oranlarını etkilerken uzun dönemli faizlere de sinyal vermektedir. Faiz oranlarının artması, yurt içi varlık fiyatlarını yükselterek döviz kurunun değerlenmesine sebep olur. Ayrıca, faiz oranlarının ve beklenen enflasyonun düzeyi finansal varlıkların değerini etkilemektedir. Bu durum hane halkının tasarruf-harcama eğilimlerini etkilerken firmalarda yatırım-tüketim eğilimlerini etkileyerek talep üzerinde etkili olur. Faiz oranlarının artmasıyla genelde tasarruf miktarları artarken, yatırımlar azalır böyle bir durumda toplam talep de azalır. Bu nedenlerle para politikası kararları piyasada bekleyişlerini şekillendirmede önemli bir unsur olmaktadır. Eğer nominal faiz oranları uzun dönemde beklenen enflasyonla birlikte hareket ediyorsa bu durum para politikası açısından oldukça önemlidir. Eğer Fisher etkisinde bahsedildiği gibi birebir bir ilişkinin varlığı söz konusuysa bu durum reel faiz oranlarının yalnızca reel faktörler tarafından belirlendiği ve parasal politikalardan etkilenmediği anlamına gelmektedir.

1990'lı yıllarda Türkiye'de merkez bankacılığı daha çok merkez bankasında bağımsızlık, sorumluluk ve güvenilirlik gibi konularla ilgilenmiştir. 1990 başlarında hazinenin kamu açıklarını iç borçlanma yerine merkez bankasının kaynaklarıyla finanse etmeye başlaması, faizlerin düşük tutulması, piyasadaki fazla likiditenin dövize yönelmesi gibi nedenlerle ekonomi likidite krizine girmiştir. Bozulan dengeleri düzeltmek için istikrar

programı uygulamada gecikilmesinin sonucunda 1994 krizi yaşanmıştır. Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizleri ise IMF'nin desteklediği bir istikrar programı uygulanırken ortaya çıkmıştır. Döviz kuru değerlerinin önceden açıklanmasıyla iç borçlanma faizlerinin döviz çapasına uyum sağlayarak tutarlı bir düzeye gerilemesi planlanırken enflasyondaki artış beklendiği kadar hızlı olmamış ve reel kur değerlenmiştir. Krizle birlikte ekonomi daralma sürecine girmiştir. Bu süreçten çıkarken IMF ile yeni bir niyet mektubu imzalanmış enflasyon hedeflemesi uygulamasına geçiş süreci olarak TCMB bilanço büyüklüklerinin kontrol altında tutulması ve kısa dönemli faizlerde gerekli değişikliğin yapılması sağlanmıştır. (T.C.M.B. Bilançosu Açıklamalar, Rasyolar ve Para Politikası Yansımaları, 2006)

*“Şubat 2001 dönemi sonrasında yürürlüğe konulan ve 2002 yılı başında 2002-2004 dönemini kapsayacak şekilde revize edilen Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı (GEGP) ile para ve kur politikasına yeni bir çerçeve çizilmiştir. Bu programa göre gelecek dönem enflasyonuna odaklanan ve örtük enflasyon hedeflemesi olarak nitelendirilen bir politika izlenmeye başlanmıştır. Bu politika uyarınca, TCMB dalgalı kur rejimi altında bir yandan kısa vadeli faiz oranlarını enflasyonla mücadelede temel politika aracı olarak kullanmakta, diğer yandan IMF ile yürütülmekte olan program çerçevesinde, parasal performans kriterleri ile gösterge niteliğinde hedefleri gözetmektedir.”* (T.C.M.B. Bilançosu Açıklamalar, Rasyolar ve Para Politikası Yansımaları, 2006, s. 22)

Kısa vadeli faiz oranlarının yanı sıra, özellikle 2004 yılından sonra piyasadaki likidite koşulları ve zorunlu karşılık oranları gibi politika bileşimini belirleyen diğer araçlarla da politika duruşu belirlenmekte ve politika değişimlerinde hangi politika aracının ne şekilde kullanılacağı konusunda T.C.M.B.'nin esnek bir yapıya sahip olduğu bilinmektedir. Dolayısıyla TCMB'nin politika değişikliklerini, finansal istikrarı ve fiyat

istikrarını etkileyen unsurları göz önüne alarak belirlediği söylenmektedir. 2008 krizi, ithalat-ihracat fiyatlarındaki değişimler ve döviz kurundan fiyatlara geçiş mekanizması gibi etkiler neticesinde uygulanan para politikası duruşunda zaman zaman değişiklikler meydana gelse de, 2001 Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı'nda kısa vadeli faiz oranlarının enflasyon hedeflemesinde temel politika aracı olması genel anlamda durumunu korumaktadır. Örneğin, Merkez Bankası Enflasyon Hedeflemesi Ocak 2010 raporunda 2008 yılı son çeyreğinden itibaren enflasyonda hızlı bir düşüş olacağını öngörüldüğü ve iktisadi faaliyet üzerinde oluşabilecek potansiyel tahribatı sınırlamak için kısa vadeli faiz oranlarını süratli bir şekilde aşağı çekilmesi gerçekleştirilen, dengeleyici bir likidite politikası izlenerek kredi piyasasındaki tıkanıklığın giderilmesinin hedeflendiğinden bahsetmektedir. Böylece, Türkiye'nin politika faizi gelişmekte olan ülke sınıfında yer alan ve enflasyon hedeflemesi uygulayan ülkelerin ortalamasına yaklaşmıştır.

Özetle, 2001'den bu yana kısa dönemli faizlerin önemi artmış ve temel politika aracı olmuştur. Bu nedenle Türkiye için Fisher etkisinin varlığı daha da önemli hale gelmiştir. Türkiye 1994 yılından beri nominal faiz gelirlerinden gelir vergisi almaktadır. Literatürde verginin Fisher etkisi üzerindeki etkisini inceleyen birçok çalışma mevcuttur. Ancak Türkiye için böyle bir araştırmanın henüz yapılmamış olması bu çalışmayı farklı kılmaktadır.

Bu çalışmada Türkiye'nin nominal faizlere gelir vergisi uygulamasının Fisher hipotezi üzerindeki etkileri araştırılacaktır. Fisher hipotezinin vergi uygulamasından ne şekilde etkilendiği politika önerileri açısından önem teşkil etmektedir. Merkez Bankası'nın fiyat istikrarını sağlamada temel araç olarak kısa vadeli nominal faiz oranlarını kullanıyor olması, nominal faiz getirilerine uygulanan gelir vergisinin bu politika üzerinde nasıl bir etkiye sahip olduğunun bilinmesi politika önerileri açısından oldukça önemlidir.

## I.1 Çalışmanın Yöntemi ve Planı

Fisher etkisini araştırılırken serilerin durağanlığının belirlenmesinde *ADF*, *KPSS* gibi geleneksel birim kök testlerine yer verilmiştir. Ayrıca serilerde yapısal kırılma olması durumuna karşı *Z-A* testleriyle birim kökün varlığı sınanmıştır. Fisher etkisinin varlığının araştırılmasında uzun dönemli ilişkinin varlığını dikkate alması ve uzun dönem tahminlerinden kısa dönemli dinamiklerin elde edilmesi bakımından *ARDL* Sınır testi yaklaşımı tercih edilmiştir. Ayrıca veri setinde gözlemlenen kırılmalar nedeniyle yapısal kırılmayı dikkate alan *Gregory-Hansen (G-H)* eşbütünleşme testinden yararlanılmıştır.

Bu tez beş bölüm içermekte olup sonuç kısmıyla sonlanmaktadır. Birinci bölüm çalışmanın konusu, yöntemi ve planını içeren bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde Fisher etkisinin teorik yapısı, Fisher etkisi ile ilgili yazın ve Fisher etkisinden sapmaları ayrıntılı şekilde açıklanmaktadır. Üçüncü bölümde, *ADF*, *KPSS gibi* birim kök testlerine ve *ARDL* sınır testi yaklaşımına yer verilirken, dördüncü bölümde *Z-A* birim kök testine ve *G-H* eşbütünleşme testine yer verilmektedir. Son bölümde ise üçüncü ve dördüncü bölümden elde edilen sonuçlar değerlendirilmiştir.



## II. BÖLÜM

### FİŞHER ETKİSİ VE AMPİRİK ÇALIŞMALAR

Bu bölümde Fisher etkisi tartışılmakta ve literatürde yer alan ampirik çalışmalar üzerinde durulmaktadır.

#### II.1 Fisher Etkisi ve Fisher Denklemi

Irving Fisher (1930)' a göre sermaye ve gelir arasındaki bağlantıyı sağlayan faiz oranıdır. Fisher, en basit biçimiyle faiz oranını, bir yıl sonra elde olması gereken ilave paranın belli bir tarihteki anapara üzerine yüzde olarak ödenen kar payı olarak düşünmektedir. Para Fisher'e göre mal satın almaya yarayan bir değişim aracıdır. Ancak para gelecek ve bugün arasındaki ticarete de konu olmaktadır. Aynı zamanda fiyat değişimleriyle faiz oranlarının aynı yönlü ilişkiye sahip olmasını, faiz oranıyla paranın değerindeki değişimlerin ters yönlü bir ilişkiye sahip olmasına bağlamaktadır. Fisher(1930)'a göre uzun dönemde para arzının büyüme oranındaki bir değişim, tamamen fiyatlar genel düzeyine yansiyarak nominal faiz oranlarına etki etmektedir. Bir başka anlatımla, nominal faiz oranları enflasyondaki artışla bire bir artmakta ancak reel faiz oranları bu artıştan etkilenmemektedir. Bu olgu iktisat yazınında Fisher etkisi olarak adlandırılmaktadır (Şimşek ve Kadılar, 2006, 99).

Harrison (2010),  $t$  döneminde yapılan 1 birimlik yatırımın  $t+1$  zamanında  $1 + i_t$  olması durumunda, buradaki  $i_t$  'in nominal faiz oranı olarak algılanması gerektiğini söylemektedir. Tahvil satın almaktan (yatırım yapmaktan) kaynaklı reel satın alma gücündeki beklenen artış ise denklem 2.1' deki gibidir.

$$1 + r_{t+1} = \frac{E_t(1/P_{t+1})(1 + i_{t+1})}{1/P_t} \quad (2.1)$$

Burada  $P_t$ ,  $t$  dönemindeki fiyat seviyesi,  $E_t P_{t+1}$  ise  $t$  döneminde  $t+1$  dönemi için beklenen fiyat seviyesi,  $r_{t+1}$  tahvilin satın alma gücündeki beklenen büyüme oranını (beklenen reel getiri),  $1/P_t$  ise 1 birimin  $t$  dönemindeki satın alma gücünü göstermektedir.

$$z_t = \frac{E_t(1/P_{t+1}) - 1/P_t}{1/P_t} \quad (2.2)$$

$$1 + z_t = \frac{E_t(1/P_{t+1})}{1/P_t} \approx \frac{P_t}{E_t(P_{t+1})} = \frac{1}{(1 + \pi_{t+1})} \quad (2.3)$$

1 birimin satın alma gücündeki beklenen büyüme oranı  $z_t$  olmak üzere denklem 2.2 denklem 2.1'de yerine yazılırsa denklem 2.3 elde edilir. Burada  $\pi_{t+1}$   $t+1$  zamanında beklenen enflasyon oranını göstermektedir. Böylece reel faiz oranı  $r_{t+1}$  ile nominal faiz oranı  $i_t$  arasında denklem 2.4'deki gibi bir ilişki elde edilir.

$$(1 + r_{t+1})(1 + \pi_{t+1}) = (1 + i_t) \quad (2.4)$$

$$r_{t+1} = (1 + i_t)/(1 + \pi_{t+1}) - 1 \quad (2.5)$$

Denklem 2.4 denklem 2.5'deki gibi yeniden düzenlenebilir.  $i^c \approx \ln(1 + i)$  olmak üzere denklem 2.4'ün logaritması alındığında denklem 2.6'da olduğu gibi bir ifade elde edilir (Harrison 2010,63-79).

$$r^c = i^c - \pi^c \quad (2.6)$$

Reel faiz oranı Harrison (2010)' a göre gelecekte deęişik zamanlarda alınan malların nispi deęerleri tarafından belirlenmektedir. Şimdiki mallara oranla bir sonraki dönemde malların nispi fiyatı  $1+r$  ise yeni fiyat enflasyonun ölçülmesinde kullanılan mal sepetindeki nispi fiyattır. Başka bir deęişle, bugün 1 mal sepetinden vazgeçmek bir sonraki dönemde  $1+r$  olarak geri dönmektedir. Dahası, malların nispi fiyatları deęişirse, her bir malın reel faiz oranı farklı olmaktadır. Bu nedenle reel para birimini kullanmak gelecekteki enflasyonun tahmin edilmesi zorunluluęunu ortadan kaldırmaktadır.

Fisher denkleminde, nominal faiz oranı, reel faiz oranı ile beklenen enflasyon oranının toplamı şeklinde olacaęı ifade edilmektedir.

$$i_t = r_t + E_t(\pi_{t+1}) \quad (2.7)$$

Burada,  $r$  reel faiz oranı,  $\pi$  enflasyon oranı,  $i$  nominal faiz oranı olmak üzere denklem 2.7 Fisher denklemi olarak bilinmektedir.

Ampirik çalışmalarda enflasyonist beklentilerin doğrudan ölçülememesi sorunu Fisher etkisinin üzerinde düşünülmesi gereken en önemli sorunu olmuştur. Söz konusu sorunu aşmak için literatürde Fisher etkisini test eden çalışmalarda enflasyon beklentilerini temsil etmek amacıyla enflasyonun geçmiş deęerlerinin dağıtılmış gecikmelerinin kullanıldığı görülmüştür. Ancak daha sonraki çalışmalarda Muth (1961)'un öncülüęünü yaptığı Rasyonel Beklentiler Teorisi ve Fama (1970)'nın geliştirdięi Etkin Piyasalar Teorisiyle bu sorun farklı bir çözüme kavuşturulmuştur. Fisher, fiyat seviyesinde görülen geçmiş deęişikliklerin cari dönemdeki faiz oranını şekillendirdięini savunurken, Fama (1975), bugünkü faiz oranının gelecekteki fiyat seviyesindeki deęişikliklerin yansıması olduğunu savunmuştur. Rasyonel Beklentiler Teorisi mevcut olan tüm bilgilerin kullanımına dayanmaktadır. Denklem 2.8' de yer alan  $e_{t+1}$  sıfır ortalamalı, bilgi setinden

bağımsız stokastik bir değişken ve Denklem 2.9'daki  $I_t$  t dönemindeki bilgi seti olmak üzere, Fisher denklemi Rasyonel Beklentiler Teorisine göre yeniden düzenlenirse denklem 2.10 elde edilir.

$$\pi_{t+1} = \pi_t^* + e_{t+1}, \quad (2.8)$$

$$\pi_t^* = E(\pi_{t+1}|I_t) = E_t(\pi_{t+1}) \quad (2.9)$$

$$i_t = r_t + E_t(\pi_{t+1}) \quad (2.10)$$

Rasyonel Beklentiler Teorisine göre elde edilen denklem 2.10 ışığında Fisher denkleminin daha kapsamlı biçimi olan denklem 2.4'den denklem 2.11 elde edilir. Denklem 2.12, denklem 2.11'in yeniden düzenlenmiş biçimidir.

$$(1+i_t) = (1+r_t)(1+E_t\pi_{t+1}) \quad (2.11)$$

$$\dot{i}_t = r_t + \pi_{t+1} + r_t\pi_{t+1} \quad (2.12)$$

Özellikle yüksek enflasyon durumunda denklem 2.12'deki  $r_t\pi_{t+1}$  terimi önem kazanmaktadır. Ancak düşük enflasyona sahip ülkeler için bu terim önemsenmeyecek kadar küçük değerler almaktadır.

$$\dot{i}_t = r_t + \pi_{t+1} + e_t \quad (2.13)$$

Bu çalışmada Geleneksel Fisher etkisini test etmek için kullanacağımız model, Fisher denkleminin Rasyonel Beklentiler Teorisine düzenlenmiş biçimi olan denklem 2.13'tür.

## II.2 Fisher Hipotezinden Sapmalar

Bu kısımda Fisher etkisinin öngördüğü ilişkiden farklı ampirik sonuçlara yer verilmektedir. Literatürde Fisher etkisinden sapmalar dikkat çekicidir. Bu sapmaların

sebebini arařtıran birok alıřma mevcuttur. Bu alıřmada zellikle Fisher hipotezinde bulunan farklı sonuları aıklamak zere ileri srlen riskten kaınma etkisi, dnřtrlmř Fisher etkisi, vergi etkisi ve son olarak da servet etkisi grřleri zerinde durulmuřtur. Fisher hipotezinden sapmalar olarak da adlandırılan bu grřler ierisinde vergi etkisi ve servet etkisi alıřmamızda odaklandıėımız nemli noktalardır.

Shome, Smith ve Pinkerton (1988) belirsizlik altında riskten kaınma ynndeki davranıřları dikkate alarak Fisher modelini geliřtirmiř ve tahmin etmiřlerdir. Bu alıřmada Fisher etkisini test etmeye ynelik alıřmaların bu kadar ok eřitli olmasının sebebi olarak reel faiz oranındaki hareketlerin gzlemlenememe sorununu ileri srmřlerdir. Shome, Smith ve Pinkerton (1988)'e gre literatrn merkezindeki temel konu, nominal faiz oranlarındaki deėiřikliėin ne kadarının lm problemleri nedeniyle paranın gelecekteki satın alma gcnn rassal deėiřken olduėu gereėine atfedilebileceėi hususudur. Bu baėlamda riskten kaınma etkisinin modelde temsiline olanak saėlanması aısından risk piriminin nominal faiz oranlarıyla birleřtirilmesi gerektiėini savunmuřlardır

Bir diėer nemli ampirik alıřma da Carmichael ve Stebbing (1983) tarafından yapılmıř ve ‘‘Ters Fisher etkisi’’ (Inverted Fisher effect) zerine odaklanmıřtır. Sz konusu alıřmada yazarlar nominal faiz oranlarının sabit olduėu varsayımıyla, reel faiz oranlarının enflasyon oranıyla birebir ters ynl iliřki iinde olması gerektiėini savunmuřlardır. Fisher etkisi mevcuttan ziyade beklenen enflasyonla nominal faiz oranları arasındaki iliřkiye deėinmekteyken, Ters Fisher etkisi vergi sonrası beklenen reel faiz oranlarıyla enflasyonun beklenen deėeri arasındaki iliřkiye deėinmektedir. Fisher etkisinde, beklenen enflasyonla ilgili verilerin hesaplanması ve gemiř dnem enflasyon oranları kullanılması durumlarında deėiřkenlerin hata terimlerinde sorun ıkmaktadır. Ancak bu sorunlar Ters Fisher etkisi iin geerli deėildir. Finansal varlıklardan kazanılan reel getiri  $r$  iken,  $\theta$

nominal getirilere uygulanan vergi oranı,  $\pi$  enflasyon oranı ve  $i$  nominal getiri oranı olmak üzere vergi sonrası finansal varlıklardan elde edilen reel getiri denklem 2.14'deki gibi olur.

$$r_{N_t} = (1 - \theta)i_{N_t} - \theta\pi_{t+1} \quad (2.14)$$

Eğer nominal faiz ödemesi yapılmıyorsa enflasyon oranı ve vergi sonrası reel getiri negatif olmaktadır. Likidite, transfer servisleri, ücretsiz banka hizmetleri, müşteri hediyeleri gibi örtük parasal geri dönüşler olabileceği için genellikle bu durum kabul görmektedir. Vergi sonrası reel gelirlerin eşit olması beklenir. Bu nedenle iki getiri arasındaki ilişki denklem 2.15'deki gibi ifade edilebilir.

$$r_{N_t} = p_t - \pi_{t+1} \quad (2.15)$$

Vergi sonrası nominal getiriye  $((1 - \theta)i_N)$  özdeş olan  $p$  paradan elde edilen örtük marjinal getiri ya da parasal servislerden yararlanmak yerine finansal varlıkları elde tutmanın primidir. Vergi sonrası nominal faiz oranları, vergi sonrası reel getiriyle enflasyon oranı toplamına eşit olmalıdır. Ayrıca bu ilişki ilgili değişkenlerin beklenen değerleri için de geçerli olacaktır.  $E_t$ ,  $t$  döneminde beklenen değer olmak üzere denklem 2.16'dan denklem 2.17 elde edilir.<sup>1</sup> Beklentilerin yansız olduğu ve vergi sonrası nominal faiz oranlarının değerlerinin bilindiğini varsayımıyla denklem 2.18 ve denklem 2.19 yazılabilir.

$$i_{N_t} = r_{N_t} + \pi_{t+1} \quad (2.16)$$

$$E_t i_{N_t} = E_t r_{N_t} + E_t \pi_{t+1} \quad (2.17)$$

$$\pi_{t+1} = E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

---

<sup>1</sup> Geleneksel Fisher etkisini test ederken ilk olarak Fama bu şekilde ele almıştır.

$$E_t i_{N_t} = i_{N_t} \quad (2.19)$$

Denklem 2.17, 2.18 ve 2.19 yardımıyla denklem 2.20 elde edilir. Bir başka ifadeyle  $i_N$  biliniyorsa, vergi sonrası reel getiri oranının ortalamasından sapması, enflasyonunun ortalamasından sapmasının ters işaretlisidir. Denklem 2.15'de  $p$  olarak ifade edilen, finansal varlıklardan elde edilen sabit primin burada  $a_0$  olduğunu varsayarsak  $\xi_t$  ve  $\varepsilon_t$  birbirinden bağımsız sıfır ortalamalı ve  $\sigma_{\varepsilon_t}^2$  ve  $\sigma_{\xi_t}^2$  varyanslı rassal hata terimleri olmak üzere denklem 2.21 yazılabilir.

$$r_{N_t} - E_t r_{N_t} = E_t \pi_{t+1} - \pi_t = -\varepsilon_t \quad (2.20)$$

$$i_{N_t} = a_0 + \xi_t \quad (2.21)$$

Ters Fisher Etkisinin beklenen formu denklem 2.22' deki gibi olur.

$$E_t r_{N_{t+1}} = a_0 - E_t \pi_{t+1} + \xi_t \quad (2.22)$$

$$i_{N_t} = E_t i_{N_{t+1}} \quad (2.23)$$

Denklem 2.23 ışığında Ters Fisher Etkisi denklem 2.24, denklem 2.25, denklem 2.26, denklem 2.27 olarak dört farklı şekilde tahmin edilebilir.

$$i_{N_t} = a_0 + a_1 E_t \pi_{t+1} + \xi_t \quad (2.24)$$

Ya da

$$i_{N_t} = a_0 + a_1' \pi_{t+1} + \xi_t \quad (2.25)$$

Burada  $a_1=0$  ve  $a_1'=0$  olduğu hipotezleri test edilir.

$$r_{N_t} = a_0 + a_2 E_t \pi_{t+1} + \xi_t - \varepsilon_t \quad (2.26)$$

$\xi_t$  ve  $\varepsilon_t$  birbirinden bağımsız rassal değişkenler olmak üzere  $E_t \pi_{t+1}$  ve  $\varepsilon_t$  'nin de bağımsız olduğu varsayımı altında denklem 2.20'de  $a_2 = -1$  hipotezi test edilir. Son olarak denklem 2.20 ve 2.21, denklem 2.24' de gözlemlenemeyen değer olan  $E_t \pi_{t+1}$  'yi yok etmek için kullanılırsa denklem 2.26 elde edilir.

$$r_{N_t} = a_0 + a_2' \pi_{t+1} + \xi_t - (1 + a_2') \varepsilon_t \quad (2.27)$$

Burada test edilecek hipotez  $a_2' = -1$ dir. Bu denklemde beklenen enflasyon verilerine ihtiyaç duyulmadığı için tahmin etmede diğerlerine nazaran daha çekicidir.

Öte yandan Darby (1975) ve Feldstein (1976), Fisher etkisini tartışırken beklenen enflasyondaki bir değişimin marjinal vergi oranı nedeniyle nominal faiz oranını beklenen enflasyondaki değişimden daha fazla değiştireceğini ileri sürmektedirler.

1994'ten beri Türkiye nominal faiz gelirlerine gelir vergisi uygulamaktadır. Darby- Feldstein etkisinin araştırılması, Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı (GEGP) ile birlikte temel aracı kısa dönemli faiz oranları olan politikalarla enflasyon hedeflemesine gidilmesi sebebiyle, nominal faiz gelirlerine vergi uygulanması durumundaki politika önermeleri açısından oldukça önemlidir.

Vergi uyarlaması öncesinde  $r$  reel faiz oranı,  $\pi$  enflasyon oranı,  $i$  nominal faiz oranı olmak üzere beklenen enflasyondaki bir değişimin gelir vergisi uygulanan nominal faizleri hangi oranda arttırması gerektiğini matematiksel olarak gösterelim.

$$i_t = r_t + E_t(\pi_{t+1}) \quad (2.27)$$

Fisher denklemi olarak bilinen denklem 2.27,  $t$  dönemindeki nominal faiz oranının, aynı dönemdeki reel faiz oranı ile bir sonraki dönemin enflasyon oranının  $t$  dönemindeki beklenen değerinin toplamı şeklinde olacağını ifade etmektedir. Rasyonel beklentiler teorisine göre enflasyon beklentisinden sapmaların ortalaması sıfır olacağı için,



bu varsayım altında denklem reel faiz oranına göre yeniden düzenlenirse denklem 2.28 elde edilir. Kolaylık olması açısından denklem 2.28 denklem 2.29 olarak da yazılabilir.

$$r_t = i_t - \pi_{t+1} \quad (2.28)$$

$$r = i - \pi \quad (2.29)$$

Nominal faiz getirisine  $\tau$  kadar bir vergi konulursa, vergi uygulaması sonrası reel faiz oranı denklem 2.30'daki gibi olur.

$$r^* = (1 - \tau)i - \pi \quad (2.30)$$

Vergi uyarlaması yapılmış Fisher etkisi için denklem nominal faiz oranına göre düzenlendiğinde denklem 2.31 elde edilir.

$$i = \frac{r^* + \pi}{1 - \tau} \quad (2.31)$$

Böylece beklenen enflasyondaki bir birimlik artış nominal faiz oranlarında  $1/(1 - \tau)$  kadar artışa neden olur. Yani Vergi Uyarlamalı Fisher Etkisinde beklenen enflasyon oranındaki bir puanlık bir artış nominal faiz oranında bir puandan daha fazla bir artış meydana getirecektir.

Nielson (1981) vergi durumunu da göz önüne alarak yaptığı çalışmasında nominal faiz oranlarındaki artışın Fisher etkisindeki gibi bire-bir bir ilişkiden daha fazla olması gerektiğini ancak vergi sonrası reel faiz oranındaki düşüş nedeniyle Darby-Feldstein analizlerindeki daha küçük bir katsayı bulunması gerektiği sonucuna ulaşmıştır.

Mundell (1963) ve Tobin (1965) Fisher'in ampirik sonuçlarını keynesyen bakış açısından değerlendirerek bire-bir ilişkiden daha zayıf bir ilişkinin elde edilmesini enflasyonist sürece bağlamaktadırlar. Reel balans etkisi nedeniyle enflasyonist sürecin serveti azaltıcı yönde etki edeceğini bunun da tasarrufları etkileyeceğini ileri sürerek

nominal faizlerle enflasyon arasındaki ilişkinin birebir olmayacağını, daha düşük olması gerektiğini iddia etmektedirler. Mundell (1963), yaptığı çalışmada enflasyonist baskının reel faiz oranları üzerinde azaltıcı bir etkiye sahip olduğunu söylemektedir. Enflasyonun reel para dengesi üzerindeki azaltıcı etkisi nedeniyle reel değişkenler etkilenecek ve servet kaybı yaşanacaktır. Bu durumdaki kayıp literatürde “Servet Etkisi” ya da “Mundell- Tobin Etkisi” olarak adlandırılmaktadır. Mundell (1963)’e göre enflasyondaki dalgalanmalar ekonomik aktiviteler üzerinde reel etkiye sahiptir. Tobin (1965) ise kapalı bir ekonomide reel faiz getirilerindeki azalmanın tasarruflara yansiyarak, reel sermaye üzerinde arttırıcı etkisi olacağını söylemektedir. Fiyatların artması bekleniyorsa, yatırımlar artar ve büyüme hızlanır ve parasal faiz oranları enflasyon oranından daha az artar. Tersisi durumda, fiyatlardaki artışın durması bekleniyorsa, menkul kıymetlerde de durgunluk başlar ve reel faiz oranlarında artış olur. Bu durumda ise büyüme yavaşlar.

Fisher etkisinde öngörülen ilişkiden farklı ampirik sonuçlar elde edilmesi konusunda bahsedilenler dışında bir çok çalışma mevcuttur. Bunlardan Sahu, Jha ve Meyer (1990) nominal faiz oranları ve beklenen enflasyonun uyumunun ve katsayının büyüklüğündeki değişikliğin sebebini araştırmacıların kullandıkları parametre değerleri altında yatan varsayımlara dayandırmaktadır. Özellikle beklenen enflasyonun doğrudan ölçülememesi sorunu, beklenen enflasyonun hesaplanmasında kullanılan yaklaşımların Fisher etkisindeki katsayının büyüklüğünü etkilediği düşüncesiyle birçok çalışmanın temel konusunu oluşturmuştur. Hsing (1997) literatürdeki beklenen enflasyonun hesaplanmasındaki çeşitliliğe dikkat çekmiş ve bu konuda üç farklı yaklaşım üzerinde durmuştur: Livingston Anketi, Rasyonel Beklentiler Hipotezi (REH) ve Uyarlanabilir Beklentiler Modeli (AEM). Bunun dışında Söderlind (2001) dinamik rasyonel beklendiler modeliyle para politikaların Fisher etkisi üzerindeki etkilerini incelediğinde aktif para

politikasının ve katı enflasyon hedeflemesinin nominal faizlerle beklenen enflasyon arasındaki ilişkiyi güçlendirdiği sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca, Hawtrey (1997) çalışmasında uygulanan farklı para politikaların Fisher etkisinin gücünü etkilediğini göstermiştir.

### II.3 Nominal Gelirler Vergilendirildiğinde Beklenen Enflasyonun Reel Getiriler Üzerindeki Etkisi

Vergi öncesi beklenen reel faiz oranı denklem 2.6' da ifade edilmişti. Denklem 2.6'da basitleştirme adına üs indisleri kaldırır ve nominal faiz gelirlere  $\tau$  kadar vergi uygulandığını kabul edersek, vergi uygulaması sonrası reel faiz oranı denklem 2.30'daki gibi ifade edilebilir. Ayrıca denklem 2.29'de nominal faiz oranı yerine denklem 2.31 yazılacak olursa vergi öncesi reel getiri için denklem 2.32 elde edilmiş olur. (Harrison, 2010, s. 66)

$$r = \frac{r^* + \pi}{1 - \tau} - \pi \quad (2.32)$$

$$r = \frac{r^* + \tau\pi}{1 - \tau} \quad (2.33)$$

Burada reel faiz oranlarının getirisinin vergi sonrası değişmediği varsayılsa bile, vergi öncesinde beklenen getiri daha fazla olacaktır, aynı olmayacaktır. Böylece beklenen enflasyondaki bir puanlık artış vergi öncesi reel getiriye  $\tau/(1-\tau)$  oranında arttıracaktır.

Denklem 2.31'de gerçekleşmiş enflasyon oranı  $E_t(\pi_{t+1}) = \pi_{t+1} = \pi$  çıkartılırsa denklem 2.24' deki halini alır. Vergi sonrası reel getiriye göre denklem yeniden düzenlenirse denklem 2.35 elde edilir.

$$i - \pi = \frac{r^* + \pi}{1 - \tau} - \pi = \frac{r^* + \tau\pi}{1 - \tau} \quad (2.34)$$

$$r^* = r(1 - \tau) - \tau\pi = (i - \pi)(1 - \tau) - \tau\pi \quad (2.35)$$

Enflasyon sıfır olsaydı, nominal faiz getirisine uygulanan vergi oranı ile reel faiz getirisine etki eden vergi oranı aynı olurdu. Ancak enflasyonun varlığı, nominal faizden elde edilen geliri azaltarak vergi sonrası reel getiriye azaltacaktır. Eğer ki nominal faizlere vergi uygulandıktan sonra  $r^*$  vergi oranına göre uzun dönemde değişiyorsa ( $r$ ' nin sabit olduğu varsayımı altında) Fisher etkisinin varlığını araştırırken tahmin ettiğimiz katsayının  $(1 - \tau) = \alpha$  gibi bir katsayı olduğunu, ve gerçekte beklenen enflasyondaki bir değişimin nominal faizlerde daha fazla bir değişime yol açacağını göstermektedir. Denklem 2.35' den yararlanarak vergi sonrası nominal getiriye göre denklem 2.36 elde edilir.

$$i^* = r^* + \pi \quad (2.36)$$

Başta dönüp denklem 2.35' in uzun dönemde sabit olduğu yani vergi öncesi ve sonrası reel getirilerin yatırım ve tasarruf tercihlerinde bir değişiklik yaratmadığı varsayımıyla denklem 2.29' da eşitliğin iki tarafından da  $\tau i$  çıkarılırsa aşağıdaki denklem elde edilir.

$$r - \tau i = i - \tau i - \pi \quad (2.37)$$

Burada eşitliğin sol tarafındaki nominal faiz yerine denklem 2.29' daki nominal faize göre düzenlenmiş biçimi denklem 2.38'deki gibidir. Denklem 2.38 vergi sonrası nominal faiz oranına göre düzenlenirse denklem 2.39 elde edilir.

$$r - \tau(r + \pi) = i - \tau i - \pi \quad (2.38)$$

$$i^* = r(1 - \tau) - \tau\pi + \pi \quad (2.39)$$

Eğer ki nominal faizlere vergi uygulandıktan sonra  $r^*$  vergi oranına göre uzun dönemde değişmiyorsa, bu durum Fisher etkisinin varlığını araştırırken tahmin ettiğimiz katsayının  $\alpha = 1$  gibi bir katsayı olduğunu, ve gerçekte beklenen enflasyondaki bir değişimin nominal faizlerde aynı oranda değişime yol açacağını göstermektedir.

Bu çalışmada, vergi sonrası Fisher etkisinin araştırılmasında  $r^*$ 'ın vergi oranına göre uzun dönemde değişmediği varsayımı altında  $\pi$  teriminin katsayısıyla ilgilenilmektedir.

#### **II.4 Literatür taraması:**

Bu kısımda, Fisher etkisi ile ilgili yazını takip etmek amacıyla gelişmiş ülkeler üzerine yapılan çalışmalar ve gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılan çalışmalar olmak üzere ikili bir ayırım yapılmıştır.

##### **II.4.1 Gelişmiş Ülkeler Üzerine Yapılan Ampirik Çalışmalar:**

Fisher (1930:134), ABD Birleşik Devletleri ve İngiltere için sırasıyla 1890-1927 ve 1820-1924 yılları arasındaki fiyat değişimlerini ve nominal faiz oranı verilerini kullanarak yaptığı çalışmasında tutarlı bir ilişki bulamamıştır. Fiyat değişimleri ve nominal faiz oranı arasında gecikmesini almadığı verilerle kısa dönemli ilişki katsayısını İngiltere için -0.459, ABD Birleşik Devletleri için -0.289 olarak bulmuştur. Ancak beklenen enflasyonun yaklaşık değeri için geçmiş enflasyon verilerinin dağıtılmış gecikmelerini kullandığı çalışmasında Fisher (1930,135) ilişki katsayılarını İngiltere ve ABD için sırasıyla 0.98 ve 0.857 olarak bulmuştur.

Tanzi (1980), çalışmasında tüketici fiyat endeksine dayalı 6-12 aylık enflasyonist beklentileri ve 6 -12 aylık hazine senetleri getirileri oranlarını kullanarak 1952-1975 dönemini kapsayan aylık verilerle Fisher etkisinin varlığını sınamıştır. ABD verileri kullanılarak gerçekleştirilen çalışmada En Küçük Kareler (EKK) yöntemi kullanılmıştır. Tahmin edilen modelde bağımsız değişken olarak enflasyon beklentisi alınmıştır. Çalışmada ulaşılan ampirik sonuçlar, enflasyon beklentisinde meydana gelen artışın faiz oranını aynı oranda arttırmadığını ortaya koymuştur. Tanzi, bu durumu faiz

oranındaki artışın açıklanmasında enflasyon beklentisinin tek açıklayıcı faktör olarak ele alınamayacağı biçiminde yorumlamıştır. Enflasyonist koşullar altında, gelir vergisinin nominal faizleri etkilediği varsayımı yerine Tanzi, 1952-1975 dönemi boyunca uygulanan gelir vergisinin net (vergi sonrası) beklenen reel faiz oranında azaltma yaratmasının göz ardı edilmesiyle insanları gelir vergisi etkisini algılamada mali yanılsama içine sokacağını ileri sürmüştür.

Peek (1982), gelir vergisinin nominal faiz oranının tahmin edilmiş enflasyon üzerine etkisini, 1959-1979 dönemi verilerini kullanarak, EKK Yöntemi ile ABD için incelemiştir. Nominal faiz oranını hesaplarken Haziran ve Aralık aylarına dayalı 6 aylık ve 1 yıllık hazine tahvillerini esas almıştır. Çalışmada vergi uyarlaması içeren ve içermeyen iki ayrı veri grubuyla çalışmıştır. Bu çalışmanın sonucunda gelir vergisinin Fisher etkisinde oldukça önemli olduğu yönünde güçlü kanıtlara ulaşılmıştır.

Wallace ve Warner (1993) çalışmasında nominal faiz oranı olarak 3'er aylık hisse senetleri ve 10 yıllık devlet tahvilleri kullanılmış, ayrıca tüketici fiyat endeksinden elde edilen enflasyon oranı verileri kullanılmıştır. Çalışmada 4 ayrı zaman dilimi için (1948:02-1990:04, 1953:01-1990:04, 1953:01-1979:03, 1953:01-1971:02) üç aylık veri seti kullanılmıştır. Johansen eşbütünleşme yöntemiyle ABD için Fisher etkisinin varlığı araştırılmıştır. 1948:02-1990:04 arası dönemde enflasyon oranı, üç aylık hisse senedi getirisi ve 10 yıllık devlet tahvil oranları arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını destekleyen bulgular elde edilmiştir. Bu çalışmanın diğer çalışmalardan farkı hem uzun hem de kısa dönem faiz oranları için Fisher etkisini destekleyici sonuçların elde edilmiş olmasıdır.

Mishkin ve Simon (1995) Avusturya için üç aylık veri seti kullanarak 1962.03-1993.04, 1962.03-1979.03, 1979.04-1993.04 dönemlerinde Fisher etkisinin varlığını Engle- Granger yöntemiyle araştırmışlardır. Çalışmada hazine senedi ve tüketici fiyat endeksinden elde edilen enflasyon oranları kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda tüm dönemlerde uzun dönem ilişkisinin varlığını destekleyen sonuçlar elde etmelerine rağmen kısa dönem Fisher etkisinin varlığı konusunda bir bulguya rastlamamışlardır. Elde edilen sonuçlar, kısa dönemli para politikalarının faiz oranlarını etkilediği ancak, uzun dönemli faiz oranlarının ise enflasyon beklentilerden etkilenmediği biçiminde değerlendirilmiştir.

Amant (1996), ABD için yaptığı çalışmada 1957:01-1995:06 arası dönemde aylık veriler kullanmıştır. Bir ve 10 yıllık hazine senedi oranları, enflasyon beklentileri ve tahmin edilen reel faiz oranları arasındaki ilişki yapısal VAR Modeli ile incelenmiştir. Tüketici fiyat endeksine dayalı enflasyon oranı kullanılan çalışmada sonuç olarak hem enflasyon beklentisinin hem de tahmin edilen reel faiz oranlarının ABD devlet bonolarının faiz oranlarındaki dalgalanmaları açıklamada önemli olduğu sonucunu elde edilmiştir.

Crowder ve Hoffman (1996), çalışmalarında ABD için üç aylık hazine senedi verilerini ve şehir bazında hesaplanan toplam tüketici harcamaları için fiyat deflatörünü kullanmışlardır. Beklenen enflasyonun hesaplanmasında fiyat seviyesindeki değişikliklerin logaritması alınarak 1952:01-1991:04 dönemi üç aylık verilerle çalışılmıştır.. Vergileri de dikkate alarak uzun dönem Fisher Etkisi'ni Johansen'nin (1988, 1991) En Çok Olabilirlik Yöntemi (MLE)'ni kullanarak sınıadıkları çalışmada, vergi uyarlamalı Fisher etkisini destekleyen sonuçlar bulmuşlardır.

Crowder (1997), Kanada için yaptığı çalışmada nominal faiz oranı olarak finansman bonolarını ve Gayri safi milli hasıla deflatörüne dayalı enflasyon oranını

kullanmıştır. 1960:1-1991:4 yılları arasındaki üç aylık verilerle Johansen, ARMA, VECM yöntemlerini kullanarak Fisher etkisinin varlığını araştırmıştır. Çalışmada ele alınan 30 yıllık dönem boyunca geleneksel Fisher etkisinin istikrarlı olmaması, nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi incelerken kırımların göz önünde bulundurulması gerekliliğini doğurmuş, 1971 yüksek enflasyon dönemi için ve 1982 düşük enflasyon dönemi için iki ayrı kukla değişken kullanılmıştır. Crowder (1997), Fama (1975)'nin ABD için yaptığı çalışmayla benzer sonuçlar elde ederek, nominal faiz oranları yardımıyla enflasyon oranının tahmin edilebileceği, ancak enflasyon oranları yardımıyla nominal faiz oranlarının tahmin edilmesinin doğru olmayacağı sonucuna ulaşmıştır.

Choudhry (1997), çalışmasında kısa ve uzun dönemli faiz oranlarını kullanarak Fisher etkisinin varlığını Fransa, Almanya ve Belçika için araştırmıştır. Kısa dönem nominal faiz oranı göstergesi olarak Fransa ve Almanya için 1955:1-1994:4 dönemi bankalar arası gecelik faiz oranını ve Belçika için 1958:1-1994:4 dönemi hazine senetlerini kullanmıştır. Uzun dönemli faiz oranı olarak her üç ülke için de devlet tahvil oranlarını kullanmıştır. Enflasyon oranı tüketici fiyat endeksinden yararlanılarak hesaplanmıştır. Engle ve Granger, Harris ve Inder (1994) eşbütünleşme tekniklerini kullanarak yaptığı çalışmada dönüştürülmüş Fisher etkisi için zayıf bulgular elde etmiştir.<sup>2</sup>

Hawtrey (1997) Avustralya için 1969:3-1994:4, 1969:3-1983:4 ve 1984:1-1994:4 dönemlerinde üç aylık verilerle çalışmıştır. Fisher etkisini, kısa ve uzun dönemli faiz oranları için vergi öncesini ve sonrasını esas alarak test etmiştir. Nominal faiz oranı olarak, üç aylık hazine tahvilini, 90 günlük banka bonolarını ve 10 yıllık hazine bonolarını kullanmıştır. Enflasyon oranı fiyat endeksi değişimlerinden yararlanılarak hesaplanmıştır. Johansen tekniği ile yapılan çalışmada Fisher etkisinin 1980'e kadar olan dönem için

---

<sup>2</sup> Dönüştürülmüş Fisher etkisi için Carmichael ve Stebbing (1983)'in çalışması incelenebilir.



desteklenmediği ancak 1980 sonrası dönem için enflasyon oranı ile nominal faiz oranları arasında Fisher etkisinde öngörülen ilişkiye benzer bir ilişki olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir.

Evans (1998), 1983:01-1995:11 dönemi arasında nominal faiz oranı olarak vade yapısına göre bono getirilerinden hesapladığı endeksleri esas alarak yaptığı çalışmada risk primini de dikkate alarak, beklenen enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkiyi İngiltere için incelemiştir. Enflasyon oranını hesaplarken perakende satış fiyatlarının logaritmasından yararlanmıştır. Evans çalışmasında, risk priminin anlamlı olmadığı şeklinde kurulan boş hipotezin reddedilmesi durumunda bile, enflasyon riskinin piyasa fiyatları üzerindeki etkisine dair bir bulgu olmadığını vurgulamıştır. Çalışmanın sonucunda, Fisher etkisinin geçerliliği hususunda güçlü deliller ortaya konulamamış olmasına rağmen uzun ve kısa dönem reel oranların gerçekleşmiş enflasyonla negatif yönde hareket ettiği yönünde bulgular elde etmiştir.

Crowder ve Wohar (1999) uzun dönemde nominal faiz oranlarının belirlenmesinde vergilerin etkili olup olmadığını, ABD için 1950:01-1995:12 arası dönemde aylık verilerle araştırmışlardır. Çalışmalarında bir yıllık hazine senedi getirisi, Tüketici Fiyat Endeksi ve bir yıllık birincil derece belediye tahvilleri getirisi verilerini kullanmışlardır. Uygulamalarında altı farklı tahmin ediciyle Fisher etkisini sınıamışlardır: EKK, DOLS, MLE, Engle ve Yoo (1991)'ın üç - adım tahmin edicisi (Engle and Yoo's (1991) three-step estimator-EY), ARDL, Phillips ve Hansen (1990) Tam-uyarlanmış EKK tahmin edicisi (FM-OLS). Bu çalışma, zayıf Fisher etkisinin sebeplerini Mundell-Tobin etkisi, Tanzi'nin mali yanılısama savı, Peso sorunu<sup>3</sup> ve tahmin edicilerin sebep olabileceği

---

<sup>3</sup> Geçmişte uzun süre yüksek enflasyon ve yerel paranın değer kaybı sözkonusu ise, daha sonradan fiyat seviyesi dengeli bir hal alsada beklentiler yeni duruma göre değişmeden faiz oranları ülkede yüksek seyretmeye devam edebilir. Bu durum genel olarak "Peso Sorunu" olarak bilinmektedir. Evans ve Levis (1995) çalışmalarında düşük katsayı bulma sebeplerini küçük örneklem ve yüksek enflasyon oranının neden

olası düşük katsayı durumu olmak üzere dört başlık altında incelemiştir. Bu çalışmada farklı tahmin edicilere ve beklenen enflasyonun farklı hesaplamalarına yer verilerek uzun dönemli Fisher etkisinin belirlenmesinde verginin önemi üzerinde durulmuş ve teorinin öngördüğünden daha düşük katsayılar bulunmasının sebepleri araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre zayıf Fisher etkisinin sebebi için en iyi iki gerekçenin Tobin etkisi ve Peso Problemi olabileceği sonucuna ulaşmışlardır.

Atkins ve Coe (2002) ABD için federal fon oranları, 90 günlük hazine senet oranları ve ticari senet oranlarıyla 1, 3, 5 ve 10 yıllık devlet tahvili oranlarını, Kanada için Kanada bankası faiz haddini, 90 günlük hazine senet oranlarını, ticari senet oranlarını ve 1-3, 3-5, 5-10 ve 10+ yıllık devlet tahvili oranlarını kullanmışlardır. ARDL Sınır testi yaklaşımını kullanarak yaptıkları çalışmada Kanada ve A.B.D için Fisher etkisinin varlığını destekler yönünde bulgular elde etmiş olmalarına rağmen, vergi uyarlaması yaptıklarında Kanada için Fisher etkisini destekleyici bir bulguya rastlamamışlardır. A.B.D için vergi uyarlaması yapıldığında kullanılan nominal faiz oranına göre farklı bulgular elde etmişlerdir.

Ghazali ve Ramlee (2003) G-7 ülkeleri<sup>4</sup> için enflasyon ve nominal faiz oranları ilişkisini 1974:01-1996:6 dönemi aylık verilerle ARFIMA Modeli ile test etmişlerdir. Çalışmada kısa dönemli faiz oranı olarak Kanada, İngiltere ve ABD için hazine bonolarını kullanırken; Fransa, Almanya, İtalya ve Japonya için iskonto oranlarını kullanmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre bu ülkelerde enflasyon ve nominal faiz oranları arasında uzun dönemli ilişki olduğuna dair kanıt bulamamışlardır.

Miyagawa ve Morita (2003) Japonya, İsveç ve İtalya için sırasıyla 1976:01-1989:04, 1963:01- 2001:01, 1975:01 - 1998:02 dönemi verileriyle Fisher etkisinin varlığını

---

olduğu yanlı tahminlere bağlamışlardır. Yatırımcıların rasyonel olduğu varsayımıyla yeterli veri elde edildiğinde peso sorununun da ortadan kalkacağını ileri sürmüşlerdir.

<sup>4</sup> ABD, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya ve İngiltere

King ve Watson (1997)'in iki deęişkenli otoregresif modelini kullanarak sınımlşlardır. Japonya için faiz oranı ve enflasyon oranı ve olarak sırasıyla bankalar arası gecelik faiz oranları ve tüketici fiyat endeksi bazlı enflasyon oranı kullanılmış, İsveç ve İtalya için ise bono faizleri oranları ve GSYİH deflatörü kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda nominal faiz oranları ile beklenen enflasyon arasındaki ilişki her üç ülke için de reddedilmiştir.

Fahmy ve Kandil (2003), çalışmalarında 1980 dönemi için ABD devlet tahvilleri için aylık veri setiyle kısa ve uzun dönem Fisher etkisinin varlığını Johansen yöntemiyle sınımlşlardır. Çalışmalarında kısa dönem Fisher etkisini destekleyen bir bulguya rastlamamışlardır. Ancak uzun dönemde enflasyonun ve faiz oranının benzer stokastik trend sergilemekte olduğunu ve bunun sonucu olarak nominal faiz oranları ve enflasyon arasındaki korelasyonun uzun dönemde bire bir hareket edene kadar artmakta olduğunu iddia etmişlerdir. Ayrıca nominal faiz oranları ve enflasyon arasındaki korelasyonun uzun dönemde bire bir hareket edene kadar artması durumunun, iki ile beş yıl vadeli devlet tahvilleri için eşbütünleşme ilişkisini de arttırmakta olduğunu savunmuşlardır.

Rubio, Roldan ve Esteve (2005), çalışmalarında İspanya için 1963:01-2002:04 dönemi üç aylık verilerle nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi Hansen and Seo (2002) Threshold eşbütünleşme modeli yardımıyla incelemişlerdir. Çalışmada, Tanzi'nin bahsettiği mali yanılsamanın dikkate alınmasıyla uzun dönemde Fisher etkisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Panopoulou (2005), nominal faiz oranı olarak hazine senetlerini kullanarak 1960:01-2004:03 arası üç aylık verilerle çalışmıştır. Kısa dönemli faiz oranı olarak üç aylık hazine bonoları kullanılmış, uzun dönemli faiz oranı olarak 1948-2003 dönemleri

arasındaki devlet iç borçlanma senetleri faiz oranları kullanılmıştır. 14 OECD ülkesi için<sup>5</sup> yapılan çalışmada ARDL, EKK, DOLS ve Johansen'in maksimum olabilirlik yöntemi yardımıyla Fisher etkisinin varlığı araştırılmıştır. Çalışmanın sonucunda kısa dönemli ve uzun dönemli faiz oranları için Fisher etkisinin varlığını destekleyen sonuçlar elde edilmiştir.

Beyer, Haug ve Dewald (2009), 15 ülke için<sup>6</sup> savaş sonrası verilerle kırılmayı dikkate alan yöntemler yardımıyla uzun dönemde Fisher etkisinin varlığını test etmişlerdir. Çalışmada enflasyon oranı için tüketici fiyat endeksinin doğal logaritmasından yararlanılmıştır. Nominal faiz oranı olarak ABD, Belçika, Kanada, Fransa, İsveç, İsviçre ve İngiltere için hazine senetleri, Avustralya, Danimarka, Almanya, İtalya, Japonya ve Yeni Zelanda için para piyasası oranları ve diğer ülkeler için de mevduat oranları kullanılmıştır. Hollanda gözlem sayısının eksikliği nedeniyle analizlerde yer almamıştır. Kırılmanın varlığı dikkate alınmadığında Almanya, Danimarka, Japonya, İsveç ve Yeni Zelanda hariç geri kalan ülkelerde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı yönündeki boş hipotez reddedilememiştir. Farklı dönemler kullanılarak kırılmalar dikkate alındığı zaman ise Fisher etkisinin varlığını destekleyen yönde bulgular elde edilmiştir. Sonuçta, literatürde doğrusal zaman serisi yöntemleriyle yapılan çalışmalarda Fisher etkisinin var olmadığı yönündeki bulguların kırılmaların dikkate alınmamasına bağlamışlar, kırılmalardan sonra doğrusal Fisher ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

---

<sup>5</sup> Almanya, Avustralya, Belçika, Kanada, Fransa, İrlanda, İtalya, Hollanda, Norveç, Portekiz, İsveç, İsviçre, ABD ve İngiltere

<sup>6</sup> ABD, Avustralya, Belçika, Kanada, Danimarka, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Yeni Zelanda, Hollanda, Norveç, İsveç, İsviçre ve İngiltere

#### II.4.2 Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Yapılan Ampirik Çalışmalar:

Garcia (1993), Brezilya için 1973-1990 yılları arasında Fisher etkisinin varlığını EKK yöntemiyle sınamıştır. Nominal faiz oranı olarak mevduat faiz oranını ve enflasyon oranı olarak devletin resmi enflasyon endeksini kullanmıştır. Ancak son üç yılın enflasyon oranı tüketici fiyat endeksi yardımıyla hesaplanmıştır. Çalışmasının sonucunda, Brezilya için Fisher etkisinin varlığını destekleyen sonuçlara ulaşmıştır.

Payne ve Ewing (1997), Arjantin, Fiji, Hindistan, Malezya, Nijerya, Pakistan, Singapur, Sri Lanka, Tayland için sırasıyla 1979:02-1995:03, 1982:01-1996:01, 1973:01-1988:03, 1973:01-1994:04, 1975:03-1993:03, 1975:03-1996:01, 1973:03-1996:01, 1978:01-1995:03, 1977:01-1993:03 dönemlerini ele alarak Fisher etkisinin varlığını Johansen ve Juselius (1990) tekniğini kullanarak sınamışlardır. Çalışmanın sonucunda yalnız Malezya, Pakistan ve Sri Lanka için nominal faiz oranları ile enflasyon arasında Fisher etkisini destekleyici yönde ilişki bulmuşlardır.

Carneiro, Divino ve Rocha (2002), Fisher etkisini yüksek enflasyona sahip Arjantin, Brezilya ve Meksika için Johansen tekniği ile araştırmışlardır. 1980-1997 yılları arasında aylık verilerle yapılan çalışmada nominal faiz oranı olarak mevduat faizlerini kullanırken, enflasyon oranını hesaplamada tüketici fiyat endeksinden yararlanmışlardır. Çalışmalarında, Arjantin ve Brezilya için nominal faiz oranındaki değişikliklerin enflasyondaki beklentilere, Meksika için ise enflasyon oranının faiz oranındaki değişikliklere uyumlu hareket ettiği sonucuna ulaşmışlardır.

Cooray (2002) Sri Lanka için yaptığı çalışmada nominal faiz oranı olarak üç aylık hazine senedi verilerini kullanmıştır. Enflasyon oranını hesaplarken Colombo Tüketici Fiyat Endeksi' inden yararlanmıştır. Çalışmasında 1952-1998 arası yıllık, 1978-1998 arası üç aylık ve 1990-1998 arası aylık veriler olmak üzere üç ayrı dönem için Fisher

etkisinin varlığını Rasyonel ve Uyarlanabilir Beklentiler modeliyle değerlendirmiştir. EKK ile yaptığı tahminlerde en iyi sonucu Uyarlanabilir Beklentiler modelinden elde etmiştir. Rasyonel Beklentiler modelinde zayıf Fisher etkisi için bulduğu sonuçları alternatif yatırım araçlarının eksikliğine bağlamıştır.

Mitchell-Innes (2006), enflasyon oranını tüketici fiyat endeksinden yararlanarak elde ettiği çalışmada, nominal faiz oranı olarak 10 yıllık devlet tahvilini ve üç aylık banka iskonto oranlarını kullanmıştır. Güney Afrika için 2000:04-2005:07 dönemi aylık verilerle yaptığı çalışmada Johansen eşbütünleşme ve VECM yöntemlerini kullanmıştır. Çalışmasında kısa dönemli Fisher etkisinin tutmamasının gerekçesini Güney Afrika için para politikası aktarım mekanizmasının işleyişinin kısa dönemli reel faiz oranları üzerindeki etkisine bağlamıştır. Uzun dönemli Fisher etkisinin varlığını araştırırken birebir ilişkiden daha zayıf bir ilişki bulunmasını ise enflasyon hedeflemesinin güvenilirlik sorununa bağlamıştır.

Singapur için Fuei (2007), 1976:1-2006:4 dönemleri arasında üç aylık verilerle çalışmıştır. Nominal faiz oranı olarak bankalar arası üç aylık faiz oranını kullanırken, enflasyonu ölçmede tüketici fiyat endeksinden yararlanmıştır. Johansen eşbütünleşme yönteminden yararlanarak yaptığı çalışmada nominal faiz oranları ve enflasyon arasında pozitif yönlü bir ilişki bulmuştur. Yaptığı çalışmada hata düzeltme modeli ve etki tepki fonksiyonlarından da yararlanarak Singapur piyasasında fiyat bilmececi olduğu sonucuna varmıştır.

Mahdi ve Masood (2011), İran için yaptıkları çalışmada Johansen eşbütünleşme yaklaşımı ve VECM yöntemleriyle faiz oranları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. 1989-2007 arası üç aylık verilerle çalışmışlardır. Ev fiyatlarının kira oranı ile enflasyon oranı arasında güçlü bir ilişki bulmuşlardır. Ayrıca ağırlıklı

ortalaması alınmış faiz oranı için buldukları sonuca göre uzun dönemde faiz ve enflasyon arasında zayıf bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Kutan ve Aksoy (2002) Türkiye için yaptıkları çalışmada tüketici fiyat endeksinden elde ettikleri enflasyon oranı ile hisse senedi getirilerini kullanmışlardır. Fisher etkisini 1986:12-2001:03 dönemi için aylık veriler kullanarak GARCH yöntemi ile araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, finans sektörü dışındaki sektörlerde Fisher etkisinin varlığını reddetmişlerdir.

Turgutlu (2004), Türkiye için Fisher etkisinin geçerliliğini araştırırken nominal faiz oranı olarak üç aylık vadeli mevduat faiz oranı verilerini kullanmıştır. Enflasyon oranı olarak tüketici fiyat endeksi ve toptan eşya fiyat endeksinden yararlanmıştır. Çalışmada tüketici fiyat endeksi yardımıyla enflasyonun hesaplandığı dönemde (1978:04-2003:04) ve toptan eşya fiyatı endeksi yardımıyla enflasyonun hesaplandığı dönemde (1984:04-2003:04) aylık verilerle çalışılmıştır. Engle-Granger ve kesirli eşbütünleşme teknikleriyle Fisher etkisinin geçerliliğinin test edildiği çalışmada elde edilen sonuçlar tutarlı değildir. Engle-Granger yöntemine göre tüketici fiyat endeksine dayalı enflasyon oranının kullanıldığı modelde Fisher etkisi red edilirken, kesirli eşbütünleşme analizi Fisher etkisini destekler sonuçlar vermiştir. Toptan eşya fiyat endeksine dayalı enflasyon oranının kullanıldığı modelde ise hem Engle-Granger geleneksel eşbütünleşme analizi hem de kesirli eşbütünleşme analizinde Fisher hipotezinin varlığı ortaya konulmuştur.

Kasman, Kasman ve Turgutlu (2005) Fisher etkisinin geçerliliğini sınadıkları çalışmada gelişmiş ve gelişmekte olan 33 ülke ile çalışmışlardır.<sup>7</sup> Her bir ülke için farklı

<sup>7</sup> Gelişmiş ülkeler: ABD, Almanya, Belçika, Finlandiya, Fransa, Kanada, Kore, İtalya, Japonya, İngiltere, İsviçre, Yunanistan, Gelişmekte olan ülkeler: Latin Amerika ve Karayip ülkelerinden Şili, Kosta Rika, Meksika, Peru, Uruguay, Venezüella; Ortadoğu ve Kuzey Afrika ülkelerinden Cezayir, Mısır, Kuveyt, Tunus; Avrupa ve Merkez Asya ülkelerinden Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Türkiye; Doğu Asya ve

dönemler kullanarak yaptıkları çalışmada tüketici fiyat endeksine dayalı enflasyon oranı kullanılırken, nominal faiz oranı için hazine senetleri getirisi kullanılmış veri bulunamadığı takdirde bankalar arası borçlanma oranları veya mevduat faiz oranları kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre 33 ülkenin çoğunluğunda kesirli eşbütünleşme yöntemiyle Fisher etkisinin varlığı doğrulanmıştır. Engle-Granger eşbütünleşme test yöntemi uygulandığında uzun dönemli ilişkinin varlığının desteklendiği ülke sayısı azalmıştır.

Şimşek ve Kadılar (2006) Türkiye için uzun dönemli faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki Fisher etkisini, 1987:01- 2004:04 arası dönemde üç aylık veriler kullanarak Pesaran (2001) ARDL Sınır Testi yaklaşımıyla sınınamışlardır. Çalışmada enflasyon serisi GSYİH deflatörü yardımıyla hesaplanmış, nominal faiz oranları ise hazine iç borçlanma faiz oranlarının satış tutarları ile ağırlıklı ortalamasının alınmasıyla elde edilmiştir. Türkiye’de; vergi öncesi nominal faiz oranları ile enflasyonun eşbütünleşik oluşu sonucuna varmışlardır. ARDL Sınır Testi yaklaşımı ile elde ettikleri uzun dönemli ilişkiyi Johansen eşbütünleşme yaklaşımıyla da doğrulamışlardır. Bir başka ifadeyle, uzun dönemli faiz oranları ile enflasyon oranı arasında güçlü uzun dönemli bir ilişki bulmuşlardır.

Gül ve Ekinçi (2006) Türkiye için nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1984:01-2003:12 dönemleri arası aylık verilerle Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik teknikleriyle araştırmışlardır. Toptan eşya fiyat endeksinden elde edilen enflasyon serisininin kullanıldığı çalışmada, nominal faiz oranı olarak mevduat faiz oranını kullanılmışlardır. Çalışmada, nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişki bulmuşlardır. Granger nedensellik testlerinde ise nominal faiz oranlarından enflasyona doğru tek yönlü nedensellik elde etmişlerdir. Ayrıca Türkiye’deki



yatırımcıların faiz oranında meydana gelecek bir değişikliğin enflasyona yansıtacağını düşünmelerinin altında kamu borçlanma gerekliliklerinin enflasyonu belirlemede rol oynamasına bağlamışlardır. Nominal faiz oranlarının enflasyonu belirlemede önemli bir role sahip olduğundan bahsederek borcu borçla kapatan bir ülke olan Türkiye için kronik bütçe açıkları ve yüksek faiz oranıyla baş edebilmede ekonomik istikrar ve düşük enflasyon oranının sağlanması gerektiğini söylemişlerdir. Bu durumun da düşük faiz oranıyla sağlanabileceği şeklinde politika önermesinde bulunmuşlardır.

Berument, Basak ve Olgun (2007), G-7 ülkeleri ve gelişmekte olan 45 ülke<sup>8</sup> için GARCH yönteminden yararlanarak Fisher etkisinin varlığını incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda, G-7 ülkelerinde ve gelişmekte olan ülkelere yalnızca 23'ünde Fisher etkisinin bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır. Enflasyon hesabında tüketici fiyat endekslerinin logaritmik farklarından, nominal faiz oranı olarak hazine senetleri oranlarından yararlanmışlardır. Arnavutluk, Bahreyn, Bulgaristan, Dominik, Gana, Grenada, Ermenistan, Kuveyt, Lao, Litvanya, Malavi, Namibya, Nepal, Sierra Leone, Solomon Adaları, Sri Lanka, Santa Lucia, Svaziland, Uganda, Zambiya, Zimbabve için Fisher etkisinin tutarlılığını test ederken beklenen enflasyonun katsayısını anlamsız bulmuşlardır. Mısır için beklenen enflasyonun katsayısı anlamlı bulunmuş ancak negatif olduğundan Fisher etkisinin geçerliliği reddedilmiştir.

Kiran (2011) Türkiye için Fisher etkisinin geçerliliğini 1990:01-2010:03 dönemi için üç aylık veri setiyle kesirli eşbütünleşme ve Engel-Granger eşbütünleşme yöntemlerini kullanarak sınamıştır. Çalışmada Engle-Granger eşbütünleşme testine göre

---

<sup>8</sup> Arnavutluk, Bahama Adaları, Bahreyn, Barbados, Bolivya, Brezilya, Bulgaristan, Çin, Ermenistan, Dominik, Fiji, Gana, Grenada, Macaristan, İzlanda, İsrail, Jamaika, Kazakistan, Pakistan, Filipinler, Romanya, Rusya, Sierra Leone, Singapur, Solomon Adaları, Güney Afrika, Sri Lanka, Santa Lucia, Svaziland, İsviçre, Türkiye, Uganda, Yunanistan, Zambiya ve Zimbabve

nominal faiz oranıyla beklenen enflasyon oranı eşbütünleşiktir. Ancak geleneksel eşbütünleşme testlerinde kalıntılarda kesirli birim kök bulunması durumunda testin gücünü yitireceği gerekçesiyle kesirli eşbütünleşme analizleri de yapılmış ve Türkiye için Fisher etkisinin varlığı yönünde bulgular elde edilmiştir.

Köse, Emirmahmutoglu ve Aksoy (2012), Türkiye için nominal faiz oranları ve beklenen enflasyon arasındaki ilişkiyi 2002:01-2009:04 dönemi için aylık veriler kullanarak sınımışlardır. Uzun dönem faiz oranları ve beklenen enflasyon, kısa dönem faiz oranları ve beklenen enflasyon, kısa dönem faiz oranları ve uzun dönem faiz oranları arasındaki eşbütünleşme ilişkisini trendde kırılmaya izin veren Inoue (1999) süreciyle test etmişlerdir. Kısa dönem nominal faiz oranı olarak bankalar arası gecelik faiz oranlarını, uzun dönem nominal faiz oranı olarak yıllığa dönüştürülmüş hazine iskonto ihale oranlarını kullanmışlardır. Enflasyon oranını tüketici fiyat endeksi yardımıyla hesaplamışlardır. Çalışma sonucunda, uzun dönem faiz oranlarının para politikasından etkilendiğini ve Fisher etkisinin zayıf formunun geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Fisher etkisinin geçerliliğine ilişkin incelenen çalışmalar Tablo II.1' de yer almaktadır.

**Tablo II.1 Literatür Özeti**

Yazar	Ülke	Dönem	Ekonometrik Yöntem	Nominal Faiz Oranı	Beklenen Enflasyon Oranı	Fisher Etkisi	Kısa Dönem Fisher Etkisi
<b>Gelişmiş Ülkeler için Yapılmış Çalışmalar:</b>							
Tanzi(1980)	ABD	1952-1975	EKK	Hazine Senedi	Anket, AEH, -TÜFE	-	
Peek*(1982)	ABD	1959-1979	EKK	Devlet Tahvili, GSMH Deflatörü	Livingston Anketi-TÜFE	+	

Tablo II.1' in Devamı

Wallace ve Warner (1993)	ABD	1948-1990	Johansen Eşbütünleşme	Hazine Senedi, Devlet Tahvili	REH, TÜFE	+	+
		1953-1990		Hazine Senedi, Devlet Tahvili		+	+
		1953-1979		Hazine Senedi, Devlet Tahvili		-	+
		1953-1971		Hazine Senedi, Devlet Tahvili		+	-
Mishkin ve Simon (1995)	Avusturya	1962-1993	Engle-Granger	Hazine Senedi	REH, TÜFE	+	-
		1962-1979		Hazine Senedi		+	-
		1979-1993		Hazine Senedi		+	-
Amant (1996)	ABD	1957-1995	Yapısal VAR	Devlet Tahvili	REH-TÜFE	+	
Crowder ve Hoffman *(1996)	ABD	1952-1991	Johansen Eşbütünleşme	Devlet Tahvili	Tüketim Harcamaları Fiyat Deflatörü	+	
Crowder (1997)	Kanada	1960-1991	ARMA Johansen	Finansman Bonoları	ARMA GSMH Deflatörü	-	+
Choudhry (1997)	Fransa	1955-1994	Engle-Granger ve H&I	Bankalar arası Gecelik Oranı, Faiz Devlet Tahvili	TÜFE	-	
	Almanya	1955-1994		Bankalar arası Gecelik Oranı, Faiz Devlet Tahvili	TÜFE	-	
	Belçika	1958-1994		Bankalar arası Gecelik Oranı, Faiz Devlet Tahvili	TÜFE	-	
Hawtrey (1997)	Avustralya	1969-1994	Johansen	Hazine Senedi, Devlet Tahvili, Banka Senet Kırılma Oranı	REH, TÜFE	-	
		1969-1983		Hazine Senedi, Devlet Tahvili, Banka Senet Kırılma Oranı	REH, TÜFE	-	
		1984-1994		Hazine Senedi, Devlet Tahvili, Banka Senet Kırılma Oranı	REH, TÜFE	+	
Evans (1998)	İngiltere	1983-1995	Regresyon	Bono Endeksi	Anket, REH, MA, TEFE	-	
Crowder ve Wohar (1999)*	ABD	1950-1995	EKK DEKK MLE Engle ve Yoo's 3 adım tahmin edicisi ARDL FM-OLS	Devlet Tahvili	REH, TÜFE		Zayıf

Tablo II.1' in Devamı

Atkins & Coe (2002)*	ABD	1953-1999	ARDL	Hazine Senedi Devlet Tahvili	TÜFE	+Vergi: +,-
	Kanada	1953-1999		Bankalar arası Faiz Oranı, Hazine Senedi, Devlet Tahvili		+ Vergi:-
Ghazali ve Ramlee (2003)	ABD Kanada İngiltere	1974-1996	Kesirş, Eşbütünleşme	Hazine Senedi	TÜFE	-
	Fransa Almanya İtalya Japonya	1974-1996		İskonto Oranı		-
Miyagawa ve Morita (2003)	Japonya	1976- 1989	K&W	Bankalar arası Gecelik Faiz Oranı	GSYİH Deflatörü	-
	İsveç	1963- 2001		Bono oranları		-
	İtalya	1975- 1998		Bono oranları		-
Fahmy ve Kandil (2003)	ABD	1990 öncesi 1980 dönemi	Johansen	Devlet Tahvili	TÜFE	+
Rubio, Roldan ve Esteve (2005)	İspanya	1963-2002	Threshold Eşbütünleşme	İspanya Bankası Bültenleri	TÜFE	+
Panopoulou (2005)	ABD Almanya Australya, Belçika Kanada Fransa İrlanda İtalya Hollanda Norveç Portekiz İsveç İsviçre İngiltere	1960-2004	(ADL), DOLS, EKK tahmin MLE	Hazine Senedi	TÜFE	+
	ABD Almanya Australya Belçika Kanada Fransa İrlanda İtalya Hollanda Norveç Portekiz İsveç İsviçre İngiltere	1948-2003	(ADL), DOLS, EKK, MLE	İç Borçlanma Senedi Faiz Oranı	TÜFE	+
Beyer, Haug ve Dewald (2009)	ABD	1957-2007	Kıyımlı doğrusal yöntemler	Hazine Senedi	TÜFE	+
	Belçika	1957-2007				+

Tablo II.1' in Devamı

	Kanada	1957-2007						+
	Fransa	1970-2004						+
	İsviçre	1980-2007						+
	İsveç	1963-2006						+
	İngiltere	1957-2007						+
	Avustralya	1969-2007	Kırılmalı doğrusal yöntemler- Doğrusal olmayan zaman serisi yöntemleri	Para Oranı	Piyasası	TÜFE		+
	Danimarka	1972-2007						+
	Almanya	1957-2007						+
	İtalya	1971-2007						+
	Japonya	1957-2007						+
	Yeni Zelanda	1985-2007						+
	Hollanda	1981-2007	Kırılmalı doğrusal yöntemler	Mevduat Oranı	Faiz	TÜFE		?
	Norveç	1979-2007						+
<b>Gelişmekte Olan Ülkeler için Yapılmış Çalışmalar:</b>								
Garcia (1993)	Brezilya	1973-1990	EKK	Mevduat Oranı	Faiz	Resmi enflasyon endeksi, TÜFE		+
Payne ve Ewing (1997)	Arjantin	1979-1995	Johansen & Juselius			Belirsiz		-
	Fiji	1982-1996						-
	Hindistan	1973-1988						-
	Malezya	1973-1994						+
	Nijerya	1975-1993						-
	Pakistan	1975-1996						+
	Singapur	1973 1996						-
	Sri Lanka	1978-1995						+
	Tayland	1977-1993						-
Carneiro, Divino and Rocha (2002)	Arjantin Brezilya	1980-1997	Johansen Eşbütünleşme	Mevduat Oranı	Faiz	REH, TÜFE	MA,	+
	Meksika	1980-1997						-

Tablo II.1' in Devamı

Cooray (2002)	Sri Lanka	1952-1998 1978-1998 1990-1998	Johansen Eşbütünleşme	Hazine Senedi	REH, AEH	Zayıf	
Mitchell-Innes (2006)	Güney Afrika	2000-2005	Johansen Eşbütünleşme- ARIMA	Devlet Banka Oranı	Tahvili, İskonto	REH, TÜFE	+ -
Fuei (2007)	Singapur	1976-2006	Johansen Eşbütünleşme	Bankalar arası Faiz Oranı	TÜFE	Zayıf	
Berument, Basak ve Olgun (2007),	Arnavutluk Bahreyn Bulgaristan Dominik Gana Grenada Ermenistan Kuveyt Lao Litvanya, Malavi Mısır Namibya Nepal Sierra Leone Solomon Adaları Sri Lanka Santa Luçiya Svaziland Uganda, Zambiya Zimbabvi	Farklı yıllar	GARCH	Hazine Senedi	TÜFE	-	
	Bahamalar Barbados Bolivya Çin Dominik Fiji Macaristan İzlanda İsrail Jamaika Japonya Kazakistan Pakistan Filipinler Romanya Rusya İsviçre Türkiye Yunanistan	Farklı yıllar	GARCH	Hazine Senedi / Borç Verme Faiz Oranı	TÜFE	+	
Mahdi ve Masood (2011)	İran	1989-2007	Johansen	Ev Kira Fiyatları Oranı	TÜFE	+	
				Faiz Oranlarının Ağırlıklı Ortalaması		-	
Kasman, Kasman ve Turgutlu (2005)	Türkiye ve 32 farklı ülke	Farklı dönemler	Engle-Granger/ Kesirli Eşbütünleşme Analizi	Hazine Senedi/ Borç Verme Faiz Oranı/ Mevduat Faiz Oranı	REH, TÜFE	MA, +,-	

Tablo II.1' in Devamı

## Türkiye için Yapılmış Çalışmalar:

Kutan ve Aksoy (2002)	Türkiye	1986-2001	GARCH	Hisse getirileri	senedi	TÜFE		zayıf
Turgutlu (2004)	Türkiye	1978-2003	Engle-Granger	Mevduat faiz oranı		TÜFE		-
			Kesirli Eşbütünleşme Analizi					+
		1984-2003	Engle-Granger	Mevduat faiz oranı		TEFE		+
			Kesirli Eşbütünleşme Analizi					+
Kasman, Kasman ve Turgutlu (2005)	Türkiye	1984-2004	Engle-Granger	Hazine Getirisi	Senedi	REH, TÜFE	MA,	+
			Kesirli Eşbütünleşme Analizi					
Gül ve Ekinci (2006)	Türkiye	1984-2003	Johansen	Mevduat faiz oranı		TEFE		+
			Granger Nedensellik					
Şimşek ve Kadılar (2006)	Türkiye	1987- 2004	ARDL	Hazinenin borçlanma oranları	iç faiz	GSYİH deflatörü		+
Berument, Basak ve Olgun (2007)	Türkiye	1985- 2004	GARCH	Hazine senedi		TÜFE		+
Kiran (2011)	Türkiye	1990-2010	Engle-Granger	Mevduat faiz oranı		TÜFE		Zayıf
			Parçalı Eşbütünleşme Analizi					+
Kose, Emirmahmutoglu ve Aksoy (2012)	Türkiye	2002-2009	Inoue(1999)	Gecelik faiz oranı		TÜFE		+
Kose, Emirmahmutoglu ve Aksoy (2012)	Türkiye	2002-2009	Inoue(1999)	İskonto oranı		TÜFE		Zayıf

### III. BÖLÜM

#### FİŞHER ETKİSİNİN TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN SINANMASI: ARDL SINIR TESTİ

2001'den bu yana kısa dönemli faizlerin öneminin artması ve merkez bankası tarafından temel politika aracı olarak kullanılması sebebiyle Türkiye için Fisher etkisinin varlığı son dönemde daha da önemli hale gelmiştir. Türkiye 1994 yılından beri nominal faiz gelirlerinden gelir vergisi almaktadır. Bu nedenle nominal faiz oranları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemek için nominal faiz oranlarına vergi uyarlaması yapılmış olması, bu çalışmayı Türkiye için yapılmış diğer çalışmalardan farklı kılmaktadır.

Bu çalışmada Fisher etkisinin varlığı araştırılırken, enflasyon oranı ve nominal faiz oranı olarak kullanılacak göstergelerin çeşitliliği bir seçim yapılmasını gerektirmektedir. Bu bağlamda öncelikle çalışmanın bu bölümünde kullanılan veri setine yer verilmektedir. Daha sonra kullanılan ekonometrik yöntemler tartışılmakta ve son olarak da analiz sonuçlarına yer verilmektedir.

#### III.1 Veri Seti

Türkiye için Fisher etkisinin araştırılmasında, enflasyon oranı tüketici fiyat endeksinden yararlanarak elde edilmektedir. Türkiye faiz gelirlerini, 1994:01 tarihinden beri gelir vergisine tabii tutmaktadır.

Bu çalışmada nominal faizler için iki ayrı veri gurubuyla çalışılmaktadır:

- ▶ 1) vergi uyarlamalı
- ▶ 2) vergi uyarlamasız



Böylece vergi uyarlaması yapıldıktan sonra bulunan sonuçları geleneksel Fisher etkisiyle karşılaştırma olanağına sahip olunacaktır.

Bu çalışmada nominal faiz oranı olarak Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'ndan alınan üç aylık ve 12 aylık mevduat faiz oranları kullanılmaktadır. 1994'ten günümüze mevduat faizlerine gelir vergisi uygulanmasında yaşanan değişikliklere *Tablo III.12*'de yer verilmektedir. Mevduat faizlerine uygulanan vergi oranları Bakanlar Kurulu Kararları'ndan elde edilmiştir. Çalışmada vergi oranları incelenirken beyana dayalı vergilendirme, çifte vergilendirme, vergi indirimleri gibi istisnai durumlar göz önünde bulundurulmamıştır.

Tüketici fiyat endeksine dayalı enflasyon oranında logaritma ve yüzde değişim gibi hesaplama yöntemleri bulunmaktadır. Bunlar arasındaki farklılıklar *Grafik III.3* ve *Grafik III.4*' de görülmektedir. Grafikler incelendiğinde yüzde değişimle hesaplanan verilerin logaritmaya göre daha yukarıda seyrettiği ve enflasyon oranında kısa dönem şoklarının etkisini taşıdığı görülmektedir. Logaritma yardımıyla hesaplanan enflasyon oranında dalgalanmaların daha yumuşak olduğu görülmektedir. Fisher etkisinde kısa dönem şoklarından daha çok uzun dönem dengesi önem arz ettiğinden çalışmamızda yüzde hesap yöntemi yerine logaritma yöntemiyle hesaplanan enflasyon oranına göre analizler yapılmıştır.

Enflasyon oranı IFS'den alınan 2005=100 bazlı tüketici fiyat endeksine dayanmaktadır. Üç aylık enflasyon oranı, logaritmik farkların 400'le çarpılması sonucunda 1990:01-2011:08 dönemine ait aylık veriler şeklinde oluşturulmuştur. Benzer şekilde 12 aylık enflasyon oranı, 1990:01-2010:11 dönemi aylık veriler olup ilgili ayın bir önceki yılın aynı ayına göre logaritmik farkının 100 ile çarpılması sonucunda elde edilmiştir. Bağımsız değişken olan beklenen enflasyon oranı aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır.

$$(\ln inf3_t - \ln inf3_{t-3}).400 = inf3_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, 260 \quad (3.1)$$

$$(\ln inf12_t - \ln inf12_{t-12}).100 = inf12_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, 251 \quad (3.2)$$

Modelimizi oluştururken bağımlı değişken olarak nominal faiz oranı, bağımsız değişken olarak beklenen enflasyon oranı alınmıştır. Model çerçevesinde dört ayrı veri setiyle çalışılmıştır. Bunlardan ilki (int3,inf3) değişkenlerini içeren Model 1'dir. İkincisi ise nominal faizlere vergi uyarlaması yapıldığında (tint3,inf3) değişkenlerini içeren Model 2'dir. Model 3'de (int12,inf12) değişkenleri kullanılmaktadır. Model 4' de nominal faizlere yine vergi uyarlaması yapılmış olan (tint12,inf12) değişkenleri kullanılmaktadır. Özetlersek, çalışmamızda tahmin edilecek modeller aşağıdaki gibidir.

Model 1:

$$int3_t = r_t + \alpha inf3_{t+1} + e_t \quad t=1, 2, 3, \dots, 260 \quad (3.3)$$

Model 2:

$$tint3_t = r_t + \alpha inf3_{t+1} + e_t \quad t=1, 2, 3, \dots, 260 \quad (3.4)$$

Model 3:

$$int12_t = r_t + \alpha inf12_{t+1} + e_t \quad t=1, 2, 3, \dots, 251 \quad (3.5)$$

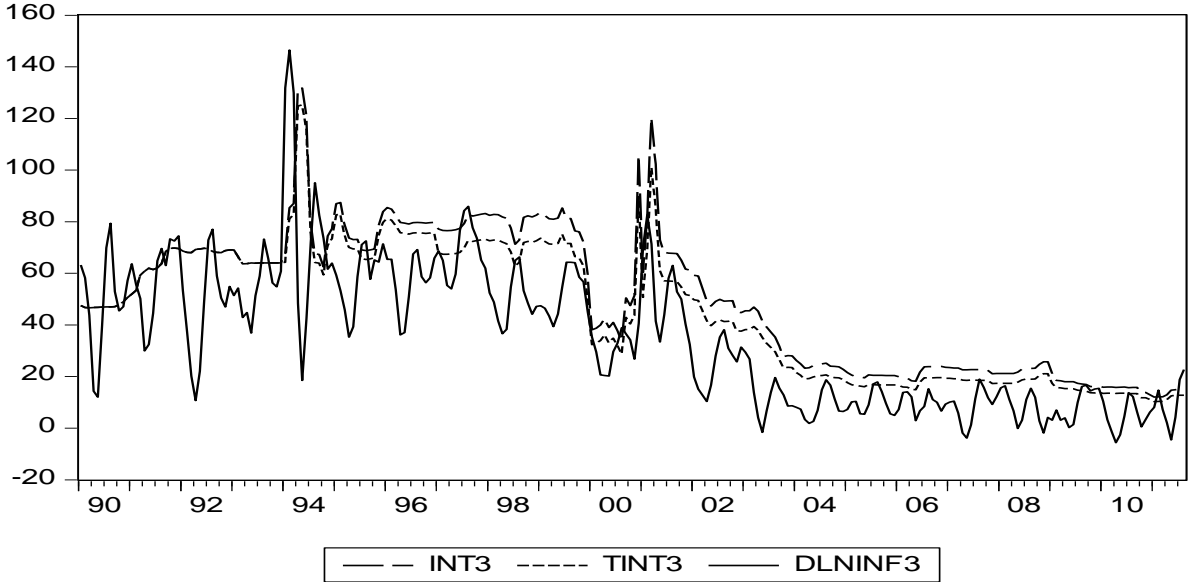
Model 4:

$$tint12_t = r_t + \alpha inf12_{t+1} + e_t \quad t=1, 2, 3, \dots, 251 \quad (3.6)$$

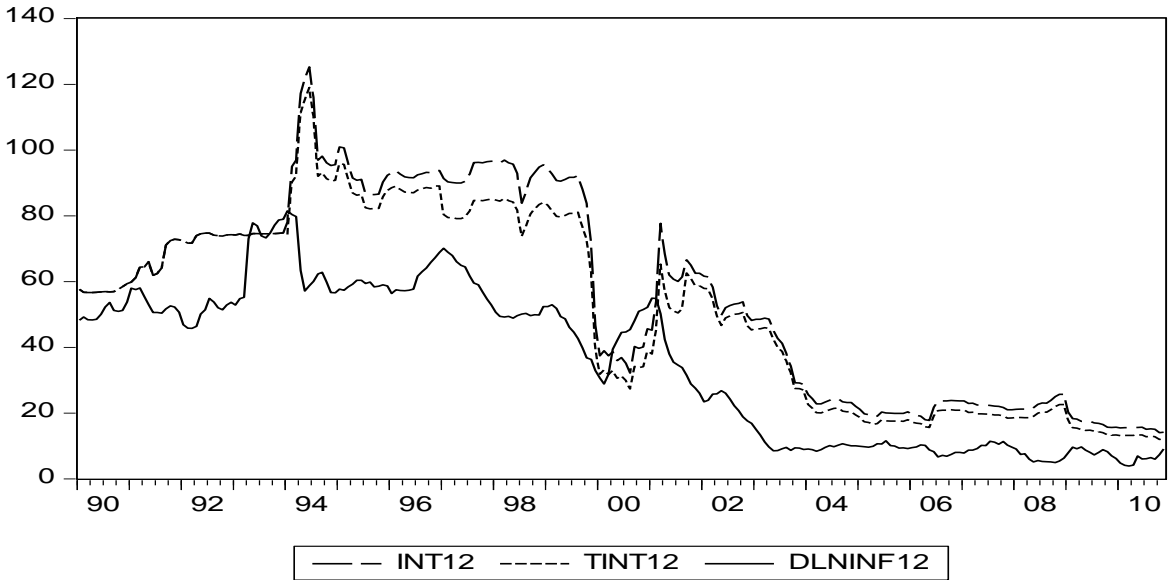
Özellikle finansal liberalizasyon sonrası Türkiye için nominal faiz ve enflasyon oranı verilerine bakıldığında serilerin birlikte hareket etmekte olduğu *Grafik 3.1* ve *Grafik 3.2*' den görülmektedir. Son yıllarda enflasyonda meydana gelen düşüşe nominal faiz

oranlarının ve dolayısıyla vergi uyarlaması yapılmış nominal faiz oranlarının da eşlik etmesiyle Fisher etkisinin varlığını destekleyen sonuçlar bulunması beklenmektedir.

Grafik III.1: Üç Aylık Veri Seti



Grafik III.2: Yıllık Veri Seti



Veri setlerinde kullanılan kısaltmalar, tanımlar, kaynaklar ve analizlerde kullanılacak dönem bilgileri *Tablo III.1*' de yer almaktadır. Kullanılan değişkenlere ait seriler *Grafik III.5* ve *Grafik III.6*' da yeniden verilmiştir.

**Tablo III.1: Veri Seti**

Değişken	Tanım	Kaynak	Dönem
inf3	TÜFE(2005) Bazlı Enflasyon Oranı	IFS	1990:01-2011:08
int3	Üç Aylık Mevduat Faiz Oranı	TCMB - IFS	1990:01-2011:08
tint	Vergi Uyarlamalı Mevduat Faiz Oranı	TCMB - IFS	1990:01-2011:08
inf12	TÜFE(2005) Bazlı Enflasyon Oranı	IFS	1990:01-2010:11
int12	12 Aylık Mevduat Faiz Oranı	IFS	1990:01-2010:11
tint12	Vergi Uyarlamalı Mevduat Faiz Oranı	TCMB - IFS	1990:01-2010:11
Vergi Oranı	Üç Aylık Mevduat Faiz Getirilerine Uygulanan Vergi Oranı	Bakanlar Kararları (Tablo 12)	Kurulu 1990:01-2011:08
Vergi Oranı	12 Aylık Mevduat Faiz Getirilerine Uygulanan Vergi Oranı	Bakanlar Kararları (Tablo 12)	Kurulu 1990:01-2010:11

### III.2 Ekonometrik Yöntem

Çalışmanın bu bölümünde uygulamamızda kullanılacak olan ekonometrik yöntemler tartışılmaktadır. Bu bağlamda ilk başta serilerin durağanlığının belirlenmesi için kullanılan *ADF*, *KPSS* gibi birim kök testleri ele alınmaktadır. .

Çalışmada, eşbütünlüşme ilişkisinin incelenmesinde serilerin bütünlüşme derecelerinin farklı olması durumuna uygun *ARDL Sınır* testi yaklaşımından yararlanılacaktır. Yine de tüm veriler aynı derecede entegre olsalar dahi zaman serisi analizinde kullandığımız veriler sınırlı bir döneme ait olduğundan eşbütünlüşme ilişkisinin olmama riski bulunmaktadır. *ARDL Sınır* testinde uzun dönem ilişkinin tahmininden önce eşbütünlüşme ilişkisinin varlığının araştırılması ve otokorelasyon sorunu açısından gecikmelerin modele dahil edilmesi diğer geleneksel eşbütünlüşme testlerine göre üstünlük sağlamaktadır. Bu durum çalışmamızda *ARDL Sınır* testi yaklaşımının tercih edilmesinin temel sebebi olmaktadır.

Kısa dönem dinamikleri incelerken, basit bir dönüştürmeyle *ARDL* uzun dönem tahminlerinden hata düzeltme modeli elde edilmektedir. Ayrıca, hata düzeltme

teriminin kısıtlı hata düzeltme modeli değil de kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (*UECM*) olması, uzun dönemde bilgi kaybına yol açmadan kısa dönemli ilişkilerin incelenmesine olanak sağlaması bu testin kullanılmasındaki nedenler arasında bulunmaktadır.

### III.2.1 Birim Kök Sınamaları

Durağan ve durağan olmayan zaman serileri arasında oldukça önemli farklar vardır. Durağan zaman serilerinde şoklar geçicidir ve seriler uzun dönemde ortalama düzeyine dönmektedir. Diğer yandan durağan olmayan seriler ise sürekli bileşene sahip olup ortalama ve/veya varyansı zamanla değişiklik göstermektedir. (Enders, 1995, 212)

Ortalama durağanlıkta eğer serinin ortalaması zamanla değişmiyorsa ( $E(x_t) = \mu_t$ ) süreç ortalama durağan olarak adlandırılmaktadır.

Varyans ( $V[x_t] = E[(x_t - \mu_t)^2] = \sigma^2$ ) sabit ve her t için sonlu ise süreç varyans durağan olarak adlandırılmaktadır.

Kovaryans durağanlıkta ise eğer kovaryans değeri ( $Cov[x_t, x_s] = E[(x_t - \mu_t)(x_s - \mu_s)] = \gamma(|s-t|)$ ) iki rassal değişken arasındaki zaman uzunluklarına bağlı ancak t gibi gerçekte zamana bağlı olmayan bir fonksiyon ise süreç kovaryans durağan bir süreç olmaktadır.

Bunların dışında stokastik süreçte ( $s=t$  için) kovaryans durağanlığın sonucu olarak varyans durağanlık sağlandığından seri ortalama ve kovaryans durağan olacaktır ve süreç zayıf durağan olarak adlandırılacaktır. (Kirchgassner, Wolters, 2007, 14)

### III.2.1.1 Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979) çalışmalarında üç farklı regresyon denklemi kullanmaktadırlar. Bunlar;

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + e_t \quad (3.7)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + e_t \quad (3.8)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + e_t \quad (3.9)$$

İlk model boş hipotez altında pür rassal yürüyüş modeli olup denklemler arasındaki farklılık  $a_0$  ve  $a_2 t$  gibi deterministik bileşenlerden kaynaklanmaktadır. İkinci model sabit terimli ve üçüncü model hem sabit hem de trend içeren modeldir. Dickey ve Fuller (1979) Monte Carlo çalışmalarında,  $H_0 : \gamma = 0$  altında örneklem büyüklüğüne ve regresyon formuna bağlı olarak sırasıyla  $\tau$ ,  $\tau_\mu$  ve  $\tau_\tau$  olarak uygun kritik değerleri hesaplamışlardır. Kalıntılardaki oto korelasyon sorunu  $DF$  denklemlerinin bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin modele dahil edilmesiyle aşılmaktadır. Bu nedenle oto korelasyon probleminin giderilmesinde oto korelasyonun derecesini doğru belirlemek oldukça önemlidir.  $ADF$  denklemleri aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

Model A:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.10)$$

Model B:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.11)$$

Model C:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.12)$$

Sırasıyla Model A, Model B ve Model C en genişten en kısıtlıya doğru oluşturulmuştur. Model A sabit terimi ve trendi içeren regresyonda sürüklenen veya sürüklenmeyen rassal yürüyüş göstermektedir. Sabit terimin olduğu ancak trendi içermeyen Model B ve son olarak sabit veya trend içermeyen Model C de veri yaratma süreci rassal yürüyüş göstermektedirler. Model A'da boş hipotez  $H_0 : a = a_2 = \gamma = 0$  şeklindedir. Model B' de ve Model C' de sırasıyla  $a = 0, \gamma = 0$  ve  $\gamma = 0$  olup olmadığı test edilir.

$\tau$ ,  $\tau_\mu$  ve  $\tau_\tau$  istatistikleri  $H_0 : \gamma = 0$  hipotezini test etmede kullanılmaktadır.

Sabit ve deterministik trend içeren parametreler için bir kısıtlamaya gidilmemiştir. Bunların dışında Dickey ve Fuller (1981) çalışmalarında bu istatistiklere ilave olarak üç yeni  $F$  istatistiği ile katsayılar üzerinden bileşik hipotezin test edilmesini sağlamışlardır.

Bileşik hipotezi test ederken  $H_0 : \gamma = a_0 = 0$  hipotezi için  $\phi_1$ ,  $H_0 : \gamma = a_0 = a_2 = 0$

hipotezi için  $\phi_2$ ,  $H_0 : \gamma = a_2 = 0$  için  $\phi_3$  olmak üzere üç  $F$  test istatistiği kullanmışlardır.

Burada sıradan  $F$  testinden  $\phi_1, \phi_2, \phi_3$  istatistikleri elde edilmektedir:

$$\phi_i = \frac{[RSS(\text{kısıtlı}) - RSS(\text{kısıtsız})] / r}{RSS(\text{kısıtsız}) / (T - k)} \quad (3.13)$$

Burada RSS hata kareleri toplamı, r kısıt sayısı, T gözlem sayısı, k ise kısıtsız modelden tahmin edilen parametre sayısıdır. Ayrıca T-k kısıtsız modeldeki serbestlik derecesi olmaktadır.

### III.2.1.2 Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin (KPSS) Birim Kök Testi

Durağanlığı incelemede alternatif bir test olan *KPSS* testi Denis KWIATKOWSKI, Peter C.B PHILLIPS, Peter SCHMIDT ve Yongcheol SHIN (*KPSS*) tarafından geliştirilmiş olup boş hipotezi *ADF* birim kök testinde kullanılan hipotezlerden

farklı olarak seri durağandır şeklindedir. Kwiatkowski ve diğ. (1992)' ye göre durağanlık hipotezinde  $LM$  testi serinin deterministik trend, rassal yürüyüş ve durağan hatanın toplamı şeklinde açıklanmaktadır.  $KPSS$  testinde  $ADF$  testinin aksine serilerin yüksek oto korelasyon içerdiği varsayımıyla model aşağıdaki gibidir:

$$y_t = a_t + \beta t + u_t \quad (3.14)$$

Burada  $a_t = a_{t-1} + \varepsilon_t$  olup,  $a_t$  rassal yürüyüşü,  $\varepsilon_t$  durağan hataları,  $t$  trendi ifade ederken,  $u_t$  IID  $(0, \sigma_u^2)$ 'dir.  $\varepsilon_t$ 'lerin varyansının sıfır,  $u_t$ 'lerin durağan olduğu varsayıldığından boş hipotez  $y$ 'nin trend durağan olduğu yönündedir.]  $KPSS$  test istatistiğinin hesaplanmasında  $y_t$  nin sabit ve trend üzerine regres edilmesinden elde edilen kalıntıların  $e_t$ ,  $t=1,2,\dots,T$ , olduğu varsayılırsa kısmi süreç toplamı aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır. (Kwiatkowski, 1992, s. 162-163).

$$S_t = \sum_{t=1}^T e_t \quad (3.15)$$

Seride deterministik trend yoksa  $y_t$ 'nin sabit üzerine regres edilmesi durumunda  $LM$  istatistiği aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_e^2 \quad (3.16)$$

Burada  $\hat{\sigma}_e^2$  hata varyansının tahmini olmak üzere test istatistiği  $T^{-2}$  ile normalize edilirse test istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilir; (Kwiatkowski, 1992, 165)

$$\hat{\eta}_\mu = \eta_\mu / S^2(l) = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(l) \quad (3.17)$$



Deterministik trendin olması durumunda ise  $\eta_t$  hesaplanarak simülasyon sonucu elde edilen kritik değerler ile kıyaslanarak serinin durağanlığı tespit edilmektedir.<sup>9</sup>

### III.2.2 Eşbütünleşme Testi:

Durağan ve durağan olmayan zaman serileri arasında oldukça önemli farklar bulunmaktadır. Uzun yıllar boyunca ekonometristler zaman serilerinin durağan olmasa dahi birlikte hareket edebileceklerini düşünmemişlerdir. Durağanlık, değişkenler arasında ekonomik olarak anlamlı bir ilişkinin varlığını geleneksel ekonometrik yöntemler kullanarak test etmek için oldukça önemli bir kavramdır. Ancak değişkenler, düzeyde durağan değillerse, uzun dönem modelinin yorumlanabilmesi için eşbütünleşmenin varlığının araştırılması gerekmektedir.

İki veya daha fazla durağan olmayan değişkenin doğrusal bileşimlerinin durağan olması durumunda değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri bir denge ilişkisinden bahsedilebilmektedir. Bu bağlamda eşbütünleşme testleri, durağan olmayan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığının belirlenmesinde ve parametrelerin tahmin edilmesinde kullanılmaktadır. Ancak, tüm veriler aynı derecede entegre olsalar dahi zaman serisi analizinde kullandığımız veriler sınırlı bir döneme ait olduğundan eşbütünleşme ilişkisinin olmama riski bulunmaktadır. Ayrıca, tüm değişkenlerin aynı derecede bütünleşik olmaması veya olsalar bile eşbütünleşik olmamaları da sözkonusu olabilir. Uzun dönem ilişkinin varlığının serilerin aynı derecede bütünleşik olmasını gerektirmeyen *ARDL* sınır testi yaklaşımında ilk adım olarak bütünleşme derecesini test etmek yerine seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılmasıdır. Uzun dönem tahminlerinden önce eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılması ve

<sup>9</sup> Kritik değerler Kwiatkowski ve diğ. Tablo 1 (s.166)'da verilmiştir.

otokorelasyon sorunundan kaçınılmış olması uzun dönem ilişkilerinin araştırılması bakımından *ARDL* Sınır testi yaklaşımı birçok testten üstün kılmaktadır. Ayrıca, hata düzeltme teriminin kısıtlı hata düzeltme modeli değil de kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (*UECM*) olması, uzun dönemde bilgi kaybına yol açmadan kısa dönemli ilişkilerin incelenmesine olanak sağlaması da bu testin tercih nedenleri arasındadır.

### **III.2.2.1 Gecikmesi Dağıtılmış Ardaşık Bağımlı Modeller (*ARDL*) Sınır Testi Yaklaşımı:**

Peseran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen *ARDL* sınır testi yaklaşımı serilerin bütünleşme derecelerinin  $I(1)$  ya da  $I(0)$  olması durumunda da değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını saptamaya çalışmaktadır.

İlk olarak uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak için uygun gecikmeler hesaplanmaktadır. Gecikmeler hesaplanırken bir *VAR* modeli çerçevesinde *AIC*, *SIC*, *HQ* gibi kriterlerden yararlanılmaktadır. Seçilen gecikmelerde otokorelasyon sorunu olmamalıdır. Otokorelasyon sorunun varlığında bir sonraki uygun gecikme alınarak tekrar otokorelasyon sorununun varlığı sınanmalıdır. Bu işlem otokorelasyonsuz uygun gecikme bulunana kadar devam etmelidir.

Uygun gecikmenin saptanmasından sonra ikinci adım uzun dönemli ilişkinin varlığının araştırılmasıdır. Uzun dönemli ilişkinin varlığını test ederken belirlenen gecikme sayısı tüm değişkenlerde sabit olarak alınmaktadır.

*ARDL* sınır testi yaklaşımında değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında standart *F* test istatistikleri kullanılmaktadır. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişki için oluşturulan modelde her bir değişken için sabit gecikme sayısı alınarak

$F$  test istatistiği hesaplanır. Boş hipotez eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını, alternatif hipotez ise eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu belirtmektedir. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin bir gecikmeli katsayılarının sifıra eşit olup olmadığı kısıtı altında hipotezler test edilmektedir. Sistemde değişkenlerin I(1) veya I(0) olmasına izin verildiğinden  $F$  test istatistiğinin dağılımı standart değildir. Hesaplanan  $F$  test istatistiği standart dağılıma sahip olmadığından Peseran, Shin ve Smith (2001)' in hesapladığı kritik değerler ile karşılaştırılarak uzun dönemli ilişkinin olup olmadığına karar verilmelidir. Eğer hesaplanan kritik değer, Peseran, Shin ve Smith (2001)' in hesapladığı alt kritik değerden küçük ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı sonucuna varılmaktadır. Eğer hesaplanan kritik değer, Peseran, Shin ve Smith (2001)' in hesapladığı alt ve üst kritik değer arasında ise kesin bir yorum yapılamayacağına karar verilirken, hesaplanan  $F$  test istatistiği, Peseran, Shin ve Smith (2001)' in hesapladığı üst kritik değer yukarısında ise seriler arasında uzun dönemli ilişkinin bulunduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılırken aşağıdaki denklem kullanılmaktadır.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_3 Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_4 X_{t-i} + e_t \quad (3.18)$$

Seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edildikten sonra üçüncü adım olarak uzun dönem ilişkisi belirlemek için gecikmeleri serbest bırakarak *ARDL* modeli tahmin edilmektedir. Burada, artık uzun ve kısa dönem katsayılar hesaplanırken değişkenlerin farklı gecikmeler almasına bilgi kriterlerine göre izin verilmektedir. Burada uzun dönemli katsayıları belirlemede kullanılan *ARDL* modeli aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_2 X_{t-i} + e_t \quad (3.19)$$

Dördüncü ve son adım olarak modele hata düzeltme terimi ilave edilerek kısa dönemli katsayılar aşağıdaki denklem yardımıyla elde edilmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_2 \Delta X_{t-i} + \beta_3 ecm_{t-1} + u_t \quad (3.20)$$

Kısa dönem analizinde kullanılan *ARDL* modelinde yer alan hata düzeltme terimi (*ecm*), uzun dönemli modelden elde edilen hata terimini modele ekleyerek elde edilmektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısının pozitif olması dengeden uzaklaşılması, negatif olması ise dengeye yaklaşılması anlamındadır. Burada, bağımlı değişkene gelen bir şokun bir sonraki dönemdeki etkisi için denge düzeyine yüzde kaç yaklaştığını ya da denge düzeyinden yüzde kaç uzaklaşıldığını temsil eden hata düzeltme teriminin katsayısıdır. Bunun yanı sıra, bağımlı ve bağımsız değişkenlere ilişkin her bir fark ve bunların gecikmeleri, kısa dönemli dinamikleri ifade etmektedir.

### III.3 Ekonometrik Bulgular:

Bu kısımda serilerin durağanlığı *ADF* ve *KPSS* gibi birim kök testleriyle sınanmaktadır. Uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında *ARDL* Sınır testi yaklaşımı kullanılarak uzun dönemli katsayılar tahmin edilmiştir.

#### III.3.1 Birim Kök Test Sonuçları

Ele alınan dönem içerisinde serilerin durağanlığını saptamak için uygulanan *ADF* ve *KPSS* birim kök sınamalarının sonuçları *Tablo III.2'* de verilmektedir. Üçer aylık dönemler için hesaplanan enflasyon serisinde *ADF* test istatistiğine göre bütün önem düzeylerinde Model A, Model B ve Model C için birim kökün varlığı reddedilememiştir. Üç aylık nominal faiz oranı için Model A' da *ADF* test istatistiğine göre %1 önem düzeyinde, Model B ve Model C' de birim kökün varlığı bütün geleneksel önem düzeylerinde reddedilememiştir. Vergi uyarlaması yapılmış üç aylık nominal faiz oranı için Model A' da *ADF* test istatistiğine göre %1 önem düzeyinde, Model B ve Model C' de birim kökün varlığı bütün önem düzeylerinde kabul edilmiştir. Yıllık enflasyon oranı,

nominal faiz oranı ve vergi uyarlaması yapılmış nominal faiz oranı için de birim kökün varlığı bütün önem düzeylerinde kabul edilmiştir. Ayrıca  $\phi_1$  istatistiğine göre sabitin anlamlı olduğu kabul edilememektedir. Trendin ve sabitin anlamlılığını test ederken kullanılan  $\phi_3$  istatistiğine göre ise %1’de trendin ve sabitin hiçbir değişken için anlamlı olmadığı görülmektedir. Ancak üç aylık nominal faiz oranı ve vergi uyarlaması yapılmış üç aylık nominal faiz oranı için %10’da boş hipotez ( $H_0 : a = a_2 = \gamma = 0$ ) kabul edilememektedir.

*KPSS* testinde boş hipotez *ADF* testinin aksine seri durağandır şeklinde kurulmuştur. Bütün değişkenler için *KPSS* testinde serilerin durağan olduğu yönündeki boş hipotez reddedilmiştir. Serilerin birinci farkları alındığında seriler durağanlaşmaktadır. Yapılan birim kök testlerine göre serilerin birinci dereceden entegre olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo III.2: ADF ve KPSS Birim Kök Testleri**

Seriler	ADF									KPSS			
	Model A			Model B			Model C						
	$k$	$\tau_3$	$\phi_3$	$k$	$\tau_2$	$\phi_1$	$k$	$\tau_1$	$k$	$\eta_\mu$	$k$	$\eta_\tau$	
<b>inf3</b>	10	-2.8432	4.0595	10	0.9772	0.9036	10	-1.1963	8	0.2809	11	1.8850	
<b>int3</b>	3	-3.8686	7.6801	3	-1.8934	1.8334	5	-0.9276	11	0.3430	12	1.5652	
<b>tint3</b>	5	-3.4418	6.2384	5	-1.1195	0.7405	5	-0.9505	11	0.3007	12	1.7075	
<b>inf12</b>	12	-1.8449	1.7682	12	-0.4587	1.0586	12	1.3958	11	0.2522	12	1.7637	
<b>int12</b>	4	-2.6175	3.9127	4	-0.7918	0.4849	4	-0.8896	12	0.2795	12	1.6112	
<b>tint12</b>	4	-2.7388	4.1892	4	-0.7046	0.4825	4	-0.9398	11	0.2790	12	1.6100	
<b>Kritik Değerler</b>	%1	(-3.98)	(8.34)		(-3.44)	(6.47)		(-2.58)		(0.216)		(0.739)	
	%5	(-3.42)	(6.30)		(-2.87)	(4.61)		(-1.95)		(0.146)		(0.463)	
	%10	(-3.13)	(5.36)		(-2.57)	(3.79)		(-1.62)		(0.119)		(0.347)	

ADF testinde  $k$  gecikme sayısı olup  $t$  testine göre 12’ den azaltılarak ilk anlamlı gecikmeye göre belirlenmiştir. KPSS testi için gecikme sayısı  $k$ ’yı belirlemede Newey-West Bandwidth kriteri kullanılmıştır.

### III.3.2 Eşbütünleşme Test Sonuçları

Bu kısımda uzun dönem ilişkinin incelendiği *ARDL* sonuçlarına yer verilmektedir. Model 1, Model 2, Model 3 ve Model 4 için uzun dönemli *ARDL* Sınır Testi sonuçları incelenmektedir. İlk olarak bütünleşme ilişkisinin varlığı incelenmelidir. Bu amaçla *VAR* modelinden yararlanarak *Tablo III.11*'de sunulan *AIC* kriterine göre otokorelasyon sorunu göz önüne alınarak uygun gecikme uzunluğu belirlenmektedir.

Uygun gecikme uzunluğu saptandıktan sonra, gecikme uzunluğu tüm değişkenler için sabit alınarak eşbütünleşmenin varlığı test edilmektedir. Eşbütünleşmenin varlığı test edilirken her bir değişken için sabit gecikme uzunluğu alınarak *F* test istatistiği hesaplanır.

Uzun dönemli ilişkinin varlığı test edilirken boş hipotez eşbütünleşme olmadığı yönünde kurulurken alternatif hipotez eşbütünleşmenin olduğu yönünde kurulmaktadır. Seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkisini belirlemek için gecikmeleri serbest bırakarak *ARDL* modeli tahmin edilmektedir.

#### III.3.2.1 Uzun Dönem İlişkisi

Uzun dönemli ilişkinin varlığı tüm modeller için hesaplanan *F* istatistiği üst kritik değerlerden yüksek olduğu için kabul edilmiştir. Uzun dönem katsayılarını elde edebilmek için gecikmeler serbest bırakılarak her bir model oluşturulmuş ve uzun dönem katsayıları tahmin edilmiştir.

##### III.3.2.1.1 Model 1 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun Dönem *ARDL* Sonuçları

Model 1 için yapılan tahmin sonuçlarından *LM* testine göre seriler arasında korelasyon olmadığı yönündeki hipotez reddedilememiş ve *AIC* kriterine göre otokorelasyonsuz gecikme uzunluğu bir olarak belirlenmiştir.

*Tablo 3.3*'de yer alan ARDL(1,1) modeli için hesaplanan  $F$  istatistik değeri kritik değeri üst-sınırdan yüksek olduğundan uzun dönemli ilişki söz konusudur.

Eşbütünleşmenin varlığı kabul edildikten sonra gecikmeler serbest bırakılarak  $AIC$  kriterine göre ARDL (4,10) modeli seçilmiştir. Elde edilen uzun dönem katsayı tahminleri *Tablo III.3*'de verilmiştir. Burada beklenen enflasyonun katsayısı 1.0721 olarak bulunmuştur. Birebir ilişki reddedilemediğinden sonuç Fisher hipotezini desteklemektedir.

**Tablo III. 3: Model 1 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun Dönem ARDL Sonuçları, ARDL(4,10)**  
**Bağımlı Değişken: int3**

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği [Olaslık]
inf3	1.0721	.061856	17.3316[.000]
C	12.7477	2.6236	4.8588[.000]
<b>95% Alt Sınır</b>	<b>95% Üst Sınır</b>	<b>90% Alt Sınır</b>	<b>90% Üst sınır</b>
4.9791	5.7037	4.0755	4.7306
F- test istatistiği ARDL(1,1)= 23.0039			
ARDL(1,1): Otokorelasyon Testi: CHSQ(12) = 1.1184[.290]			
F(12,226) = 1.1008[.295]			

### III.3.2.1.2 Model 2 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun Dönem ARDL Sonuçları

$LM$  testine göre Model 2 için yapılan tahmin sonuçlarına bakılarak seriler arasında,  $AIC$  kriterine göre otokorelasyonsuz gecikme uzunluğu bir olarak belirlenmiştir. *Tablo 3.4*'de yer alan ARDL(1,1) modeli için hesaplanan  $F$  istatistik değeri kritik değer üst-sınırdan yüksek olup uzun dönemli ilişki söz konusudur.

Gecikmeler serbest bırakıldıktan sonra yapılan tahmin sonucunda  $AIC$  kriterine göre elde edilen ARDL (4,10) uzun dönem katsayıları *Tablo III.4*'de yer almaktadır. Burada beklenen enflasyonun katsayısı 1.0374 olarak bulunmuştur.

Birebir ilişkinin varlığı reddedilemediğinden Fisher etkisinin varlığı Model 1' de olduğu gibi kabul edilmektedir.

**Tablo III.4: Model 2 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun Dönem ARDL Sonuçları, ARDL(4,10)**

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği [Olasılık]
inf3	1.0374	0.050008	20.7457[.000]
C	9.1005	2.1213	4.2901[.000]

**Tablo 3.4' ün Devamı**

95% Alt Sınır	95% Üst Sınır	90% Alt Sınır	90% Üst sınır
4.9791	5.7037	4.0755	4.7306
F- test istatistiği ARDL(1,1)= 21.6288			
ARDL(1,1):Seri Korelasyon Testi: CHSQ(12) = .62741[.429]			
F(12,232) = 1.6865[.071]			

### III.3.2.1.3 Model 3 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun Dönem ARDL Sonuçları

Yapılan tahmin sonucunda uzun dönemli ilişkinin varlığı test edilirken *AIC* kriterine göre gecikme uzunluğu bir olarak belirlenmiştir. Ancak seriler arasında korelasyon olmadığı yönündeki hipotez reddedildiğinden, otokorelasyonsuz gecikme uzunluğu olarak iki olarak alınmıştır.

*Tablo III.5'*den görülebileceği gibi ARDL(2,2) modeli için hesaplanan F istatistik değeri kritik değerın üst-sınırdan yüksek olduğundan uzun dönemli ilişkinin varlığı kabul edilmiş olur. Eşbütünleşmenin varlığına ilişkin karar verildikten sonra gecikme uzunlukları serbest bırakılarak *AIC* kriterine göre tahmin edilen ARDL (5,3) modeline ilişkin elde edilen uzun dönem katsayı tahminleri *Tablo III.5'* de yer almaktadır. Burada beklenen enflasyonun katsayısı 0.93 olarak bulunmuştur. Standart hata dikkate



alındığında beklenen enflasyonun katsayısının bir olduğu reddedilememektedir ve sonuçlar Fisher etkisini destekler niteliktedir.

**Tablo III. 5: Model 3 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun Dönem ARDL Sonuçları, ARDL(5,3)**

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği [Olashk]
inf12	0.93664	0.071472	13.1050[.000]
C	10.7852	4.1144	2.6213[.000]
<b>95% Alt Sınır</b>	<b>95% Üst Sınır</b>	<b>90% Alt Sınır</b>	<b>90% Üst sınır</b>
<b>Tablo 3.5' in Devamı</b>			
5.1343	5.6226	4.1847	4.7689
ARDL(2,2) F-test istatistiği =17.1184			
ARDL(2,2): Seri Korelasyon Testi: CHSQ(12) = 11.2128[.511]			
F(12,221) = .90655[.541]			

#### III.3.2.1.4 Model 4 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun Dönem ARDL Sonuçları

Yapılan tahmin sonucunda uzun dönemli ilişkinin varlığı test edilirken *AIC* kriterine göre gecikme uzunluğu bir olarak belirlenmiştir. Ancak seriler arasında korelasyon olmadığı yönündeki hipotez reddedildiğinden, otokorelasyonsuz gecikme uzunluğu olarak iki olarak alınmıştır. Model 4 için uzun dönem ilişkinin varlığı test edilirken *AIC* kriterine göre uygun gecikme uzunluğu bir olarak belirlenmiştir. Ancak bir önceki modelde olduğu gibi seriler arasında korelasyon olmadığı yönündeki hipotez reddedilemediğinden, otokorelasyonsuz gecikme uzunluğu iki olarak alınmıştır. *Tablo III.6'* da ARDL(2,2) modeli için hesaplanan *F* istatistik değeri kritik değerin üst-sınırından yüksek olduğundan uzun dönemli ilişkinin varlığı kabul edilmiş olmaktadır.

Eşbütünleşmenin varlığına ilişkin elde edilen bu sonuçtan sonra, gecikmeler serbest bırakılarak *AIC* kriterine göre uygun *ARDL* (2,3) modeli tahmin edilmiştir. Elde

edilen uzun dönem katsayı tahminleri *Tablo III.6'* da sunulmaktadır. Burada beklenen enflasyonun katsayısı 0.86 olarak bulunmuştur. Burada Model 3'den farklı olarak nominal faizlere vergi uygulaması yapılmıştır. Bu durum dikkate alındığında bir önceki modele göre katsayıda az da olsa düşüş olması dikkat çekicidir.

**Tablo III.6: Model 4 için Eşbütünleşme Testi ve Uzun Dönem ARDL Sonuçları, ARDL(2,3)**

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği [Olaslık]
İnf12	0.86864	0.066707	13.0217[.000]
C	9.8691	3.8497	2.5636[.011]
<b>95% Alt Sınır</b>	<b>95% Üst Sınır</b>	<b>90% Alt Sınır</b>	<b>90% Üst sınır</b>
5.1343	5.6226	4.1847	4.7689
ARDL(2,2) F-test istatistiği =14.9639			
ARDL(2,2):Seri Korelasyon Testi: CHSQ(12) = 10.5441[.568]			
F(12,221) = .84999[.599]			

### III.3.2.2 Kısa Dönem İlişkisi

Uzun dönem ilişkileri incelendikten sonra kısa dönem dinamikler bu bölümde ele alınmıştır. Kısa dönem katsayıları tahmin edilirken model hata düzeltme formunda *Denklemler 3.20'* deki gibi yeniden yazılmıştır. Tablolarda yer alan değişkenler için ARDL(p,q) aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur.

$$d \text{ int} = \text{int} - \text{int}(-1) \text{ ve } d \text{ int}(i) = \text{int}(-i) - \text{int}(-i-1) \quad i = 1, \dots, p-1 \quad (3.21)$$

$$d \text{ inf} = \text{inf} - \text{inf}(-1) \text{ ve } d \text{ inf}(i) = \text{inf}(-i) - \text{inf}(-i-1) \quad i = 1, \dots, q-1 \quad (3.22)$$

#### III.3.2.2.1 Model 1 için Kısa Dönem ARDL Sonuçları

Hata düzeltme teriminin katsayısının pozitif olması dengeden uzaklaşılması, negatif olması ise dengeye yaklaşılması anlamındadır. *Tablo III.7'* den, bağımlı değişkene

yansıyan bir şokun uzun dönem dengesinde meydana getirdiği bir sapmanın bir dönem sonra %28 azaldığı, şokun yarı ömründe 2.5 dönem (ay) civarında olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bunun yanı sıra, bağımlı ve bağımsız değişkenlere ilişkin her bir fark ve bunların gecikmeleri, kısa dönemli dinamikleri ifade etmektedir. Nominal faiz oranları farkının yalnızca üçüncü gecikmesi istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Diğer katsayılar anlamsızdır. Enflasyon oranı farkı ile üç, beş, altı ve sekizinci gecikmeler anlamsız olup diğerleri %10 ve daha düşük önem seviyelerinde anlamlıdır.

**Tablo III.7: ARDL(4,10) için Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları**

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T istatistiği[Olasılık]
dint31	0.050788	0.067776	.74935[.454]
dint32	-0.01072	0.065122	-.16464[.869]
dint33	0.24976	0.063145	3.9554[.000]
dinf	0.046775	0.062817	.74461[.457]
dinf1	-0.27028	0.080532	-3.3562[.001]
dinf2	-0.13693	0.079889	-1.7140[.088]
dinf3	0.109	0.091607	1.1898[.235]
dinf4	-0.25065	0.082523	-3.0374[.003]
dinf5	-0.02579	0.082285	-.31339[.754]
dinf6	-0.05822	0.087099	-.66847[.504]
dinf7	-0.14164	0.065533	-2.1613[.032]
dinf8	-0.00446	0.065749	-.067816[.946]
dinf9	-0.1192	0.060897	-1.9575[.051]
ecm(-1)	-0.28433	0.049433	-5.7519[.000]

R<sup>2</sup>=.32427 ,AIC=-823.7624 , SBC= -851.8698, F-Stat. F(14,233) 7.9521[.000]

### III.3.2.2 Model 2 için Kısa Dönem ARDL Sonuçları

*Tablo III.8'* de hata düzeltme teriminin katsayısı anlamlı ve negatif bulunmuştur. Burada, bağımlı değişkene etki eden bir şokun uzun dönem dengesinde meydana getirdiği bir sapmanın bir sonraki dönemde %31 azalacağı ve şokun yarı

ömrünün de iki dönemi (ay) biraz aştığı sonucuna varılmaktadır. Nominal faiz oranları farkının yalnızca üçüncü gecikmesi istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Diğer katsayılar anlamsızdır. Enflasyon oranı farkı ile üçüncü, beşinci, altıncı ve sekizinci gecikmeleri anlamsız, diğer gecikmeler ise istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

**Tablo III.8 ARDL(4,10) için Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları**

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T istatistiği[Olasılık]
dtint31	0.086265	0.06884	1.2531[.211]
dtint32	0.032469	0.066306	.48969[.625]
dtint33	0.24902	0.064095	3.8853[.000]
dinf	0.044187	0.056273	.78522[.433]
dinf 1	-0.27805	0.075102	-3.7023[.000]
dinf 2	-0.16777	0.074179	-2.2617[.025]
dinf 3	0.078081	0.081846	.95400[.341]
dinf 4	-0.25267	0.074417	-3.3954[.001]
dinf 5	-0.05063	0.07422	-.68213[.496]
dinf 6	-0.06591	0.077232	-.85342[.394]
dinf 7	-0.14047	0.05813	-2.4165[.016]
dinf 8	-0.01218	0.058346	-.20878[.835]
dinf 9	-0.11053	0.053851	-2.0525[.041]
ecm(-1)	-0.31113	0.052756	-5.8976[.000]

$R^2=.32996$  , Düzeltilmiş  $R^2=.2545$  , AIC=-793.4795 , SBC= -821.5869, F-Stat. F(14,233) 8.1606[.000]

### III.3.2.2.3 Model 3 için Kısa Dönem ARDL Sonuçları

*Tablo III.9'* dan, bağımlı değişkene yansıyan bir şokun uzun dönem dengesinde meydana getirdiği bir sapmanın nispeten süregelen olduğu bir sonraki dönemde şokun etkisinin sadece %9.6 azaldığı görülmektedir. Ancak yinede şokun yarı ömrü sadece yedi dönemin (ay) biraz üzerindedir. Bunun yanı sıra, bağımlı ve bağımsız değişkenlere ilişkin her bir fark ve bunların gecikmeleri, kısa dönemli dinamikleri ifade etmektedir.

Nominal faiz oranları farkının ikinci ve üçüncü gecikmeleri istatistiksel olarak anlamsızdır. Enflasyon oranları farkının ise ikinci gecikmesi istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bunlar dışındaki değişkenler istatistiksel olarak anlamlıdır

**Tablo III.9 : Model 3 için ARDL(5,3) Hata Düzeltme Tahmin Sonuçları**

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T istatistiği[Olasılık]
dint121	.27220	.060961	4.4651[.000]
dint122	-.031542	.063180	-.49924[.618]
dint123	.049202	.062261	.79025[.430]
dint124	-.14718	.059711	-2.4649[.014]
dinf12	-.17986	.057962	-3.1030[.002]
dinf121	.046217	.065054	.71044[.478]
dinf122	-.14641	.062836	-2.3300[.021]
ecm(-1)	-.096093	.016203	-5.9305[.000]

$R^2=.2827$ , Düzeltilmiş  $R^2=.2545$ , AIC=-634.4, SBC=-651.79, F(8,230) = 11.2832[.000]

#### III.3.2.2.4 Model 4 için Kısa Dönem ARDL Sonuçları

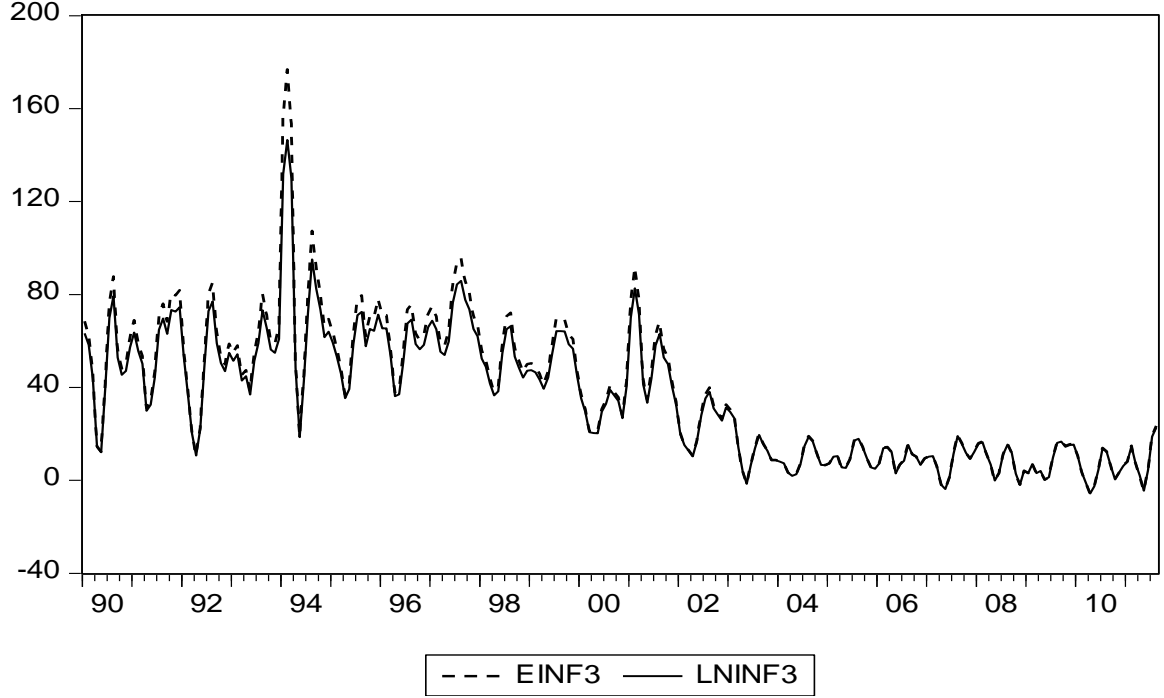
*Tablo III.10*'da görüldüğü gibi, bağımlı değişkene yansıyan bir şokun uzun dönem dengesinde meydana getirdiği bir sapmanın bir sonraki dönemde %9.5 azaldığı görülmektedir. Bu durum vergi uyarlamasının yapılmadığı Model 3 ile değişkenlik göstermemekte ve şokun yarı ömrü yine yedi dönemi (ay) biraz aşmaktadır. Bunun yanı sıra, bağımlı ve bağımsız değişkenlere ilişkin her bir fark ve bunların gecikmeleri, kısa dönemli dinamikleri ifade etmektedir. Enflasyon oranında birinci gecikme istatistiksel olarak anlamsız bulunmaktadır. Bunlar dışındaki değişkenler istatistiksel olarak anlamlıdır.

**Tablo III.10 : Model 4 için ARDL(2,3) Kısa Dönem Tahmin Sonuçları**

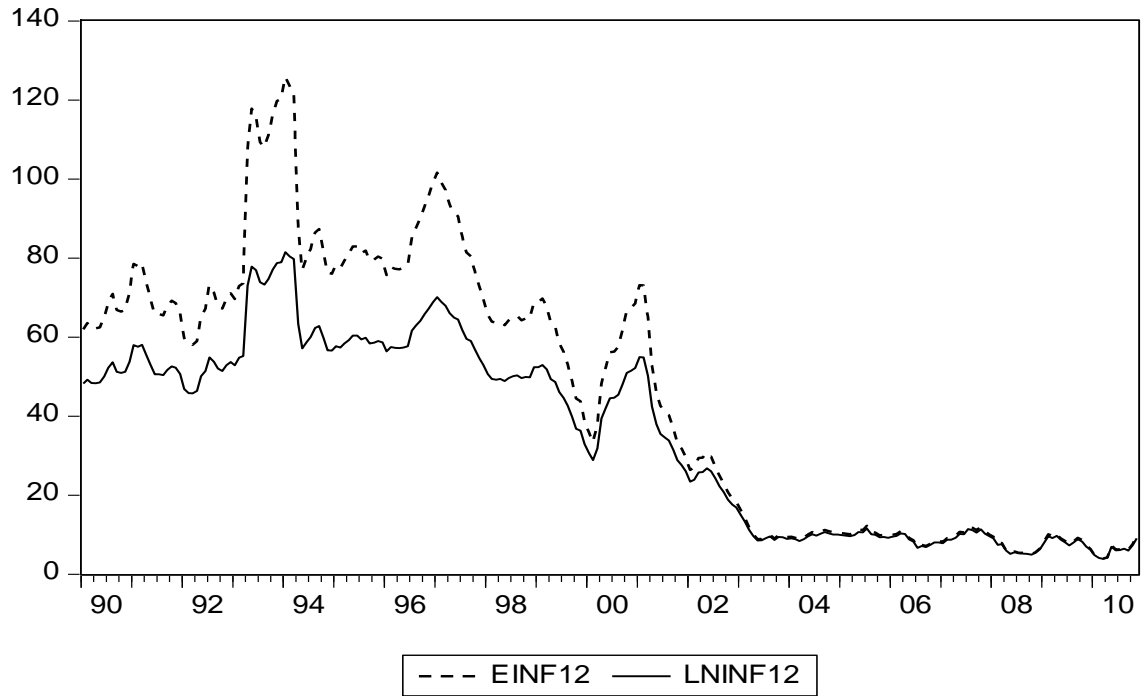
<b>Değişken</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>T istatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
dtint121	.25002	.059335	-4.2136	.000
dinf12	-.16850	.055162	-3.0546	.003
dinf121	.049658	.062038	-.80044	.424
dinf122	-.11898	.058493	-2.0341	.043
ecm(-1)	-.095024	.016743	5.6755	.000

$R^2=.23814$ , Düzeltilmiş  $R^2=.21844$ , AIC=-622.1, SBC=-634.3, F(5,233) 14.5038[.000]

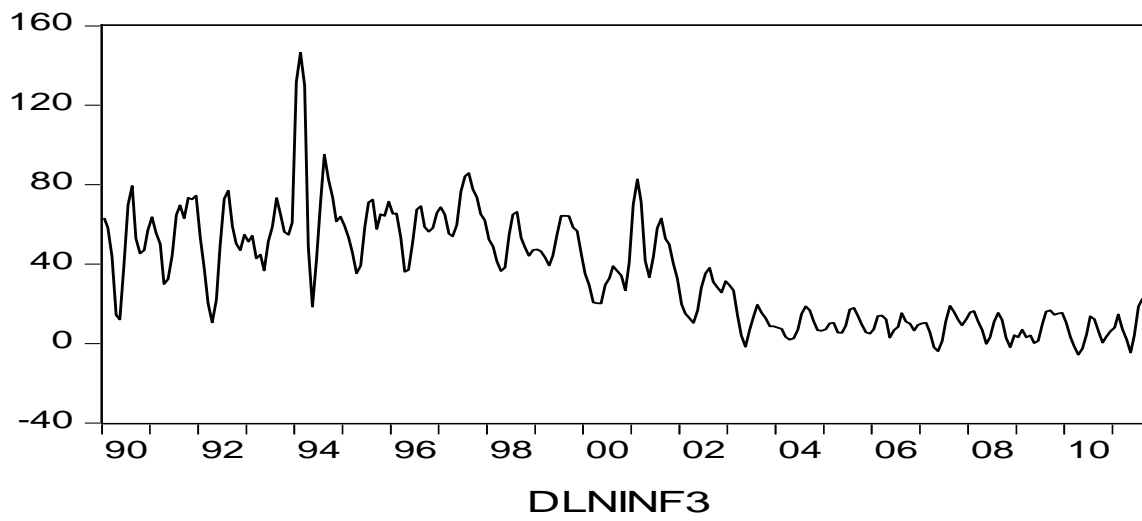
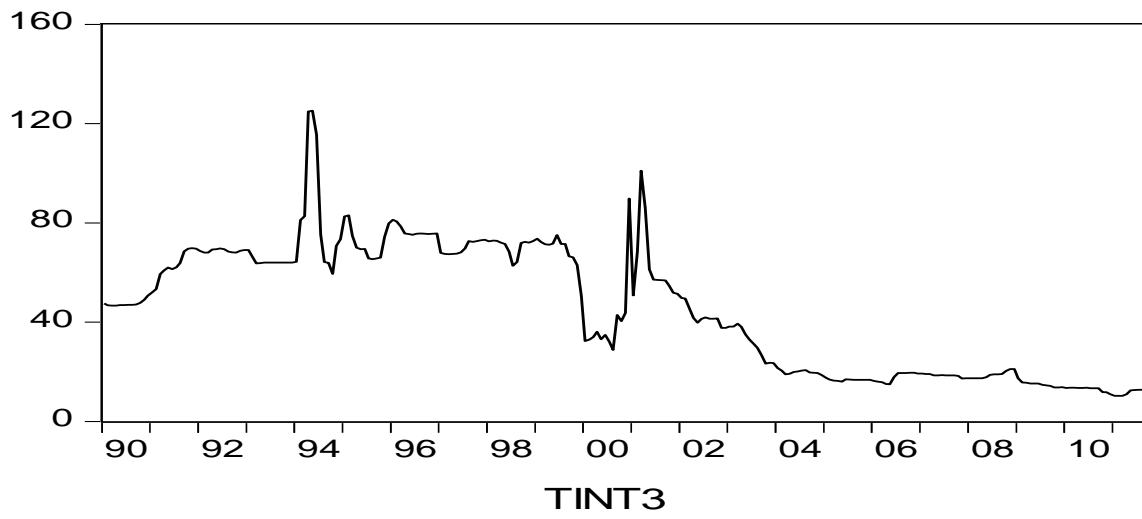
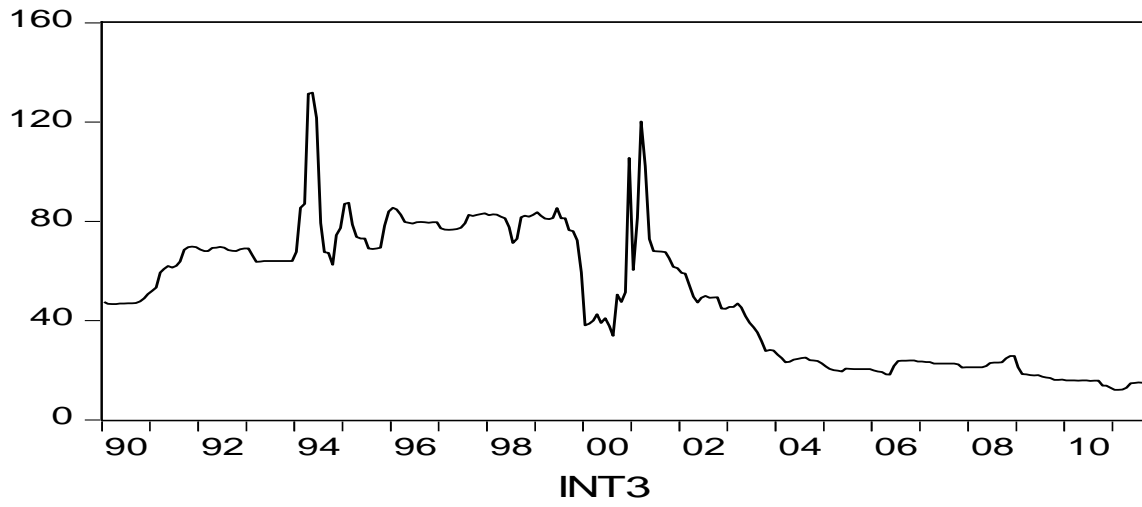
Grafik III.3: Üç Aylık Veri Seti için TÜFE Yüzde Değişim ve TÜFE Logaritmik Fark Grafikleri



Grafik III.4: Yıllık Veri Seti için TÜFE Yüzde Değişim ve TÜFE Logaritmik Fark Grafikleri

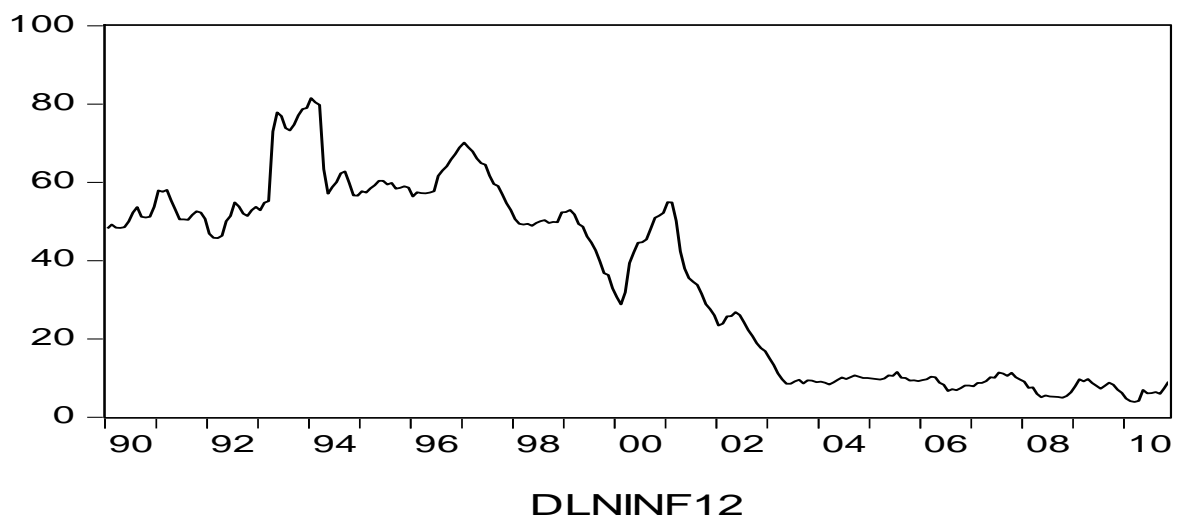
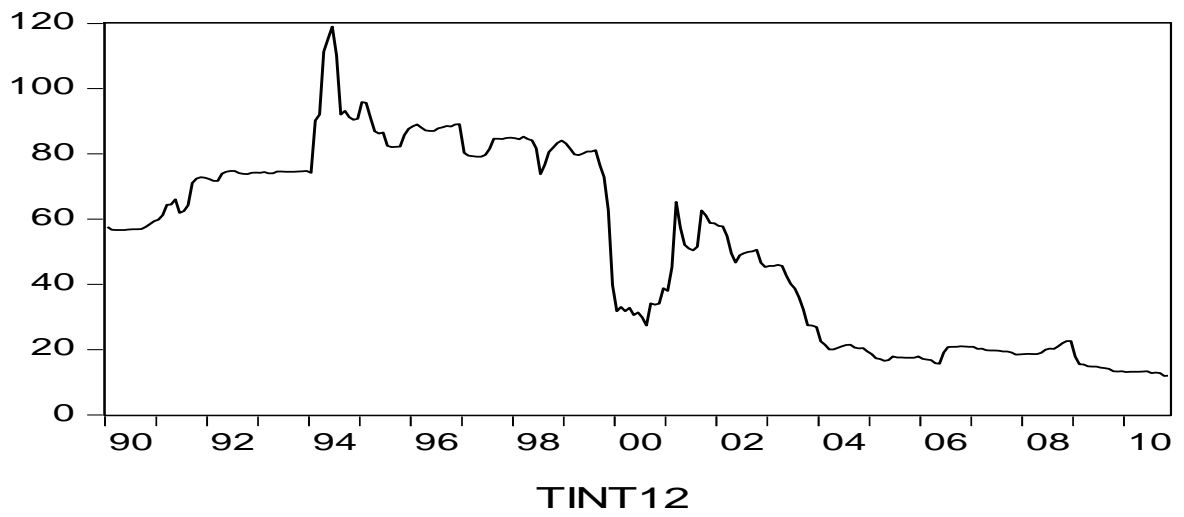
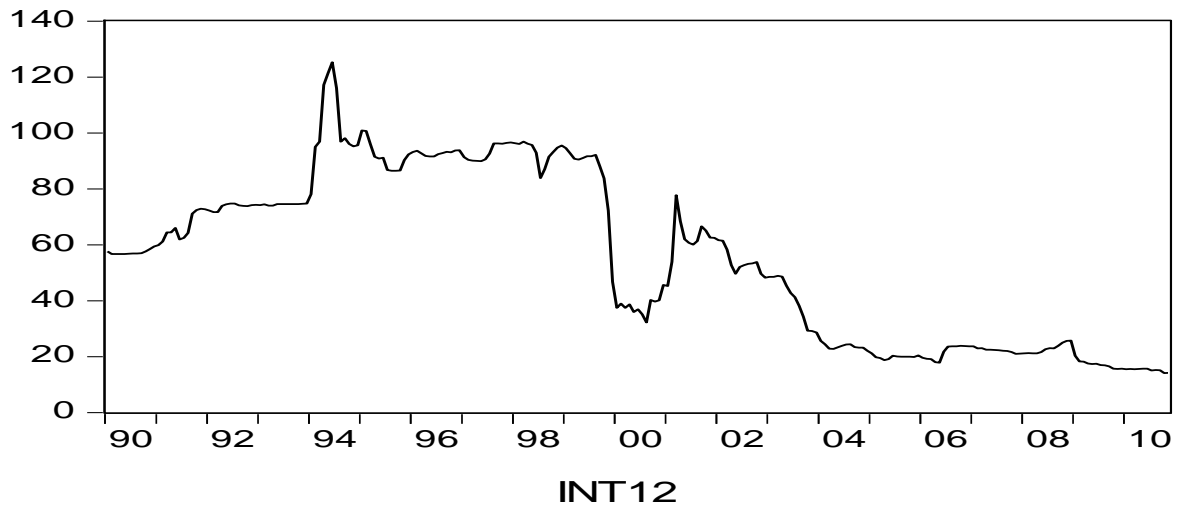


Grafik III.5: Üç Aylık Veri Seti





Grafik III.6: Yıllık Veri Seti



<b>Tablo III.11: ARDL Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi</b>			
<b>Değişken</b>	<b>k</b>	<b>AIC</b>	<b>SBC</b>
int3	12	-1662.9	-1750.7
	11	-1662.4	-1743.3
	10	-1660.2	-1734
	9	-1671.6	-1738.4
	8	-1674.2	-1734
	7	-1678.2	-1730.9
	6	-1685.4	-1731
	5	-1686.3	-1725
	4	-1691.5	-1723.1
	3	-1717	-1741.6
	2	-1716.3	-1733.9
	1	-1775.4	-1785.9
tint3	12	-1631.1	-1719
	11	-1630.3	-1711.1
	10	-1628.8	-1702.6
	9	-1638.4	-1705.1
	8	-1638.6	-1698.4
	7	-1645.2	-1697.9
	6	-1649.3	-1695
	5	-1652.8	-1691.5
	4	-1660.2	-1691.8
	3	-1681.3	-1705.9
	2	-1680	-1697.6
	1	-1744	-1754.6
int12	12	-1250.5	-1336.1
	11	-1249.4	-1328.2
	10	-1247.1	-1319
	9	-1249.6	-1314.6
	8	-1246.4	-1304.6
	7	-1244	-1295.4
	6	-1240.5	-1285
	5	-1238.4	-1276.1
	4	-1238.2	-1269
	3	-1237.1	-1261.1
	2	-1237.3	-1254.5
	1	-1260.5	-1270.8
tint12	12	-1236.8	-1322.4
	11	-1235.4	-1314.1
	10	-1233.3	-1305.2
	9	-1237.4	-1302.5

**Tablo III.11' in Devamı**

8	-1234.6	-1292.8
7	-1232	-1283.4
6	-1228.5	-1273
5	-1226.9	-1264.6
4	-1226.7	-1257.6
3	-1225	-1249
2	-1224.8	-1241.9
1	-1247.9	-1258.2

**AIC: Akaike Bilgi Kriteri**

**SBC: Schwarz Bayesian kriteri**

**k: VAR modelinde seçilen gecikme**

**Tablo III.12: Vergi Oranları**

B.K.K. No	Resmi Gazetede Yayınlanma Tarihi	3Aylık Mevduat Faiz Gelirlerine Uygulanan Vergi Oranı	12 Aylık Mevduat Faiz Gelirlerine Uygulanan Vergi Oranı
2009/14592	03.02.2009	%15	%15
2003/6577	30.12.2003	%18	%12
2001/2847	17.08.2001	%16	%6
2000/1713	20.12.2000	%16	%16
99/13646	30.11.1999	%15	%15
99/13230	25.08.1999	%13	%13
96/8955	29.12.1996	%12	%12
93/5148	31.12.1993	%5	%5

## IV. BÖLÜM

### FİŞHER ETKİSİNİN TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN SINANMASINDA YAPISAL KIRILMANIN DİKKATE ALINMASI DURUMU

1990' dan günümüze kadar dünyada ve ülkemizde gerek yaşanan krizler, gerek politika değişiklikleri gibi bir çok şok nedeniyle veri setinde kırılma-kırılmalar gözlenmektedir. Özellikle 2001 yılından sonra Merkez bankasının uyguladığı politika değişikliği ve enflasyon hedeflemesine gidilmesi gibi durumların Fisher etkisinin incelemesinde beklenen enflasyonun katsayısında değişiklik yaratıp yaratmadığını görmek politika önermeleri açısından önemlidir.

Çalışmanın bu bölümünde uygulamamızda kullanılan bir önceki bölümde yer alan ekonometrik yöntemlere ek olarak kırılma durumunu inceleyen ekonometrik yöntemlere yer verilmektedir.

#### IV.1 Ekonometrik Yöntem

1990'dan günümüze kadar dünyada ve ülkemizde gerek yaşanan krizler, gerek politika değişiklikleri gibi şoklar nedeniyle yapısal kırılmalar gözlenmektedir. Bir önceki bölümde serilerin durağanlığının belirlenmesi için kullanılan *ADF*, *KPSS* gibi geleneksel birim kök testlerine ek olarak serilerde yapısal kırılma olması durumuna karşı bu bölümde birim kökün varlığının sınımasında kırılmayı dikkate alan birim kök sınıması yapılacaktır.

Serilerimizin yapısına bakıldığında incelenen dönem için kırılma-kırılmalar dikkat çekicidir. Bu nedenle kırılma öncesi ve sonrası durumların değerlendirilebilmesi açısından Gregory-Hansen (1996a, b) eşbütünleşme testine yer verilmektedir.

### IV.1.1 Birim Kök Sınaması

Bu kısımda, bir önceki bölümde kullanılan *ADF*, *KPSS* gibi geleneksel birim kök testlerine ilave olarak, serilerin durağanlığının belirlenmesi için yapısal kırılma olması durumuna karşı birim kökün varlığının sınamasında *Z-A* testlerine yer verilmektedir.

#### IV.1.1.1 Zivot-Andrews (Z-A) Birim Kök Sınaması

Perron(1989) sürecine dayanan *Z-A* testinde yapısal kırılma durumunda durağanlık sınanmaktadır. *ADF* test stratejisine dayalı Perron (1989) testinde boş hipotez birim kök vardır savına dayanırken, alternatif hipotezde ise  $T_B$  gibi bir zamanda trend fonksiyonunda dışsal bir değişiklikle deterministik trend varlığında durağan olduğu varsayımına dayanmaktadır ( $1 < T_B < T$ ).

Zivot ve Andrews (1992) çalışmalarında boş hipotezi yapısal kırılma olmadan birim kök vardır şeklindedir ve Perron'un regresyonda kullandığı kukla değişkenlere dikkat çekmektedirler. *Z-A* testinin Perron testiyle arasındaki fark yapısal kırılmanın içsel olarak belirlenmesidir. *Z-A* testinde alternatif hipotezde  $T_B$  gibi bilinmeyen bir zamanda trendde meydana gelen bir kırılma ile trend durağandır şeklinde tanımlanmıştır.  $DU(\lambda)$ ,  $DT^*(\lambda)$  kukla değişkenler olmak üzere, ilk kukla değişken serinin seviyesindeki değişimi gösterirken ikinci kukla değişken trend fonksiyonunun eğimindeki değişimi göstermektedir.  $DU(\lambda)$ ,  $DT^*(\lambda)$  kukla değişkenleri aşağıdaki gibi tanımlanmışlardır:

$$DT^*_t(\lambda) = \begin{cases} t - TB, & t > TB, \\ 0, & \text{diğer durumlarda,} \end{cases}$$

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > TB, \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Serilerin seviyesinde bir kez değişikliğe izin veren Model A :

$$y_t = \mu^A + \theta^A DU_t + \beta^A t + \alpha^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^A \Delta y_{t-j} + e_t \quad (4.1)$$

Serilerin  $T_B$  gibi bir zamanda trend fonksiyonunun eğiminde bir kez değişikliğe izin veren Model B :

$$y_t = \mu^B + \gamma^B DT_t^*(\lambda) + \beta^B t + \alpha^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^B \Delta y_{t-j} + e_t \quad (4.2)$$

Serilerde hem serinin seviyesinde hem de trendde kırılmayı birlikte içeren Model C :

$$y_t = \mu^C + \theta^C DU_t + \beta^C t + \gamma^C DT_t^* + \alpha^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^C \Delta y_{t-j} + e_t \quad (4.3)$$

Model C hem serinin seviyesinde değişikliğe hem de trend fonksiyonunun eğiminde kırılmaya izin verdiği için diğer modeller arasında öncelikli olarak kullanılmaktadır. Sen (2003), Model C' nin diğer modellere göre daha tercih edilebilir bir model olduğunu ileri sürmüştür.

#### IV.1.2 Eşbütünleşme Testi

Bu kısımda serilerin bütünleşme dereceleri belirlendikten sonra seriler arasındaki uzun dönem ilişkisiyi incelemede kırılma öncesi ve sonrası durumların değerlendirilebilmesi açısından Gregory-Hansen (1996a, b) (*G-H*) eşbütünleşme testi uygulanmıştır.

##### IV.1.2.1 Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi:

Gregory-Hansen (1996a,b) tarafından geliştirilen *G-H* eşbütünleşme testinin geleneksel eşbütünleşme testlerinden farkı uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında olası bir yapısal kırılmaya izin vermesidir. *G-H* testinde boş hipotez uzun dönemli ilişki yoktur şeklinde ifade edilmektedir. Boş hipotezin aksine alternatif hipotez ise olası yapısal kırılmanın varlığında uzun dönemli ilişki vardır şeklinde kurulmaktadır. Yapısal kırılmalar farklı formlarda olabilmektedir. Bu nedenle Gregory ve Hansen (1996a,b) tarafından geliştirilen farklı yapısal kırılma durumlarının incelendiği dört farklı model üzerinde durulacaktır. Bu modellerden ilki düzeyde kırılmayı, ikincisi trend olması durumunda

düzeyde kırılmayı, üçüncü model rejim değişikliği olması durumunu ve son modelde ise hem rejim değişikliği hem de trendde kırılma olması durumunu incelemektedir.

G-H eşbütünleşme testinde yapısal kırılma zamanı ise içsel olarak belirlenmektedir. Yapısal kırılmaların modele dahil edilmesinde aşağıdaki şekilde tanımlanan kukla değişkenler kullanılmaktadır.

$$\theta_{t\tau} = \begin{cases} 0, & \text{eger } t \leq [n\tau], \\ 1, & \text{eger } t > [n\tau], \end{cases}$$

Burada  $n$  gözlem sayısı olmak üzere,  $\tau \in (0,1)$  olup  $(n\tau)$  kırılmanın gerçekleştiği zamanı göstermektedir.

Kırılma zamanının belirlenirken örneklemin başından ve sonundan belirli bir yüzde (örneğin %15) atılmaktadır. Geriye kalan her bir gözlemin olası kırılma noktası olmasına izin verilerek En Küçük Kareler yöntemiyle tahmin edilen kalıntılardan  $\tau \in T$  değerleriyle karşılaştırıldığında *ADF* ve Phillips (1987)  $Z_t$  ve  $Z_a$  istatistikleri hesaplanarak bu istatistiklerin en küçük değeri aldığı gözlem kırılma noktası olarak belirlenir (Gregory-Hansen,1996, s. 104-106). *G-H* eşbütünleşme testinde *ADF* ve *Phillips* testleri aşağıdaki gibidir:

$$Z^*_{\alpha} = \min_{\tau \in T} Z_{\alpha}(\tau) \quad (4.4)$$

$$Z^*_{t} = \min_{\tau \in T} Z_t(\tau) \quad (4.5)$$

$$ADF^* = \min_{\tau \in T} ADF(\tau) \quad (4.6)$$

Hesaplanan test istatistik değerlerinin, Gregory – Hansen tarafından geliştirilen kritik değerlerden küçük olması boş hipotezin reddedilerek, alternatif hipotezin kabul edilmesi anlamına gelecektir. Bu durumda yapısal kırılma altında eşbütünleşme

ilişkisinin olduğu savı kabul edilmiş olacaktır. Aksi durumda değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı sonucuna varılmış olacaktır.

*Model 1* : Gregory and Hansen 1996(a) çalışmalarında Model 1 olarak Engle-Granger (1987)' in kullandığı standart eşbütünleşme modelini kullanmışlardır. Modeldeki hata teriminin durağanlığına dayanan Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testi yapısal değişiklikleri modelde barındırmamaktadır. Ancak Gregory and Hansen 1996(a), yapısal kırılmanın varlığında standart eşbütünleşme testlerinin değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında yetersiz kalacağını belirtmişlerdir. Bu nedenle bu çalışmada Model 1 tahmin edilmemiştir.

$$y_{1t} = \mu_1 + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t=1, \dots, n. \quad (4.7)$$

*Model 2* (C): Düzeyde kırılma modeli eşbütünleşme ilişkilerinin belirlenmesinde sabit terimde bir kırılmaya izin vermektedir.

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t=1, \dots, n. \quad (4.8)$$

Burada  $\mu_1$  kırılmadan öncesindeki sabit terimin katsayısını,  $\mu_2$  kırılmanın sabit terimde yarattığı değişimi gösterilmektedir. Bunların dışında  $\alpha^T$  ise bağımsız değişkenlerin katsayılarını ifade etmektedir.

*Model 3* (C/T): Trendli düzeyde kırılma modelinde trendin varlığında eşbütünleşme ilişkilerinin belirlenmesinde sabit terimde bir kırılmaya izin vermektedir.

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t=1, \dots, n \quad (4.9)$$

*Model 4* (C/S): Rejim değişikliği modelinde trend terimi olmaksızın eşbütünleşme ilişkilerinin belirlenmesinde düzeyde ve eğimde kırılmaya izin verilmektedir.

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \phi_{t\tau} + e_t, \quad t=1, \dots, n \quad (4.10)$$



Burada Model 2' de olduğu gibi  $\mu_1$  kırılmadan öncesindeki sabit terimin katsayısını,  $\mu_2$  ise kırılmanın sabit terimde yarattığı değişimi gösterilmektedir. Ayrıca  $\alpha_1^T$  rejim değişikliğinden önceki eğim katsayısındaki,  $\alpha_2^T$  ise kırılma döneminden sonraki eğimdeki göstermektedir.

Model 5 (C/T/S): Bu model hem düzeyde, hem trendde, hem de eğimde kırılmaya izin veren en geniş modeldir.

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \beta_1 t + \beta_2 \varphi_{1t} t + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T \varphi_{1t} y_{2t} + e_t, \quad t=1, \dots, n \quad (4.11)$$

Gregory ve Hansen (1996b) çalışmalarında  $\mu_1, \beta_1, \alpha_1^T$  kırılma öncesi sabit terim, trend katsayısı ve eğim katsayıları olarak tanımlanmaktadır.  $\mu_2, \beta_2, \alpha_2^T$  ise sırasıyla kırılmanın sabit terimde, trend katsayısında ve eğim katsayılarında yarattığı değişikliklerdir.

## IV.2 Ekonometrik Bulgular:

Bu kısımda serilerin durağanlıkları Z-A birim kök yöntemiyle test edilmiştir. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında Gregory-Hansen (1996a,b) eşbütünleşme testlerinden yararlanılmıştır.

### IV.2.1 Birim Kök Test Sonuçları

Z-A testinde boş hipotez seride yapısal kırılma olmadan birim kök vardır şeklinde kurulmuştur. Alternatif hipotez ise seri yapısal kırılmayla birlikte trend durağandır şeklindedir. Model A serilerin seviyesinde bir kez değişikliğe, Model B serilerin  $T_B$  gibi bir zamanda trend fonksiyonunun eğiminde bir kez değişikliğe, Model C hem serinin seviyesinde değişikliğe hem de trend fonksiyonunun eğiminde kırılmaya izin veren

modellerdir.  $DU(\lambda)$ ,  $DT^*(\lambda)$  sırasıyla serinin seviyesindeki ve trenddeki değişimi gösteren kukla değişkenlerdir.

Z-A birim kök sonuçları *Tablo IV.1*'de yer almaktadır. Model A' da 2001:10 kırılma dönemi inf3 serisi için % 1 ve % 5 kritik değerlerde, Model B ve Model C için ise tüm kritik değerlerde yapısal kırılma olmadan birim kök vardır şeklindeki boş hipotez reddedilememiştir. Seri yalnızca % 10 kritik değer için Model A' da yapısal kırılmayla birlikte trend durağandır.

Model A' da 1993:12 dönemi int3 serisi % 5 kritik değer için, Model B' de 1994:04 dönemi ve Model C' de 1994:01 dönemi için % 1 kritik değer için yapısal kırılma olmadan birim kök vardır şeklindeki boş hipotez reddedilmiştir. Üç model içinde yalnızca Model A' da % 1 kritik değeri için boş hipotez reddedilememektedir. Diğer modellerde seri yapısal kırılmayla birlikte trend durağandır şeklindeki alternatif hipotez kabul edilmiştir. Her üç modelde de int3 serisinin seviyesindeki ve trenddeki değişim zamanını gösteren kırılmalar % 5' de anlamlıdır.

Nominal faiz oranına vergi uyarlaması yapıldığında Model A yapısal kırılma olmadan birim kök vardır şeklindeki boş hipotez reddedilememiştir. Model B'de 1994:04 dönemi % 1 kritik değeri için yapısal kırılmayla birlikte trend durağandır şeklindeki alternatif hipotez kabul edilmiştir. Model C'de 1994:01 dönemi için serisinin seviyesindeki kırılma zamanı % 5' de anlamsızdır.

Model A ve Model B' de inf 12 serisi için yapısal kırılma olmadan birim kök vardır şeklindeki boş hipotez reddedilememiştir. Model C için % 5 kritik değerinde 2001:02 dönemindeki kırılma için yapısal kırılmayla birlikte trend durağandır şeklindeki alternatif hipotez kabul edilmiştir.

Model A, Model B ve Model C için int12 ve tint12 serilerinde yapısal kırılma olmadan birim kök vardır şeklindeki boş hipotez reddedilmiştir.

%1 kritik değere göre aynı anda tüm modellerde boş hipotezin reddedildiği seri yoktur. %5'e göre bakıldığında int3 dışında tüm serilerde boş hipotezin reddedilemediği en az bir model bulunmaktadır. Kullandığımız değişkenlerdeki kırılma yıllarına bakıldığında, Türkiye'ye ilişkin ekonomik göstergelerle ve kriz yıllarıyla uyumludur. ADF, KPSS ve Z-A birim kök testlerine bütün olarak bakıldığında, çalışmada kullanılan serilerin birinci düzeyden entegre, I(1), olmadıkları kesin bir şekilde reddedilememiştir. Sonuç olarak, yapılan testler ışığında bütün seriler birinci düzeyden entegre olduğunda karar verilmiştir.

**Tablo IV.1:Zivot- Andrews Birim Kök Testi**

Seriler	Model A				Model B				Model C				
	k	Test İstat.	T <sub>B</sub>	DU Olas.	k	Test İstat.	T <sub>B</sub>	DT Olas.	k	Test İstat.	T <sub>B</sub>	DU Olas.	DT Olas.
Inf3	10	<b>-4.60**</b>	142 2001:10	0.00	10	-3.66	49 1994:01	0.023	10	-4.35	142 2001:10	0.000	0.827
int3	3	<b>-5.25**</b>	48 1993:12	0.000	3	<b>-5.25***</b>	52 1994:04	0.000	3	<b>-5.57***</b>	49 1994:01	0.045	0.046
tint3	5	-4.52	136 2001:04	0.001	3	<b>-5.36***</b>	52 1994:04	0.000	3	<b>-5.55*</b>	49 1994:01	0.110	0.041
Inf12	12	-3.09	133 2001:02	0.007	12	-4.03	40 1993:04	0.014	9	<b>-5.10**</b>	133 2001:02	0.000	0.937
int12	12	-3.09	133 2001:02	0.007	12	-2.87	40 1993:04	0.025	12	-3.04	37 1993:01	0.196	0.473
tint12	1	-4.15	116 1999:08	0.002	1	-3.78	50 1994:02	0.014	1	-4.58	116 1999:08	0.000	0.023
Critical values		(5.34)				(4.93)				(5.57)			
%1		(4.8)				(4.42)				(5.08)			
%5		<b>(4.58)</b>				<b>(4.11)</b>				<b>(4.82)</b>			
%10													

(\*,\*\*,\*\*\*), sırasıyla %10, %5 ve %1 kritik değerlere göre reddedilen test istatistikleridir. k gecikme sayısı olup t testine göre 12' den azaltılarak ilk anlamlı gecikmeye göre belirlenmiştir.

## IV.2.2 Eşbütünleşme Sonuçları:

Bu kısımda uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmada kullanılan *G-H* eşbütünleşme test sonuçları yer almaktadır. Uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında yapısal kırılma zamanı içsel olarak belirlenmekte olan *G-H* eşbütünleşme testinde, boş hipotez

uzun dönemli ilişki yoktur şeklinde kurulmuştur. Alternatif hipotez ise olası yapısal kırılmanın varlığında uzun dönemli ilişki vardır şeklinde kurulmaktadır. Bu testte dört ayrı veri setiyle çalışılacaktır. Bir önceki bölümde bahsedildiği gibi Model 1 (int3,inf3) değişkenlerini içeren modeldir. Nominal faizlere vergi uyarlaması yapılmış olan Model 2, (tint3,inf3) değişkenlerini içermektedir. Model 3 (int12,inf12) değişkenlerini içeren model olup nominal faizlere vergi uyarlaması yapıldığında (tint12,inf12) değişkenlerini içeren Model 4 elde edilmiştir. Gregory-Hansen tarafından oluşturulan düzeyde kırılma, trendli düzeyde kırılma, rejim değişikliği ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma modelleri sırasıyla Model 1, Model 2, Model 3 ve Model 4 için tahmin edilmiştir.

Uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmada kullanılan Gregory-Hansen eşbütünleşme modellerinde yapısal kırılmanın varlığında eşbütünleşmenin olup olmadığının araştırıldığı sonuçlar *Tablo IV.2'* de yer almaktadır. *Tablo IV.2'* de hesaplanan test istatistik değerlerinin, Gregory – Hansen tarafından geliştirilen kritik değerlerden küçük olması durumunda boş hipotez reddedilmektedir. Böyle bir durumda yapısal kırılmayla eşbütünleşmenin varlığından söz edilirken alternatif hipotez kabul edilmiş olur. Aksi durumda ise eşbütünleşmenin bulunmadığı sonucuna varılmaktadır.

Model 1 ve Model 2 için yapılan düzeyde kırılma, trendli düzeyde kırılma, rejim değişikliği ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma modellerinde,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistikleri Gregory – Hansen tarafından geliştirilen kritik değerlerden küçük olup yapısal kırılmayla uzun dönemli ilişki yoktur boş hipotezi reddedilmektedir. Model 3 ve Model 4 için yapılan düzeyde kırılma, trendli düzeyde kırılma, rejim değişikliği ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma model analizlerinde, Gregory – Hansen tarafından geliştirilen %10 kritik değerleri bütün  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerinden küçük olup uzun dönemli ilişki yoktur yönündeki boş hipotez reddedilememektedir Ancak, Model 3

için düzeyde kırılma ve Model 4 için rejim değişikliği ve trendde kırılma dışında hesaplanan bütün *ADF* test istatistikleri Gregory-Hansen tarafından geliştirilen %10 kritik değerlerinden daha küçük olup uzun dönemli ilişki yoktur şeklindeki boş hipotez reddedilmekte ve yapısal kırılma ile eşbütünleşme vardır alternatif hipotezi kabul edilmektedir.

*ADF*,  $Z_t$  ve  $Z_a$  testlerine göre Model 1’de düzeyde kırılma modeli için 2004:05 ve 2004:01, trendli düzeyde kırılma modeli için 1994:06, rejim değişikliği modeli için 2004:06 ve 1994:02, rejim değişikliği ve trendde kırılma modeli için 1999:04 dönemlerinde kırılma bulunmaktadır.

Model 2’de düzeyde kırılma modeli için 2003:12, 2004:06, 2003:06, trendli düzeyde kırılma modeli için 1994:06, 1994:04, 2003:12, rejim değişikliği modeli için 1995:12 ve 1994:02, rejim değişikliği ve trendde kırılma modeli için 2004:05, 1994:02 ve 1999:04 dönemlerinde kırılma bulunmaktadır.

Model 3’de düzeyde kırılma modeli için hesaplanan test istatistik değeri  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerinden küçük olup boş hipotez reddedilememektedir. Bu durumda yapısal kırılma ile eşbütünleşme ilişkisinin varlığından söz edilememektedir. Düzeyde kırılma modeli için *ADF*,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistik değerler hesaplanan test istatistik değerlerinden büyük olduğu için elde edilen kırılma dönemlerinde boş hipotez reddedilemediğinden kırılmayla birlikte eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilememektedir. *ADF* testine göre; trendli düzeyde kırılma modeli için 1994:11, rejim değişikliği modeli için 1993:02, rejim değişikliği ve trendde kırılma modeli için 2000:05 dönemlerinde kırılmayla birlikte eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmektedir.

Model 4’de düzeyde kırılma modeli için hesaplanan test istatistik değerleri Model 3’ de olduğu gibi  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerinden küçük olup boş hipotez

reddedilemediğinden buradaki kırılmalar için anlamlı bir eşbütünlüşme ilişkisinin varlığından söz edilememektedir. *ADF* testine göre ise, düzeyde kırılma modeli için 2004:11, trendli düzeyde kırılma modeli için 1995:04, rejim değişikliği modeli için 2005:02 dönemlerinde kırılmayla birlikte eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı kabul edilmektedir. Rejim değişikliği ve trendde kırılma modeli için *ADF*,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistik değerleri hesaplanan test istatistik değerlerinden büyük olup elde edilen kırılma dönemlerinde boş hipotez reddedilemediğinden kırılmayla birlikte eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı kabul edilmemektedir.

**Tablo IV.2 :Gregor- Hansen Eşbütünlüşme Testi**

Model	k	ADF	Kırılma Noktası	$Z_t$	Kırılma Noktası	$Z_a$	Kırılma Noktası
C (int3,inf3)	1	<b>-7.44***</b>	0.6653 (173) 2004:05	<b>-6.60***</b>	-6.6005 (169) 2004:01	<b>-76.42***</b>	-6.6005 (169) 2004:01
C/T (int3,inf3)	1	<b>-7.51***</b>	0.2076(54) 1994:06	<b>-6.58***</b>	0.2076 (54) 1994:06	<b>-74.93***</b>	0.2076 (54) 1994:06
C/S (int3,inf3)	1	<b>-7.57***</b>	0.6692 (174) 2004:06	<b>-8.13***</b>	0.1923 (50) 1994:02	<b>-110.59***</b>	0.1923 (50) 1994:02
C/T/S (int3,inf3)	1	<b>-7.39***</b>	0.4307 (112) 1999:04	<b>-7.13***</b>	0.4307 (112) 1999:04	<b>-87.32***</b>	0.4307 (112) 1999:04
C (tint3,inf3)	1	<b>--7.59***</b>	0.6461 (168) 2003:12	<b>-6.61***</b>	-6.6123 (172) 2004:06	<b>-76.99***</b>	0.6230 (162) 2003:06
C/T (tint3,inf3)	1	<b>-7.55***</b>	0.2076 (54) 1994:06	<b>-6.55***</b>	0.2000 (52) 1994:04	<b>-74.25***</b>	0.6461 (168) 2003:12
C/S (tint3,inf3)	1	<b>-7.73***</b>	0.2769 (72) 1995:12	<b>-8.09***</b>	0.1923 (50) 1994:02	<b>-110.18***</b>	0.1923 (50) 1994:02
C/T/S (tint3,inf3)	1	<b>-7.40***</b>	0.6653 (173) 2004:05	<b>-6.90***</b>	0.1923 (50) 1994:02	<b>-82.45***</b>	0.4307 (112) 1999:04
C (int12,inf12)	9	-4.21	0.5936 (149) 2002:05	-4.02	0.2191 (55) 1994:07	-32.08	0.2191 (55) 1994:07
C/T (int12, inf12)	9	<b>-5.13**</b>	0.2350 (59) 1994:11	-4.21	0.2191 (55) 1994:07	-34.09	0.2191 (55) 1994:07
C/S (int12, inf12)	9	<b>-5.07**</b>	0.1513 (38) 1993:02	-4.20	0.1832 (46) 1993:10	-34.70	0.1832 (46) 1993:10

**Tablo IV.2' nin Devamı**

C/T/S (int12, inf12)	9	<b>-5.27**</b>	0.4980 (125)	-4.63	0.4581 (115)	-41.51	0.4581 (115)
			2000:05		1999:07		1999:07
C (tint12, inf12)	9	<b>-4.85**</b>	0.7131 (179)	-3.86	0.2191 (55)	-29.75	0.2191 (55)
			2004:11		1994:07		1994:07
C/T (tint12, inf12)	9	<b>-5.09**</b>	0.25498 (64)	-4.05	0.2191 (55)	-31.52	0.2191 (55)
			1995:04		1994:07		1994:07
C/S (tint12, inf12)	9	<b>-4.89**</b>	0.72509 (182)	-4.04	0.1832 (46)	-32.17	0.1832 (46)
			2005:02		1993:10		1993:10
C/T/S (tint12, inf12)	9	-5.04	0.49800 (125)	-4.45	0.4541 (115)	-38.46	0.4541 (115)
			2000:05		1999:07		1999:0407
C	% 1/5/10	-5.13/-4.61/-4.34		-5.13/-4.61/-4.34		-50.07/-40.48/-36.19	
C/T	% 1/5/10	-5.45/-4.99/-4.72		-5.45/-4.99/-4.72		-57.28/-47.96/-43.22	
C/S	% 1/5/10	-5.47/-4.95/-4.68		-5.47/-4.95/-4.68		-57.17/-47.04/-41.85	
C/T/S	% 1/5/10	-6.02/-5.50/-5.24		-6.02/-5.50/-5.24		-69.37/-58.58/-53.31	

(\* , \*\* , \*\*\*) sırasıyla %10, %5 ve %1 kritik değerlere göre reddedilen test istatistikleridir. k gecikme sayısı olup t testine göre 12'

den azaltılarak ilk anlamlı gecikmeye göre belirlenmiştir.

#### IV.2.2.1 Gregory- Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları:

*G-H* eşbütünleşme testinde kullanılan düzeyde kırılma C, trendli düzeyde kırılma C/T, rejim değişikliği C/S, rejim değişikliği ve trendde kırılma C/T/S modellerinde, olası yapısal kırılmanın varlığında uzun dönemli ilişkinin varlığı, *ADF*,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerine göre belirlenmektedir. Uzun dönemli ilişkinin varlığının reddedilemediği modeller için kırılma dönemleri göz önüne alınarak, modeller Sıradan En Küçük Kareler (*EKK*) yöntemi ile tahmin edilmiştir.

##### IV.2.2.1.1 Gregory- Hansen Eşbütünleşme Model 1 Tahmin Sonuçları:

Model 1 için kullanılan düzeyde kırılma C, trendli düzeyde kırılma C/T, rejim değişikliği C/S ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma C/T/S modelleri aşağıdaki gibidir:

Düzeyde Kırılma:

$$C : int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 inf \mathcal{Z}_{t+1} + e_t$$

(4.12)

Trendli Modelde Düzeyde Kırılma:

$$C/T : int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 dummy + \beta_3 inf \mathcal{Z}_{t+1} + e_t \quad (4.13)$$

Rejim Değişikliği:

$$C/S : int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 inf \mathcal{Z}_{t+1} + \beta_3 dummy inf \mathcal{Z}_{t+1} + e_t \quad (4.14)$$

Rejim Değişikliği ve Trendde Kırılma:

$$\begin{aligned} C/T/S : int \mathcal{Z}_t = & \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 trend_t + \\ & \beta_3 dummy trend_t + \beta_4 inf \mathcal{Z}_{t+3} + \\ & \beta_5 dummy inf \mathcal{Z}_{t+3} + e_t \end{aligned} \quad (4.15)$$

Model 1'in düzeyde kırılma, trendli düzeyde kırılma, rejim değişikliği ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma modelleri için *EKK* tahmin sonuçları *Tablo IV.3*'da yer almaktadır.

Gregory-Hansen tarafından oluşturulan düzeyde kırılma C modelinde *ADF* test istatistiğinden elde edilen 2004:05 döneminde gerçekleşen kırılma için model tahmin edildiğinde kırılma istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Beklenen enflasyon oranındaki bir artış nominal faiz oranını 0.41 arttırmaktadır.  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerine bakıldığında düzeyde kırılma modelinde kırılma dönemi 2004:01 olarak elde edilmiştir. Bu modelde beklenen enflasyon oranındaki bir artış nominal faiz oranını 0.35 arttırmaktadır. Düzeyde kırılma modeli için *EKK* sonuçları incelenirken beklenen enflasyonun katsayısı için Fisher etkisinde iddia edildiği gibi birebir ilişki bulunamamıştır.

Trendli düzeyde kırılmanın incelendiği C/T modelinde 1994:06 dönemi için kırılma anlamlı bulunmaktadır. Ancak beklenen enflasyon için elde edilen katsayı düzeyde kırılma modelinde olduğu gibi Fisher etkisinde iddia edildiği gibi birebir ilişkiyi yansıtmamaktadır.



2004:06 dönemi kırılma için rejim değişikliği C/S modeli tahmin sonuçlarında rejimde kırılmayı temsil eden *dummyinf3* teriminin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Beklenen enflasyonun katsayısı kırılma öncesi 0.42 olup Model 1 için incelenen düzeyde kırılma modelinde ve trendde kırılma modelinde olduğu rejim değişikliği modeli için de 2004:06 dönemi kırılma için birebir ilişkinin varlığı doğrulanmamaktadır.  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerinden elde edilen 1994:02 dönemi kırılmayı içeren rejimde kırılma modeli tahmin sonuçlarında rejimde kırılmayı temsil eden *dummyinf3* teriminin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur Bu modelde de beklenen enflasyonun katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Ancak 1994:02 sonrası beklenen enflasyondaki bir artış nominal faizleri yaklaşık 0.10 standart hatayla 0.80 arttırmaktadır. Bu durumda 1994 yılında ülkenin yaşadığı kriz ve 5 Nisan kararları çerçevesinde yaşanan politika değişiklikleri nedeniyle ilgili dönem için kırılma Türkiye için anlamlıdır. Kırılma sonrasında beklenen enflasyonun katsayısının bire oldukça yakın bulunmasından dolayı Fisher etkisinin varlığını destekler yönünde bulgular edildiği söylenebilir.

Rejim değişikliği ve trendde kırılmanın incelendiği C/T/S modelinde kırılma dönemi *ADF*,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerine göre 1999:04 olarak belirlenmektedir. Bu modelde düzeyde kırılmayı ifade eden kukla değişkeninin ve beklenen enflasyonun katsayısının istatistiksel olarak anlamlı çıkmadığı görülmektedir. Trend teriminin katsayısı 0.28 bulunmuşken, *dummytrend* teriminin katsayısı -0.48 olarak bulunmaktadır. Bu durumda kırılmadan sonra trend teriminin katsayısı -0.20 civarındadır. Grafik incelendiğinde 1990'lı yıllardaki serilerin ortalamasıyla kırılmadan sonraki serilerin ortalaması karşılaştırıldığında ve eğilimin tersine döndüğü düşünüldüğünde katsayının işaret değiştirmesi şaşırtıcı değildir. Kırılmadan sonra beklenen enflasyonun katsayısı 0.08 standart hatayla 0.68

olarak bulunmuştur. Beklenen enflasyon oranı ve nominal faizler arasındaki ilişki kabul edilmekte ancak bu modelde görülen ilişki için güçlü Fisher etkisinden söz edilememektedir.

Model 1 için veri setinin grafiği incelendiğinde nominal faiz oranında ve enflasyon serisinde kırılma görülmekte ve merkez bankasının kısa dönemli faizler aracılığıyla enflasyon hedeflemesine gitmesi sonucunda özellikle 2001- 2004 yılları arasında serinin seviyesinde ciddi bir azalma meydana gelmektedir. Bu durum seride trend etkisi yaratsa da serinin grafiği incelendiğinde serilerin geneline bakıldığında ortak bir trend eğilimi görülmemektedir. Ancak bu durum tahmin edilen modellerde trend katsayısının anlamlı çıkmasının nedeni olarak düşünülebilir. Trend teriminin modellerde anlamsız çıkmamasına rağmen serilerin grafiği incelendiğinde Gregory-Hansen modellerinden en uygun modelin rejim değişikliği C/S modelinin olduğu ve en iyi sonucun bu modelden elde edildiği görülmektedir.

**Tablo IV.3: Gregory-Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları**

Model	Katsayılar	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
<b>(2004:05)</b>	45.62006	2.340281	19.493412	1.42E-52
$C : int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	-29.4	2.511548	-11.705911	1.19E-25
$\beta_2 inf_{t+3} + e$	0.411297	0.043447	9.4667292	1.95E-18
<b>(2004:01)</b>	49.16716	2.420815	20.310166	2.33E-55
$C : int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	-32.132	2.525638	-12.722328	4.38E-29
$\beta_2 inf_{t+3} + e$	0.35346	0.044292	7.980206	4.86E-14
<b>(1994:06)</b>	54.33079	3.832349	14.17689	4.58E-34
$C/T : int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	24.7313	3.159921	7.826558	1.32E-13
$\beta_2 trend + \beta_3 inf_{t+3} + e$	-0.27198	0.023793	-11.4312	1.01E-24
	0.338874	0.050662	6.688864	1.41E-10

Tablo IV.3' ün Devamı

<b>(2004:06)</b>	45.0729	2.365518	1.91E+01	5.31E-51
$C / S : int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	-25.8671	3.494228	-7.40E+00	1.92E-12
$\beta_2 inf_{t+3} + \beta_3 dummy inf_{t+3} + e$	0.422676	0.044057	9.59E+00	8.08E-19
	-0.35911	0.247502	-1.45E+00	1.48E-01
<b>(1994:02)</b>	54.81033	5.436312	10.082264	2.39E-20
$C / S : int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	-35.1979	5.674367	-6.2029617	2.21E-09
$\beta_2 inf_{t+3} + \beta_3 dummy inf_{t+3} + e$	0.121076	0.090352	1.34E+00	0.181419
	<b>0.806431</b>	0.099225	8.13E+00	1.88E-14
<b>(1999:04)</b>	57.04462	3.323063	1.72E+01	2.25E-44
$C / T / S : int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	2.779605	7.123	3.90E-01	6.97E-01
$\beta_2 trend_t + \beta_3 dummy trend_t +$	0.283408	0.030992	9.14E+00	1.99E-17
$\beta_4 inf_{t+3} + \beta_5 dummy inf_{t+3} + e_t$	-0.48858	0.042092	-1.16E+01	2.85E-25
	-0.013	0.049035	-2.65E-01	0.791190
	<b>0.681082</b>	0.084065	8.1018098	2.28E-14

#### IV.2.2.1.2 Gregory- Hansen Eşbütünleşme Model 2 Tahmin Sonuçları

Model 2 için kullanılan düzeyde kırılma C, trendli düzeyde kırılma C/T, rejim değişikliği C/S ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma C/T/S modelleri sırasıyla aşağıdaki gibidir:

Düzeyde Kırılma:

$$C : t int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 inf \mathcal{Z}_{t+1} + e_t \quad (4.16)$$

Trendli Modelde Düzeyde Kırılma:

$$C / T : t int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 dummy + \beta_3 inf \mathcal{Z}_{t+1} + e_t \quad (4.17)$$

Rejim Değişikliği:

$$C / S : t int \mathcal{Z}_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 inf \mathcal{Z}_{t+1} + \beta_3 dummy inf \mathcal{Z}_{t+1} + e_t \quad (4.18)$$

Rejim Değişikliği ve Trendde Kırılma:

$$\begin{aligned}
 C/T/S : t \text{ int } \mathcal{Z}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{dummy} + \beta_2 \text{trend}_t + \\
 & \beta_3 \text{dummytrend}_t + \beta_4 \text{inf } \mathcal{Z}_{t+3} + \\
 & \beta_5 \text{dummyinf } \mathcal{Z}_{t+3} + e_t
 \end{aligned} \tag{4.19}$$

Model 2'in düzeyde kırılma C, trendli düzeyde kırılma C/T, rejim değişikliği C/S ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma C/T/S modelleri için *EKK* tahmin sonuçları *Tablo IV.4'*de sunulmaktadır.

Gregory-Hansen tarafından oluşturulan düzeyde kırılma C modelinde *ADF*,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerine göre sırasıyla 2003:12 dönemi, 2004:06 dönemi ve 2003:06 dönemi kırılma dönemleri olarak belirlenmektedir. Kırılmanın 2003:12 döneminde gerçekleştiği model için tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Beklenen enflasyon oranındaki bir artış vergi uyarlamalı nominal faiz oranını 0.04 standart hatayla 0.30 arttırmaktadır. Kırılmanın 2004:06 döneminde gerçekleştiği düzeyde kırılma modelinde tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bu modelde beklenen enflasyon oranındaki bir artış vergi uyarlaması yapılmış nominal faizleri 0.04 standart hatayla 0.40 oranında arttırmaktadır. 2003:06 dönemindeki kırılma için *EKK* ile tahmin edilen düzeyde kırılma modelinde yine tüm katsayılar anlamlı bulunmaktadır. Bu modelde beklenen enflasyon oranındaki bir artış vergi uyarlamalı nominal faiz oranını 0.04 standart hatayla 0.36 arttırmaktadır. Her üç kırılma dönemi için tahmin edilen düzeyde kırılma modelinde *EKK* sonuçları incelendiğinde beklenen enflasyonun katsayısı ile vergi uyarlamalı nominal faizler arasındaki ilişki Fisher etkisinde iddia edildiği gibi bulunmamakta, ilişkinin Fisher hipotezince öngörülenden oldukça düşük çıktığı görülmektedir.

Trendli düzeyde kırılmanın incelendiği C/T modelinde  $ADF$ ,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerine göre sırasıyla 1994:06 dönemi, 1994:04 dönemi ve 2003:12 dönemi kırılma dönemleri olarak belirlenmektedir. 1994:06, 1994:04, 2003:12 kırılma dönemleri için tahmin edilen düzeyde kırılma modellerinde tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ancak beklenen enflasyon oranı için elde edilen katsayı Fisher etkisinde iddia edildiği gibi birebir bir ilişkiyi yansıtmamaktadır.

Rejim değişikliği C/S modelinde  $ADF$  test istatistiğinden 1995:12,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerinden 1994:02 kırılma dönemleri olarak belirlenmiştir.  $ADF$ ,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerinden elde edilen kırılma dönemleri için tahmin edilen rejim değişikliği modelinde beklenen enflasyonun katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamaktadır. Ancak kırılma sonrası beklenen enflasyonun katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. 1994:02 kırılma dönemi için rejim değişikliğinden sonra beklenen enflasyondaki bir artış vergi uyarlamalı nominal faiz oranlarını 0.09 standart hatayla 0.77 arttırmaktadır. 1995:12 kırılma dönemi için rejim değişikliğinden sonra beklenen enflasyon oranındaki bir artış vergi uyarlaması yapılmış nominal faiz oranını 0.07 standart hatayla 0.90 arttırmaktadır. Rejim değişikliği modeli için vergi uyarlamalı nominal faiz oranlarını ve beklenen enflasyon oranları arasında birebir bir ilişkinin olduğu ikinci rejim için reddedilememektedir. Bu durum vergileri içermeyen Model 1 ile uyumludur. Fisher etkisinin varlığı güçlü şekilde desteklenmektedir..

Rejim değişikliği ve trendde kırılmanın incelendiği C/T/S modelinde kırılma dönemi  $ADF$ ,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerine göre sırasıyla 2004:05, 1994:02, 1999:04 olarak bulunmaktadır. Bu modellerde beklendiği gibi birçok katsayı anlamsız çıkmaktadır. Model 1' de olduğu gibi Model 2' de de veri setinin grafiğinde vergi uyarlamalı nominal faiz oranında ve enflasyon serisinde, enflasyon hedeflemesine gidilmesi sonucunda 2001- 2004

yılları arasında serinin seviyesinde azalma görülmektedir. Ancak serilerin grafiğine bakıldığında, ortak bir trend eğilimi görülmemektedir. Nitekim, rejim değişikliği ve trendde kırılma modellerinde trend terimlerinin çoğu anlamsız çıkmaktadır.

**Tablo IV.4: Gregory-Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları**

Model	Katsayılar	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
<b>(2003:11)</b>	47.6707	2.310448	20.63265	1.89E-56
$C : t \int 3_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 inf_{t+3} + e$	-33.0485	2.325056	-14.214074	3.17E-34
	0.29805	0.041428	7.19E+00	6.91E-12
<b>(2004:06)</b>	41.0596	2.200377	1.87E+01	1.04E-49
$C : t \int 3_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 inf_{t+3} + e$	-28.028	2.334458	-1.20E+01	1.17E-26
	0.401964	0.040615	9.90E+00	8.94E-20
<b>(2003:06)</b>	4.39E+01	2.254088	1.95E+01	1.75E-52
$C : t \int 3_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 inf_{t+3} + e$	-30.252856	2.339027	-1.29E+01	8.28E-30
	0.35618808	0.041122	8.6617383	5.25E-16
<b>(1994:02)</b>	55.91298	5.040719	1.11E+01	1.32E-23
$C/T : t \int 3_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 trend + \beta_3 inf_{t+3} + e$	-40.2335	5.261451	-7.6468372	4.16E-13
	0.098335	0.083777	1.173765	2.42E-01
	<b>0.770034</b>	0.092005	8.3694883	3.80E-15
<b>(1994:04)</b>	55.521171	3.420812	1.62E+01	3.24E-41
$C/T : t \int 3_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 trend + \beta_3 inf_{t+3} + e$	17.184364	2.820593	6.09E+00	4.06E-09
	-0.26089306	0.0212381	-1.23E+01	1.41E-27
	0.30154531	0.045222	6.67E+00	1.59E-10
<b>(1994:06)</b>	54.27611	3.20401	1.69E+01	1.09E-43
$C/T : t \int 3_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 trend + \beta_3 inf_{t+3} + e$	23.08249	2.614855	8.8274447	1.72E-16
	-0.28472	0.019337	-14.723722	5.78E-36
	0.287363	0.041893	6.8594035	5.17E-11

Tablo IV.4' ün Devamı

(2003:12)	53.97308	3.2869	1.64E+01	7.04E-42
$C/T : t \text{ int } 3_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ dummy} +$	-22.7916	2.905522	-7.84E+00	1.18E-13
$\beta_2 \text{ trend} + \beta_3 \text{ inf}_{t+3} + e$	-0.07916	0.019245	-4.1134346	5.26E-05
	0.287616	0.043247	6.6506061	1.76E-10
(1994:02)	59.51824	3.067391	1.94E+01	4.61E-52
$C/T/S : t \text{ int } 3_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ dummy} +$	-9.62174	6.574966	-1.46E+00	1.45E-01
$\beta_2 \text{ trend}_t + \beta_3 \text{ dummytrend}_t +$	0.17479	0.028607	6.11E+00	3.72E-09
$\beta_4 \text{ inf}_{t+3} + \beta_5 \text{ dummyinf}_{t+3} + e_t$	-0.3473	0.038854	-8.94E+00	8.31E-17
	-0.01386	0.045263	-3.06E-01	7.60E-01
	0.597856	0.077598	7.70E+00	2.95E-13
(1999:04)	49.06854	3.964615	1.24E+01	7.58E-28
$C/T/S : t \text{ int } 3_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ dummy} +$	32.87777	6.114834	5.38E+00	1.72E-07
$\beta_2 \text{ trend}_t + \beta_3 \text{ dummytrend}_t +$	0.471033	0.106382	4.43E+00	1.42E-05
$\beta_4 \text{ inf}_{t+3} + \beta_5 \text{ dummyinf}_{t+3} + e_t$	-0.77945	0.108447	-7.19E+00	7.35E-12
	0.004766	0.064252	7.42E-02	9.41E-01
	0.257591	0.081239	3.17E+00	1.71E-03
(2004:05)	52.06395	3.566677	1.46E+01	1.86E-35
$C/T/S : t \text{ int } 3_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ dummy} + \beta_2 \text{ trend}_t$	-17.93	12.76549	-1.40E+00	1.61E-01
$+ \beta_3 \text{ dummytrend}_t + \beta_4 \text{ inf}_{t+3}$	-0.09089	0.021272	-4.27E+00	2.73E-05
$+ \beta_5 \text{ dummyinf}_{t+3} + e_t$	0.010035	0.057832	1.74E-01	8.62E-01
	0.335215	0.044729	7.49E+00	1.11E-12
	-0.35625	0.225388	-1.58E+00	0.1152112

#### IV.2.2.1.3 Gregory- Hansen Eşbütünleşme Model 3 Tahmin Sonuçları

Model 3 için kullanılan düzeyde kırılma C, trendli düzeyde kırılma C/T, rejim değişikliği C/S ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma C/T/S modelleri sırasıyla aşağıdaki gibidir:

Düzeyde Kırılma:

$$C : int 12_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 inf 12_{t+1} + e_t \quad (4.20)$$

Trendli Modelde Düzeyde Kırılma:

$$C/T : int 12_t = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 dummy + \beta_3 inf 12_{t+1} + e_t \quad (4.21)$$

Rejim Değişikliği:

$$C/S : int 12_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 inf 12_{t+1} + \beta_3 dummy inf 12_{t+1} + e_t \quad (4.22)$$

Rejim Değişikliği ve Trendde Kırılma:

$$C/T/S : int 12_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 trend_t + \beta_3 dummy trend + \beta_4 inf_{t+12} + \beta_5 dummy inf_{t+12} + e_t \quad (4.23)$$

Model 3'ün düzeyde kırılma C, trendli düzeyde kırılma C/T, rejim değişikliği C/S ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma C/T/S modelleri için *EKK* tahmin sonuçları *Tablo IV.5'* de sunulmaktadır. Model 3'de Gregory-Hansen tarafından oluşturulan  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerinden elde edilen kırılmalara göre olası kırılmayla birlikte eşbütünleşme ilişkisi yoktur boş hipotezi reddedilememektedir. Ayrıca düzeyde kırılma C modelinde *ADF* test istatistiğine göre de boş hipotez reddedilemediğinden tahmin edilen kırılma dönemlerinde bu model için uzun dönemli ilişkinin varlığından söz edilememektedir.

Trendli düzeyde kırılmanın incelendiği C/T modelinde *ADF* test istatistiğine göre 1994:11 olarak belirlenen kırılma döneminde tahmin edilen modelde tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Ayrıca beklenen enflasyon oranındaki bir artış, nominal faiz oranlarını 0.08 standart hatayla 0.88 oranında arttırmakta ve Fisher hipotezi reddedilememektedir. Rejim değişikliği C/S modelinde *ADF* test istatistiğinden 1993:02, kırılma dönemi olarak belirlenmiştir. *EKK* ile tahmin edilen rejim değişikliği modelinde



tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Ancak rejim değişikliğinden önce beklenen enflasyonun katsayısı negatif bulunmaktadır. Rejim değişikliğinden sonra katsayı pozitif dönsede Fisher etkisinin öngördüğünden çok düşüktür.

Rejim değişikliği ve trendde kırılmanın incelendiği C/T/S modelinde ADF test istatistiklerine göre kırılma dönemi 2000:05 olarak bulunmaktadır. Bu modellerde beklendiği gibi kırılma sonrası trend negatif eğilimlidir. Rejim değişikliğinden önce beklenen enflasyon oranında gerçekleşen bir artış, nominal faiz oranlarını 0.10 standart hatayla 0.83 arttırmaktadır. Rejim değişikliğinden sonra nominal faiz oranları ve beklenen enflasyon arasındaki ilişkinin bozulduğu, enflasyondaki bir puan artışın nominal faizleri 0.3'ten daha az arttırdığı görülmektedir.

**Tablo IV.5: Gregory-Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları**

Model	Katsayılar	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
<b>(1994:11)</b>	28.72996	5.750068	4.996456	1.11E-06
$C/T : int I2_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	23.85144	3.078034	7.74892	2.40E-13
$\beta_2 trend + \beta_3 inf_{t+12} + e$	-0.17684	0.032274	-5.47935	1.05E-07
	<b>0.880572</b>	0.08004	11.00169	3.58E-23
<b>(1993:02)</b>	43.90485	6.429235	6.828938	6.60E-11
$C/S : int I2_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	32.14544	4.063556	7.910668	8.58E-14
$\beta_2 inf_{t+12} + \beta_3 dummy inf_{t+12} + e$	-0.27204	0.040792	-6.66894	1.68E-10
	0.534311	0.103177	5.178612	4.64E-07
<b>(2000:05)</b>	20.33818	6.645581	3.060406	0.002456
$C/T/S : int I2_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	58.48628	11.95197	4.893443	1.80E-06
$\beta_2 trend_t + \beta_3 dummy trend_t +$	0.227903	0.029973	7.603667	6.13E-13
$\beta_4 inf_{t+12} + \beta_5 dummy inf_{t+12} + e_t$	-0.50574	0.053558	-9.44287	2.99E-18
	<b>0.834225</b>	0.1052	7.929883	7.78E-14
	-0.56428	0.164487	-3.43056	0.000707

#### IV.2.2.3.4 Gregory- Hansen Eşbütünleşme Model 4 Tahmin Sonuçları

Model 4' ün tahmin edilmesinde kullanılan düzeyde kırılma C, trendli düzeyde kırılma C/T, rejim değişikliği C/S ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma C/T/S modelleri sırasıyla aşağıdaki gibidir:

Düzeyde Kırılma:

$$C : t \int I2_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 \inf I2_{t+1} + e_t \quad (4.24)$$

Trendli Modelde Düzeyde Kırılma:

$$C/T : t \int I2_t = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 dummy + \beta_3 \inf I2_{t+1} + e_t \quad (4.25)$$

Rejim Değişikliği:

$$C/S : t \int I2_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 \inf I2_{t+1} + \beta_3 dummy \inf I2_{t+1} + e_t \quad (4.26)$$

Rejim Değişikliği ve Trendde Kırılma:

$$C/T/S : t \int I2_t = \beta_0 + \beta_1 dummy + \beta_2 trend_t + \beta_3 dummy trend_t + \beta_4 \inf_{t+12} + \beta_5 dummy \inf_{t+12} + e_t \quad (4.27)$$

Düzeyde kırılma C, trendli düzeyde kırılma C/T, rejim değişikliği C/S ve son olarak rejim değişikliği ve trendde kırılma C/T/S modelleri için *EKK* tahmin sonuçları *Tablo IV.6'* da sunulmaktadır. Gregory-Hansen tarafından oluşturulan tüm modellerde  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerine göre elde edilen olası kırılmalar için eşbütünleşme ilişkisi yoktur olan boş hipotez reddedilememektedir. Ayrıca rejim değişikliği ve trendde kırılma C/T/S modelinde *ADF*,  $Z_t$  ve  $Z_a$  test istatistiklerine göre boş hipotez reddedilemediğinden tahmin edilen olası kırılma dönemleri için uzun dönemli ilişkinin varlığından söz edilememektedir. *ADF* test istatistiğinde göre düzeyde kırılma modeli C için 1995:04 kırılma döneminde uzun dönemli ilişkinin varlığı kabul edilmektedir. *Tablo 4.6'* da ilgili

kırılma dönemi için tahmin edilen modelin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bu modelde beklenen enflasyondaki bir artış nominal faiz oranlarını 0.05 standart hatayla 0.89 arttırmaktadır. Bir başka deyişle, %1 anlamlılık düzeyinde Fisher etkisi reddedilememektedir. Bu durumda sonucun Fisher hipotezi ile tutarlı olduğu söylenebilir..

*ADF* test istatistiğine göre trendli düzeyde kırılmanın incelendiği C/T modelinde 1995:04 kırılma döneminde tahmin edilen modelde tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bu modelde beklenen enflasyon oranındaki bir artış nominal faiz oranlarını 0.07 standart hatayla 0.80 oranında arttırmaktadır. Model için Fisher etkisinin varlığı %1 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir.

Rejim değişikliği C/S modelinde *ADF* test istatistiğinden 2005:02, kırılma dönemi olarak belirlenmiştir. *EKK* ile tahmin edilen rejim değişikliği modelinde *dummyinf*<sub>t+12</sub> hariç tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Rejim değişikliğinden önce beklenen enflasyonun katsayısı 0.91 olarak bulunmakta negatif bulunmakta, rejim değişikliğinden sonra ise Fisher hipotezi desteklenmemektedir.

**Tablo IV.6: Gregory-Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları**

Model	Katsayılar	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
<b>(2004:11)</b>	24.38205	2.443596	9.977937	6.25E-20
$C : t \text{ int } 12_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ dummy} +$	-14.2655	2.542056	-5.61181	5.34E-08
$\beta_2 \text{ inf}_{t+12} + e$	<b>0.891125</b>	0.048956	18.20273	1.36E-47
<b>(1995:04)</b>	33.29126	5.476005	6.079479	4.55E-09
$C/T : t \text{ int } 12_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ dummy} +$	12.72898	2.923747	4.353652	1.96E-05
$\beta_2 \text{ trend} + \beta_3 \text{ inf}_{t+12} + e$	-0.15449	0.030786	-5.0182	9.98E-07
	<b>0.805539</b>	0.075516	10.6671	4.26E-22

Tablo IV.6' nin Devamı

(2005:02)	22.94279	2.376743	9.653039	6.51E-19
$C/S : t \text{ int } 12_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ dummy} +$	-6.96744	6.72416	-1.03618	0.301131
$\beta_2 \text{ inf}_{t+12} + \beta_3 \text{ dummy inf}_{t+12} + e$	<b>0.917369</b>	0.048013	19.10667	1.40E-50
	-0.74958	0.758202	-0.98862	0.323815

## V. BÖLÜM

### AMPİRİK BULGULAR

Bu çalışmada Fisher etkisi ve vergi uyarlamalı Fisher etkisinin varlığı Türkiye ekonomisi için sınanmıştır. Çalışmada, üç aylık ve yıllık mevduat faiz oranları ve tüketici fiyat endeksine dayalı enflasyon oranları kullanılmıştır.

#### V.1 Değerlendirme:

*ARDL* Sınır testi sonuçlarına göre hem üç aylık hem de yıllık mevduat faiz oranlarında geleneksel Fisher etkisinin varlığı reddedilememektedir. Burada dikkat çeken vergi uyarlaması yapıldıktan sonraki sonuçlardır. *Tablo V.1'* de Model 1, Model 2, Model 3, Model 4 için III. Bölüm'de elde edilen uzun dönem katsayı değerleri özet olarak yer almaktadır. Tabloya bakıldığında vergi uygulaması yapıldıktan sonrada güçlü Fisher etkisinin varlığını sürdürdüğü ancak katsayıda az da olsa bir düşüş yaşandığı görülmektedir.

**Tablo V.1: ARDL Sınır Testi Özeti**

Bağımlı Değişken	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği [Olaslık]
inf3	<b>1.0721</b>	.061856	17.3316[.000]
C	12.7477	2.6236	4.8588[.000]
tin3	<b>1.0374</b>	.050008	20.7457[.000]
C	9.1005	2.1213	4.2901[.000]
inf12	<b>0.93664</b>	0.071472	13.1050[.000]
C	10.7852	4.1144	2.6213[.009]
tin12	<b>0.86864</b>	0.066707	13.0217[.000]
C	9.8691	3.8497	2.5636[.011]

*Tablo V.2*, Model 1, Model 2, Model 3 ve Model 4 için IV. Bölümde elde edilen Gregory-Hansen eşbütünleşme tahmin sonuçlarından katsayısı 0.60'ın üzerinde olan modeller yer almaktadır. Tabloya bakıldığında vergi uygulaması yapıldıktan sonra güçlü Fisher etkisinin varlığını sürdürdüğü görülmektedir. Gregory-Hansen modellerinden elde edilen katsayılar kırılma dönemlerini de dikkate almakta olup genel olarak *ARDL* Sınır testi uzun dönem tahmin sonuçlarıyla örtüşmemektedir. Bulunan sonuçlar incelendiğinde vergi uyarlamalı Fisher etkisinin ve geleneksel Fisher etkisinin Türkiye için geçerli olduğu görülmektedir. Kırılma dönemlerine bakıldığında 1994, 1995, 1999, 2000, 2004 ve 2005 yıllarındaki kırılmalar dikkat çekicidir. Kırılmaların çoğunun beklendiği gibi 1994-2001 krizleri civarında gerçekleştiği görülmektedir. 2004 civarındaki kırılmalar ise 2002-2004 GEGP çerçevesinde değerlendirilecek olursa enflasyonda hızlı bir düşüşün yaşanmasının ardından faizlerin ve beklenen enflasyonun varyansının veri setinde en az olduğu döneme denk gelmektedir.

**Tablo V.2: Gregory- Hansen Eşbütünleşme Tahmin Sonuçları Özeti**

Model	Katsayı	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
(1994:02)	54.81033	5.436312	10.082264	2.39E-20
$C / S : int 3_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	-35.1979	5.674367	-6.2029617	2.21E-09
$\beta_2 inf_{t+3} + \beta_3 dummy inf_{t+3} + e$	0.121076	0.090352	1.34E+00	0.18141948
	<b>0.806431</b>	0.099225	8.13E+00	1.88E-14
(1999:04)	57.04462	3.323063	1.72E+01	2.25E-44
$C / T / S : int 3_t = \beta_0 + \beta_1 dummy +$	2.779605	7.123	3.90E-01	6.97E-01
$\beta_2 trend_t + \beta_3 dummy trend_t +$	0.283408	0.030992	9.14E+00	1.99E-17
$\beta_4 inf_{t+3} + \beta_5 dummy inf_{t+3} + e_t$	-0.48858	0.042092	-1.16E+01	2.85E-25
	-0.013	0.049035	-2.65E-01	0.79119024
	<b>0.681082</b>	0.084065	8.1018098	2.28E-14
(1994:02)	55.91298	5.040719	1.11E+01	1.32E-23
	-40.2335	5.261451	-7.6468372	4.16E-13

Tablo V.2' nin Devami

$C/T : t \text{ int } 3_t = \beta_0 + \beta_1 \text{dummy} +$	0.098335	0.083777	1.173765	2.42E-01
$\beta_2 \text{trend} + \beta_3 \text{inf}_{t+3} + e$	<b>0.770034</b>	0.092005	8.3694883	3.80E-15
(1995:12)	65.28365	3.84254	1.70E+01	7.34E-44
$C/S : t \text{ int } 3_t = \beta_0 + \beta_1 \text{dummy} +$	-52.2623	4.078341	-1.28E+01	2.24E-29
$\beta_2 \text{inf}_{t+3} + \beta_3 \text{dummyinf}_{t+3} + e$	0.02472	0.061735	4.00E-01	0.68917735
	<b>0.907378</b>	0.073078	1.24E+01	5.04E-28
(1994:11)	28.72996	5.750068	4.996456	1.11E-06
$C/T : \text{int } 12_t = \beta_0 + \beta_1 \text{dummy} +$	23.85144	3.078034	7.74892	2.40E-13
$\beta_2 \text{trend} + \beta_3 \text{inf}_{t+12} + e$	-0.17684	0.032274	-5.47935	1.05E-07
	<b>0.880572</b>	0.08004	11.00169	3.58E-23
(2000:05)	20.33818	6.645581	3.060406	0.002456
$C/T/S : \text{int } 12_t = \beta_0 + \beta_1 \text{dummy} +$	58.48628	11.95197	4.893443	1.80E-06
$\beta_2 \text{trend}_t + \beta_3 \text{dummytrend}_t +$	0.227903	0.029973	7.603667	6.13E-13
$\beta_4 \text{inf}_{t+12} + \beta_5 \text{dummyinf}_{t+12} + e_t$	-0.50574	0.053558	-9.44287	2.99E-18
	<b>0.834225</b>	0.1052	7.929883	7.78E-14
	-0.56428	0.164487	-3.43056	0.000707
(2004:11)	24.38205	2.443596	9.977937	6.25E-20
$C : t \text{ int } 12_t = \beta_0 + \beta_1 \text{dummy} +$	-14.2655	2.542056	-5.61181	5.34E-08
$\beta_2 \text{inf}_{t+12} + e$	<b>0.891125</b>	0.048956	18.20273	1.36E-47
(1995:04)	33.29126	5.476005	6.079479	4.55E-09
$C/T : t \text{ int } 12_t = \beta_0 + \beta_1 \text{dummy} +$	12.72898	2.923747	4.353652	1.96E-05
$\beta_2 \text{trend} + \beta_3 \text{inf}_{t+12} + e$	-0.15449	0.030786	-5.0182	9.98E-07
	<b>0.805539</b>	0.075516	10.6671	4.26E-22
(2005:02)	22.94279	2.376743	9.653039	6.51E-19
$C/S : t \text{ int } 12_t = \beta_0 + \beta_1 \text{dummy} +$	-6.96744	6.72416	-1.03618	0.301131
$\beta_2 \text{inf}_{t+12} + \beta_3 \text{dummyinf}_{t+12} + e$	<b>0.917369</b>	0.048013	19.10667	1.40E-50
	-0.74958	0.758202	-0.98862	0.323815

## SONUÇ

Klasik teoriye göre nominal deęişkenlerin reel deęişkenler üzerinde hiçbir etkisi olmamaktadır. Örneęin, paranın yansızlığında, parasal büyüklüklerdeki hareketlenmelerin reel gelir üzerinde hiçbir etkisi yoktur. Bir başka örnek olarak süper yansızlık alınır, doğru bir şekilde tahmin edilmiş olan beklenen enflasyon reel faiz oranını etkilemeyecektir. Ancak birçok çalışmada servet/reel balans etkisinin olması durumunda reel faizlerin etkileneceğini, paranın süper yansız olma özelliğinin ortadan kalkacağı iddia edilmektedir. Bunlardan Darby-Feldstein etkisinde enflasyondaki bir birimlik artışın nominal faiz oranlarında  $1/(1-\tau)$  kadar artışa neden olması gerektiği iddia edilmektedir. Darby-Feldstein aslında beklenen enflasyonun bir birim artması durumunda enflasyonun yaşattığı kayıp nedeniyle nominal faizlerin artacağını, bu artışa ek olarak getirideki vergi kadar daha da artacağını iddia etmektedir. Ancak borç alanlar bu durumun reel oranda ödedikleri miktar olduğunu ve vergi tasarrufları ile anaparanın düşük reel değerinin tamamen nominal faiz oranlarındaki artışla dengelendiğini bildikleri kabul edilmektedir. Bu durumda vergi uyarlamalı Fisher etkisinin varlığı için bulunması gereken katsayı 1990'dan bu yana vergilerin ağırlıklı ortalaması göz önüne alındığında yaklaşık 1.13 civarında olması gerekmektedir. Ancak, Nielson (1981) vergi durumunu da göz önüne alarak yaptığı çalışmasında nominal faiz oranlarındaki artışın Fisher etkisindeki gibi bire-bir bir ilişkiden daha fazla olması gerektiğini ancak vergi sonrası reel faiz oranındaki düşüş nedeniyle Darby-Feldstein analizlerindeki kadar küçük bir katsayı bulunması gerektiği sonucuna ulaşmıştır. Katsayıların nokta tahminlerine bakıldığında Nielson (1981)'i destekler yönde bulgular elde edildiği söylenebilir.

Türkiye'nin gelişmekte olan bir ülke olduğu, enflasyon hedeflemesi yaptığı, risk priminin yüksek olduğu, faiz oranlarının dünya faiz oranlarından daha yüksek



seyrettiği ve reel getirinin daha yüksek olduğu gibi nedenler göz önünde alındığında vergi uyarlaması yapıldıktan sonra katsayılar beklenen önemli farklılıklar görülmemektedir. Bu durum, Türkiye’de gelir vergisine tabi olan kısa dönemli nominal faiz oranlarının enflasyon hedeflemesinde temel araç olarak kullanılmasının yanı sıra, devletin bu kanal vasıtasıyla bütçeye kaynak sağlaması açısından da önemli olduğunu göstermektedir. Böylece, enflasyon hedeflemesi yapan hükümet, dolaylı vergiler yerine doğrudan vergilerden gelirlerini elde etme yoluna gittiğinde enflasyona neden olmadan gelirlerini arttırabilecektir.

Enflasyon hedeflemesinin güvenilirlik sorunu birçok çalışmada Fisher etkisinde birebir ilişkiden düşük bir ilişkinin bulunmasının sebebi olarak gösterilse de Türkiye’de GEGP çerçevesinde enflasyon hedeflemesinin güvenilirlik sorununun ortadan kalktığı düşünülebilir. Nitekim, bu durum yüksek enflasyonlu ülkelerde görülen Peso sorununun da varlığını destekler bir bulguya rastlanmamasının sebebi olarak gösterilebilir. Ayrıca, Türkiye için G-H tahmin sonuçlarında kırılmadan sonra güçlü Fisher etkisinin görülmesi, Söderlind (2001)’in aktif para politikasının ve enflasyon hedeflemesinin nominal faizlerle beklenen enflasyon arasındaki ilişkiyi güçlendirdiği yönündeki iddiası ile uyumludur.

Burada göz ardı edilmemesi gereken önemli unsurlardan biri de veri setidir. Bu çalışmada nominal faiz oranı göstergesi olarak mevduat faiz oranı kullanılmaktadır. Ayrıca marjinal vergi oranı olarak mevduat faizlerine uygulanan gelir vergisi oranları alınmaktadır. Bu durumda çifte vergilendirme, vergi muafiyetleri gibi istisnai durumlar göz ardı edilmektedir. Mevduat faizlerine yatırım yapmayı tercih edenlerin profesyonel yatırımcılardan ziyade küçük yatırımcılar olduğu varsayılırsa, genel ekonomik durumların yorumlanmasında sıkıntı olduğu göz önünde bulundurulmalıdır. Bu nedenlerle mevduat

faizleri yerine hazine senetleri ya da devlet iç borçlanma senetleri oranlarıyla çalışılarak bulunan sonuçların karşılaştırılması daha sağlıklı politika önerilerinde bulunulabilmesi için gereklidir.

## KAYNAKÇA

- Atkins, F. & Coe, P.J. (2002). An ARDL bounds test of the long-run Fisher effect in the United States and Canada. *Journal of Macroeconomics*, 24(2), 255-266.
- Berument, H., Ceylan, N. B., & Olgun, H. (2007). Inflation uncertainty and interest rates: is the Fisher relation universal?. *Applied Economics*, 39, 53-68
- Bajo-Rubio, O., Diaz-Roldan, C. & Estend, V. (2005). Is the Fisher effect non-linear? some evidence for Spain, 1963–2002. *Applied Financial Economics*, 15(12), 849-854.
- Beyer, A, Haug A.A. & Dewald W.G. (2009). Structural Breaks, Cointegration and the Fisher Effect. *European Central Bank Working Paper Series*, 1013
- Carmichael, J. & Stebbing, P.W. (1983). Fisher's paradox and the theory of interest. *American Economic Review*, 73, 619-630.
- Carneiro, F.G., Divino, J.A. & Rocha, C.H. (2002). Revisiting the Fisher hypothesis for the cases Argentina, Brazil and Mexico. *Applied Economics Letters*, 9, 95-98.
- Carr, J., Pesado, J.E. & Smith, L.B. (1976). Tax effects, price expectations and the nominal rate of interest. *Economic Inquiry*, 14, 259- 269.
- Choudhry, A. (1997). Cointegration analysis of the inverted Fisher effect: Evidence from Belgium, France and Germany. *Applied Economics Letters*, 4, 257-260.
- Cooray, A. (2002). Testing the Fisher effect for Sri Lanka with a forecast rate of inflation as proxy for inflationary expectations. *The Indian Economic Journal*, 50(1), 26-37.

- Cooray, A. (2003). The Fisher effect. A survey. *The Singapore Economic Review*. 48(2), 135-150.
- Crowder, W.J. (1997). The long-run Fisher relation in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 30(4), 1124-1142.
- Crowder, W.J. & Hoffman, D.L. (1996). The Long-run relationship between nominal interest rates and inflation: The Fisher equation revisited. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28(1), 102-118.
- Crowder, W.J. and Wohar, M.E. (1999). Are tax effects important in the longrun Fisher relationship? Evidence from the municipal bond market. *Journal of Finance*, 54(1), 307-317.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressi& Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Darby, M.R. (1975). The financial and tax effects of monetary policy on interest rates. *Economic Inquiry*, 13(2), 266-276.
- Engsted, T. (1996). Non-stationarity and tax effects in the long-term Fisher Hypothesis. *Applied Economics*, 28(7), 883-887.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.

- Engle, R. F. & Yoo B.S. (1991) Cointegrated economic time series: An overview with new results; in Robert F. Engle and Clive W. J. Granger, eds.: *Long-Run Economic Relationships* (Oxford University Press, Oxford)
- Evans, M. (1998). Real rates, expected inflation, and inflation risk premia, *Journal of Finance*, 53(1), 187-218.
- Evans, M. & Lewis, K. (1995). Do expected shifts in inflation affect estimates of the long run Fisher relation, *Journal of Finance*, 50(1), 225-253.
- Fama E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual Meeting of the American Finance association New York, 25(2), 383-417.
- Fama, E.F. (1975). Short-term Interest rates as predictors of inflation, *American Economic Review*, 65(3), 269-82.
- Fahmy, Y.A.F. & Kandil, M. (2003). The Fisher effect: New evidence and implications, *International Review of Economics & Finance*, 12(4), 451-465.
- Feldstein, M. (1976). Inflation, income tax and the rate of interest: A theoretical analysis, *American Economic Review*, 66, 809-820.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.
- Lee, K. F. (2009). An empirical study of the Fisher effect and the dynamic relation between nominal interest rate and inflation in Singapore. *The Singapore Economic Review*, 54(1), 75-88.

- Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996b). Tests for the Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3), 555-560.
- Garcia, M. G. P. (1993). The Fisher Effect in a Signal Extraction Framework: The Recent Brazilian Experience, *Journal of Development Economics*, 41, 71-93
- Gül E. & Ekici A. (2006) The Causal Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: The Case of Turkey. *Scientific Journal of Administrative Development*, 4, 54-69
- Ghazali, N.A. & Ramlee, S. (2003). A long memory test of the long-run Fisher effect in the G7 countries. *Applied Financial Economics*, 13(10), 763-769.
- Hansen, B. E. & Seo, B. (2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. *Journal of Econometrics*, 110(2), 293-318.
- Harris, D. & Inder, B. (1994). A Test of the Null Hypothesis of Cointegration in Non-stationary Time Series Analysis and Cointegration. *Oxford: Oxford University Press*, 133-152.
- Harrison, M. (2010). Valuing the Future: the social discount rate in cost-benefit analysis, *Australian Government Productivity Commission*.
- Hawtrey, K. M. (1997). The Fisher effect and Australian interest rates. *Applied Financial Economics*, 7(4), 337-346.

- Hsing, Y. (1997). The Fisher hypothesis revisited: New evidence. *Applied Economics*, 29(8), 1055-1059
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Kasman, S., Kasman, A. & Turgutlu, E. (2006). Fisher Hypothesis Revisited: A Fractional Cointegration Analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 42(6), 59-76.
- Kirchgassner, G. ,Wolters, J. (2007). Introduction to Modern Time Series Analysis, *Springer*.
- Kiran, B. (2011). A fractional cointegration analysis of Fisher hypothesis: evidence from Turkey. *Quality & Quantity*. 1-8.
- King, R. G. & Watson, M. W. (1997). Testing long-run neutrality. *Economic Quarterly-Federal Reserve Bank of Richmond*, 83, 69-95.
- Köse N. Emirmahmutoglu F. & Aksoy S. (2012). The interest rate- inflation relationship under an inflation targeting regime: The case of Turkey. *Journal of Asian Economics*, 23(4), 476-485.

- Kutan, A. M. & Aksoy, T. (2002). Public Information Arrival and the Fisher Effect in Emerging Markets: Evidence from Stock and Bond Markets in Turkey. *Journal of Financial Research*, 23(3), 225-239
- Miyagawa, S. & Morita, Y. (2003). The Fisher effect and the long- run Phillips cur& - in the case of Japan, Sweden and Italy. *Working Paper in Economics No. 77*, Göteborg: Department of Economics, Göteborg Uni&rsity.
- Mishkin, F. S. & Simon, J. (1995). An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia. *Economic Record*, 71(3), 217-229.
- Mundell, R. (1963). Inflation and real interest. *The Journal of Political Economy*, 280-283.
- Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 315-335
- Mahdi, S. & Masood, S. (2011), The long run relationship between interest rates and inflation in Iran: Revisiting Fisher's hypothesis. *Journal of Economics and International Finance*, 3(14), 705-712, 22
- Nielsen, N. C. (1981). Inflation and Taxation, *Journal of Monetary Economics*, 261-70.
- Innes M.H. (2006),The Relationship between Interest Rates and Inflation in South Africa: Revisiting Fisher's Hypothesis, *A thesis submitted in partial fulfillment of requirements of the degree of Masters of Commerce in Financial Markets of Rhodes Uni&rsity.*
- Inoue, A. (1999). Testsofcointegratingrankwithatrend-break. *Journal of Econometrics*, 90, 215-237.



- Panopoulou, E. (2005). A resolution of the Fisher effect puzzle: A comparison of estimators. *NUIM Department of Economics*.
- Payne, J. E. & Ewing, B. T. (1997). Evidence from lesser developed countries on the Fisher hypothesis: A cointegration analysis. *Applied Economics Letters*, 4(11), 683-687.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Peek, J. (1982). Interest rates, income taxes, and anticipated inflation. *The American Economic Review*, 980-991.
- Phillips, P. C. & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Sahu, A. P., Jha, R. & Meyer, L. H. (1990). The Fisher equation controversy: a reconciliation of contradictory results. *Southern Economic Journal*, 106-113.
- Sen, A. (2003). On unit root tests when the alternative is a trend break stationary process. *Journal of Business & Economic Statistics*, 21(1), 174-184.
- Shome, D.K., Smith, S.D. & Pinkerton, J.M., (1988). The purchasing power of money and nominal interest rates: A re-examination. *Journal of Finance*, 43(5), 1113-25.
- Söderlind, P. (2001). Monetary policy and the Fisher effect, *Journal of Policy Modeling*, 23(5), 491-495.

- St-Amant, P. (1996). Decomposing US nominal interest rates into expected inflation and ex-ante real interest rates using structural VAR methodology. *Bank of Canada Working Paper*.
- Şimşek, M. & Kadılar, C. (2006). , Fisher Etkisinin Türkiye verileri ile Testi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), 99-111.
- Tanzi, V. (1980). Inflationary expectations, economic activity, taxes and interest rates. *American Economic Review*, 70(1), 12-21.
- T.C.M.B. (2006). Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Bilançosu Açıklamalar Rasyolar ve Para Politikası Yansımaları. *T.C.M.B.*
- T.C.M.B. (2010). Enflasyon Raporu I. *T.C.M.B.*
- Tobin, J. (1965). Money and Economic growth. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 671-684.
- Tobin, J. (1949). Taxes, Saving, and Inflation, *The American Economic Review*, 39(6), 1223-1232.
- Turgutlu, E. (2004). Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık & Parçalı Kointegrasyon Analizi. *D.E.İ.İ.B.F Dergisi*, 19(2), 55-74.
- Wallace, M.S. & Warner, J.T. (1993). The Fisher effect and the term structure of interest rates tests of cointegration. *The Review of Economics and Statistics*, 320-324.
- Zivot E. & Andrews D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *The Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.