

**T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSAT TEORİSİ BİLİM DALI**

**ULUSLARARASI REEL FAİZ ORANI SERİSİNDEKİ
KALICILIĞIN YAPISAL KIRILMA DURUMUNDA İNCELENMESİ**

YÜKSEKLİSANS TEZİ

**Hazırlayan
Çağdaş EKİNCİ**

**Tez Danışmanı
Doç. Dr. Zeynel Abidin ÖZDEMİR**

Ankara - 2011

**T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSAT TEORİSİ BİLİM DALI**

**ULUSLARARASI REEL FAİZ ORANI SERİSİNDEKİ
KALICILIĞIN YAPISAL KIRILMA DURUMUNDA İNCELENMESİ**

YÜKSEKLİSANS TEZİ


**Hazırlayan
Çağdaş EKİNCİ**

**Tez Danışmanı
Doç. Dr. Zeynel Abidin ÖZDEMİR**


Ankara - 2011

ONAY

Çağdaş EKİNCİ tarafından hazırlanan "Uluslararası Real Faiz Oranı Serisindeki Kalıcılığın Yapısal Kırılma Durumunda İncelenmesi" başlıklı bu çalışma, 17/06/2011 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda (oybirliği / ~~oyçokluğu~~) ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından İktisat Anabilim İktisat Teorisi Bilim dalında yüksek lisans tezi olarak kabul edilmiştir.



Prof. Dr. M. Erdiñç TELATAR (Başkan)



Prof. Dr. Aziz KONUKMAN



Doç. Dr. Zeynel Abidin ÖZDEMİR

ÖNSÖZ

Çalışmada reel faiz oranlarındaki kalıcılık incelenmiştir. Reel faiz oranları serilerindeki yapısal kırılmalar dikkate alındığında ve analize dahil edildiğinde kalıcılıktaki değişim ölçülmeye çalışılmıştır.

Tez çalışması sürecinde verdiği büyük destek, bana olan inancı ve cesaretlendirici tavsiyeleri için tez danışmanım Doç. Dr. Zeynel Abidin Özdemir'e teşekkür ederim.

Hayata bakışı ve çalışma azmine hayranlık duyduğum, değerli dostum ve kardeşim Korhan Gökmenoğlu'na yazım aşamasındaki katkılarından dolayı teşekkür ederim.

Son olarak da tüm eğitim hayatımda aldığım kararları sorgulamadan destek veren anne ve babama teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ.....	i
İÇİNDEKİLER	ii
KISALTMALAR	iii
TABLOLAR LİSTESİ	iv
GRAFİKLER LİSTESİ	v
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

REEL FAİZ ORANLARININ KALICILIĞI

1.1. LİTERATÜR TARAMASI	5
-------------------------------	---

İKİNCİ BÖLÜM

EKONOMETRİK YÖNTEM

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

AMPİRİK SONUÇLAR

3.1. VERİ.....	33
3.2. AMPİRİK SONUÇLARIN ANLAMİ	34
SONUÇ	45
KAYNAKÇA.....	46
ÖZET.....	56
ABSTRACT.....	57

KISALTMALAR

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Augmented Dickey-Fuller Test (Arttırılmış Dickey-Fuller Testi)
AR	: Autoregressive Model (Oto regresif Model)
ARIMA	: Autoregressive Integrated Moving Average Model (Birleştirilmiş Oto regresif Hareketli Ortalama Modeli)
CCAPM	: Consumption Capital Asset Pricing Model (Tüketim Tabanlı Finansal Varlıkları Değerleme Modeli)
EARR	: Ex Ante Real Interest Rates (Ex Ante Reel Faiz Oranları)
EKK	: En Küçük Kareler Yöntemi
EARR	: Ex Ante Real Interest Rates (Ex Ante Reel Faiz Oranları)
EPRR	: Ex Post Real Interest Rates (Ex Post Reel Faiz Oranları)
GEKK	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi
GSMH	: Gayrisafi Milli Hasıla
GSYH	: Gayrisafi Yurtiçi Hasıla
MAIC	: Modified Akaike Information Criterion (Modife Edilmiş Akaike Bilgi Kriteri)
OECD	: Organisation for Economic Co-operation and Development (İktisadi İşbirliği ve Gelişme Teşkilatı)

TABLULAR LİSTESİ

- Tablo 1:** Reel faiz oranı serisi için yapısal kırılma dönemleri ve bu dönemlere ilişkin kırılma değişkenleri35
- Tablo 2:** α parametresinin EKK tahmini ve bunun için %95 önem seviyesinde geleneksel ve grid özçıkırım güven aralıkları sonuçları41
- Tablo 3:** Reel faiz oranı serisi için bir şokun yarı-ömrü (HLIRF) ve bunun için %5 önem seviyesinde geleneksel ve grid özçıkırım güven aralıkları sonuçları.....43

GRAFİKLER LİSTESİ

- Grafik 1:** Almanya, ABD, Avustralya, Avusturya, Belçika, Danimarka, Fransa ve Güney Afrika'nın reel faiz oranı ve yapısal kırılma dönemleri.37
- Grafik 2:** Hollanda, İngiltere, İrlanda, İsrail, İsviçre, İtalya, Kanada ve Güney Kore'nin reel faiz oranı ve yapısal kırılma dönemleri.38
- Grafik 3:** Norveç, Tayland ve Yeni Zelanda'nın reel faiz oranı ve yapısal kırılma dönemleri.....39

GİRİŞ

Reel faiz oranlarının yapısal özellikleri iktisat yazınında üzerinde yoğun olarak çalışılan konulardan bir tanesi olagelmıştır. Bu ilginin sebebi bir yandan reel faiz oranlarının tasarruf, yatırım gibi temel ekonomik kararlarda belirleyici bir role sahip olması, diğer yandan ise çeşitli ekonomik teorilerin geçerliliğinin reel faiz oranlarının yapısal özelliklerine bağlı olmasıdır. Belirtilen sebeplerle bu çalışmada da reel faiz oranlarının kalıcılığı konusu incelenmektedir.

Çalışmanın ilk bölümünde reel faiz oranının kalıcılığıyla ilgili daha önce yapılan çalışmaların literatür taraması yapılmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde ekonometrik yöntem açıklanmıştır. Yöntem olarak Dickey-Said (1984) tarafından geliştirilen ve daha sonra Rapach-Wohar (2004) tarafından da uygulanan ADF birim kök testi kullanılmıştır. Fakat bu çalışmalar bir adım daha ileri götürülmüş olup en çok üç tane olmak üzere seviye kayması, trende kırılma ve her iki kırılma durumunun birlikte olduğu durum, EKK tahmin edicisi ile tahmin edilmiştir. Yapısal kırılma dönemleri içsel olarak belirlenmiştir. Reel faiz oranlarının kalıcılığının incelenmesi için kullanılan yöntem ise Hansen (1999) tarafından geliştirilen yarı şok ömrüdür.

Çalışmanın üçüncü bölümde de elde edilen ampirik sonuçlar verilmiştir. Kullanılan veri seti Uluslararası Para Fonu'nun Uluslararası Finansal İstatistik Nisan 2011 CD-ROM veri setinden alınmıştır. Çalışmada; Almanya, ABD, Avustralya, Avusturya, Belçika, Danimarka, Güney Afrika, Güney Kore, Hollanda, Fransa, İngiltere, İrlanda, İsrail, İsviçre, İtalya, Kanada, Norveç, Tayland ve Yeni Zelanda'yı kapsayan 19 ülkenin 3 aylık frekansa sahip reel faiz oranlarını içeren oldukça geniş bir veri seti kullanılmıştır.

Çalışma, reel faiz oranı serilerindeki yapısal kırılmaların dikkate alınması durumunda, reel faiz oranlarındaki kalıcılığın oldukça düşük düzeyde olduğunu göstermektedir. İncelenen ülkelerin, Tayland hariç, hepsinde bir şokun reel faiz oranı üzerindeki yarı ömrünün ortalama olarak çeyrek yıl olduğu görülmektedir. Yapısal kırılmaların analize dahil edilmesinin reel faiz oranlarının kalıcılığı konusundaki bulguları değiştirdiği görülmekte olup, bu sonuçların teorik modeller üzerindeki etkilerinin incelenmesi gerekmektedir.

BİRİNCİ BÖLÜM

REEL FAİZ ORANLARININ KALICILIĞI

Reel faiz oranlarının, birim kök, durağanlık ve süreğenlik gibi zaman serisi özellikleri iktisat yazının en dikkat çeken konularındandır. Konu üzerindeki çalışmalar bir yandan hemen her ampirik çalışmada olduğu gibi akademik bir merakın tatmin edilmesi sonucuna yönelmekle birlikte, öte yandan birçok pratik konuya da açıklık getirmesi açısından önemlidir.

Konuya olan bu ilginin sebeplerinden bir tanesi reel faiz oranlarının tüketim ve yatırım ile ilgili temel bazı teorik modellerin merkezinde yer almasıdır. Bunlar arasında, finansal varlıkların değerlemesi, tüketim bazlı varlık fiyatlama modeli, parasal aktarım mekanizmaları ve Neoklasik Büyüme Modeli sayılabilir. Ayrıca tüketim ve yatırım ile ilgili kararlar açısından da reel faiz son derece önemli bir rol oynamaktadır.

Bu çalışmalardan bir bölümü birim kök ve eştümleşme (cointegration) testleri kullanarak şokların reel faiz oranlarını daimi surette etkileyip etkilemediğini araştırmaktadır. Bu durum serinin rassal ilerleme (random walk) şeklinde olması anlamına gelmektedir. Bu tür çalışmalar sıklıkla birim kök bulgusuna ulaşmaktadır. Bu da minimum düzeyde kalıcılık (persistence) göstergesi olmaktadır.

Diğer bazı çalışmalar birim kök ve eştümleşme çalışmalarını genişletmekte ve reel faiz oranlarının kesirli tümleşik (fractionally integrated) olup olmadığı ya da basamaklı gelişim ve doğrusal olmayan eştümleşme gibi anlamlı doğrusal olmayan davranışlar gösterip göstermediğini incelemektedir.

Kesirli tümleştirme (fractional integration) testleri reel faiz oranlarının ortalama değerlerine çok yavaş döndüğünü göstermektedir. Aynı zamanda

alıřmalar faiz oranlarında dođrusal olmayan davranıřların da bulunduđunu gstermektedir.

Bir diđer nemli grup alıřma ise reel faiz oranlarının ortalama deđerlerinde yapısal kırılmalar olduđunu ortaya koymaktadır. Bu tr yapısal kırılmaların gz nnde bulundurulması ortalamadan sapmaların kalıcılıđını azaltır ve lokal kalıcılıđı dřrr. Fakat yapısal kırılmanın kendisi reel faiz oranlarında esaslı (substantial) global kalıcılık yaratır.

Ampirik yazın kalıcılıđın yaygın olduđunu ortaya koymaktadır. Arařtırmacılar kalıcılıđı modellemek iin eřitli yntemler kullansa da bazı yaklařımlar diđerlerinden daha yararlı grnmektedir. Model seim alıřmaları gelecekteki alıřmalar aısından nemli bir alan olacaktır. Bylece reel faiz oranlarındaki kalıcılıđın yapısı tam olarak ortaya ıkarılabilecektir.

Literatrde reel faiz oranlarındaki kalıcılıđın ekonomik sonuları hakkında eřitli alıřmalar mevcut olmakla birlikte bunlar henz yeterli deđildir. Bu sonuları anlamak deđiřik teorik modellerin geerliliđini deđerlendirebilmek iin ok nemlidir.

Kalıcılıđın eřitli potansiyel sebeplerinin ortaya ıkarılması gerekmektedir. Parasal řoklar bunlar arasında nemli olup reel faiz oranlarının kalıcılık dalđalanmalarına katkı yapmaktadır. Reel faiz oranındaki kalıcılıđın altında yatan sebeplerin arařtırılması gelecek alıřmalar iin nemli bir alan olacak ve ekonomik yapının aıklanmasına yardımcı olacaktır.

1.1. LİTERATÜR TARAMASI

Reel faiz oranlarının yapısı konusundaki çalışmalar, oldukça eskiye dayanmakla birlikte Rose (1988)'un çalışmasında ulaştığı tartışmaya yol açan bulguları ekonomi yazınında büyük ses getirmiş ve o günden bugüne kadar birçok çalışmanın da motivasyon kaynağı olmuştur.

Bu çalışma ABD kısa vadeli ex ante reel faiz oranlarının durağanlığı ile ilgilenmektedir. Makalenin yazılmasında birçok motivasyon kaynağı vardır. Birçok yazar finansal pazarların aşırı dalgalanmalar gösterip göstermediğini sorgulamıştır. Durağanlık bu konunun incelenmesi için önemli olup gerek nominal ve gerekse reel faiz oranlarının durağan olduğunun düşünülmesi yararlıdır (örn: Shiller-Siegel, 1977). Başka bir grup ekonomist ekonomik zaman serilerindeki trendlerin belirlenimsel (deterministik) veya olasılıksal (stokastik) olup olmadığını araştırmaktadır (örn. Nelson-Plosser, 1982). 1988'e kadar yapılmış olan çalışmaların hiçbiri reel faiz oranları ile ilgilenmemiştir ve bu incelenmesi gereken bir konudur. Bir başka grup çalışma tüketim tabanlı varlık fiyatlama modelinin geçerliliğini incelemektedir (örn. Hansen-Singleton, 1982). Bu çalışmada çeşitli değişkenlerin zaman serisi özellikleri, yapısal olmayan çerçevede sınanmış olup, bunlar modelin zımni testini sağlamaktadır. Son olarak reel faiz oranları yatırım ve tasarrufun çok önemli bir belirleyicisi olmasından dolayı aslında hemen hemen tüm zamanlar arası kararlar faizin yapısal özelliklerine dayanmaktadır.

Rapach-Wohar (2004), 1979 yılı öncesinde tüketim, nominal faiz oranları ve fiyatlar için ortaya konan tek değişkenli zaman serisi modellerinin her birinin birim köke sahip olduğunu belirtmektedir. Eğer nominal faiz oranları birim köke sahip fakat enflasyon ya da enflasyon tahmin hataları değilse, ex ante reel faiz oranları birim köke sahip olur ve böylece durağandır. Reel faiz oranlarının birim kök özellikleri en az iki yönden kafa karıştırıcıdır: Birçok modele göre tüketimin artış oranı ve reel faiz oranları

benzer zaman serisi özelliklerine sahip olmalıdır ve öte yandan diğer varlıkların nominal getirileri (hisse senetleri ve bonolar) hazine bonolarından farklı zaman serisi özelliklerine sahip görünmektedir.

Rose (1988)'un çalışması belirtilen bu konulara açıklık getirmek amacındadır. Çalışmada faizler ve fiyatlar için herhangi bir yapısal model farz edilmemiştir. Ex ante reel faiz oranlarının özellikleri ex post gözlenen reel oranlardan çıkarılmamıştır. Çalışmanın sonucunda elde edilen bulgular çeşitli popüler teorik modellerle uyumsuzluk göstermektedir.

Ex post reel faiz oranlarının özelliklerini doğrudan incelemek mümkün olmadığından nominal faiz oranları ve enflasyon oranları zaman serilerinin özellikleri araştırılacak ve tümleşme süreçlerinin nasıl bir reel faiz süreci meydana getirdiği incelenecektir. Bu noktada nominal faiz ve enflasyon oranı zaman serilerinin gösterdiği çeşitli özelliklere göre reel faizlerde üç ayrı durum görülebilecektir:

- i) $R_t, \pi_t \sim I(0)$ ise $r_t^e \sim I(0)$ olacaktır. Yani eğer hem nominal faiz oranları hem de enflasyon durağan ise reel faiz oranları da durağan olacaktır. İki $I(0)$ sürecinin doğrusal toplamı $I(0)$ olmaktadır.
- ii) $R_t \sim I(1), \pi_t \sim I(0)$ veya $R_t \sim I(0), \pi_t \sim I(1)$ ise $r_t^e \sim I(1)$ olacaktır. Yani eğer nominal faiz oranları ve enflasyon oranlarından biri $I(0)$ diğeri ise $I(1)$ olduğunda reel faiz oranları durağandıışı olacaktır. Bir $I(0)$ ve bir $I(1)$ sürecinin doğrusal toplamı $I(1)$ olmaktadır.
- iii) $R_t, \pi_t \sim I(1)$ ise r_t^e 'nin özellikleri daha ayrıntılı incelenmelidir. Eğer $(1,-1)$ ' eştümleşme vektörü ile $R_t, \pi_t \sim CI(1,1)$ ise reel faiz oranları durağandır. Yani R_t, π_t doğrusal kombinasyonu durağan ise reel faiz oranları durağandır. Diğer halde ise reel faiz oranları durağandıışıdır.

Rose çalışmasında reel faizi yapısal birleşenlerine ayırarak incelemektedir. Nominal faiz oranları iki kısma ayrılabilir: Beklenen enflasyon oranı ve ex ante reel faiz oranı.

Nominal getiri = Beklenen ex ante reel getiri + t döneminde bir sonraki dönem için beklenen enflasyon oranı $i_t \approx r_t^e + \rho_t^e$ olur.

Beklenen ex ante enflasyon oranı gerçek gözlemlenen enflasyon oranından durağan tahmin hatası kadar ayrılır:

$$\rho_t^e = \rho_t + \varepsilon_t \Rightarrow r_t = r_t^e + \varepsilon_t = i_t - \rho_t$$

Fiyat artışı beklentisinin gözlenen fiyatların iyi bir tahmin edicisi olması için hata teriminin durağanlığından daha fazlasına ihtiyaç vardır. Örneğin beklentilerin rasyonel olduğu kabul edilmelidir.

$P_t^e = E(\rho_t | \Omega_t)$, burada $E(. | .)$ koşullu beklentiler operatörü, Ω_t ise beklentilerin oluşturulduğu t zamanında ulaşılabilir tüm veri setini ifade etmektedir. Fakat ε_t 'nin durağanlığı ve dolayısıyla sonlu koşullu varyans minimum gereklilik olarak görülmektedir.

$i_t = r_t^e + \rho_t + \varepsilon_t \Rightarrow r_t^e$ tahmin edilmek istenirse bu standart prosedür ile yapılabilir. Örneğin eğer r_t^e birinci derece otoregresif (kendiyile bağlaşıklık) bir süreçse; $r_t^e = r_{t-1}^e + \eta_t$, $|\rho| < 1$, η_t durağandır. Daha sonra i_t denkleminin $(1 - \rho L)$ filtresi ile yarı farkı (quasi-differences) alınır. Gecikme (*lag*) operatörü $[L^n x_t = x_{t-n}]$ ve $i_t(1 - \rho L) = p_t(1 - \rho L) + \varepsilon_t(1 - \rho L) + \eta_t$ olur.

Eğer $V(\bar{L}) = 0$ ise reel oran sabittir fakat r_t^e diğer bazı değişkenlerin bir fonksiyonu olabilir. Bu çerçevede genelde Fisher Hipotezi'ni test etmek için kullanılmaktadır. En basit şekli $corr(i_{t+j}, p_t^e) = 1$ olarak ifade edilebilir. Birçok ampirik çalışma bu hipotezi test etmeye çalışmaktadır.

Gibson paradoksu: $corr(i_t, \rho_t) > 0$

Nominal faiz ve fiyatların bu dönemki değeri arasındaki korelasyon birden büyüktür.

Bir başka konu nominal faiz oranlarının varyansının ayrıştırılmasıdır (decomposition). Eğer r ve p durağan olasılıksal süreçlerse denklem şu şekilde yazılabilir.

$$V(i) = V(r^e) + V(\dot{p}^e) + 2\text{cov}(r^e, \dot{p}^e)$$

Mishkin (1981)'e göre araştırmacılar genelde ex post reel faiz oranlarını oluştururlar ve ex ante reel faiz oranlarının varyansı genellikle gerçekleşen enflasyonunkinden çok daha küçük olur. Bu eşitsizlik bir önceki yılın bilgilerine dayalı koşullu varyans için de bulunmaktadır.

Covariance (eşdeğişirlik) durağanlığı için bu denklemlerin standart yöntemlerle tahmininde i , r^e , p ve ε için olasılıksal süreç olması gerekmektedir. Fakat durağanlık varsayımının geçerliliği Rose'un çalışmasından önceki yıllarda sorgulanmaya başlanmıştır. Özellikle Nelson-Plosser (1982)'in çalışmalarında nominal faiz oranları ve fiyat seviyesinin \log değerlerinin her ikisinin birden birim köke sahip olduğu ABD verileri ile reddedilememektedir. Belirtilen birim kök belirlenimsel doğrusal zaman serisi yönelimsizleştirildikten (detrend) sonra bile görülmektedir fakat birinci fark (difference) alındıktan sonra durağandır. Fakat eğer \log fiyatları farkı alındıktan sonra durağansa o halde enflasyon oranı da durağan olur ve nominal faiz oranından (birim köke sahip ve böylece durağan değil) farklı derecede tümleşmeye sahiptir.

Bu argümanı ampirik olarak doğrulamak mümkündür. Bunun için sadece ampirik olarak nominal faiz oranının birim köke sahip olduğu ama enflasyon oranının birim köke sahip olmadığı gösterilmelidir.

Buradan sonra çalışmada yapılmak istenen fiyatların ve nominal faiz oranlarının birim köke sahip olup olmadığının araştırılmasıdır.

Birim kök durağandırlık durumunu test etmek için kullanılabilecek çeşitli yöntemler mevcuttur. Bu alandaki basit iki testten bir tanesi değişkenin kendiyile bağlaşımlı (otoregresif) sunumunda birim kök tespitinde kullanılan Dickey-Fuller (1979) testidir.

Bunun için kendiyile bağlaşımlı ve $(P+1)$ derecesinde modellenen bir değişken varsayalım:

$$(1 - \phi_1 L)(1 - \phi_2 L) \cdots (1 - \phi_p L)x_t = w_t + \mu_t$$

$H_0: \phi = 1$ (x birim köke sahiptir) hipotezini test etmek için aşağıdaki denklem EKK ile tahmin edilir.

$$(1 - L)x_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i (1 - L)x_{t-i} + v_t$$

Burada β/SE , Student's t dağılımına sahip değildir. Fakat t benzeri bir ampirik dağılım tablosu Fuller'de verilmiştir. Başka bir yararlı dağılım olan $TX\beta$ de Fuller tarafından verilmektedir. Gerek t benzeri ve gerekse $TX\beta$ dağılımlarında büyük negatif bir değer boş hipotezdeki birim kök varsayımı ile tutarsızdır.

Yukarıdaki denkleme bir belirlenimci doğrusal trend eklenebilir ya da sabit terim silinebilir, bu durumda çıkan istatistik uygun tabloyla karşılaştırılmalıdır.

Rose'un çalışmasında nominal faiz oranlarında ve fiyat seviyesinde birim kök olup olmadığını hipotezini test etmek için birçok veri frekansı, örneklem, değişken ve veri transformasyonları kullanılmıştır.

Rose tarafından ulaşılan yıllık sonuçlar şu şekilde özetlenebilir:

ABD yıllık verilerinde birim kök olup olmadığının test edilmesi için dört fiyat serisi kullanılmıştır. Bunlar GSMH deflatörü, tüketici fiyatları endeksi, zımni fiyat deflatörü, toptan eşya fiyatları endeksi. Faizler için ise iki ayrı seri kullanılmış olup

bunlar, yüksek kaliteli uzun vadeli bonoların ve kısa vadeli ticari kağıtların getirileridir. Her iki seri de Friedman-Schwartz (1963)'dan alınmıştır.

Bu altı seride birim kök hipotezinin test edilmesi için öncelikli olarak yukarıdaki denklemde $P=1$ olarak alınmıştır. Tüm testler $P=2$ için tekrarlanmış ve sonuç değişmemiştir. İkinci gecikme hemen hemen daima anlamsızdır. Aynı zamanda t -benzeri veya $TX\beta$ istatistiğinin kullanılması da sonuçları fazla değiştirmemiş, fakat yine de $TX\beta$ boş hipotezi biraz daha sıklıkla reddetmiştir. Testler aynı zamanda hem \log hem de düzey (level) verileri için hesaplanmış ve genel olarak aynı sonuçları vermiştir. Bu açıdan Rose çalışmasında sadece \log değerler için sonuçlar belirtilmektedir ($\log p$ böylece enflasyon değeri olmaktadır). Ayrıca iki ayrı örneklem için sonuçlar sunulmuştur. İlk örneklem 1892-1970 arası ikinci örneklem ise 1901-1950 arası veri setini kapsamaktadır. Her iki örneklem de aynı sonucu vermiştir. Çalışmada aynı zamanda kısa dönem nominal oranlar vergi etkisi göz önüne alınarak da incelenmiş ve yine birim kök bulunmuştur. Hem fiyatlar hem de faiz oranları \log değerlerinde hem bir hem iki birim kök için incelenmiştir.

Sonuçta hem fiyatlar hem de nominal faiz oranları için birim kök hipotezi reddedilememekle birlikte, ikinci birim kök her iki değişken için de reddedilmiştir. Bu iki sonucun hiçbiri; değişken seçimi, örneklem seçimi, istatistik seçimi, regresyon genişletme (augmentation) derecesi veya \log dönüşümüne (transformasyon) duyarlı görünmemektedir. Böylece enflasyon birim köke sahip görünmezken nominal faiz oranları birim kök özelliği göstermektedir.

Yıllık bulguları doğrulamak için Rose hem faiz oranları hem de fiyatlarda tek birim kök olduğu hipotezinin uluslararası verilerle test etmektedir. Benzer ekonomilere sahip ülkelerdeki verilerle yapılan çalışmaların durağandırlık hipotezini destekleyip desteklemeyeceğini görmek için 18 OECD ülkesinin çeyrek yıllık verileri kullanılmıştır. Veriler IMF IFS serisindedir. Veri seti 1957'den başlamakta olup 18 ülkedeki 3 aylık hazine bonosu getirisi ve mevsimsellikten arındırılmış GSYH fiyat deflatörü rakamlarıdır. Her iki seri de doğal logaritmik forma dönüştürülmüştür. Her test için denklem hem seviye hem de birinci fark için tahmin edilmiştir. Hiçbir durumda birim kök boş hipotezi ne nominal faiz oranları ne de fiyatlar için reddedilebilmiştir. Diğer taraftan enflasyon için birim kök 0.05 seviyesinde çalışmada incelenen tüm ülkeler için reddedilmiştir. Enflasyon verileri

için ret sonucu 0.01 düzeyinde bile 16 ülke için geçerlidir. Buna göre enflasyon birim köke sahip değil ama nominal faiz oranı birim köke sahiptir. Yine bu sonuçlar da istatistik seçimi, örneklem, log dönüştürmesi, genişletilme derecesi ve ülke seçimi gibi tercihlere karşı duyarlı değildir.

Ulaşılan sonuçları kontrol etmek için aylık ABD verileri kullanılarak çalışma genişletilmiştir. Çalışmanın bu bölümünde dört ayrı fiyat serisi kullanılmıştır. Bunlar mevsimsel olarak düzeltilmiş üretici fiyat endeksi, bu endeksin mevsimsel olarak düzeltilmemiş şekli, mevsimsel olarak düzeltilmiş tüketici fiyat endeksi ve yine bu serinin mevsimsellikten arındırılmamış şeklidir. 1947:1-1986:6 aralığında veri seti kullanılmıştır. Kısa vadeli faiz oranları ile ilgili dört ayrı seri kullanılmıştır.

Gerek *log* gerek düzey için yapılan testler benzer sonuçları vermiştir. *t*-test ya da $TX\beta$ kullanılması da sonuçları değiştirmemektedir. Tüm veriler 12 gecikme ile genişletilmiştir ($P=12$).

Çalışmada hem bir hem iki birim kök için, dört fiyat değişkeni ve beş örneklem ile yapılan çalışmaların sonuçları bir tablo olarak verilmektedir. Bunlardan sadece bir tanesi birim kök hipotezi ile uyumsuzdur. Bu ise 1979 Ekim ayındaki para politikası değişikliğini takip eden dönemdir. Başka bazı araştırmacılar da bu dönemde yapısal kırılma olduğu sonucuna ulaşmışlardır (Huizinga-Mishkin, 1986). Diğer tüm testlerde enflasyonun durağan olduğu hipotezi ile kuvvetli bir uyum vardır.

Faiz oranlarını temsil eden ilk üç veri türü ve bunların *log* değerleri için, iki ayrı örneklem üzerinden yapılan test sonuçları ise kısa vadeli faiz oranlarının birim köke sahip olduğunu göstermektedir.

Çalışmada bir aylık faiz oranlarında birim köke sahip olup olmadığı beş ayrı örneklem kullanılarak test edilmiştir. Aynı zamanda diğer verilerle ilgili birim kök sonuçları da çalışmada belirtilmektedir. Bunlar S&P500, küçük firmalar hisse senedi getirisi, *B*'den düşük dereceli bonoların getirisi, uzun vadeli hükümet bonolarının getirisi, tüketici fiyatları endeksi enflasyonudur. Sonuçlar sadece hazine kağıdı getirisi değişkeninin birim köke sahip olduğu hipotezi ile uyumludur. Yine belirtilen sonuçlar çeşitli değişimlere karşı duyarlı değildir.

Tüm bulgular özetlenirse: Birim kök hem fiyatlar hem de kısa dönemli nominal oranlarda görülmektedir. Enflasyon ve nominal faiz oranları bu sebeple

aynı derecede tümleşik değildir. Enflasyon birim köke sahip değilken nominal oranlar birim köke sahiptir. Bunlara göre reel ex ante reel oranların birim köke sahip olması gerektiği düşünülebilir. Son olarak eğer enflasyon durağan ve nominal oranlar değilse Gibson Paradoksu kolayca iki durağan olmayan seri arasındaki sahte bağlaşım (spurious regression) olarak açıklanabilir (Granger-Newbold, 1974; Shiller-Siegel, 1977).

Ampirik analizden çıkan iki temel sonuç bulunmaktadır.

- a) Kısa vadeli nominal faiz oranları birim köke sahip görünmektedir.
- b) Enflasyon için birim kök hipotezi ise reddedilmektedir.

Bu ilk izlenime göre ex ante reel faiz oranları birim köke sahiptir. Bu bulguların yaygın bazı teoriler üzerinde çeşitli etkileri vardır. Bunlardan bir tanesi tüketim tabanlı finansal varlıkları değerlendirme modelidir (CCAPM). Bu teoriye göre tüketici temettü getirisi olan varlıkları sonsuz vadede beklenen faydaya göre maksimize etmek amacıyla tutmaktadır (Lucas, 1978). Fayda fonksiyonu görece riskten kaçınmaya göre sabit olarak sınırlanmıştır. Üretim ve depolanmış mal sisteme dahil edilmemiştir. Tüketici dönemler arası bütçe kısıtına tabidir yani varlıklardan elde ettiği getiri gelecekteki tüketimi ve tasarrufuna eşit olmak zorundadır. Tüketiciler bunun için şu problemi çözmelidir:

$$E_t \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^\alpha r_{t+1} \right] = 1$$

Bu denklemin test edilebilir etkileri logaritmik bir benzeri kullanılarak elde edilebilir.

$$= \log \beta + \alpha E_t (\log(c_{t+1} / c_t)) + E_t (\log(r_{t+1}))$$

Bu eşitlik denklemin tüketim ve getiri süreçlerindeki etkilerinin belirlenmesine olanak sağlar. Tüketimin büyüme oranı ve kısa dönem reel faiz oranları sonsuz mertebeden (infinite order) ifade edilebilir, $\alpha \psi(L) \varepsilon_t = -\lambda_i(L) \eta_{it}$ denklemlerdeki düzenlemeler sonucu son denklem elde edilir. Böylece CCAPM tüketim artış hızı

ve reel getirinin logaritmik deęerini birbirine baęlayan tek deęişkenli güçlü bir zaman serisi kısıtlaması sunar. Tüm varlıkların reel getiri ilgileşim çiziti (correlogram) tüketim artış hızı ilgileşim çizitine benzer ya da eşit olmalıdır.

Önceki bölüme göre kısa vadeli reel ve nominal faiz oranları birim köke sahiptir. Yani $\lambda(L)$ terimi yüksek dereceli terimler için azalmayacaktır. Aynı şey $\psi(L)$ için söylenebilir mi? Eđer tüketim artış hızı birim köke sahip deęilse $\psi(L)$ katsayısı azalır ve denklem geçerliliğini yitirir. Bu CCAPM'in reddedilmesi anlamına gelir. Kısaca eđer tüketim artış hızı ve reel getiri *log* deęeri fazlaca farklıysa CCAPM için koşullar ihlal edilmektedir.

Tüketim artış hızının duraęanlıđını test etmek kolaydır. Reel tüketim *log* deęerinin farkı Dickey-Fuller yöntemi ile test edildiđi zaman, tüketim artış hızının birim kök hipotezi reddedilmektedir. Bu bulgu var olan yazınla da uyumludur.

Tüketim büyüme hızının ex ante reel getiri ile aynı birim kök sayısına sahip olmaması denklemle uyumsuzluđa neden olmaktadır. Eđer kısa vadeli reel faiz oranları birim köke sahipse fakat tüketim büyüme hızı deęilse, faydanın görelilikten kaçınmaya karşı sabit olduđu şartlarda CCAPM'in yaklaşık olarak bile geçerli olmasını anlamak zordur.

Özetle CCAPM; tüketim artış hızı ve reel faiz oranının zaman serisi özelliklerinin benzer olmasını gerektirmektedir. Ayrıca tüm nominal ve reel getirilerin zaman serisi özellikleri benzer olmalıdır. Fakat ABD verileri bu koşullardan hiçbirinin gerçekte geçerli olmadığını göstermektedir.

Rose'un çalışması daha sonra birçok çalışmanın da motivasyon kaynađı olmuştur. Bu konudaki önemli çalışmalardan bir tanesinde Rapach-Wohar (2004), Rose'un çalışmasındaki sonuçlardan yola çıkmakta ve bu çalışmayı bir adım daha ileri götürmektedir. Bu çalışmada uluslararası reel faiz oranlarındaki kalıcılık derecesi yeni geliştirilmiş çeşitli ekonometrik yöntemlerle araştırılmaktadır.

Nelson-Plosser (1982) ve Rose (1988)'dan başlayarak, ampirik yazın uluslararası reel faiz oranlarının birim köke sahip olup olmadığını test etmeye odaklanmıştır. Çalışmalardan elde edilen bulgular bir miktar karışiktir (Rapach-Weber, 2004). Fakat geleneksel birim kök testleri tek başlarına

yalızca AR ile temsil edilen serinin AR katsayıları toplamının bire eşit olduđu boş hipotezi ile bu katsayıların toplamının birden küçük olduđu alternatif hipotezini test etmeye yoğunlaştığı için, reel faizlerin kalıcılığı konusunda sınırlı bilgi vermektedir. Bunun tersine, AR katsayılarının toplamı için bir güvenlik aralığı eldeki deđişkenin kalıcılığının daha bilgilendirici bir istatistiksel tarifini sağlar. Bu makalenin temel amacı vergiye göre düzeltilmiş uluslararası reel faiz oranları için böyle bir güven aralığı sağlamaktır.

AR katsayılarının toplamı için güven aralığı oluşturulmasında çok bilinen bir zorluk vardır: Veriler nerdeyse tümleşik süreç (nearly integrated process) tarafından üretildiği zaman geleneksel yanaşık (asimptotik) veya özçıkırım (bootstrapped) güven aralığı kalıcılığın bu temel ölçütü için geçerli değildir (Basawa v.d., 1991). Doğru birinci derecede asimptotik kapsama (coverage) sağlayacak AR katsayılarının toplamı için güven aralığını oluşturmak amacıyla yeni geliştirilen Hansen (1999) grid özçıkırım ve Romano-Wolf (2001) altörneklem (subsampling) yöntemleri kullanılmıştır. Monte Carlo simülasyonlarını kullanarak Hansen ve Romano-Wolf asimptotik olarak geçerli güven aralığı oluşturulması için kullandıkları yöntemlerin sonlu örnekleme de iyi kapsama sağladığını bulmuşlardır. AR katsayılarının toplamına ek olarak, yazarlar kalıcılığı bunun popüler bir ölçüsü olan yarı ömür (half life), bir deđişkene etki eden şokun yarı yarıya azalması için gereken yıl sayısı, vasıtasıyla da ölçmüşlerdir.

Bu makalede 13 sanayileşmiş ülkenin savaş sonrası 3 aylık vergiye göre düzeltilmiş ex post reel faiz oranlarının kalıcılığı test edilmektedir.

Üç aylık nominal faiz ve enflasyon rakamları Haziran 2000 IMF-IFS veri setinden alınmıştır. Nominal faiz uzun vadeli hükümet tahvillerinden elde edilmiştir. Uzun vadeli oranların alınmasının bir nedeni bu verinin daha çok ülke için ulaşılabilir olması ve bir diđer nedeni ise yatırım ve tasarruf kararlarında uzun dönemli faizin daha belirleyici olduğunun düşünülmesidir. Bazı ülkeler için kısa vadeli oranlar için de analizler yapılmış ve uzun dönem ile benzer sonuçlara ulaşılmıştır. İncelenen ülkeler Avustralya, Belçika,

Kanada, Danimarka, Fransa, İrlanda, İtalya, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, İsviçre, İngiltere ve ABD'dir. Yıllık hale getirilmiş enflasyon rakamları için ise aynı ülkelerin tüketici fiyat endeksleri kullanılmıştır. Veri aralığı 1960:4 ile 1998:3 arasındadır. Marjinal vergi oranları Padovana-Galli (2001)'nin çalışmasından elde edilmiştir. Vergiye göre düzeltilmiş reel faiz oranları $y_t = (1-\tau) i_t - \pi_t$ olarak tarif edilmiş olup τ belirli bir dönem için marjinal faiz oranını göstermektedir. Çalışmanın yapıldığı zamana kadar yayınlanan araştırmalar reel faiz oranlarını vergiye göre düzeltmemiştir. Bu çalışmada bunun yapılmış olması daha güvenilir sonuçlar alınmasını sağlayacaktır.

Çalışmanın sonuçlarına göre α 'nin EKK nokta tahmincisi Danimarka hariç her ülke için 0,90 ve daha yüksektir. Elbette bu nokta tahminler yukarı yönlü hatalı olup bu sebeple geçerlilikleri sınırlıdır. Kalıcılığın daha bilgilendirici bir ölçütünü bulabilmek amacıyla tüm ülkelerde α 'nin %95 güven aralığı için Hansen (1999)'in grid özçıkırım ve Romano-Wolf'un (2001) altörneklem metodu kullanılmıştır. Yukarıda da bahsedildiği gibi bu güven aralıkları geçerli birinci derecede asimptotik kapsama sağlar ve sonlu örneklerde iyi bir kapsamaya sahip görünmektedirler.

Çalışmada Hansen'in metodunun sonuçları verilmiştir. Buna göre α için grid-bootstrap %95 güven aralığının alt sınırı Danimarka, Hollanda, İsviçre ve İngiltere hariç olmak üzere 0,90 ya da daha yüksektir. İsviçre ve İngiltere'de alt sınır 0,90'in altında olmakla birlikte bu değere oldukça yakındır. Güven aralığı üst sınırı ise her ülke için birden büyüktür. Sonuç olarak tüm ülkeler için veriler vergiye göre düzeltilmiş reel faiz oranlarındaki birim kök hipotezi ile çelişmektedir. Hansen'e göre %95 güven aralığının alt sınırı reel faiz oranlarının oldukça yüksek oranlı bir kalıcılığa sahip olduğunu göstermektedir.

Romano-Wolf, α için eşit kuyruklu ve simetrik altörneklem %95 güven aralığını çalışmalarında göstermiştir. Buna göre bu güven aralığının büyük bölümü grid özçıkırım güven aralığı ile benzerlik göstermektedir. Eşit kuyruklu aralığın alt sınırı ya 0,90 değerine görel olarak yakın ya da bu

değerden daha yüksektir (Danimarka hariç); üst sınır ise Hollanda ve İsviçre hariç olmak üzere tüm ülkelerde birden büyüktür. Belirtilen iki ülkede bile değerler bire oldukça yakındır. Simetrik aralıkta ise sonuçlar eşit kuyruklu altörneklem aralığındakilere benzemektedir. Fakat simetrik aralık için hem alt hem de üst sınırlar ortalama olarak bir miktar daha dar görünmektedir. Yine Danimarka hariç olarak simetrik aralığın alt sınırı reel faiz oranlarında yüksek düzeyli kalıcılığı işaret etmektedir.

Kalıcılığın bir diğer alternatif ölçütü olan etki tepki fonksiyonuna dayalı yarı ömür ve yarı ömür için %95 grid özçıkırım güven aralığı sonuçları da çalışmada gösterilmektedir. Yarı ömür süreleri yıl olarak ölçülmüştür. Tüm yarı ömür zamanları için güven aralığı son derece geniş olup, tüm ülkeler için bunun üst sınırı durağan olmayan reel faiz oranlarına işaret eder şekilde sonsuz olarak bulunmuştur. Yine bulgular çok yüksek oranlı bir kalıcılık ile uyumludur.

Tüm bu bulgular genel olarak uluslararası vergiye göre düzeltilmiş reel faiz oranları %95 güven aralığının alt sınırına bakıldığında bile yüksek derecede kalıcılığı işaret etmektedir. Bu çıkarımın teorik alandaki önemi ile ilgili olarak ise Rose'un makalesinden yola çıkılabilir. Rose reel faiz oranlarında birim kökün kanonik tüketim tabanlı varlık fiyatlama modeli için ciddi bir sorun teşkil ettiğini belirtmiştir. Tüketim tabanlı varlık fiyatlama modeli için maksimizasyon problemi ile ilgili Euler Denklemi tüketim artış oranı ile reel faiz oranları arasında kuvvetli bir bağ gerektirmektedir. Eğer reel faiz oranları durağan değilse ve tüketim artışı durağansa (ki kesin olarak durağandır), Euler Denklemi geçerli olmaz. Bu çalışmada Rose'un ulaştığı sonuç genelleştirilmektedir. Sorun sadece reel faiz oranlarının durağan olup olmadığı değildir. Reel faiz oranları durağan olsa bile, reel faiz oranlarındaki yüksek dereceli bir kalıcılık eğer tüketim artışı yüksek oranda kalıcı değilse Euler Denklemi şartlarının önemli bir zaman aralığı için ihlal edilmesi anlamına gelmektedir. Örneğin ABD verileri için bu durum geçerlidir. Çalışmaya göre α için %95 güven aralığının alt sınırı 0,89 ile 0,94 arasındadır. ABD tüketim artışı için savaş sonrası 3 aylık verilerle hesaplanan grid özçıkırım %95 güven aralığı ise 0,10-0,65 olarak bulunmuştur. ABD tüketim artışının %95 güven aralığı üst sınırı, reel faiz için hesaplanan güven aralığının alt sınırından oldukça düşüktür. Verilerdeki bu ciddi

kalıcılık farkı ise tüketim tabanlı varlık fiyatlama modelinin temelinde yer alan Euler Denkleminin şartlarının ihlal edildiğini göstermektedir

Teorik önemi dolayısıyla uluslararası faiz oranlarının tümleşme özellikleri Rapach-Weber (2004)'in çalışmasında tekrar ele alınmıştır. Çalışma Rose (1988)'a iki değişik katkıda bulunmaktadır. İlk olarak kullanılan veri seti 1957-2000 arasında birçok OECD ülkesinin çeyrek yıllık nominal faiz ve enflasyon oranlarını kapsamakta olup Rose'un çalışmasındakine kıyasla daha geniştir. İkinci olarak bu çalışmada son zamanlarda Ng-Perron (2001) tarafından geliştirilmiş olan iki yeni birim kök testi kullanılmaktadır. Bu testler geleneksel birim kök testlerini 'size' (büyüklük) ve 'power' (güç) açısından geliştirmek amacıyla çeşitli açılardan değiştirmektedir. Bu testlerin uygulanması ile durağanlık dışı boş hipotezi reddedildiği durumlarda bunun büyüklük bozulmasından (size distortion) kaynaklanmadığı konusunda daha emin olunabilecektir. Böylece boş hipotez reddedilmediği durumlarda, bu durum yanlış boş hipotezin reddedilmesindeki düşük olasılıktan kaynaklanmayacaktır. Bu testlerin uluslararası nominal faiz oranları ve enflasyon oranları arasındaki tümleşme süreçleri ile ilgili yapılacak çıkarımlar üzerinde önemli etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmada Rose'un ulaştığı $R_t \sim I(1)$ ve $\pi_t \sim I(0)$ sonuçlarına incelenen 16 ülkenin sadece 3 tanesi için ulaşılabilmektedir. Diğer 13 ülkede ise bulunan sonuçlar Rose'un sonuçları ile uyumsuzdur. Bir ülke için $R_t \sim I(0)$ ve $\pi_t \sim I(1)$ sonucuna ulaşılmıştır. Bu bulgu parçaları itibariyle Rose'un sonuçlarının tam aksi olmakla birlikte, sonucu itibariyle durağan olmayan reel faiz oranını göstermesi sebebiyle Rose'la örtüşmektedir. İki ülke için $R_t \sim I(0)$ ve $\pi_t \sim I(0)$ sonuçlarına ulaşılmış olup bu sonuç ise durağan reel faiz oranları anlamına gelmektedir.

Kalan 10 ülke için bulunan sonuç $R_t \sim I(1)$ ve $\pi_t \sim I(1)$ şeklinde olup gerek nominal faiz ve gerekse enflasyon oranlarının birim köke sahip olduğunu göstermektedir. Bu tür durumlarda sadece birim kök testleri kullanılarak reel faiz oranlarının durağan olup olmadığı konusunda net sonuçlara ulaşılamamaktadır.

Eğer hem nominal faiz oranı hem de enflasyon $I(1)$ özelliği gösteriyorsa $R_t - \pi_t$ arasında doğrusal kombinasyonun durağan olması durumunda reel faiz oranı durağan olabilir. Yani nominal faiz oranları ile enflasyon oranları $(1,-1)$ ' eştümleşme vektörü ile eştümleşik olabilirler ($R_t - \pi_t \sim CI(1,1)$).

Bu sebeple $R_t \sim I(1)$ ve $\pi_t \sim I(1)$ sonucuna ulaşılan ülkelerin her biri için $R_t - \pi_t$ arasındaki eştümleşmenin önceden tanımlı (pre specified) $(1,-1)$ kullanılarak test edilmiştir. Bu test için de aynı tek değişkenli birim kök testleri kullanılmıştır. Eştümleşme nominal faiz getirisi üzerinde sıfırdan farklı bir vergi oranına izin verebilmek amacıyla tanımlanmamış (unspecified) eştümleşme vektörü kullanılarak da test edilmiştir. Engle-Granger (1987) ve Phillips-Ouliaris (1990) geleneksel birim kök testlerinin yanında yeni geliştirilen Perron-Rodriguez (2001) coentegrasyon testleri de kullanılmıştır. Ng-Perron (2001) birim kök testine benzer şekilde, Perron-Rodriguez (2001) testleri geleneksel Engle-Granger (1987) ve Phillips-Ouliaris (1990) testlerini daha iyi büyüklük ve güç düzeyine ulaşabilmek amacıyla modifiye etmiştir. Genel olarak Ng-Perron (2001) ve Perron-Rodriguez (2001) testleri reel faiz oranlarının durağanlığı konusunda az sayıda sağlam kanıta ulaşabilmiştir.

Çalışmada ilk olarak nominal faiz oranları ve enflasyonda birim kökün araştırılması için Dickey-Fuller (1979) ve Said-Dickey (1984) tarafından kullanılan güçlendirilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ile Phillips (1987) ve Phillips-Perron(1988) tarafından kullanılan Philips Z testleri kullanılmıştır. EKK t istatistiğine dayanan ADF testi için

$$\Delta y_t = b_0 + \beta_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_{tk}$$

modeli kullanılmaktadır. Burada boş hipotez $\beta=0$ olup y_t 'nin birim kök özelliği gösterdiğini ifade etmektedir. $B<1$ ise alternatif hipotez olup durağan y serisi anlamına gelir. Campbell-Perron (1991) ve Ng-Perron (1995) yöntemi takip edilmiş yukarıdan aşağıya (top-down) yöntemle k gecikme değeri belirlenmiştir.

Z test ise $y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + u_t$ modelini kullanmaktadır. $\alpha=1$ boş hipotez olup y serisindeki birim kökü temsil etmektedir.

Özellikle Schwert (1986), Phillips-Perron (1988), Schwert (1989) ve Ng-Perron (1995) bağılı olarak ADF ve özellikle Z_α testlerinin veri yaratma süreci bir değerine yakın hareketli ortalama içerdiği durumlarda ciddi nominal büyüklük bozulmasına sahip olduğu gösterilmiştir. Örneğin Schwert (1989) çalışmasında Monte Carlo deneyine dayanarak y_t için veri yaratım sürecinin -0,8 hareketli ortalama katsayısına sahip ARIMA (0,1,1) modeli olduğu zaman, durağandırlık boş hipotezinin her 100 örneklemin %43,4'ünde ADF test tarafından, 99,7% oranında ise Z_α tarafından hatalı şekilde reddildiğini göstermiştir. Uluslararası enflasyon oranları da ciddi oranda negatif hareketli ortalamaya sahip olduğundan bu endişe Rapach-Wohar (2004)'in çalışması için de geçerlidir.

Ng-Perron (2001) tarafından kullanılan daha yeni birim kök testleri büyüklük ve güç özellikleri açısından daha üstündür. Standart ADF testine iki temel değişiklik getirmişlerdir. Bu değişikliklerinden ilki deterministik ögenin tahmin edilmesinde EKK yerine trendden arındırılmış GEKK kullanılması olup testin gücünü artırmaktadır.

Bir diğer değişiklik ise gecikme uzunluğunun MAIC ile belirlenmesidir. Bu yöntem birime yakın hareketli ortalama kök durumunda daha uzun gecikme seçmekte, böylece büyüklük bozulmasının önüne geçmekte; bunun aksi durumda ise gecikme uzunluğunu daha kısa belirleyerek güç kaybını önlemektedir. Yeni test ADF^{GEKK} olarak gösterilmektedir. Yazarlar aynı zamanda modifiye edilmiş ve MZ_α^{GEKK} olarak gösterilen bir Z_α test de geliştirmişlerdir. Burada da deterministik birleşen GEKK trendden arındırma ile tahmin edilmekte ve gücü artırılmaktadır. Monte Carlo simülasyonlarında Ng-Perron (2001) yeni geliştirdikleri iki testin geleneksel birim kök testlerine göre büyüklük ve gücü önemli ölçüde artırdığını göstermişlerdir. ADF^{GEKK} MZ_α^{GEKK} 'den az bir miktar daha güçlü olup diğer taraftan büyüklük bozulması açısından bir miktar kötüdür.

Eşümleşme testinin yapılandırılması ise yukarıda anlatıldığı şekilde R_t ve π_t serilerine birim kök testleri uygulanarak anlaşılabilir. En çok

kullanılan iki eştümleşme testi EKK tabanlı Engle-Granger (1987) ve Phillips-Ouliaris (1990) testleridir. Bu testlere göre w_t , x_t şeklinde iki değişken bulunmakta ve bunların ikisi de I(1) özelliği göstermektedir. Her bir test için ilk adım aşağıdaki regresyon modelini kullanarak bu iki seri arasında potansiyel eştümleşme modelini tahmin etmektir.

$$w_t = \zeta_0 + \zeta_1 x_t + \eta_t$$

İkinci adım bu denklemden elde edilen EKK artıklarının durağanlık özelliklerinin teşhis edilmesidir. Engle-Granger (1987) eştümleştirme testi artıkların durağanlık özelliklerini test etmede ADF testini, Phillips-Ouliaris (1990) ise Z_α testini kullanır. ADF testi için kullanılan regresyon modeli

$$\Delta \hat{\eta}_t = \beta_0 \hat{\eta}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \hat{\eta}_{t-j} + e_{tk}$$

şeklinde dir. Gecikme uzunluğunu bulmak için yine yukarıdan aşağıya yöntemi kullanılmaktadır.

Z_α coentegrasyon testi için ise $\hat{\eta}_t = \alpha \hat{\eta}_{t-1} + u_t$ regresyon modeli kullanılmaktadır. Çalışmada, Phillips-Ouliaris tarafından, GAUSS module COINT'de hesaplanan kritik değerler kullanılmıştır.

Sonuç olarak her ne kadar ulaşılan sonuçlar çeşitli farklılıklar gösterse de genel olarak Rose'un sonuçları ile uyumlu değildir. Sadece birkaç OECD ülkesi için Rose'la uyumlu şekilde nominal faiz oranları I(1) enflasyon oranları I(0) bulgusuna ulaşılarak reel faiz oranlarının durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Bir grup ülke için ise yine reel faiz oranlarının durağan olmadığı sonucuna varılmakla birlikte bunun sebepleri Rose ile farklılık göstermektedir. Birçok ülke için hem nominal faiz oranları hem de enflasyon I(1) özelliğine sahipken bunların eştümleşik olması sebebiyle reel faiz oranlarının durağan olmadığı sonucuna varılmıştır.

Rapach-Wohar (2004) ise iki açıdan daha önceki çalışmaları geliştirmektedir. İlk olarak yapısal kırılmaların sadece ABD reel faizleriyle mi sınırlı olduğu araştırılmaktadır. Başka sanayileşmiş ülkelerin faiz oranları ortalama değerlerinde de yapısal kırılmalar olup olmadığının incelenmesi amacıyla 13 sanayileşmiş ülkenin savaş sonrası üç aylık faiz verileri incelenmektedir. Çalışma bu 13 ülkenin hemen hepsinin savaş sonrası ex post faiz oranları ortalama değerlerinde yapısal kırılmalar olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda bu yapısal kırılmaların zamanlaması ve yönü sıklıkla her ülkede benzeşme göstermektedir. Bu sonuca göre ya yapısal kırılmalar ortak bir nedenden kaynaklanmaktadır ya da bu ülkeler eşzamanlı olarak politikalarında değişiklik yaparak kırılmaya neden olmaktadır. Fakat sebep ne olursa olsun kesin olan şey faiz oranlarında yapısal kırılmalar yaşandığı yani reel faiz oranlarının ortalama değerlerinden sık olmayan (infrequent) kaymalar gösterdiğidir.

Çalışmanın ikinci önemli noktası kırılmaların sebeplerinin araştırılması ile ilgilidir. Bu çalışmada Caporale-Grier (2000)'den farklı olarak yapısal kırılma sebepleri politik faktörlere bağlanmamaktadır. Burada üzerinde durulan konu enflasyon oranlarındaki rejim değişiklikleridir. Yine aynı 13 ülkenin savaş sonrası verileri kullanılarak bu sefer enflasyon ortalama değerinde yapısal kırılmalar olup olmadığı Bai-Perron (1998) metodolojisi kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmanın sonucunda enflasyon oranlarında da yapısal kırılmalar olduğu gözlenmiştir. Aynı zamanda birçok ülkede enflasyon ve reel faiz rejim değişikliklerinin zamanlamaları birbirine oldukça yakındır, hatta bazen tam olarak kesişmektedirler. Eğer enflasyon oranlarındaki kırılmaların para politikası yapısındaki dışsal kırılmalardan kaynaklandığı varsayılırsa; bu enflasyonun yansızlığı savıyla çelişecek ve uluslararası faiz oranlarındaki savaş sonrası kaymaların birçoğunun sebebinin parasal güçler olduğu anlamına gelecektir. Her ne kadar enflasyondaki kalıcı artışların reel faiz oranlarındaki kalıcı düşüşlerle ilgili olması durumu Fisher etkisinde ortaya konan temel yansızlık prensibine aykırı olduğu için şaşırtıcı olsa da; bu bulgu yapısal vektör otoregresyon çerçevesinde son zamanlarda ortaya

konan diđer önermelerle uyumludur. Çalışmanın temelde söylediđi şey reel faiz oranlarındaki kırılmanın sebebinin mutlak olarak parasal bir olgu olduđu değildir. Örneđin teknoloji ve tercihlerde yaşanan bir dış şok hem faiz hem de enflasyondaki kırılmaların ortak sebebi olabilir. Fakat çalışma parasal rejim deđişikliklerinin faiz oranlarındaki kırılmaların nedeni olduđunu düşünmektedir. Buna katılmayanlar ise en azından çalışmadan; hem enflasyon hem de reel faiz oranlarındaki eşzamanlı kırılmaların uluslararası makroekonomik verilerle tutarlı olarak açıklanması gereken ilginç bir durum olduđu sonucunu çıkarabilirler.

Çalışmada uzun dönemli Fisher etkisinin (uzun dönem enflasyon yansızlığı) geçerliliđine genelde ulaşılamamıştır. Yani enflasyon ortalama deđerindeki deđişmenin temelde para politikasındaki dışsal deđişime bađlı olduđu inancı doğrulanamamıştır. Fisher etkisi altında enflasyon ortalama deđerindeki deđişmenin reel faiz oranları ortalama deđerindeki deđişmeyle ilgili olması beklenmez. Fakat Bai-Perron yönteminin uygulandıđı bu çalışmada iki rejim deđişikliđi arasında bađlantı olduđu yönünde kuvvetli kanıtlara ulaşılmıştır. Bazı durumlarda enflasyon ve reel faiz ortalama deđerlerindeki rejim deđişikliklerinde uyum görülmez. Bu enflasyon rejimindeki bazı deđişikliklerin yansız olduđunu (neutral), ya da reel faizdeki deđişim Bai-Perron yönteminde bir kırılmayı göstermeye yeterli olacak kadar yükselmemiş olduđu anlamına gelmektedir. Buna ek olarak, enflasyon ortalama deđerinde ortaya çıkan bir artışın genel olarak reel faiz oranları ortalama deđerindeki düşme ile ilgili olması, nominal faiz oranlarının enflasyon rejimindeki deđişikliđine yetersiz uyum gösterdiđine (under-adjust) işaret etmektedir.

Neely-Rapach (2008)'ın çalışması o zamana kadar ulaşılan sonuçların özetini kapsamakta ve ulaşılan bulguları toplu halde göstermektedir. Çalışmada aynı zamanda birim kök ve kesirli eştümleşme testlerinin bir uzantısı olan kesirli tümleşirme testlerine de değinmektedir.

Birim kök ve eştümleşme testleri bir serinin $I(0)$ veya $I(1)$ özelliklerine sahip olup olmadığı belirlemek için yapılır ve $I(0) - I(1)$ ayrımı zımni olarak izin verilen dinamik süreçleri kısıtlar. Bu sebeple bazı araştırmacılar EARR, EPRR'de kesirli tümleşirme için testler uygulamaktadır (Granger, 1981; Hosking, 1981). Kesirli tümleşik bir seri $I(d)$ şeklinde belirtilir ve $0 \leq d \leq 1$ 'dir. $d=0$ olduğunda seri $I(0)$ özelliğindedir ve şoklar geometrik bir oranda yok olurlar. $d=1$ olması halinde ise süreç $I(1)$ şeklindedir ve şokların etkisi daima devam eder, diğer bir deyişle şoklar 'sonsuz hafızaya sahiptir'. Üçüncü bir alternatif olarak d 'nin değeri $0 \leq d \leq 1$ olduğunda seri ortalamaya dönen (mean-reverting) özellik gösterir. Burada şokların etkisi yine yok olmakta fakat bu süreç çok daha yavaş şekilde gerçekleşmektedir. Diğer deyişle şokun yok olma zamanı daha önceki gibi geometrik değil hiperbolik olarak gerçekleşmektedir. Bu şokların uzun dönemli hafızaya sahip olması anlamına gelmektedir. Bu şekilde seri ortalamaya dönen davranışı gösteren seriler oldukça kalıcı olup bu kalıcılık neredeyse $I(1)$ süreci kadar yüksek olabilir. Bu konuda ABD EPRR veya EARR serilerini inceleyen birçok çalışma yapılmıştır: Lai (1997), Tsay (2000), Karanasos v.d. (2006), Phillips v.d. (2004), Norrbinn-Pipatchaipoom (2007). Çalışmalar inceledikleri serilerde 0,7 ve üzerinde değerlere ulaşmış olup bu durum uzun dönemli hafıza (mean reverting) özelliğini teyit eder niteliktedir.

Kesirli tümleşirme testleri ABD EPRR ve EARR serilerinin birim kök içermediğini fakat mean reverting ve yüksek derecede kalıcı olduklarını teyit etmektedir. Bu çalışmada da ABD EPRR için d tahmin edilmiş, $d=0,71$ bulgusuna ulaşılmıştır. Yani $d=1$ ve $d=0$ hipotezleri reddedilip long memory-mean reverting yapı teyit edilmiştir. Kişi başı tüketim artışı için ise bulunan sonuç 0,15 olup bu 0,10 SS için $d=0$ hipotezinin reddedilmesine imkan vermemektedir. Bu sonuç da reel faiz oranları ve tüketim artışının kalıcılık özellikleri arasındaki uyumsuzluğu göstermektedir.

Reel faiz oranı üzerindeki ampirik yazında kullanılan modeller hem eştümleşme ilişkilerinin hem de kısa dönemli dinamiklerin doğrusal olduğunu

varsayar. Yakın zamanda arařtırmacılar bu varsayımları yumuřatarak dođrusal olmayan eřtümleřme ve eřik dinamikleri fikirlerini desteklemeye bařlamıřtır. Bunlarda eřtümleřme ve mean reversion deđiřkenin bugünkü deđerine bađlıdır. Örneđin bir eřik modeli EPRR'nin uzun dönem denge deđerinden $\pm 2\%$ aralıđında saparak rassal ilerleme kaydetmesine izin vermekte fakat bu aralıđın dıřına ıktıđında deđiřken bu aralıđa hızla dönmetedir.

Million (2004)'in lojistik yumuřak geiřli bađlařımlı modeli (logistic smooth transition autoregressive) (LSTAR), Luukkonen v.d. (1988) Lagrange arpanı testi kullanarak yaptıkları alıřmalarda lineer dinamik uyum sürecini varsayan boř hipotez reddedilmektedir. Benzer sonuca Koustas-Lamarche (2010) üç rejimli kendinden uyarıcılı eřik kendiyle bađlařımlı (three-regime self-exciting threshold autoregressive) (SETAR) modeli kullanarak ulařmıřlardır. Yazarlar göre Kanada, Fransa ve İtalya'daki durum savaş sonrası dönem için EPRR üç rejimli SETAR süreci olarak tanımlanabilir. Christopoulos-Lean Ledesma (2007) ABD faiz ve enflasyon verileri ile yaptıkları alıřmada eřtümleřme iliřkisinin dođrusal olmaması durumunu ele almıřlardır. alıřmada eřtümleřme katsayısının enflasyon ile birlikte deđiřmesine izin verilmektedir. alıřma sonucunda bu iki deđiřken arasında dođrusal olmayan eřtümleřim olduđu konusunda kuvvetli bulgulara ulařılmıřtır.

Özetle son zamanlardaki yazın EPRR'de eřik davranıřı ve dođrusal olmayan eřtümleřme konularında bazı kanıtlar sađlamaktadır.

Huizinga-Mishkin (1986)'in atıđı yolda reel faiz oranları ile ilgili en önemli ampirik alıřma alanlarından bir tanesi de yapısal kırılmalardır. Bu kırılmaların hesaba katılması kırılmalar tarafından tanımlanan rejim ierisindeki kalıcılıđı büyük ölçüde azaltabilecektir (Perron, 1989). Benzer şekilde yapısal kırılmaların dikkate alınmaması kesirli tümleřme için sahte bazı kanıtlar üretebilir (Nouira v.d., 2004). 1961-1986 ABD verileri ile yaptıkları alıřmada, Garcia-Perron (1996) EPRR rejim kaydırmalarını (shift)

incelemiştir. Çalışmada üç durumlu (state) Markov yöntemi kullanılmış ve tahmin edilen bu üç durum yüksek, orta ve düşük ortalamalı rejimlere karşılık gelmiştir. Her bir rejimde çok az bir kalıcılık vardır ve tahmin edilen AR katsayıları rejimler içinde 0 değerine yakındır. Özetle; yazarlar ABD reel faiz oranlarının ortalama değerlerinde nadiren gerçekleşen dikkate değer kaymalar olduğunu, rejimlerin içerisinde ise reel faiz oranlarının sabite (constant) yakın olduğunu göstermişlerdir.

Bai-Perron (1998) çoklu yapısal kırılmaları test etmek için kuvvetli bir yöntem geliştirmiş ve bu yöntem, Caporale-Grier (2000) ile Bai-Perron (2003) tarafından ABD EPRR verilerinin ortalama değerlerine uygulanmıştır. İki çalışmanın da ulaştığı kırılma tarihleri oldukça benzerdir. Caporale-Grier (2000) kırılmaların politik nedenli olduğunu savunmaktadır.

Rapach-Wohar (2004), Caporale-Grier (2000) ile Bai-Perron (2003)'un çalışmasını 13 gelişmiş ülkenin verilerini kullanarak geliştirmiş ve EPRR ortalama değerlerinde kırılmalar olduğu ile ilgili kuvvetli kanıtlara ulaşmışlardır. Çalışmada aynı zamanda EPRR ve enflasyondaki kırılmaların eş zamanlı gerçekleştiği görülmektedir. Daha ötesi enflasyon ortalama değerindeki düşme (artış), faizlerin ortalama değerindeki artış (düşme) ile ilişkili görülmektedir.

Önceki çalışmalarda yapısal kırılmaların test edilmesi rejim içi davranışların durağan olduğu varsayım altında yapılmıştır. Bir grup çalışma reel faiz oranlarının ortalama değerlerinde deterministik kırılmalara izin verildiğinde, oranların $I(0)$ olup olmadığını araştırmaktadır. Clemente v.d. (1998), Lai (2004), Lai (2008) yaptıkları çalışmalarda yapısal kırılmaya izin verildiği takdirde koşulsuz ortalama etrafında $I(0)$; durağan; EPRR olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu çalışmada Bai-Perron (1998) yöntemi kullanılarak 1953:1-2007:2 arası ABD EPRR verileri kullanılmış ve 1972, 1980, 1989 yıllarında üç yapısal kırılma olduğu tespit edilmiştir. İlk dönemde ortalama reel faiz %1,22, ikincisinde sıfırdan farklı değil, üçüncüsünde

%4,58, dördüncüsünde %1,82'dir. Aynı yöntem kişi başı tüketim artışına uygulandığında ise herhangi bir yapısal kırılma bulunmamıştır.

Bu kırılmalarla ilgili sonuçlara bakıldığında, kırılmaların reel faizlerde sadece rejim içi veya yerel kalıcılığı düşürmekte olduğu görülmektedir. Kırılmaların varlığı halen yüksek derecede global süreğenliği ima etme olup ve kırılmaların bizatihi kendileri ekonomik bir açıklama gerektirmektedir.

İKİNCİ BÖLÜM

EKONOMETRİK YÖNTEM

y_t gibi bir zaman serisinin kalıcılığı hakkında daha detaylı bilgi (1) numaralı eşitlikte verilen p derecesindeki gecikmeden bir $AR(p)$ süreciden elde edilebilir.

$$y_t = \gamma + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (1)$$

Andrews-Chen (1994), $AR(p)$ sürecinde kalıcılık ölçütü olarak otoregresif sürecin katsayılarının toplamının $\alpha = \sum_{i=1}^p \alpha_i$ olduğunu ifade etmişlerdir. $AR(p)$ sürecinin katsayılarının toplamı birikimli etki tepki fonksiyonu ($CIR = 1/(1-\alpha)$ - tüm zaman ufku boyunca etki tepki fonksiyonunun toplamı) olup α ile ilgilidir. Andrew-Chen α değerinin $AR(p)$ modelinin en büyük birim kökünden daha bilgilendirici olduğunu ifade etmektedirler. Çünkü benzer en büyük köke sahip iki $AR(p)$ modeli kalıcılık bakımından çok farklı özellikler gösterebilir.

(1) numaralı eşitlikteki $AR(p)$ sürecindeki katsayıların toplamı olan α eğer $|\alpha| < 1$ ise y_t değişkeni durağan ya da ortalamaya geri dönen fakat $|\alpha| = 1$ ise birim kök sürecidir. Çalışmada $\alpha > 0$ durumu üzerinde odaklanılacaktır. Çünkü reel faiz oranı için geçerli aralık budur. (1) numaralı eşitlikteki $AR(p)$ süreci tekrar düzenlenir ise Dickey-Fuller (1979) ve Said-Dickey (1984) tarafından Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testinin yapıldığı regresyon modeli (2) numaralı eşitlikteki gibi ifade edilir. α 'nın nokta tahmincisine (2) numaralı eşitlikte verilen regresyon modeli En Küçük Kareler (EKK) tahmin edicisi ile tahmin edilerek ulaşabilir.

$$\Delta y_t = \mu' + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Eşitlik (2) de eşitliğin solunda bulunan $\Delta y_t = (y_t - y_{t-1})$ olup eşitliğin sağında bulunan Δy_t bağımlı değişkenin gecikmelerinin eklenmesi regresyon modelindeki hata serisindeki otokorelasyon için parametrik bir ayarlamadır. Eşitlik (2)'de belirtilen k gecikme sayısı Campbell-Perron (1991) tarafından önerilen gecikme belirleme yaklaşımı kullanılmıştır¹.

Zaman serilerinin bütünleşme derecelerinin belirlenmesinde Dickey-Fuller (1979) ve Said-Dickey (1984) tarafından geliştirilen ADF birim kök testi yapısal kırılmayı dikkate almamaktadır. Perron (1989) zaman serisinde yapısal kırılma varlığında ADF birim kök testinin gücü açısından sorun yaşandığını göstermiştir. Bu nedenle zaman serisinde yapısal kırılmanın varlığı durumunda birim kök yokluk hipotezi yanlış iken doğru kabul edilmesi olasılığı artmaktadır. Perron (1989), (1) numaralı eşitlikteki gibi regresyon modelinde sabit terimde ve/veya eğim parametresindeki bir defalık kırılma olduğunda uygulanan ADF birim kök sınavının gerçekte yanlış olan yokluk hipotezini reddetmede başarısız olduğu göstermiştir. Andrews-Chen (1994)'in belirttiği üzere (2) numaralı eşitlikte bulunan α 'nın değeri zaman serisinin kalıcılığı hakkında daha detaylı bilgi vermektedir. α parametresinin bize vermiş olduğu bilgi (2) numaralı eşitlik ile verilen veri üreten süreçte sabit terimde ve/veya eğim parametresindeki bir veya birden çok kırılma durumunda değişkenlik gösterecektir. Bu anlamda (2) numaralı eşitlik ile verilen regresyon modelinde sabit terimde ve/veya eğim parametresindeki kırılmalar göz önüne alınmadığında α parametresinin EKK tahmin değeri aşırı tahmin edilmiş olacaktır. Bu, zaman serisinde olması gerekenden fazla kalıcılığı gösterecektir. Eğer, sabit terimde ve/veya eğim parametresindeki kırılmalar göz önüne alınırsa α parametresinin EKK tahmin değeri aşırı tahmin edilmemiş olacaktır. Bu nedenle, bu çalışmada (2) numaralı regresyon modelinde sabit terimde ve/veya eğim

¹ Campbell ve Peron (1991) tarafından önerilen yaklaşım şöyledir: İlk olarak eşitlik (2)'yi $k_{\max} = 12$ olduğunda EKK tahmin edicisi ile tahmin edilir. Eğer β_{12} parametresine ait t -istatistiği mutlak değer olarak 1.645'den daha büyükse veya buna eşitse $k = 12$ olarak seçilir. Eğer t -istatistiği mutlak değer olarak 1.645'den daha az ise $k = 11$ değerini alır. Bu şekilde anlamlı bir t -istatistiği elde edene kadar devam edilir. Eğer hiçbir t -istatistiği anlamlı değilse $k = 0$ değeri seçilir.

parametresindeki kırılmalar göz önüne alınarak zaman serisindeki kalıcılık incelenecektir.

Perron (1989) tarafından geliştirilen birim kök testi TB 'nin kırılma zamanını gösterdiği varsayımı altında 1929'daki Büyük Buhran'ın ve 1973'teki Petrol Krizi'nin yapısal kırılmaya neden olduğunu belirterek üç farklı model göz önünde bulundurmuştur. Perron tarafından "Buhran Modeli" (Crash Model) olarak adlandırılan Model A, (2) numaralı eşitlik ile verilen regresyon modelinde yalnızca bir defa sabit terimde kırılmayı göz önünde bulundurur. Model B, (2) numaralı eşitlik ile verilen regresyon modelinde yalnızca bir defa eğim parametresindeki kırılmayı göz önünde bulundurur. Perron bu modeli "Değişen Büyüme Modeli" (Changing Growth Model) olarak adlandırmıştır. Model C, yalnızca bir defa hem sabit terimde hem de eğim parametresindeki kırılmayı göz önünde bulunduran modeldir. Perron (1989)'un geliştirdiği birim kök testinde seride meydana gelen bu kırılma zamanının önsel olarak bilindiği varsayılmaktadır. Christiano (1992), Perron (1989)'un önerdiği önsellik varsayımını eleştirerek, kırılma noktasının içsel olarak belirlenmesi gerektiğini belirtmiştir. Christiano (1992), Zivot-Andrews (1992), Perron-Vogelsang (1992), Banarjee v.d. (1992) ve Perron (1997) zaman serisinde yalnızca bir kırılmaya izin veren ve kırılma dönemini içsel olarak belirleyen birim kök test istatistiği geliştirmişlerdir.

Lumsdaine-Papell (1997), (2) numaralı eşitlikte verilen veri üreten süreç için zaman serisinin gerçekleşmesinde muhtemel gerçekleşmiş olan iki farklı kırılma dönemini göz önünde bulunduran birim kök test istatistiği geliştirmişlerdir. Lumsdaine-Papell (LP) tarafından geliştirilen birim kök test istatistiği de iki kırılma dönemi içsel olarak belirlenmektedir. LP tarafından geliştirilen birim kök test istatistiği, Zivot-Andrews (1992) tarafından geliştirilen birim kök test istatistiğinin yalnızca iki kırılma dönemine genişletilmiş halidir. LP birim kök testi (3) numaralı eşitlik ile verilen regresyon modelin deki α parametresinin EKK tahmini ile elde edilen t -istatistiği ile ilgilidir.

$$\Delta y_t = \mu' + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^2 \phi_j DU_t(TB_j) + \sum_{j=1}^2 \theta_j DT_t(TB_j) + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

$$t = 1, \dots, T \quad (3)$$

LP birim kök testinin uygulandığı bu regresyon modeli hem trend hem de sabit terimde iki farklı dönem de kırılma olduğunu ifade etmektedir. (3) numaralı eşitlik verilen regresyon modelinde $i = 1, 2$ için TB_i trend fonksiyonunda ve sabit terim parametresinde ortaya çıkan değişim dönemlerine karşılık gelmektedir. (3) numaralı eşitlik de verilen $DU_t(TB_1)$ ve $DU_t(TB_2)$ sırasıyla TB_1 ve TB_2 dönemlerinde seviye kayması için kırılma kukla değişkenleridir. $i = 1, 2$ için $t > TB_i$ ise $DT_t(TB_i) = t - TB_i$ ve $(t > TB_i)$ 'nin olduğu diğer tüm durumlar için $DT_t(TB_i)=0$ olan $DT_t(TB_i)$ değişkeni TB_i inci dönemde trenddeki kırılmaya karşılık gelen kukla değişkendir. (3) numaralı eşitlikteki regresyon modeli tüm olası kırılma tarih çiftleri (TB_1 ve TB_2) için tahmin edilir. TB_1 ve TB_2 kırılma tarihleri (3) numaralı regresyon modelindeki α parametresinin t -istatistiğini minimum olduğu yerde seçilir. (3) numaralı eşitlikte verilen regresyon modelinin k gecikme katsayısı yine Campbell-Perron (1991) tarafından önerilen yöntem kullanılarak belirlenmiştir.

Makro iktisadi zaman serilerinin seviye veya trendinde yalnızca bir veya iki tane kırılma olmayıp ikiden daha fazla olan durumlar ile de karşılaşılabilir. Bu nedenle biz öncelikle (3) numaralı eşitlik ile verilen regresyon modelindeki kırılma sayısını artırarak makro iktisadi değişkenler de muhtemel farklı dönemler de ortaya çıkabilecek kırılmaları da göz önünde bulundurarak kırılma sayısını 3'e artırdık. Yeni durma ilişkin regresyon modelimiz (4) numaralı eşitlikteki gibidir.

$$\Delta y_t = \mu' + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^3 \phi_j DU_t(TB_j) + \sum_{j=1}^3 \theta_j DT_t(TB_j) + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

$$t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Daha önce belirtildiği üzere birim kök testleri zaman serilerinin kalıcılığı açısından sınırlı ilgi vermektedir. Bu nedenle, bu çalışma temel olarak zaman serilerinde ortaya çıkabilecek muhtemel kırılmaları göz önünde bulundurarak (4) numaralı eşitlik ile verilen regresyon modelindeki α parametresinin büyüklüğü ile buna ilişkin güven aralığı zaman serisinin kalıcılığı hakkında oldukça önemli düzeyde bilgi vermektedir.

(2) ve (4) numaralı eşitlikler ile verilen regresyon modellerindeki α parametresi için güven aralığı oluşturmak zordur çünkü EKK tahmincisinin asimptotik dağılımı (aynı zamanda onun yakınsama oranı) durağan ve birim

kök durumlarından farklıdır. Diğer bir deyişle eğer $\alpha < 1$ ise α için güven aralığı standart normal dağılıma dayanan geleneksel asimptotik yöntemler vasıtasıyla oluşturulabilir. Fakat geleneksel asimptotik yöntem sonlu örneklerde, özellikle de α bir civarındaysa, başarılı olamamaktadır. Yaklaşık birim kök durumlarında; α için oluşturulan asimptotik güven aralığı oluşturmada kullanılan konvansiyonel t -istatistik standart dağılımına sahip değildir. Bu durumda geleneksel güven aralığı asimptotik olarak geçerli olmayıp sonlu örneklerde muhtemelen çok kötü performans gösterecektir. Bu sorun geleneksel özçıkırım kullanılarak da çözülemez çünkü geleneksel özçıkımda doğru birinci derece asimptotik kapsama ile güven aralığı oluşturmada başarısız olacaktır (Basawa v.d. 1991). Buradaki temel problem asimptotik t -istatistiğin c üzerine dayanması ($\alpha=1+c/T$ ve T sonsuza gittikçe c sabit olur) ve eksensel (pivotal) olmamasıdır. Fakat geleneksel özçıkırım yöntemi örtülü olarak t -istatistiğin eksensel olduğunu varsayar. Bu sebeple de I inci tip hata için güven aralığı uygun bir biçim de kontrol edemeyebilir.

Hansen (1999) doğru birinci-derece asimptotik kapsama sahip α 'nın güven aralığı oluşturmak için bir yöntem geliştirmiştir. Hansen'in grid özçıkırım yöntemi, birim kök etrafında içinde doğru (correct) birinci dereceden asimptotik kapsamı sağlayan geleneksel yüzdeler (percentile) t -özçıkırım yöntemine bir alternatiftir. Grid özçıkırım ve geleneksel yöntem arasındaki en önemli fark, grid özçıkırım tüm α değerleri grid'ine t -istatistiği için sadece α 'nın EKK tahmincisi için değil ampirik sıklık derecesi (quantiles) hesaplar. α için Hansen'in grid özçıkırım yöntemi kullanılarak oluşturulan güven aralığı Rapach-Wohar (2004)'in çalışmasında detaylı bir şekilde açıklanmıştır. Bu nedenle bu çalışma da Hansen'in grid özçıkırım yöntemi üzerinde durulmamıştır.

Çalışmada zaman serilerindeki kalıcılığın ölçüne ilişkin bir şokun zaman serisi üzerindeki etkisinin yarı-ömür de süreğenliğin bir ölçütü olarak kullanılmıştır. Yarı-ömür etki tepki fonksiyonundan hesaplanmakta olup, bir

birim şokun %50 etkisinin azalması için gerekli olan dönem sayısı olarak tanımlanır. Bu çalışma da bir şokun yarı-ömrünün hesaplanmasın $\sup_{t \in L} \partial \tilde{y}_{t+1} / \partial \varepsilon_t \geq 0.5$ tanımdan faydalanılmıştır. (4) numaralı eşitlik ile verilen regresyon modeli y_t serisi için sonsuz hareketli ortalama modeli (5) numaralı eşitlikteki gibidir.

$$y_t = (1 + c_1 L + c_2 L^2 + \dots) \varepsilon_t \quad (5)$$

(5) numaralı eşitlikteki $(1 + c_1 L + c_2 L^2 + \dots)$ terimi $C(L) = (1 - \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_p L^p)^{-1}$ 'nin açılımı ile elde edilir. (5) numaralı eşitlikteki sonsuz hareketli ortalama modelindeki (c_1, c_2, \dots) katsayıları etki tepki olarak ifade edilir. Daha genel olarak (c_1, c_2, \dots) hareketli ortalama katsayıları t dönemindeki bir birim şokun $t+j$ döneminde y serisinin seviyesi üzerindeki etkisini ortaya koyar. Durağan bir zaman serisi için $C_\infty = 0$ dir. Bu nedenle durağan bir zaman serisi için şokların seri uzun dönemdeki etkisi sıfırdır. Bununla beraber sonsuzdan daha kısa dönemlerde $c_j = 0$ olur ve ölçülebilir düzeyde hala bir kalıcılık olabilir (Cheung-Lai, 2000). Bu çalışmada ayrıca detayları Gospodinov (2004)'in çalışmasında verilen hem geleneksel hem de Hansen'in yüzde birlik grid özçıkırım yöntemi kullanılarak şokun yarı-ömrü için %95 önem düzeyinde güven aralığı hesaplanmıştır.

Yarı ömür, $AR(p)$ seviyesi için etki tepki fonksiyonu vasıtasıyla hesaplanmıştır. Burada etki tepki fonksiyonlarının yarı ömrü için %95 güven yüzde birlik grid özçıkırım aralığı hesaplanması Gospodinov'da belirtilen yöntem kullanılarak yapılmıştır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

AMPİRİK SONUÇLAR

3.1. VERİ

Bu çalışmada reel faizin kalıcılığına ilişkin kullanılan veri seti Uluslararası Para Fonu'nun Uluslararası Finansal İstatistik Nisan 2011 CD-ROM veri setinden alınmıştır. Analize konu olan reel faiz oranı serisi 3 aylık frekansa sahiptir. Bu çalışmada analize konu olan gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için reel faiz oranlarının hesaplanmasında kullanılan nominal faiz oranı serileri farklılık göstermektedir. Güney Afrika ve Tayland gibi gelişmekte olan ülkeler için kullanılan nominal faiz oranı serisi kısa vadeli para piyasası faiz oranı serisi kullanılmıştır. Bunun birinci nedeni bu ülkelerde yaşanan finansal hareketler kısa dönemli olup bu ülkelere girip çıkan parasal hareketler daha çok menkul kıymetler piyasası ve benzeri alanlara olduğu için oldukça yüksek düzeyde riske maruz kalmaktadır. İkinci olarak bu gelişmekte olan ülkeler için veriye ulaşma sorunu olduğu için ülke grubu içinde sonuçları karşılaştırmak için kısa vadeli para piyasası faiz oranı kullanılmıştır. Almanya, ABD, Avustralya, Avusturya, Belçika, Danimarka, Fransa, Güney Kore, Hollanda, İngiltere, İrlanda, İsrail, İsviçre, İtalya, Kanada, Norveç ve Yeni Zelanda gibi ülkeler için nominal faiz için uzun vadeli hükümet tahvilli faiz oranı kullanılmıştır. Bu ülkeler için uzun vadeli faizlerin kullanılmasının bir nedeni bu verinin daha çok ülke için ulaşılabilir olması ve bir diğer nedeni ise yatırım ve tasarruf kararlarında uzun dönemli faizin daha belirleyici olmasıdır. Reel faiz oranı serisi nominal faiz oranından yıllık hale getirilmiş enflasyon serisi çıkarılarak hesaplanmıştır. Yıllık hale getirilmiş enflasyon serisi her bir ülkenin tüketici fiyat endeksleri kullanılarak hesaplanmıştır. Bunun için ilk olarak her bir ülkenin tüketici fiyat endekslerindeki mevsimsellik olup olmadığı kontrol edilmiştir. Tüm ülkelerin

tüketici fiyat endekslerinde mevsimsellik olduğu için öncelikle her bir seriye ilişkin dinamikler göz önünde bulundurularak Tramo-Seats yöntemi kullanılarak tüketici fiyat endeksleri mevsimsellikten arındırılmıştır. Mevsimsellikten arındırılan tüketici fiyat endeksleri kullanılarak yıllık hale getirilmiş enflasyon serisi hesaplanmıştır. Güney Kore, Güney Afrika, İsrail, Tayland, Almanya, ABD, Avustralya, Avusturya, Belçika, Danimarka, Fransa, Hollanda, İngiltere, İrlanda, İsviçre, İtalya, Kanada ve Norveç için veri dönemidir.

3.2. AMPİRİK SONUÇLARIN ANLAMI

Almanya, ABD, Avustralya, Avusturya, Belçika, Danimarka, Güney Afrika, Güney Kore, Hollanda, Fransa, İngiltere, İrlanda, İsrail, İsviçre, İtalya, Kanada, Norveç, Tayland ve Yeni Zelanda'ya ilişkin reel faiz oranı serilerindeki kalıcılığı incelemek için ilk olarak (4) numaralı eşitlikte belirtilen veri üreten süreci kullanarak k gecikme uzunluğu ile seride muhtemel ortaya çıkabilecek seviye kayması, trende kırılma ve hem seviye kayması hem de trend'de kırılma dönemleri belirlenmiştir. Çalışmada analiz ülkelerin dışında Japonya, Brezilya ve Arjantin gibi ülkelerinde reel faiz oranları da analiz edilmiştir. Fakat bu ülkelere ilişkin elde edilen sonuçlar anlamlı olmadığı için burada bu ülkelere ilişkin sonuçlar belirtilmemiştir. Analize konu olan ülkelere ait kırılma dönemleri Tablo 1 de verilmiştir. Tablo 1 de belirtilen kırılma dönemlerine ilişkin tahmin dönemleri kullanılarak oluşturulan kukla değişkenler yaratılmıştır. Her bir ülke için belirlenen kırılma yapısı ve bunların gerçekleştiği dönemler göz önüne alınarak oluşturulan kukla değişkenler bağımsız değişken iken reel faiz oranı serisine ilişkin tahmin değerleri ile gerçekleşen reel faiz oranı serilerine ilişkin grafikler Grafik 1 de verilmiştir.

Tablo 1 de verilen kırılma dönemleri incelendiğinde analize konu olan her bir ülkenin sahip olduğu ekonomik dinamikler ile dünya ekonomisinde yaşanan dinamikler incelendiğinde oldukça anlamlı sonuçlar olduğu gözlenmektedir. Bu durum Grafik 1 de açık bir şekilde görülmektedir.

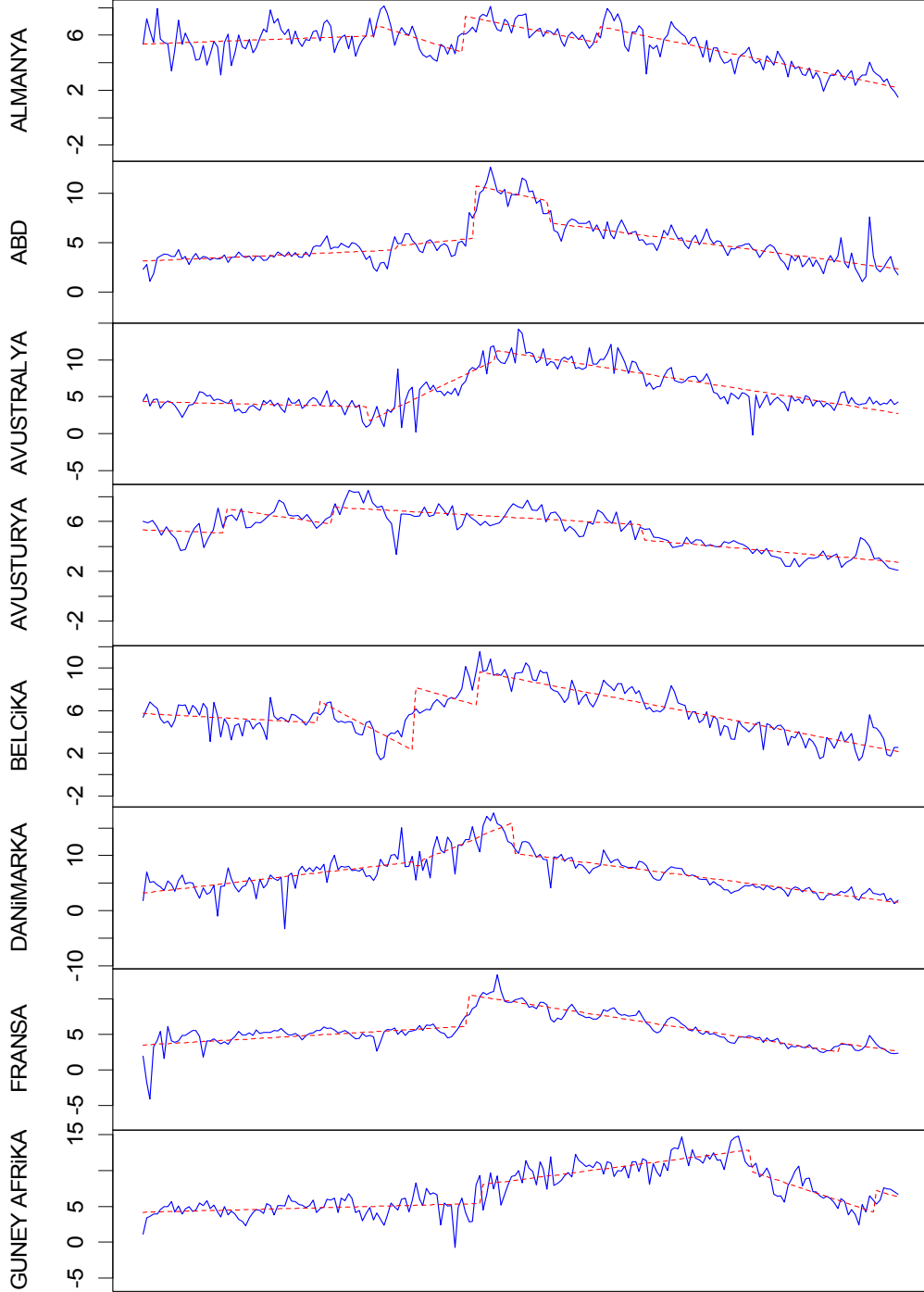
Tablo 1: Reel faiz oranı serisi için yapısal kırılma dönemleri ve bu dönemlere ilişkin kırılma değişkenleri.

Ülkeler	Seviye Kayması	Trend Kırılması	Seviye Kayması ve Trend Kırılması
Almanya	-	1979:Q4	1973:Q3 1989:Q2
ABD	-	-	1975:Q1 1980:Q3 1985:Q4
Avustralya	-	-	1973:Q1 1982:Q1
Avusturya	-	1980:Q2 1996:Q4	1974:Q3
Belçika	-	1976:Q1 1980:Q1	1969:Q3
Danimarka	-	1967:Q4	1976:Q4 1983:Q2
Fransa	-	2006:Q2	1980:Q1
Güney Afrika	-	2008:Q4	1981:Q1 2000:Q1
Güney Kore	-	-	1984:Q4 1998:Q3
Hollanda	-	1966:Q1 1996:Q4	1980:Q1
İngiltere	-	1966:Q1	1980:Q4

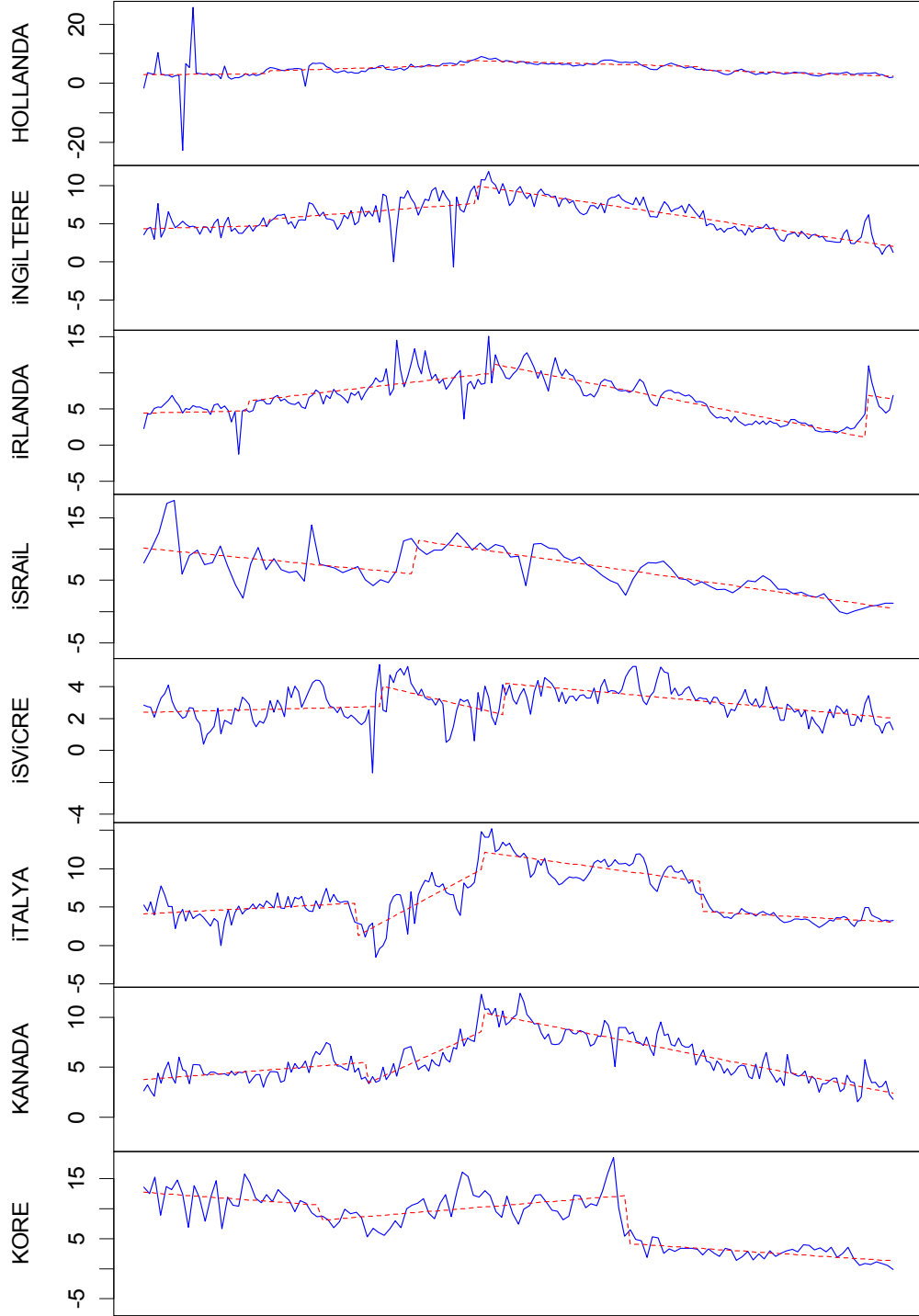
Tablo 1'in devamı

Ülkeler	Seviye Kayması	Trend Kırılması	Seviye Kayması ve Trend Kırılması
İrlanda	-	1964:Q3 2008:Q3	1982:Q1
İsrail	-	-	1994:Q4
İsviçre	-	-	1974:Q1 1982:Q4
İtalya	-	-	1972:Q2 1981:Q2 1996:Q4
Kanada	-	-	1973:Q1 1981:Q2
Norveç	1977:Q4 1981:Q2	-	1993:Q1
Tayland	1986:Q2 1989:Q4	-	1999:Q1
Yeni Zelanda	-	-	1973:Q1 1989:Q3

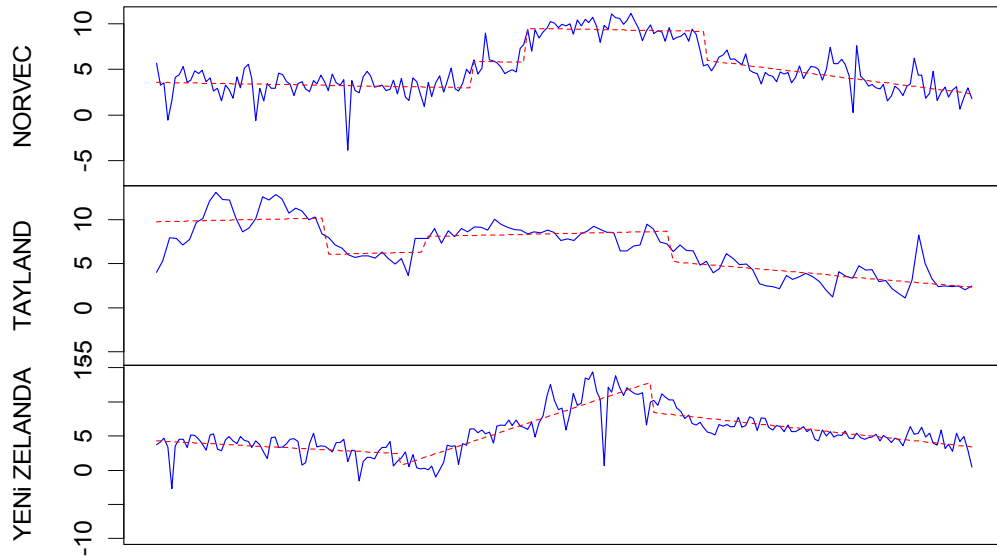
Grafik 1: Almanya, ABD, Avustralya, Avusturya, Belçika, Danimarka, Fransa ve Güney Afrika'nın reel faiz oranı ve yapısal kırılma dönemleri.



Grafik 2: Hollanda, İngiltere, İrlanda, İsrail, İsviçre, İtalya, Kanada ve Güney Kore'nin reel faiz oranı ve yapısal kırılma dönemleri.



Grafik 3: Norveç, Tayland ve Yeni Zelanda'nın reel faiz oranı ve yapısal kırılma dönemleri.



Bu çalışmada (2) numaralı eşitlik ile verilen ve Dickey-Fuller (1979) ve Said-Dickey (1984) tarafından geliştirilen ADF birim kök testinin uygulandığı regresyon modelleri tahmin edilmemiştir. O regresyon modeli Rapach-Wohar (2004) tarafından Almanya, ABD, Avustralya, Avusturya, Belçika, Danimarka, Hollanda, Fransa, İngiltere, İrlanda, İsviçre, İtalya, Japonya, Kanada ve Norveç'nin reel faiz oranlarının kalıcılığının incelenmesi için kullanılmıştı. Bu çalışmada ise Rapach-Wohar (2004)'ın yaptığı araştırma bir adım ileri götürülerek en çok üç tane olmak üzere seviye kayması, trend kırılması ve her iki kırılma durumunun birlikte olduğu durumu içeren ve (4) numaralı eşitlik ile ifade edilen regresyon modeli, analiz kapsamına alınan ülkelerin reel faiz oranı serileri için EKK tahmin edicisi ile, tahmin edildi. Her bir ülkenin reel faiz oranı için tahmin edilen (4) numaralı regresyon modelindeki k ve α 'nın tahmin değerleri sırasıyla Tablo 2'nin ikinci ve üçüncü sütunlarında verilmiştir. Tablo 2'nin ikinci sütununda verilen k gecikme değerleri her bir

ülke için bir olduğunu göstermektedir. Tablo 2'nin üçüncü sütununda verilen α 'nın EKK tahmin değerleri incelendiğinde bütün ülkeler için bu tahmin değerinin 0,7'den küçük olduğu görülmektedir. Sonuçlar biraz daha incelendiğinde Almanya, ABD, Avusturya, Belçika, Hollanda, Fransa, İsviçre, İtalya ve Tayland için α 'nın EKK tahmin değerleri ($0,4 < \hat{\alpha}_{EKK} < 0,7$) aralığı içine düşmektedir. Avusturya, Danimarka, Güney Afrika, Güney Kore, İngiltere, İrlanda, İsrail, Kanada, Norveç ve Yeni Zelanda için α 'nın EKK tahmin değerleri 0,4'den küçüktür.

Rapach-Wohar (2004) tarafından yapılan çalışmanın sonuçları α 'nın EKK tahmin değerleri Danimarka hariç Almanya, ABD, Avustralya, Avusturya, Belçika, Hollanda, Fransa, İngiltere, İrlanda, İsviçre, İtalya, Japonya, Kanada ve Norveç için 0,90 ve daha yüksektir. Bu çalışmadaki bulgular ile Rapach-Wohar (2004) tarafından yapılan çalışmanın sonuçları karşılaştırıldığından eğer reel faiz oranı serisinde muhtemel ortaya çıkabilecek yapısal kırılmalar göz önünde bulundurulmaz ise α 'nın nokta tahminlerinin yukarı yönlü olacağı açık bir şekilde görülmektedir.

Reel faiz oranı serisinde kalıcılığın daha bilgilendirici bir ölçütünü bulabilmek amacıyla çalışmada ayrıca tüm ülkelerde için α 'nın %95 güven aralığı için geleneksel özçıkırım ve Hansen (1999)'in grid özçıkırım yöntemleri kullanılmıştır. Yukarıda da bahsedildiği gibi Hansen (1999)'in grid özçıkırım yöntemleri güven aralığı geçerli birinci derecede asimptotik kapsama sağlar ve sonlu örneklerde iyi bir kapsamaya sahip görünmektedirler. Tüm ülkelerin reel faiz oranı serilerinin α tahmin değerleri için geleneksel özçıkırım %95 güven aralığının alt ve üst sınır değerleri sırasıyla 0,45 ve 0,7'den küçüktür. Diğer yandan α tahmin değerleri için grid özçıkırım %95 güven aralığının alt ve üst sınır değerleri sırasıyla 0,6 ve 0,78'den küçüktür. Bu tahmin sonuçları tüm ülkeler için reel faiz oranlarının birim kök hipotezi ile çeliştiğini göstermektedir. Geleneksel ve grid özçıkırım %95 güven aralıklarının alt sınırı reel faiz oranlarının oldukça düşük bir kalıcılığa sahip olduğunu göstermektedir.

Tablo 2: α parametresinin EKK tahmini ve bunun için %95 önem seviyesinde geleneksel ve grid özçıkırım güven aralıkları sonuçları.

Ülkeler	k^a	$\hat{\alpha}_{EKK}^b$	$\hat{\alpha}_{EKK}$ için %95 önem	$\hat{\alpha}_{EKK}$ için %95
			seviyesinde Geleneksel-özçıkırım güven aralığı	önem seviyesinde Grid-özçıkırım güven aralığı
Almanya	1	0,505	[0,364, 0,571]	[0,430, 0,657]
ABD	1	0,456	[0,279, 0,525]	[0,379, 0,632]
Avustralya	1	0,268	[0,108, 0,366]	[0,165, 0,430]
Avusturya	1	0,569	[0,409, 0,637]	[0,494, 0,739]
Belçika	1	0,544	[0,394, 0,616]	[0,467, 0,693]
Danimarka	1	0,153	[-0,006, 0,239]	[0,052, 0,323]
Fransa	1	0,609	[0,477, 0,677]	[0,533, 0,740]
Güney Afrika	1	0,294	[0,128, 0,383]	[0,188, 0,470]
Güney Kore	1	0,371	[0,185, 0,460]	[0,262, 0,580]
Hollanda	1	0,554	[-0,077, 0,148]	[-0,050, 0,201]
İngiltere	1	0,291	[0,132, 0,383]	[0,182, 0,449]
İrlanda	1	0,458	[0,295, 0,530]	[0,369, 0,619]
İsrail	1	0,387	[0,247, 0,482]	[0,281, 0,524]
İsviçre	1	0,515	[0,352, 0,589]	[0,433, 0,669]
İtalya	1	0,608	[0,444, 0,656]	[0,549, 0,770]
Kanada	1	0,455	[0,295, 0,534]	[0,366, 0,615]
Norveç	1	0,167	[0,006, 0,266]	[0,060, 0,333]
Tayland	1	0,658	[0,443, 0,723]	[0,588, 0,900]
Yeni Zelanda	1	0,335	[0,173, 0,421]	[0,238, 0,503]

^a Eşitlik (4) deki regresyon modeline ait k gecikme uzunluğu.

^b Eşitlik (4) deki AR sürecine ilişkin katsayı toplamalarının EKK tahmini.

Reel faiz oranı serisindeki kalıcılığın bir diğer alternatif ölçütü olan etki tepki fonksiyonuna dayalı yarı ömür ve yarı ömür için %95 anlamlılık düzeyinde geleneksel özçıkırım ve grid özçıkırım güven aralığı

incelenmiştir. Ülkelerin reel faiz oranı serisine ilişkin bir şokun yarı ömrü tahmin değerleri Tablo 3'ün ikinci kolonunda verilmiştir. Yarı ömür tahmin değerleri yıllıklaştırılmış değerlerdir. Yarı ömür tahmin değerleri incelendiğinde en yüksek süre 0,42 ile Tayland ve 0,36 ile Fransa'ya aittir. Tayland ve Fransa'nın dışından incelen ülkelerin reel faiz oranı serilerinin yarı ömür süreleri yaklaşık olarak çeyrek yıldır. Tayland'a ait tahmin sonucu bir kenara bırakıldığında tüm ülkeler için yarı ömür süresinin yaklaşık olarak çeyrek yıl olduğu ifade edilebilir. Tablo 3'ün üçüncü ve dördüncü sütunlarında sırasıyla %95 anlamlılık düzeyinde geleneksel özçıkırım ve grid özçıkırım güven aralık tahminleri verilmiştir. Tayland'ın yarı ömür süresi için %95 anlamlılık düzeyinde grid özçıkırım güven aralık tahmin sonucu hariç diğer ülkelerin yarı ömür süresi için geleneksel özçıkırım ve grid özçıkırım güven aralığı son derece dar dır. Tayland'ın reel faiz oranı serisinin yarı ömür süresi için %95 anlamlılık düzeyinde grid özçıkırım güven aralığının üst sınır değeri yaklaşık olarak bir buçuk civarıdır. Bunun dışındaki Tablo 3'de belirtilen yarı ömür süresine ait tüm alt ve üst yarı süre tahmin değerleri Tayland hariç diğer tüm ülkeler için yaklaşık olarak çeyrek yıl olduğunu göstermektedir. Kısaca Tablo 3'de verilen yarı ömür süresi ve buna ilişkin geleneksel ve grid özçıkırım %95 anlamlık düzeyindeki güven aralığı tahminleri reel faiz oranı serisindeki kalıcılığın düşük olduğunu göstermektedir.

Tablo 3: Reel faiz oranı serisi için bir şokun yarı-ömrü (HL_{IRF}) ve bunun için %5 önem seviyesinde geleneksel ve grid özçıkırım güven aralıkları sonuçları.

Ülkeler	HL _{IRF} ^a	HL _{IRF} için %95 önem seviyesinde Geleneksel-özçıkırım güven aralığı	HL _{IRF} için %95 önem seviyesinde Grid-özçıkırım güven aralığı
Almanya	0,255	[0,083, 0,322]	[0,083, 0,424]
ABD	0,250	[0,083, 0,275]	[0,083, 0,392]
Avustralya	0,250	[0,083, 0,250]	[0,083, 0,250]
Avusturya	0,320	[0,083, 0,399]	[0,083, 0,581]
Belçika	0,294	[0,083, 0,373]	[0,083, 0,477]
Danimarka	0,250	[0,083, 0,250]	[0,083, 0,250]
Fransa	0,364	[0,083, 0,451]	[0,094, 0,584]
Güney Afrika	0,250	[0,083, 0,250]	[0,083, 0,250]
Güney Kore	0,250	[0,083, 0,250]	[0,083, 0,332]
Hollanda	0,250	[0,083, 0,250]	[0,083, 0,250]
İngiltere	0,250	[0,083, 0,250]	[0,083, 0,250]
İrlanda	0,250	[0,083, 0,280]	[0,083, 0,376]
İsrail	0,250	[0,083, 0,250]	[0,083, 0,273]
İsviçre	0,265	[0,083, 0,342]	[0,083, 0,441]
İtalya	0,364	[0,083, 0,423]	[0,099, 0,672]
Kanada	0,250	[0,083, 0,284]	[0,083, 0,371]
Norveç	0,250	[0,083, 0,250]	[0,083, 0,250]
Tayland	0,425	[0,083, 0,540]	[0,114, 1,648]
Yeni Zelanda	0,250	[0,083, 0,250]	[0,083, 0,252]

^a Etki-tepki fonksiyonu üzerine dayalı bir şokun yarı-ömrünün yıllık hale getirilmiş tahminleri.

Tahmin sonuçlarından elde edilen sonuçlar genel olarak reel faiz oranlarının düşük kalıcılığa sahip olduğunu işaret etmektedir. Bu sonuç teorik alandaki önemi ile ilgili olarak ise Rose'un 1988 yılındaki makalesinde açıklamaları çerçevesinde açıklanabilir. Rose reel faiz oranı serisinde birim kök'ün olmasını kanonik tüketim tabanlı varlık fiyatlama modeli için ciddi bir sorun teşkil ettiğini belirtmiştir. Tüketim tabanlı varlık fiyatlama modeli için maksimizasyon problemi ile ilgili Euler Denklemi tüketim artış oranı ile reel faiz oranları arasında kuvvetli bir bağ gerektirmektedir. Eğer reel faiz oranları durağan değilse ve tüketim artışı durağansa, Euler Denklemi geçerli olmaz. Bu çerçevede bu çalışmadan elde edilen sonuçlar ile Rose'un ulaştığı sonuç genelleştirilebilir. Bu çalışmanın sonuçları reel faiz oranı serisindeki kalıcılığın düşük olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, eğer tüketim artışı yüksek oranda kalıcılık göstermiyorsa ki göstermeyecektir. Bu, Euler Denklemi şartlarının önemli bir zaman aralığı için ihlal edilmediğini ifade eder. Reel faiz oranı serisinin düşük düzeyde kalıcılığa sahip olması tüketim tabanlı varlık fiyatlama modelinin temelinde yer alan Euler Denkleminin şartlarının ihlal edilmediğini göstermektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada Almanya, ABD, Avustralya, Avusturya, Belçika, Danimarka, Güney Afrika, Güney Kore, Hollanda, Fransa, İngiltere, İrlanda, İsrail, İsviçre, İtalya, Kanada, Norveç, Tayland ve Yeni Zelanda'ya ilişkin reel faiz oranı serilerindeki kalıcılığı incelenmektedir. Bu amaçla, Said-Dickey (1984) tarafından ADF birim kök testinin uygulandığı regresyon modeli içerisinde reel faiz oranı serisinde muhtemel ortaya çıkabilecek seviye kayması, trende kırılma veya ikisinin birlikte gerçekleşebileceği en çok üç tane kırılma dönemini içeren regresyon modeli göz önünde bulundurulmuştur. Bu yapısal kırılma dönemleri içsel olarak belirlenmiştir. Reel faiz oranı serisinde kalıcılığın incelenmesi için Hansen (1999)'in grid özçıkırım ve etki tepki analizine dayalı olarak bir şokun yarı ömrü kullanılmıştır. Hansen'in grid özçıkırım yöntemi AR katsayılarının toplamı için birinci derecede doğru asimptotik ve de sonlu örneklemelerde iyi kapsamaya sahip güven aralığı oluşturmaktadır. Çalışmadan elde edilen tahmin sonuçları reel faiz oranı serisinin de yapısal kırılmalar göz önünde bulundurulduğunda reel faiz oranı serisinin düşük düzeyde kalıcılığa sahip olduğunu göstermektedir. Diğer yandan bir şokun yarı ömrü tahmin sonuçları ve buna ilişkin %95 anlamlık düzeyindeki güven aralığı tahminleri Tayland hariç diğer ülkeler için bir şokun reel faiz oranı serisi üzerindeki yarı ömrünün ortalama çeyrek yıl olduğunu göstermektedir. Bu iki sonuç reel faiz oranı serilerinde yapısal kırılmalar dikkate alındığında reel faiz oranı serisinin düşük düzeyde kalıcılığa sahip olabileceğini göstermektedir. Bu durum teorik modellerce dikkate alınmalıdır.

KAYNAKÇA

ANDREWS, D.W.K. ve CHEN, H.Y.; “Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models.”, **Journal of Business and Economic Statistics**, sayı 12, 1994, sayfa 187-204.

BAI, Jushan ve PERRON, Pierre; “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes.”, **Econometrica**, sayı 66, 1998, sayfa 47-68.

BAI, Jushan ve PERRON, Perron; “Multiple Structural Change Models: A Simulation Analysis.”, Manuscript, Boston University, 2001.

BAI, Jushan ve PERRON, Pierre; “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models.”, **Journal of Applied Econometrics**, sayı 18, 2003, sayfa 1-22.

BANERJEE, Anindya, LUMSDAINE, Robin L. ve STOCK, James H.; “Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence.”, **Journal of Business & Economic Statistics**, cilt 10, sayı 3, 1992, sayfa 271-287.

BASAWA I.V., MALLIK, A.K., MCCORMICK, W.P., REEVES, J.H. ve TAYLOR, R.L.; “Bootstrapping Unstable First-Order Autoregressive Processes.”, **Annals of Statistics**, sayı 19, 1991, sayfa 1098–1101.

CAMPBELL, John Y. ve PERRON, Pierre; "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots.", **NBER Chapters**, in: **NBER Macroeconomics Annual 1991**, cilt 6, 1991, sayfa 141-220.

CAPORALE, Tony ve GRIER, Kevin B.; "Political Regime Change and the Real Interest Rate.", **Journal of Money, Credit, and Banking**, sayı 32, 2000, sayfa 320-334.

CHEUNG, Yin-Wong ve LAI, Kon S.; "On Cross-Country Differences in the Persistence of Real Exchange Rates.", **Journal of International Economics**, cilt 50, sayı 2, 2000, sayfa 375-397.

CHRISTIANO, Lawrence J.; "Searching for a Break in GNP.", **Journal of Business & Economic Statistics**, cilt 10, sayı 3, 1992, sayfa 237-250.

CLEMENTE, Jesus, MONTANES, Antonio ve REYES, Marcelo; "Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in the Mean.", **Economics Letters**, cilt 59, sayı 2, 1998, sayfa 175-182.

DHRISTOPOULOS, Dimitris K. ve LEAN LEDESMA, Miguel A.; "A Long-Run Non-Linear Approach to the Fisher Effect.", **Journal of Money, Credit and Banking**, cilt 39, sayı 3, 2007, sayfa 543-559.

CROWDER, W.J. ve WOHAR, Mark E.; "Are Tax Effects Important in the Long-Run Fisher Relationship? Evidence From the Municipal Bond Market.", **Journal of Finance**, cilt 54, sayı 1, 1999, sayfa 307-317.

DICKEY, D.A. ve FULLER, W.A.; "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root.", **Journal of the American Statistical Association**, sayı 74, 1979, sayfa 427-431.

ENGLE, R. ve GRANGER, C.; "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.", **Econometrica**, cilt 55, sayı 2, 1987, sayfa 251-276.

FAMA, Eugene F.; "Interest Rates and Inflation: The Message in the Entrails.", **American Economic Review**, sayı 65, 1977, sayfa 487-496.

FAMA, Eugene F. ve GIBBONS, Michael R.; "Inflation, Real Returns, and Capital Investment.", **Journal of Monetary Economics**, sayı 9, 1982, sayfa 297-324.

FRIEDMAN, Milton ve SCHWARTZ, Anna J.; **A Monetary History of the United States**, National Bureau of Economic Research, 1963.

FULLER, W.; **Introduction to Statistical Time Series**, New York, John Wiley, 1976.

GARCIA, Rene ve PERRON, Pierre; "An Analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shifts.", **Review of Economics and Statistics**, sayı 78, 1996, sayfa 111-125.

GOSPODINOV, N.; "Asymptotic Confidence Intervals for Impulse Responses of Near-Integrated Processes.", Manuscript, Concordia University, 2004.

GRANGER, Clive W. J. ve NEWBOLD, Paul; "Spurious Regressions in Econometrics." **Journal of Econometrics**, sayı Şubat, 1974, sayfa 111-20.

GRANGER, Clive W. J.; "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification.", **Journal of Econometrics**, cilt 16, sayı 1, 1981, sayfa 121-130.

HANSEN B.E.; "The Grid Bootstrap and the Autoregressive Model.", **Review of Economics and Statistics**, sayı 81, 1999, sayfa 594–607.

HOSKING, J. R. M.; "Fractional Differencing.", **Biometrika**, sayı 68, 1981, sayfa 165-176.

HUIZINGA, John ve MISHKIN, F.S.; "Inflation and Real Interest Rates on Assets with Different Risk Characteristics.", **Journal of Finance**, sayı 39, 1984, sayfa 699-712.

HUIZINGA, John ve MISHKIN, F.S.; "Monetary Regime Shifts and the Unusual Behavior of Real Interest Rates.", **Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy**, sayı 24, 1986, sayfa 231–274.

KARANASOS, M., SEKIOUA, S.H. ve ZENG, N.; "On the Order of Integration of Monthly US Ex-ante and Ex-post Real Interest Rates: New Evidence From Over a Century of Data.", **Economics Letters**, cilt 90, sayı 2, 2006, sayfa 163-169.

KOUSTOS, Zisimos ve LAMARCHE, Jean-Francois; "Estimation of a Nonlinear Taylor Rule Using Real-Time U.S. Data.", **Working Papers 1005**, Brock University, Department of Economics, 2010.

LAI, Kon S.; "Long-term Persistence in the Real Interest Rate: Some Evidence of a Fractional Unit Root?", **International Journal of Finance and Economics**, sayı 2, 1997, sayfa 225-235.

LAI, Kon S.; "On Structural Shifts and Stationarity of the Ex Ante Real Interest Rate.", **International Review of Economics and Finance**, sayı 13, 2004, sayfa 217-228.

LAI, Kon S.; "The Puzzling Unit Root in the Real Interest Rate and Its Inconsistency with Intertemporal Consumption Behavior.", **Journal of International Money and Finance**, sayı 27, 2008, sayfa 140-155.

LUCAS, Robert E.; "Asset Prices in an Exchange Economy.", **Econometrica**, cilt 46, sayı 6, 1978, sayfa 1429-1445.

LUMSDAINE, Robin L. ve PAPELL, David H.; "Multiple Trend Breaks And The Unit-Root Hypothesis.", **The Review of Economics and Statistics**, cilt 79, sayı 2, 1997, sayfa 212-218.

LUUKKONEN, R.P., SAIKKONEN, P. ve TERASVIRTA, T.; "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models.", **Biometrika**, sayı 75, 1988, sayfa 491-499.

MANKIW, Gregory N. ve MIRON, Jeffrey A.; "The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates.", **Quarterly Journal of Economics**, sayı C1-2, 1986, sayfa 211-228.

MILLION, Nicolas; "Central Bank's Interventions and the Fisher Hypothesis: A Threshold Cointegration Investigation.", **Economic Modelling**, cilt 21, sayı 6, 2004, sayfa 1051-1064.

MISHKIN, F.S.; "The Real Rate of Interest: An Empirical Investigation.", **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, sayı 15, 1981, sayfa 151-200.

MISHKIN, F.S.; "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship Between Inflation and Interest Rates.", **Journal of Monetary Economics**, cilt 30, sayı 2, 1992, sayfa 195-215.

NEELY, Christopher J. ve RAPACH, David E.; "Real Interest Rate Persistence: Evidence and Implications.", **Review, Federal Reserve Bank of St. Louis**, sayı Kasım, 2008, sayfa 609-642.

NELSON, Charles R. ve SCHWERT, G. William; "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis That the Real Rate of Interest is Constant.", **American Economic Review**, sayı 67, 1977, sayfa 478-486.

NELSON Charles R., PLOSSER C.I.; "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series.", **Journal of Monetary Economics**, sayı 10, 1982, sayfa 139-162.

NG, Serena ve PERRON, Pierre; "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag.", **Journal of Business and Economic Statistics**, cilt 90, sayı 429, 1995, sayfa 268-281.

NG, Serena ve PERRON, Pierre; "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power.", **Econometrica**, sayı 69, 2001, sayfa 1519-1554.

NORRBIN, Stefan ve PIPATCHAIPOOM, Onsurang; "Is the Real Dollar Rate Highly Volatile?", **Economics Bulletin**, cilt 6, sayı 2, 2007, sayfa 1-15.

NOUIRA, Leila, AHAMADA, Ibrahim, JOUINI, Jamel, ve NURBEL, Alain; "Long-memory and shifts in the unconditional variance in the exchange rate euro/US dollar returns.", **Applied Economics Letters**, cilt 11, sayı9, 2004, sayfa 591-594.

PADOVANO, Fabio ve GALLI, Emma; "Tax Rates and Economic Growth in the OECD Countries (1950-1990).", **Economic Inquiry**, cilt 39(1), 2001, sayfa 44-57.

PERRON, Pierre; "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis.", **Econometrica**, sayı 57, 1989, sayfa 1361-1401.

PERRON, Pierre; "Testing for a Unit Root in a Time Series Regression with a Changing Mean.", **Journal of Business and Economic Statistics**, sayı 8, 1990, sayfa 153-162.

PERRON, Pierre ve VOGELSANG, Timothy J.; "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity.", **Journal of Business & Economic Statistics**, cilt 10, sayı 3, 1992, sayfa 301-320.

PERRON, Pierre ve NG, Serena; "Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties.", **Review of Economic Studies**, cilt 63, sayı 3, 1996, sayfa 435-463.

PERRON, Pierre; "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables.", **Journal of Econometrics**, cilt 80, sayı 2, 1997, sayfa 355-385.

PERRON, Pierre ve RODRIGUES, G.; "Residual Based Tests for Cointegration with GLS Detrended Data.", Manuscript, Boston University, 2001.

PHILLIPS, P.C.; "Time Series Regression with a Unit Root.", **Econometrica**, cilt 55, sayı 2, 1987, sayfa 277-302.

PHILLIPS, P.C. ve OULIARIS, S.; "Asymptotic properties of residual based tests for cointegration.", **Econometrica**, cilt 58, sayı 1, 1990, sayfa 165-193.

PHILLIPS, P.C. ve PERRON, P., "Testing for a unit root in time series regression.", **Biometrika**, sayı 75, 1988, sayfa 335-346.

PHILLIPS, P.C., SUN, Yixiao ve JIN, Sainan; "Spectral Density Estimation and Robust Hypothesis Testing Using Steep Origin Kernels without Truncation.", **University of California at San Diego, Economics Working Paper Series 32811**, Department of Economics, UC San Diego, 2004.

RAPACH, David E. ve WOCHAR, Mark E.; "The Persistence in International Real Interest Rates.", **International Journal of Finance & Economics**, cilt 9, sayı 4, 2004, sayfa 339-346.

RAPACH, David E. ve WEBER, Christian E.; "Are Real Interest Rates Really Nonstationary? New Evidence From Tests with Good Size and Power.", **Journal of Macroeconomics**, cilt 26, sayı 3, 2004, sayfa 409-430.

ROMANO, J.P. ve WOLF, M.; "Subsampling Intervals in Autoregressive Models with Linear Time Trends.", **Econometrica**, sayı 69, 2001, sayfa 1283–1314.

ROMER, D.; **Advanced Macroeconomics**, New York, McGraw-Hill, 1996.

ROSE, A.K.; "Is the Real Interest Rate Stable.", **Journal of Finance**, sayı 43, 1988, sayfa 1095-1112.

SAID, D.E. ve DICKEY, D.A.; "Testing for Unit-Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order.", **Biometrika**, sayı 71, 1984, sayfa 599-607

SCHWERT, G. William; "The Time Series Behavior of Real Interest Rates: A Comment.", **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, sayı 24, 1986, sayfa 275-287.

SCHWERT, G. William; "Testing for unit roots: A Monte Carlo investigation.", **Journal of Business and Economic Statistics**, cilt 7, sayı 2, 1989, sayfa 147-159.

SHILLER, Robert J. ve SIEGEL, Jeremy J.; "The Gibson Paradox and Historical Movements in Real Interest Rates.", **Journal of Political Economy**, sayı 85, 1977, sayfa 891-907.

SHILLER, Robert J.; "The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure.", **Journal of Political Economy**, sayı 87, 1979, sayfa 1190-1219.

SHILLER, Robert J.; "Can the Fed Control Real Interest Rates.", **Rational Expectations and Economic Policy**, University of Chicago Press, 1980.

STOCK, J.H. ve WATSON, M.W.; "Testing for Common Trends.", **Journal of the American Statistical Association**, cilt 83, sayı 404, 1988, sayfa 1097-1107.

TSAY, Wen-Jen; "Long Memory Story of the Real Interest Rate.", **Economics Letters**, cilt 67, sayı 3, 2000, sayfa 325-330.

ZIVOT, Eric ve ANDREWS, D.W.K.; "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis.", **Journal of Business & Economic Statistics**, cilt 10, sayı 3, 1992, sayfa 251-270.

ÖZET

EKİNCİ, Çağdaş. “Uluslararası Reel Faiz Oranı Serisindeki Kalıcılığın Yapısal Kırılma Durumunda İncelenmesi”, Yüksek Lisans Tezi, Ankara, 2011.

Çalışma, reel faiz oranı serilerindeki yapısal kırılmaların dikkate alınması durumunda, reel faiz oranlarındaki kalıcılığın oldukça düşük düzeyde olduğunu göstermektedir. İncelenen ülkelerin Tayland hariç hepsinde bir şokun reel faiz oranı üzerindeki yarı ömrünün ortalama olarak çeyrek yıl olduğu görülmektedir. Yapısal kırılmaların analize dahil edilmesinin reel faiz oranlarının kalıcılığı konusundaki bulguları değiştirdiği görülmekte olup, bu sonuçların teorik modeller üzerindeki etkilerinin incelenmesi gerekmektedir.

Anahtar Kelimeler:

1. Reel Faiz
2. Yapısal Kırılmalar
3. Zaman Serileri
4. Reel Faiz Serisinin Kalıcılığı

ABSTRACT

EKİNCİ, Çağdaş. “Analysis of Persistency of International Real Interest Rates in the Presence of Structural Break”, Master Thesis, Ankara, 2011.

This thesis proves that persistency of real interest rates is quite low if structural breaks in real interest rates series are taken into consideration. Excluding Thailand, for all the countries investigated the half life of a shock on the real interest rates is almost a quarter year. Existence of structural break changes of evidences about the persistency of real interest rates, the effects of these findings on the theoretical models should be investigated.

Key Words:

1. Real Interest
2. Structural Break
3. Times Series
4. Persistence of Real Interest Rates