



KOŞULLULUK ARACI OLMA BAĞLAMINDA KISA VADELİ FAİZ ORANLARININ HEDEFLenen ENFLASYONDAN SAPMADA KULLANIMI: BOUNDS TEST YAKLAŞIMI (TÜRKİYE ÖRNEĞİ)

Arş. Gör. Dr. Mahmut ZORTUK *

Bu makale 24.09.2007 tarihinde alınmış hakem kontrolü sonrasında 25.12.2007 tarihinde düzeltilerek yayını uygun bulunmuştur.

Abstract

In that study discussed to apply the processing of over-cover and uncover inflation targeting strategy between the year intervals 2001-2006 in Turkey and targeting simultaneously; in the situation of inflation rates, potential production level and exchange rate occur a deviation, how the short run interest rates follow a way that is tried to determine. For determining of inflation rates, also one of the most known ways is Taylor Rule. The processing of Taylor Rule analyzed by helping of Bounds Test, which is a new method comparatively, includes Turkey and understood the result that the mentioning variations, which forms Taylor Rule, effect on the short run interest clearly.

Keywords:: Taylor Rule, Short Run Interest Rate, Bounds Test, Inflation Targeting, Output Gap, Nominal Exchange Rate, Central Bank, Model of UECM.

Jel Classification:: C32, E31, E58

Özet

Bu çalışmada, Türkiye’de 2001–2006 yılları arası örtük ve açık enflasyon hedeflemesi stratejisinin uygulanması sürecinde, hedeflenen enflasyon oranından, potansiyel üretim düzeyinden ve döviz kurlarından bir sapma meydana gelmesi durumunda kısa vadeli faiz oranlarının nasıl bir seyir izleyeceği tespit edilmeye çalışılmıştır. Faiz oranlarının belirlenmesine yönelik en çok bilinen yöntemlerden birisi Taylor Kuralıdır. Taylor Kuralı’nın işleyişi, nispeten yeni bir yöntem olan Bounds (Sınır) Testi yardımıyla Türkiye kapsamında analiz edilmiş ve Taylor Kuralı’nı oluşturan söz konusu değişkenlerin kısa vadeli faiz oranları üzerinde anlamlı bir şekilde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Taylor Kuralı, Kısa Vadeli Faiz Oranları, Bounds Test, Enflasyon Hedeflemesi, Üretim Açığı, Nominal Döviz Kuru, Merkez Bankası, UECM Modeli.

JEL Sınıflaması:: C32, E31, E58

* **Adres:** İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Bölümü Ekonometri A.B.D.

E-Mail: mzortuk@istanbul.edu.tr



GİRİŞ

Koşulluluk aracının, bir reaksiyon fonksiyonu olarak algılanabilmesi mümkündür. Bu reaksiyon fonksiyonu, politika yapıcılarına kısa vadede etkin ve geçerli bir araç olarak hizmet sunmalı ve hedeflenen enflasyon oranı doğrultusunda, hedeften bir sapma olduğu takdirde, bu saptamalara tepki vermeli ve politika tepki fonksiyonu parametrelerini içermelidir. Bu araç, ideal olarak herhangi bir politik araçtaki değişimleri/gelişimleri, enflasyondan saptamalarla ilişkilendiren basit, kolay anlaşılabilir ve etkili bir araç olmalıdır. Bu bağlamda Taylor Kuralı ve Mc Callum Kuralı vb. bu araçlara örnek olarak verilebilir. Bu kurallar oldukça esnekler ve göreceli olarak tüm bilgiyi dikkate alarak politika yapıcılarına karar alma sürecinde yol göstermek üzere sunarlar.(Blejer vd., 2001: 8-9)

Söz konusu kuralların basit ve anlaşılır olması uygulamada birçok başarılı örnekler ortaya koymuştur. Bu kuralların ana noktası, anlaşıldığı üzere politika yapıcılarına ani manevra kabiliyeti sağlamalarıdır. Örneğin Taylor Kuralının, özellikle enflasyon hedeflemesi rejimi uygulayan Merkez Bankalarının, hedeflenen enflasyondan bir sapma söz konusu olduğunda temel politika aracı olan faiz oranlarını hangi yönde değiştireceğine cevap vermesi bu kuralı birçok Merkez Bankasının uygulamasına yol açmıştır.

Taylor Kuralının temel mantığı, enflasyon ve üretim düzeyindeki değişimlere/saptamalara tepki olarak bir kısa dönem nominal faiz oranı seti oluşturmasıdır. Enflasyon oranının veya reel gelirin hedeflenen düzeyin üzerinde (altında) olduğu dönemlerde Merkez bankası para politikası aracı olarak faiz oranlarını arttırarak (azaltarak) enflasyon oranını ve büyümeyi uzun dönem dengesine yaklaştırabileceği, özellikle gelişmekte olan ülkelerde gözlemlenmiştir. Eğer enflasyon oranı hedeflenen değerin veya üretim düzeyi hedeflenen altında ise, MB kısa dönem faizleri arttırarak toplam talebi kısabilir. Bu yolla enflasyon oranı veya reel üretim hedeflenen düzeylere çekilebilir. (Çakır Yıldız, 2006: 157–158)

Netice olarak reaksiyon fonksiyonu, enflasyon ve üretimdeki çeşitli sebeplere bağlı olarak meydana gelen dalgalanmaları para politikası araçlarını kullanarak nasıl dengeye çekilebileceğini gösteren bir yapıya sahip olmalıdır.

Bhattarai; Almanya, Fransa, Japonya, İngiltere ve ABD için yapmış olduğu çalışmada bu ülkeler için Taylor kuralının varlığını yani faiz oranı kuralının işlediğini kanıtlamış ayrıca kurduğu model yardımıyla da öngöründe bulunabilmiştir.(Bhattarai, 2006: 1–26)

Kesriyeli ve Yalçın, Taylor Kuralını Türkiye Ekonomisi'nde işlerliği açısından incelemiş, ancak incelenen dönemde (1998) Türkiye'nin yüksek ve kronik enflasyona sahip olmasından dolayı, faiz oranlarının fiyat istikrarını sağlama aracı olarak kullanılamayacağı sonucuna ulaşmışlardır. (Kesriyeli, Yalçın, 1998: 1–5)

Akat 2001–2004 dönemi için yeni bir parasal kural önerisinde bulunmak amacıyla Taylor tipi Kuralı incelemiş ve nispeten daha anlamlı sonuçlara ulaşmıştır.(Akat, 2004: 1–19)

Yazgan ve Yılmazkuday geliştirmekte olan ülke ekonomileri kapsamında, İsrail ve Türkiye'yi Taylor Kuralı ekseninde, aylık verileri kullanarak genelleştirilmiş momentler metodu ile yaptıkları tahmin sonuçlarına göre karşılaştırmış ve her iki ülke içinde Taylor Kuralının Merkez Bankasının davranışlarını oldukça iyi açıkladığı sonucuna ulaşmışlardır. (Yazgan, Yılmazkuday, 2007: 1–8)

Faiz oranlarının MB'ler için bu denli önemli bir anahtar konumuna gelmesinde günümüz ekonomi aktörlerine soyut ifadelerden çok somut politikalar üretme olanağı sağlamış olmasının rolü hiç şüphesiz çok büyüktür.(Bhattarai, 2006: 3)

Bu bağlamda Taylor, toplam iktisadi faaliyetlerde meydana gelen dalgalanmaların derecelerini azaltmak iç ve dış dengeyi sağlamak için üretim ve enflasyon açıklarına bakarak faiz oranlarının sistematik bir biçimde nasıl kararlaştırıldığını gösteren bir model kurmuştur. (Taylor,1993: 1–15)

I.Analizde Kullanılacak Yöntem ve Veriler

Orijinali Taylor'a ait olan bu basit faiz oranı modeli üç eşitlikte gösterilebilir; (Bhattarai, 2006: 4–7)

İlk eşitlik mevcut üretim açığını ($Y_t - Y_t^*$) göstermek için kullanılır. Bu eşitlik t zamanında gerçekleşebilecek üretim ile t zamanında gerçekleşen üretim arasındaki farkı



(üretim açığı); para otoritesinin hedef faizinden bir önceki periyot da gerçekleşen faizdeki sapmanın ($i_{t-1} - i_{t-1}^*$) bir unsuru olarak ortaya koyar. Bu ilişkinin negatif olması umulur çünkü doğal olarak yüksek faiz oranlarının müşteri ve firmaların harcamalarını düşürmesi ve ekonomide de aşağıdaki gibi bir etki oluşturması beklenir;

$$Y_t - Y_t^* = -d (i_{t-1} - i_{t-1}^*) \quad d > 0 \quad (1)$$

1 no'lu eşitlikte, Y_t gerçekleşen üretim seviyesini, Y_t^* üretim potansiyelini; i_t t periyodunda gerçekleşen faiz oranını; i_t^* ise para otoritesinin belirlediği (t döneminde) hedef faiz oranı düzeyini ifade eder.

2 no'lu eşitlik ise ekonomide fiyat seviyelerinin, iktisadi faaliyetlerin seviyesine nasıl tepki verdiğini toplam arz bağlamında göstermektedir. Bu eşitlik şu şekilde ifade edilmektedir;

$$\pi_t = \pi_t^* + c (Y_{t-1} - Y_{t-1}^*) \quad c > 0 \quad (2)$$

Bu eşitlikte π_t gerçekleşen enflasyon oranını; π_t^* hedeflenen enflasyon oranını göstermektedir. Eğer üretim, t periyodun da potansiyel üretimin üzerinde olursa emek piyasası ücretlerin artması için baskıda bulunabilir. Ücret oranlarındaki artışlarda daha yüksek fiyatlara ve dolayısıyla da daha yüksek enflasyona dönüşür (arz fazlası durumu).

Sonuç olarak 1. ve 2. eşitliklerin bileşiminden elde edilen Taylor'un basit faiz oranı kuralı, politika yapıcılarına üretim ve enflasyon oranlarının göreceli olarak hedeflenenden daha çok olması durumunda faiz oranlarının ne kadar arttığını gösterir;

$$i_t = i_t^* + a(\pi_t - \pi_t^*) + b (Y_t - Y_t^*) \quad a > ; \quad b > 0 \quad (3)$$

Bu eşitlikte i_t t zamanındaki nominal faiz haddini; i_t^* hedef faiz oranını veya reel faiz oranını; $(Y_t - Y_t^*)$ t zamanındaki üretim açığını; $(\pi_t - \pi_t^*)$ ise enflasyon açığını ifade etmektedir.

Taylor orijinal çalışmasında b'nin büyüme tepki katsayısı olduğunu; a'nın ise Merkez Bankasının enflasyon tepki katsayısı olduğunu belirtmiş; i_t^* 'yi 2 olarak sabitleyip a ve b'ye de 0,5 değerlerini vermiştir.



Taylor Kuralı, enflasyonun hedeflenen değerinden %1 fazla olması veya üretim açığının potansiyel değerinin %1 üzerinde olması durumunda, reel faizlerin %1/2 oranında arttırılmasını öngörmektedir. Taylor Kuralının görüldüğü üzere ana avantajı, ekonominin işleyişine yönelik karmaşık modellere karşı basit bir model önermesi ve bu önerilen modelinde politika yapıcılarına üzerine odaklandıkları anahtar araçları sunmasıdır. (Plantier and Scrimgeour, 2002: 2-3)

Taylor kuralına yöneltilen önemli bir eleştiri enflasyon hedeflemesi stratejisinde gelişmekte olan ülkelere uygulanabilirliği sorunudur. Bu sorun, Taylor Kuralının kur oranlarını ihmal etmesinden ve kur oranlarının gelişmekte olan ülkelerde, uluslararası ticarete olan bağlılıktan dolayı özel bir öneme sahip olmasından kaynaklanır. Enflasyon hedeflemesi stratejisi açısından bakıldığında, kur oranları ekonomiyi iki ana yoldan etkiler; (Çakır Yıldız, 2006: 159)

İlki ve en doğrudan olanı, kur oranlarının ithal malların fiyatlarını dolayısıyla da enflasyonu etkilemesidir. İkinci olarak, kur oranı dünya piyasalarındaki yerel malların rekabet gücünü, dolayısıyla da ekonomideki toplam talep seviyesini etkiler. Toplam talep de, enflasyonu etkiler.

Bu bağlamda Taylor kuralının bu eksikliğini (gelişmekte olan ülkelerde) gidermek için açık ekonomide politika kuralını tanımlamaya yönelik çalışmalardan C. Greiber ve B. Herz nominal döviz kurunu da dikkate alarak aşağıdaki modeli oluşturmuşlardır. (Ongan, 2004: 1-12)

$$i_t = \alpha + \beta (\pi_t - \pi_t^*) + \gamma (Y_t - Y_t^*) + \delta (e_t - e_t^*) \quad (4)$$

(4) no'lu denklem, kısa dönem nominal faiz haddinin sırasıyla enflasyon, üretim ve nominal döviz kuru açıklarına bağlı olarak gerçekleştiği durumu göstermektedir (gerçek değerlerin kendi hedef değerlerinden sapsması).

Gerçek değerlerden hedef değerlerin farkını ifade eden “açık”, farklı şekillerde hesaplanılmaktadır. Konu ile ilgili modellerde üretim açığının ölçülmesinde bir standart söz



konusu iken enflasyon açığı ve döviz kurundaki açık ele alınan dönemdeki serinin ortalaması şeklinde ifade edilebilmektedir.

Çalışmanın özelliği gereği başlangıç tarihi olarak, TCMB'nin enflasyon hedeflemesi stratejisine geçiş sürecinde hedeflenen enflasyon oranlarını beklenti anketi kapsamında resmi web sitesinde yayınlamaya başladığı tarih olan 2001 yılı Ağustos ayı seçilmiştir. Henüz 2007 yılı sonu enflasyon oranı belli olmadığından bitiş tarihi olarak da 2006 yılı sonu temel alınmıştır. Bu çerçevede analiz 2001-M8 ve 2006-M12 tarihleri arasını içeren veriler kapsamında yapılacaktır.

Çalışmada anlaşılacağı üzere aylık veriler kullanılacaktır, verilerin derlenmesinde Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın resmi web sitesinde yer alan elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) ve International Financial Statistic (IFS) kaynaklı verilerden yararlanılmıştır.

IFS, nominal döviz kuru, tüketici fiyat endeksi ve faiz oranlarını Türkiye için 2000=100 temelinde hesapladığından dolayı baz yılı problemini önemli ölçüde azaltmıştır. GSYİH verilerinin derlenmesinde ise, TCMB' sının yayınladığı aylık cari gayrisafi yurtiçi hâsıla verilerine yine aylık Tüfe'ler yardımıyla 2000=100 endeksleme işlemi yapılarak analize dâhil edilmiştir.

Çıktı (üretim) açığının tespitinde değişik teknikler kullanılmaktadır. Kullanılan teknikler üç farklı temel kategoride ele alınabilmektedir; (Ongan, 2004: 5)

Birinci grupta gayrisafi yurtiçi hâsıla (GSYİH) verilerinden yararlanılarak potansiyel çıktı verilerine ulaşılmaktadır. Bu grupta yer alan uygulamalardan en yaygın olanları lineer zaman trendi ve Hodrick -Prescott (HP) gibi filtreleme yöntemleridir.

İkinci grupta yer alan yaklaşımda ise iktisat teorisinden yararlanılmaktadır. Potansiyel çıktının ve dolayısıyla üretim açığının oluşturulmasında bu yaklaşımın en bilinen özelliklerinden birisi Cobb- Douglas üretim fonksiyonudur.

Son grupta yer alan karma yaklaşımda ise genellikle ekonominin arz yönünü ve iş çevrimleri ile ilgili teoriler birlikte ele alınmaktadır. Yapısal vektör otoregresyon modelleri Beveridge-Nelson yöntemi ve Cochrane yöntemi en çok kullanılan tekniklerdendir.

HP filtresi; belirli bir serinin kısa dönem dalgalanmalarını arıtarak doğrusal olmayan bir büyüme trendi oluşturma fonksiyonunu yerine getirmektedir. İki taraflı doğrusal bir filtre olan HP filtresi ana seri olan “y”nin içinden yumuşatılmış bir “s” trendini tahmin etme işlevini yerine getirmektedir. Bu süreçte bir taraftan “y”nin “s” etrafındaki varyansı minimize edilirken diğer taraftan aşırı büyüklükteki şokların etkilerini ortadan kaldırmaya yönelik bir ceza parametresi kısıt olarak kullanılmaktadır. HP filtresi aşağıdaki formülle ifade edilebilir. (Ongan, 2004, 54/2: 37)

$$\sum_1^T (Y_t - S_t)^2 + \lambda \sum_2^{T+1} ((S_{t+1} - S_t) - (S_t - S_{t-1}))^2$$

Trendin aşırı ve kısa vadeli dalgalanmalardan arındırılmasını sağlayan ve ceza parametresi olarak tanımlanan “λ” ne kadar büyükse, trendde o kadar “yumuşak” olur ve “λ” değeri sonsuza yaklaştıkça trend de doğrusal bir trende doğru yaklaşır.

HP trendi hesaplanırken “λ” değerinin ne olacağı ile ilgili kesin bir kural söz konusu değildir. Uygulanan yöntemde incelenen iktisadi seriler bağlı oldukları iktisadi kanunlar dikkate alınmadan bir istatistiksel analize tabi tutuldukları için, iktisadi dalgalanmalar trend de değil serinin çevrimsel bileşiminde sergilenir. Buna mukabil, Hodrick ve Prescott en uygun “λ” değerleri olarak yıllık veriler için λ=100, üç aylık veriler kullanılıyorsa λ=1600 ve aylık seriler içinde λ=14400’ü önermişlerdir.

Diğer taraftan, üretim açığının oluşturulmasında gerekli verilerden potansiyel üretimin bulunmasında en temel istatistiksel yöntemlerden birisi de lineer trend yöntemidir. (Ongan, 2004, 54/2: 36)

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{trend} + \varepsilon$$

Potansiyel çıktının sabit bir oranda büyüdüğü varsayımına dayanan yukarıdaki denklemde Y_t ‘nin değeri potansiyel çıktı düzeyini verecektir. Eşitlikteki α_0 katsayısı sabit

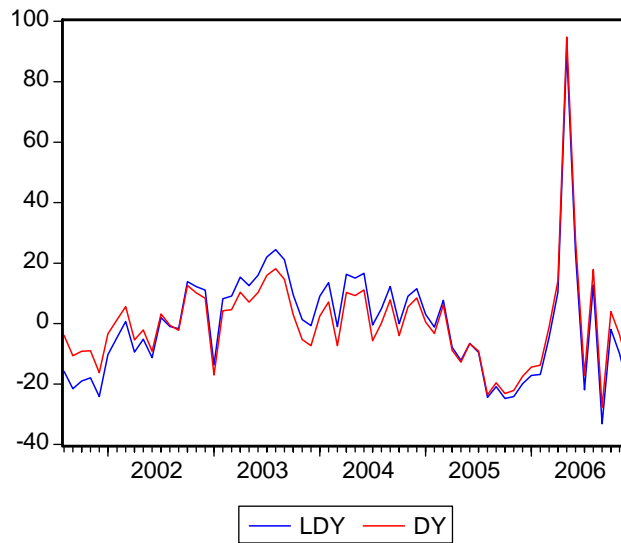
terimi ifade ederken, α_1 potansiyel çıktı trendinin veya eğimin katsayısını vermekte ve artıklar (ϵ) incelenen her bir döneme ait üretim açıklarını göstermektedir.

Her iki yönteme göre de hesaplanan üretim açıklarında, karşılıklı korelasyon katsayıları çok büyük benzerlikler göstermektedir;

Tablo 1. Korelasyon Katsayıları

	LDY	DY
LDY	1	
DY	0.962	1

Bu çalışmada GSYİH serisine, uzun dönem trendden ayırt edici olarak E-Views 5.0 paket programında sunulan HP filtresi uygulanmıştır. 2001-M8 ve 2006- M12 arası dönemini kapsayan mevsimsel düzeltmesi yapılmış GSYİH verilerine HP filtresinin uygulanması sonucu Türkiye için üretim açıkları (DY) ve yine lineer trend yöntemine göre hesaplanılan üretim açıklarına (LDY) ait grafikler aşağıdaki gibi şekillenmiştir;



Şekil 1. Üretim Açıkları

Görüldüğü üzere HP filtresi ve lineer trend yöntemlerine göre ayrı ayrı tahmin edilen üretim açıkları grafikleride birbirlerine oldukça benzemektedir. Bu çalışmada kullanılacak olan üretim açıkları verileri ise, üretim açıklarının belirlenmesine yönelik daha önce yapılan çalışmalarda, kapalı ekonomilerde daha iyi sayılabilecek tahmin sonuçları verdiği anlaşıldığından Lineer trend yöntemine göre belirlenecektir.

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın enflasyon hedeflemesi rejiminde temel aldığı endeks TÜFE'dir. Bu nedenle çalışma kapsamında da fiyatlar genel düzeyini ifade etmek üzere tüketici fiyat endeksi verileri kullanılacaktır. Döviz kuru olarak ise 1 ABD Dolarının YTL olarak karşılığını gösteren nominal döviz kuru değerleri kullanılmıştır. Nominal döviz kurlarındaki bir artış YTL' nin değer kaybını ifade edeceğinden negatif işaretli olması beklenir. Para politikası aracı olarak ise Merkez Bankasının gecelik borç verme faiz oranı ekseninde oluşan ağırlıklandırılmış mevduat faiz oranları kullanılmaktadır. Enflasyon beklentileri (hedefleri) olarak da MB'sının aylık olarak yayınladığı verilerden yararlanılacaktır.

Analizde, mevduat faiz oranları OF, üretim açığı LDY, enflasyon açığı DP ve nominal döviz kuru açığı EDK olarak ifade edilecektir.

Ayrıca analizde kullanılacak verilerin regresyon parametreleri üzerinde bir istikrarsızlığa neden olup olmayacağı (parametrelerin kararlılığı) Cusum ve Cusum-Q testleri aracılığıyla incelenecektir.

II. Birim Kök Kavramı

Gözlenen veri setinden yararlanılarak serinin tahmin edilmesi stokastik bir süreçle gerçekleşmektedir. Böylelikle, geliştirilen bir zaman serisi modelinden yararlanılarak ulaşılan stokastik sürecin zamana bağlı olarak değişip değişmediğinin bilinmesi gerekmektedir. Eğer stokastik sürecin niteliği zaman boyunca aynı kalmayıp değişiklik gösteriyorsa; yani seri durağan değilse serinin geçmiş ve gelecek yapısını basit bir cebirsel modelle ifade etmek imkânsızlaşmaktadır.(Kutlar, 2005: 251–252)



Bir zaman serisinin birim kök (unit root) taşıması o zaman serisinin durağan olmadığını göstermektedir. Granger ve Newbold, durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde değişkenler arasında sahte regresyon problemiyle karşılaşılacağını göstermişlerdir.(1974: 111–120)

Bu nedenle zaman serilerinin kullanıldığı çalışmalara bu serilerin durağanlığı araştırılarak başlanılmaktadır. Bir zaman serisinin, ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki kovaryansı bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise bu zaman serisi durağandır. Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan analizler ise sadece bu seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi varsa gerçek ilişkiyi yansıtabilmektedir.(Gujurati, 1999: 713–726) Bu bağlamda durağan bir zaman serisinde, ard arda gelen iki gözlem değeri arasındaki fark, zamanın kendisinden kaynaklanmamakta, yalnızca zaman aralığından kaynaklanmaktadır. Durağan bir zaman serisinde bu ilişkinin doğal sonucu serinin ortalamasının zamanla değişmeyeceğidir. (Kutlar: 252)

Ancak makro iktisadi zaman serilerinin genellikle veriyi ortaya çıkaran stokastik sürecin birim kökü ile karakterize edildiği, dolayısıyla durağan olmadıkları bilinmektedir. Regresyon, nedensellik ve koentegrasyon analizleri sonuçlarının güvenilir olması açısından ise verilerin durağan olması önemlidir.(Akgeyik, Çil Yavuz, 2006: 6) Eğer durağan olmayan zaman serilerine kullanılarak regresyon çalışması yapılmış ise ulaşılan sonuçlar sahte olabilmektedir. Sahte regresyondan kurtulmanın tek yolu ise ele alınan serilerin eşbütünleşik olduklarını gösterebilmektir.(Uzgören, Uzgören, 2005-5: 18)Bu çalışmada kullanılan serilerin durağanlık düzeylerine ait özellikleri, Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile gecikme uzunlukları da AIC (Akaike Information Criterion) kriterleri ile belirlenecektir.

III. Eşbütünleşme Analizi: Sınır Testi (Bounds Test) Yaklaşımı

Birim Kök içeren seriler ile yapılan analizlerde sahte regresyon sorunuyla karşılaşıldığından bu soruna çözüm bulmak için çeşitli yöntemler önerilmiştir. Bunlardan biri serilerin farklarının alınıp regresyona sokulmasıdır. Ancak bu durumda da yeni bir sorunla

karşılaşılmaktadır. Bu yöntem uzun dönem dengesi için önemli olan bilgilerin kaybedilmesine yol açmaktadır. Çünkü değişkenlerin birinci farkları kullanıldığında, bu değişkenler arasındaki olması muhtemel uzun dönemli ilişkiyi görme olasılığı kalkmaktadır. Bu, eşbütünleşme (koentegrasyon) analizinin çıkış noktası olmuştur.(Karagöl vd., 2007: 72-80)

Eşbütünleşme kavramı ekonomide uzun dönem denge ilişkisinin varlığının saptanmasında ve test edilmesinde kullanılmaktadır. Bu kavram örnek bir model üzerinde basit olarak açıklanacak olursa; (Göktaş, 2005: 113–115)

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$$

$$u_t = Y_t - \alpha - \beta X_t \quad (5)$$

Modelde yer alan Y_t ve X_t serileri durağan olmadıkları zaman bu seriler ile yapılan analiz değişkenler arasında sahte regresyon sonucunu ortaya çıkarmakta ve bu durumda t ve F istatistiklerinin sonuçları güvenilirliğini yitirmektedir. Bu kavramla ilgili olarak dört önemli nokta karşımıza çıkmaktadır;

i) Koentegrasyon durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonu ile ilgilenmektedir.

ii) Bütün değişkenler aynı mertebeden entegre olmalıdır. Bu koşul aynı mertebeden entegre olan bütün değişkenlerin koentegre olacakları anlamına gelmemektedir.

iii) Koentegrasyonu gerçekleştiren vektör sayısı modelde yer alan değişkenlerin sayısının bir eksiği ($n-1$) ile belirlenmektedir. (5) no'lu denklemde Y_t ve X_t gibi iki değişken mevcut olduğu için en fazla bir tane Koentegrasyonu gerçekleştiren vektör bulunmaktadır.

iv) Literatürde koentegrasyon ile ilgili çalışmaların büyük bir kısmı değişkenlerin tek bir birim kök içerdiği varsayımına dayanmaktadır.

Koentegrasyon (eşbütünleşme) analizine yönelik en çok bilinen yaklaşımlar Engle ve Granger (1987: 251–276) ve Johansen-Juselieus (1990: 169–210) tarafından geliştirilen analizlerdir.

Birbirlerine göre avantajlı yönleri olmasına rağmen, bu yöntemleri kullanarak koentegrasyon analizlerinin yapılabilmesi için, analize katılan tüm zaman serilerinin düzey seviyede durağan olmaları veya aynı derecede farkları alındığında durağanlaşmaları gerekmektedir. Bu bağlamda eğer ilgili çalışmada serilerden bir veya daha fazlası düzey halinde durağan yani $I(0)$ ise bu yöntemler ile seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisini araştırmak imkânsız hale gelmektedir.

Mah(2000: 237–244) hata düzeltme modelinin (HDM); Johansen ve Johansen - Juselius yöntemlerinde, sınırlı bir döneme dayalı verilerle yapılan çalışmalar için güvenilir olmadığını belirtmektedir. Kremers vd. (1992: 325–348) de sınırlı bir döneme ait zaman serisi verileri ile yapılan analizlerde birinci mertebeden durağan olan seriler arasında koentegrasyon ilişkisinin varlığından söz edilemeyeceğini söylemektedir.

Ancak Peseran-Shin ve Smith (2001: 237–244) tarafından oldukça yeni sayılabilecek bir zamanda geliştirilen Sınır Testi (Bounds Test) yaklaşımı bu sorunu ortadan kaldırmaktadır. Diğer yandan Narayan ve Narayan'ın (2004: 95–112) yapmış olduğu çalışmalar Sınır Testi yaklaşımının az sayıdaki gözlemle yapılan verilerle de sağlıklı sonuçlar verdiğini göstermiştir. Halıcıoğlu ise Peseran vd. tarafından geliştirilen yaklaşımın, diğer koentegrasyon uygulamalarına göre bazı üstünlükleri olduğunu vurgulamaktadır. Bu üstünlüklerden bazıları, şu şekilde ifade edilebilir; (2004: 614–624)

i) İçsellik problemi ve uzun dönem katsayıları üzerindeki hipotezleri test edebilme yeteneği açısından Engle-Granger prosedüründen daha üstündür,

ii) Modelin kısa ve uzun dönem parametreleri eşanlı olarak tahmin edilebilmektedir,

Diğer taraftan Akgeyik ve Çil Yavuz eşbütünlüşme analizi için Bounds testi yaklaşımının üç önemli avantajından söz etmekte ve bunları şöyle sıralamaktadırlar; (2006: 7)

i) Bounds testi, **değişkenlerin durağanlık özelliğini dikkate almaksızın** uygulanabilmektedir. Özellikle değişkenlerin durağanlık özellikleri hakkında kesin bilginin olmadığı durumlarda, bu yöntem uygulamalarda yaygın olarak kullanılan iki aşamalı Engle-Granger ve Johansen-Juselius Koentegrasyon testlerine göre daha cazip hale gelmektedir.

ii) Monte-Carlo simülasyonları **küçük örnekler için** Bounds testinin iki aşamalı Engle-Granger ve Johansen-Juselieus testlerinden **daha iyi sonuç** verdiğini göstermiştir.

iii) Bounds testinin uygulaması otoregresif dağıtılmış gecikmeler (ARDL) modeline dayanmaktadır. Böylece değişkenlerin **endojenlik problemi dikkate alınmaktadır**.

Bu bağlamda, Türkiye’de sınırlı gözleme sahip olan enflasyon hedeflemesi stratejisinin uygulanması süreci, Taylor Kuralını meydana getiren değişkenler çerçevesinde analize tabi tutulacaktır. Değişkenlerinde aynı dereceden durağan olmamalarından hareketle söz konusu analizin UECM’ ye (Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli) dayalı olan Peseran vd. geliştirdiği “Sınır Testi” yaklaşımı ile tahmin edilmesiyle, farklı bir model ve daha sağlam bir tahmin yöntemiyle değerlendirilmiş olacaktır.

IV. Yapısal Ekonometrik Modelin Tespiti

Bu çalışmada Taylor’un kısa dönemli nominal faiz oranlarının, üretim açığı ve enflasyon açığı bağlamında belirlendiği tek denklemlilik modeli kullanılacaktır. Bu denklemin Taylor’un kendisinin de geliştirmekte olan ülkelere tavsiye ettiği nominal döviz kurlarının da modele dahil edilmiş biçimi aşağıdaki gibidir;

$$OF = \alpha + \beta(P_t - P_t^*) + \gamma(Y_t - Y_t^*) + \delta(EDK_t - EDK_t^*)$$

$$OF = \alpha + \beta(DP) + \gamma(DY) + \delta(DEDK) \quad (1)$$

Bounds testinde aralarında uzun dönem ilişkisi aranan değişkenler,

$$z_t = \mu + \gamma t + \sum_{i=1}^p \phi_i z_{t-i} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots \quad (2)$$

vektöründe yer almakta ve $z_t = [Y_t, X_t]'$ şeklinde ifade edilmektedir. Burada Y_t bağımlı değişken, X_t ise açıklayıcı (bağımsız) değişkenler vektörü k -'dir. X_t ve Y_t serileri $I(0)$ veya $I(1)$ olabilir. (2001: 291–295)



Bu çalışmada $z_t = [OF, X]' = [OF, DP, DY, EDK]'$; μ sabit terim vektörü ve $\mu = [\mu_y, \mu_x]'$; t lineer trend, $\gamma = [\gamma_y, \gamma_x]'$ ve ϕ_i ise i -nin gecikmeli değerleri için VAR parametrelerinin matrisidir. Vektör hata terimleri (vector error terms);

$$\varepsilon_t = [\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt}]' \sim N(0, \Omega), \Omega \text{ ise pozitif olarak tanımlanmaktadır.}$$

Hata terimi (ε_t) varyans matrisi (Ω) ise aşağıdaki şekilde gösterilmektedir;

$$\Omega = \begin{vmatrix} \omega_{yy} & \omega_{yx} \\ \omega_{yx} & \omega_{xx} \end{vmatrix}$$

Burada verilen $\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt}$ 'nin şartlı terimleri bağlamında,

$$\varepsilon_{yt} = \omega_{yx} \omega_{xx}^{-1} \varepsilon_{xt} + u_t \quad (3)$$

şeklinde ifade edilebilir.

$u_t \approx N(0, \omega_{uu})$, $\omega_{uu} = \omega_{yy} - \omega_{yx} \omega_{xx}^{-1} \omega_{xy}$ ve u_t ε_{xt} 'den bağımsızdır.

(3) no'lu eşitlik kullanılarak Var (p), vektör hata düzeltme modeli formunda (VECM) aşağıdaki şekilde yazılır,

$$\Delta z_t = a_0 + a_1 t + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (4)$$

Bu eşitlikte fark operatörü $\Delta = 1-L$ ve L 'de gecikme operatörüdür. Γ ve Π ise sırasıyla, kısa dönem karakteristik matrisi ve uzun dönem çarpım matrisleridir ve aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\Gamma_i = \begin{vmatrix} r_{yy} & r_{yx} \\ r_{xy} & r_{xx} \end{vmatrix} = - \sum_{j=i+1}^p \phi_j$$
$$\Pi = \begin{vmatrix} \pi_{yy} & \pi_{yx} \\ \pi_{xy} & \pi_{xx} \end{vmatrix} = -(I - \sum_{i=1}^p \phi_i)$$

Yukarıda I, 2x2'lik birim matrisi ve ϕ_1 'de vektör otoregresyon parametrelerinin bir matrisidir. Bu matrisin (II) köşegen elemanları soldan kısıtsızdır. Bu durum π_{xy} veya π_{yy} herhangi birinin I(0) olmasına imkân sağlamaktadır.

Böylece bu teknik, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmeye imkân vermektedir.

Eşbütünleşme analizi için, Sınır Testi uygulamasında Y_t bağımsız değişkeni ile diğer açıklayıcı (X_t) değişkenler arasındaki ilişki (2) eşitlikte verilen model temelinde aşağıdaki gibi kısıtsız hata düzeltme (UECM) modeli çerçevesinde kurulmaktadır;

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} Y_{t-1} + \pi_{yx.x} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i' \Delta Z_{t-i} + \omega' \Delta X_t + u_t \quad (5)$$

($c_0 \neq 0$ ve $c_1 \neq 0$ 'dır. Bununla birlikte deterministik trend kısıtı $c_1 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\gamma$ önemsizdir.)

(5) no'lu eşitlikte π_{yy} ve $\pi_{yx.x}$ uzun dönem çarpanlardır. c_0 otonom parametre ve t trend değişkenidir. Δ_{xt} ve Δ_{yt} gecikmeli değerleri kısa dönem dinamik yapıyı göstermek için kullanılır. u_t 'de otokorelasyonsuz hata terimidir. Otoregresif dağıtılmış gecikmeler (ARDL) modeline dayanan denklem (5), sıradan en küçük kareler yöntemine göre tahmin edilmektedir. Sınır Testi yaklaşımı ile Y_t ve X_t arasında düzey ilişkisinin varlığının testi için, bu değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin olmadığı temel hipotezi altında F-testi (Wald test) kullanılmaktadır. Temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir;

$$H_0; \pi_{yy} = 0, \pi_{yx.x} = 0'$$

$$H_1; \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx.x} \neq 0' \text{ veya } \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx.x} = 0' \text{ ya da } \pi_{yy} = 0, \pi_{yx.x} \neq 0'$$

Peseran vd. değişkenlerin I(1) ve I(0) oldukları varsayımı ile alt ve üst kritik değerleri hesaplamışlardır. 1000 örnek kullanarak hesaplanılan bu kritik değerler stokastik bir simülasyonun 40000 defa tekrarına dayanmaktadır. Normal standart dağılımlı olmayan F-istatistiğinin değeri; i) ARDL modelinde otonom parametre ve/veya trend değişkeninin olup olmadığına ii) Bağımsız değişkenler vektöründeki (x_t) değişken sayısına ve iii) ARDL

modelindeki değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ oluşlarına bağlıdır. (Çil Yavuz, Güriş, 2006: 311–325) Ayrıca Peseran vd. F- istatistiğinden başka t- istatistiğinin de koentegrasyon analizinde kullanılabileceğini göstermişler ve F- istatistiğinde olduğu gibi benzer şekilde t- istatistiği içinde kritik değerler hesaplamışlardır. (2001: 303–304)

Bu çalışmada kullanılan OF, DP, DY ve EDK değişkenleri arasında uzun dönem ilişkisinin varlığının Sınır (Bounds) Testi ile araştırılabilmesi için aşağıdaki Kısıtlanmamış Hata Düzeltme Modeli (UECM)'nin tahmin edilmesi gerekmektedir. Taylor'un (1) no'lu nominal döviz kurlarında modele dahil edilmiş koşulluluk aracı kuralı (5) no'lu denklem yardımıyla UECM modeline şu şekilde çevrilmiştir;

$$\Delta OF_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{1i} \Delta OF_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{2i} \Delta DY_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{3i} \Delta DP_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{4i} \Delta EDK_{t-i} + a_5 OF_{t-1} + a_6 DY_{t-1} + a_7 DP_{t-1} + a_8 EDK_{t-1} + a_9 t_r + e_t \quad (6)$$

Burada t dönemi, ΔOF_t , ΔDY_t , ΔDP_t ve ΔEDK_t sırasıyla mevduat faiz oranı, üretim açığı, enflasyon açığı ve nominal döviz kuru açıklarına ait serilerin ilk farklarını, t_r trend terimini ve e_t serisel ilişkiye sahip olmayan hata terimini göstermektedir.

(1) nolu denklem (6) nolu denklemdeki şekilde UECM'ye dönüştürüldükten sonra, iki değişken arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını temsil eden sıfır hipotezinin **F testi ve/veya t testi** yardımı ile sınanmasına geçilir. Bu süreçte kullanılan F ve t istatistiklerinin asimptotik dağılımı, incelenen seriler arasındaki bütünleşme derecesini hesaba katmadan eşbütünleşme ilişkisi olmadığını temsil eden sıfır hipotezi altında; sırası ile standart F ve t dağılımlarına uymamaktadır. Bu nedenle, Peseran vd., çeşitli anlamlılık seviyeleri için alt ve üst sınır değerlerinden oluşan kritik değerler seti türetmişlerdir. **Alt sınır değeri, değişkenlerin tamamının $I(0)$; üst sınır değeri ise, değişkenlerin tamamının $I(1)$ olduğunu varsaymaktadır.** Hesaplanan test istatistiği, üst sınır kritik değerinden büyükse; incelenen değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını temsil eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Hesaplanan test istatistiği, alt sınır kritik değerinden küçükse; bu defa incelenen değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını temsil eden sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Son olarak, hesaplanan test istatistiği, sınır kritik değerlerinin arasına

düşerse; değişkenlerin karşılıklı bütünleşme derecelerinin göz önüne alınması gerekmektedir. Diğer bir değişle, eşbütünleşme ile ilgili olarak bir karar verilememektedir. Burada önemle vurgulanması gereken husus, tablo kritik değerleri türetilirken, incelenen değişkenlerin Peseran vd. tarafından **$I(0) - I(1)$ aralığında durağan olduklarının varsayılmasıdır.** İncelenen değişkenler arasında daha yüksek bir seviyede durağan olanın mevcut olması, Sınır Testi'ne başvurmaya engel olmasa da; bu durumda kritik değerlerin yeni duruma uygun şekilde yeniden türetilmesi gerekmektedir. (Yamak, Korkmaz, 2007: 24)

Test aşağıdaki şekilde uygulanılmaktadır; (6) no'lu denklem, en küçük kareler yöntemiyle (EKK) önce **trendli ve trendsiz** olarak iki defa tahmin edilmektedir. Sıfır hipotezi, tüm sınamalarda incelenen seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığını ifade etmektedir. Sabitli-trendli modele ilişkin sınamalardan birincisi, (6) nolu regresyon denklemindeki trend terimine ait katsayı ile değişkenlerin gecikmeli seviye değerlerine ait katsayıların, **F testi** yardımı ile ($H_0 : a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = a_9 = 0$) hipotezi altında eşanlı olarak sıfıra karşı test edilmesine dayanmaktadır. İkincisi, (6) nolu regresyon denklemindeki değişkenlerin gecikmeli seviye değerlerine ait katsayıların, yine **F testi** yardımı ile ($H_0 : a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = 0$) hipotezi altında eşanlı olarak sıfıra karşı test edilmesine; ve nihayet üçüncüsü de, (6) nolu regresyon denklemindeki **a_5 katsayısının (gecikmeli bağımsız değişken katsayısının)**, **t testi** yardımı ile ($H_0 : a_5 = 0$) hipotezi altında sıfıra karşı test edilmesine dayanmaktadır. Modelde sabit ve trend terimlerine yer verilmediyse; son iki sınama kullanılmaktadır. Modelde yalnızca sabit terime yer verildiyse; (6) nolu regresyon denklemindeki değişkenlerin gecikmeli seviye değerlerine ait katsayıların, **F testi** yardımı ile ($H_0 : a_5 = a_6 = a_7 = a_8$) hipotezi altında eşanlı olarak sıfıra karşı test edilmesi ve **a_5 katsayısının (gecikmeli bağımsız değişken katsayısının)**, **t testi** yardımı ile ($H_0 : a_5 = 0$) hipotezi altında sıfıra karşı test edilmesi vasıtalarıyla test istatistikleri elde edilebilmektedir. **Uzun ve kısa dönem esneklikler** de, Sınır Testi yardımı ile hesaplanabilmektedir. Burada kullanılan modelin **doğrusal olması nedeniyle** uzun dönem esneklikler tahmin edilen UECM modelindeki gecikmeli değişken katsayılarının ortalamalar ile çarpımıyla bulunmakta; kısa dönem içinse, UECM'deki açıklayıcı değişkenlerin cari dönem katsayılarının yine ortalamalar ile çarpımından yararlanılmaktadır. (D.N.Gujurati,1999: s.165–178 [β . (x_{ort} / y_{ort})]) 'dan yararlanılmaktadır.[Örn: DDP.(DP_{ort} / OF_{ort}) formülü, enflasyon açığına ait kısa dönem

esnekliğin bulunmasında kullanılmakta, uzun dönem esneklik içinse, $DP(-1).(DP_{ort} / OF_{ort})$ formülleri kullanılmaktadır.] , Ayrıca Bknz. Sevüktekin, 2000: 92–103)

V. Ampirik Bulgular

Bu alt bölümde (6) no'lu eşitliğe göre tahmin edilmiş Kısıtlanmamış Hata Düzeltme Modeli (UECM)'nin sonuçları sunulacaktır. International Financial Statistic (IFS) ve Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sistemi (EVDS)'nin (2000=100) endeksli verilerine göre 2001-M8 ve 2006-M12 arası zaman serisi verileri kullanılarak yapılan bu modellerin tahmininde ilk önce Birim Kök testlerinin sonuçlarına yer verilecektir. Bu bağlamda tablo 2'de Birim Kök testlerinin sonuçları yer almaktadır;

Tablo 2. ADF ve PP Birim Kök Testlerinin Sonuçları

<i>Değişkenler</i>	ADF Testi		PP Testi	
	Düzy Hali	Birinci Fark	Düzy Hali	Birinci Fark
	<i>I(0)</i>	<i>I(1)</i>	<i>I(0)</i>	<i>I(1)</i>
OF	-1.42	-5.80***	-0.82	-5.58***
DP	-6.58***	-13.42***	-6.57***	-29.34***
LDY	-4.58***	-8.19***	-4.58***	-13.75***
EDK	-3,19*	-7.94***	-3.39*	-7.96***
Anlamlılık Düzeyleri	Kritik Değerler			
%1	-4.10	-4.14	-4.10	-4.11
%5	-3.48	-3.49	-3.48	-3.48
%10	-3.16	-3.17	-3.16	-3.16

*%10 da, **%5 de, ***%1 de anlamlılıkları gösterir.

Bu sonuçlardan anlaşılacağı üzere (Tablo2) nominal faiz oranları serisi hariç analize giren tüm seriler düzeyde durağan yani $I(0)$ 'dır. Nominal faiz oranları serisi ise ancak birinci farkı alındığında $I(1)$ 'de durağanlaşmıştır. **Seriler düzey veya birinci farkları alındığında durağanlaştığından dolayı kritik değerlerin yeniden türetilmesi gerekmemektedir.** Bundan sonraki aşama Taylor Kuralını oluşturan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak olacaktır. Birim Kök testleri, seriler arasında ortak bir bütünleşme derecesi olduğu yolunda sonuçlar türetmediği için; Engle-Granger ve Johansen gibi geleneksel eşbütünleşme testlerine başvurulamayacaktır. Ancak daha önce belirtildiği gibi,

Peseran vd. tarafından geliştirilen Sınır Testi yaklaşımı, eşbütünleşme için serilerin birim kök içermesini şart koşmamaktadır. Alternatif Sınır Testi spesifikasyonları için gerekli optimal gecikme uzunlukları, Akaike (AIC) ve Schwartz (SCH) bilgi kriterleri yardımı ile tespit edilmiştir. Uygun gecikme sayısını (n) ve deterministik bir doğrusal trende ihtiyaç olup olmadığını belirlemek için (6) no'lu UECM modeli EKK yöntemiyle iki defa tahmin edilmektedir. İlk yapılan tahmin $n = 1,2,3,\dots,8$ gecikmeleri için modele doğrusal bir zaman trendi dahil edilerek, ikinci tahminde aynı gecikmeler için trendsiz olarak yapılmaktadır. Gözlem sayısı az olduğu için en çok $n = 8$ gecikme değeri kullanılabilmiştir. Bütün regresyon modelleri 2001M8-2006M12 arasını kapsamaktadır. Aşağıda tablo 3.'de sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Kriteri (SCH) ve Lagrange Çarpanı (LM) değerleri gösterilmektedir;

Tablo 3. UECM Modeline Ait Uygun Gecikme Sayısının Seçimi İçin İstatistikler

n	Trendli Model				Trendsiz Model			
	AIC	SCH	LM (1)	LM (8)	AIC	SCH	LM (1)	LM (8)
1	3.17	3.61	0.11	0.43	3.14	3.54	0.12	0.64
2	3.14	3.73	0.34	0.91	3.12	3.67	0.45	0.94
3	3.21	3.94	0.39	0.97	3.20	3.89	0.26	0.92
4	3.01	3.89	0.09	0.38	2.99	3.83	0.12	0.48
5	3.03	4.06	0.02	0.38	3.01	4.00	0.03	0.52
6	2.96	4.10	0.29	0.67	2.96	4.10	0.68	0.99
7	2.97	4.26	0.15	0.77	2.98	4.27	0.18	0.82
8	2.02	3.47	0.27	0.73	2.05	3.54	0.33	0.75

Not: n (6) no'lu modelin gecikme değerlerini göstermektedir. LM değerleri artıkların seri korelasyon testinden elde edilen LM istatistikleridir.

Tablo 3.'den elde edilen bulgulara göre (AIC ve SCH değerleri bağlamında), hem **trendli** hem de **trendsiz** modeller için en uygun gecikme uzunluğu $n = 8$ 'dir. Yani gecikme sayısı "8" olan model seçilmelidir. Seçilen gecikme uzunluğuna ait LM testi sonuçları da (1. ve 8. gecikmeler için) artıkların seri korelasyonlu olmadığını göstermektedir.

Tablo 4. 'de doğrusal trendli ve katsayılar kısıtlı, trendli ve katsayılar kısıtsız ve bir de trendsiz olarak üç farklı durumda; (6) numaralı denklemdeki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için yapılan tahminlerden elde edilen F ve t istatistiklerinin değerleri verilmektedir. F_{III} , (6) numaralı modelde trend terimi yokken gecikmeli düzey değişkenlerin katsayılarının sıfır kısıtlaması ile Wald testinden elde edilmektedir. F_{IV} ve F_V ise sırayla; (6) numaralı modelde deterministik trendli olarak; $a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = a_9 = 0$ ve $a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = 0$

kısıtlamalarının testinden elde edilmektedir. Tablo 4.'de sunulan elde edilmiş sonuçların yorumlanabilmesi için, Peseran'ın çalışmasında sunduğu Tablo C1 ve C2'de tespit edilen kritik değer sınırlarıyla karşılaştırılması gerekmektedir.(2001: 300–304)

Tablo 4. UECM Modelinin Anlamlılığı İçin F ve t İstatistikleri

<i>k</i>	<i>Trendli</i>			<i>Trendsiz</i>	
	F_{IV}	F_V	t_V	F_{III}	t_{III}
3	9.23 (prob:0.00)	9.25 (prob:0.00)	-2.14 (prob:0.01)	12.19 (prob:0.00)	-2,61 (prob:0,00)

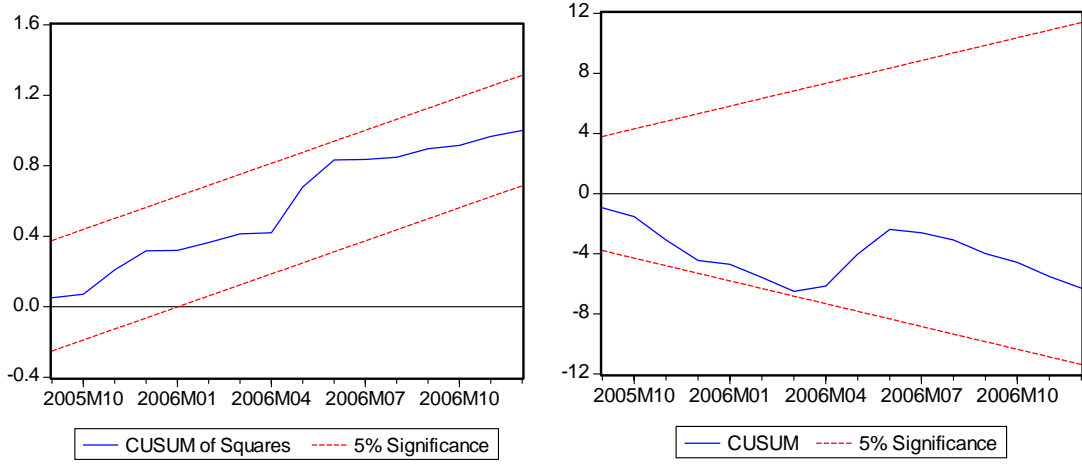
Not: *k*; (6) numaralı modelde kullanılan bağımsız değişken sayısıdır. F_{IV} , (6) numaralı modeldeki gecikmeli düzey değişkenlerinin ve trend teriminin katsayılarının beraberce sıfır kısıtlaması testi (Wald testi) ile elde edilen F istatistiğidir. F_V , (6) numaralı modeldeki gecikmeli düzey değişkenlerin katsayılarının sıfır kısıtlaması ile (Wald testi ile) elde edilen F istatistiğidir. [Yani (6) numaralı modelde deterministik trendli olarak; F_{IV} ; $a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = a_9 = 0$ kısıtlamaları ile elde edilen F istatistiğidir. F_V ise; $a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = 0$ kısıtlamaları ile elde edilen F istatistiğidir]. F_{III} , (6) numaralı modeldeki trend terimi yokken gecikmeli düzey değişkenlerin katsayılarının sıfır kısıtlaması ile Wald testinden elde edilen F istatistiğidir. t_V ve t_{III} sırasıyla, (6) numaralı modelin EKK ile tahmininden elde edilen OF_{t-1} in katsayısının (a_5) doğrusal deterministik trendli ve trendsiz *t* değerleridir.

Tahmin edilen trendli ve trendsiz modeller için ilk olarak **F testlerini** değerlendirelim (Tablo C1'e göre); **k = 3** için **trendli modelde**; F_{IV} (9.23) istatistiği; (0.01) anlam düzeyinde (4.30–5.23) olan kritik sınır değerlerinin, F_V (9.25) istatistiği; (0.01) anlam düzeyinde (5.17–6.36) olan kritik sınır değerlerinin üstündedir. **Trendsiz model** için hesaplanan F_{III} (12.19) istatistiği de (0.01) anlam düzeyinde kritik sınır değerleri (4.29–5.61)'in oldukça üzerindedir. Bu sonuçlara göre; hem trendli hem de trendsiz modeller için, serilerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakılmaksızın **uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir.** İkinci olarak Tablo 4.'de yer alan **t istatistiklerinin** değerlendirilmesi gerekmektedir.[t_V ve t_{III} (6) no'lu UECM modelinin EKK yardımıyla yapılan tahmininde bağımsız değişken (a_5) katsayısının *t* değerleridir.] “*t*” testi sonuçlarına göre **k = 3** için **trendli modelde**; (Tablo C2' ye göre) t_V (-2.14) istatistiği (0.10) anlam düzeyinde (-3.13,-3.84) olan kritik sınır değerinin altındadır. Bu sonuca göre **sıfır hipotezi bu model için rededilememektedir. Trendsiz**

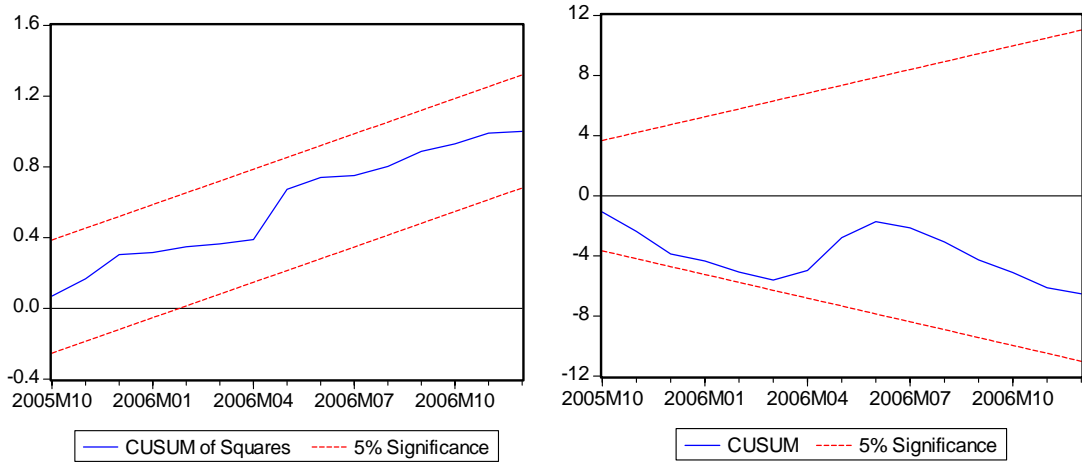
model için hesaplanan t_{III} (-2.61) istatistiği (0.10) anlamlılık düzeyinde (-2.57 , -3.46) olan kritik sınır değerlerinin arasına düşmekte ve eşbütünlük olmadığını ifade eden **sıfır hipotezi kabul edilememektedir.**

Bu sonuçlar, Taylor Kuralını meydana getiren; üretim açığı, enflasyon açığı ve nominal döviz kuru açığının F ve t istatistikleri bağlamında eşbütünlük olduklarını; yani bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir.

Tablo 5. Trendsiz ve Trendli Model Diagnostic Test Sonuçları



TRENDSİZ MODEL: Jargue-Bera: 0.20 (Prob:0.90) , LM(1): 1,26 (prob:0.27) LM(8): 0.73 (Prob:0.62) LM(12): 0.74 (Prob:0.64), ARCH(1): 0.00 (Prob:0.99) ARCH(8): 0.31 (Prob:0.95) ARCH(12): 0.45 (Prob:0.92), Reset(1): 1.00 (prob:0.33) Reset(2): 2.37 (Prob:0.12) Reset(3): 2.06 (Prob:0.15)



TRENDLİ MODEL: Jargue-Bera: 0.09 (Prob:0.95), LM(1): 0.55 (Prob:0.46) LM(8): 0.49 (Prob:0.83) LM(12): 0.98 (Prob:0.58), ARCH(1): 0.001 (Prob:0.96) ARCH(8): 0.30 (Prob:0.95) ARCH(12): 0.48 (Prob:0.91), Reset(1): 1.09 (Prob:0.31) Reset(2): 2.24 (Prob:0.14) Reset(3): 2.17 (prob:0.14)

Tablo5.'de ki, “8” gecikme altında tahmin edilen trendsiz ve trendli modellere ait diagnostic(teşhise yönelik) test sonuçları, açık bir biçimde modellerin problemsiz olduğunu göstermektedir. Modellerin teşhisine yönelik olarak elde edilen bu sonuçları şu şekilde yorumlamak mümkündür; Jargue-Bera testi, hata terimlerinin normal dağıldığına; LM testi, modelde 1., 8. ve 12. derecelerden otokorelasyon olmadığına; ARCH-LM testi, modelde 1., 8. ve 12. derecelerden koşullu değişen varyans olmadığına; Ramsey-Reset testi, modelde spesifikasyon hatası olmadığına Cusum ve Cusum-Q testleride tahmin edilen modellerin parametrelerinin kararlı olduklarına işaret etmektedir.

Ancak, esnekliklerin hesabı için “ t ” testi istatistiği sonucunun (t_m) daha uygun olduğu trendsiz model tahmininden yararlanılacaktır. Ayrıca trendli modelde, **trende ait probality değeri de anlamsız olduğundan, trendsiz model tercih edilmektedir.** (6) numaralı UECM modelinin “8” gecikme için Trendsiz olarak EKK ile tahmin edilen sonuçları Tablo 6.'da sunulmaktadır;

Tablo 6. Türkiye İçin Taylor Kuralının UECM ile Tahmini (2001-M8/2006-M12)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.48705	1.398987	0.892578	0.3853
DOF(-1)	-0.143086	0.161224	-0.887500	0.3880
DOF(-2)	-0.542053	0.135509	-4.000137	0.0010*
DOF(-3)	-0.465927	0.146650	-3.177148	0.0059*
DOF(-4)	-0.244154	0.145567	-1.677261	0.1129
DOF(-5)	-0.204941	0.132532	-1.546357	0.1416
DOF(-6)	0.042766	0.144109	0.296761	0.7705
DOF(-7)	0.207792	0.137081	1.515826	0.1491
DOF(-8)	0.231457	0.140205	1.650841	0.1183
DLDY	-0.033765	0.010442	-3.233494	0.0052*
DLDY(-1)	-0.152944	0.055176	-2.771921	0.0136
DLDY(-2)	-0.158704	0.052271	-3.036154	0.0079*
DLDY(-3)	-0.139185	0.045781	-3.040258	0.0078*
DLDY(-4)	-0.154095	0.039918	-3.860320	0.0014*

DLDY(-5)	-0.133770	0.036597	-3.655221	0.0021*
DLDY(-6)	-0.131457	0.032488	-4.046313	0.0009*
DLDY(-7)	-0.119962	0.029824	-4.022373	0.0010*
DLDY(-8)	-0.071431	0.023578	-3.029603	0.0080*
DDP	-0.001734	0.085496	-0.020279	0.9841
DDP(-1)	-2.088610	0.471647	-4.428338	0.0004*
DDP(-2)	-1.848292	0.408643	-4.522999	0.0003*
DDP(-3)	-1.589365	0.352463	-4.509308	0.0004*
DDP(-4)	-1.354055	0.295545	-4.581552	0.0003*
DDP(-5)	-0.916040	0.230245	-3.978540	0.0011*
DDP(-6)	-0.623711	0.175348	-3.556986	0.0026*
DDP(-7)	-0.386035	0.138119	-2.794942	0.0130**
DDP(-8)	-0.080860	0.088004	-0.918821	0.3718
DEDK	24.06514	4.254284	5.656683	0.0000*
DEDK(-1)	3.501266	1.523950	2.297493	0.0354**
DEDK(-2)	4.160935	1.391987	2.989206	0.0087*
DEDK(-3)	4.277106	1.153252	3.708734	0.0019*
DEDK(-4)	4.348965	9.954380	4.368896	0.0005*
DEDK(-5)	3.605337	8.275459	4.356660	0.0005*
DEDK(-6)	2.584000	6.833273	3.781497	0.0016*
DEDK(-7)	1.258.238	4.939812	2.547138	0.0215**
DEDK(-8)	8.507484	3.548664	2.397377	0.0291**
OF(-1)	-0.119540	0.073028	-2.616909	0.1212
LDY(-1)	0.120553	0.062552	1.927233	0.0719***
DP(-1)	2.257452	0.575246	3.924324	0.0012*
EDK(-1)	-14.00826	1.650074	-0.848948	0.4084
R-squared	0.936236	Mean dependent var		-0.465714
Adjusted R-squared	0.780811	S.D. dependent var		1.424.247
S.E. of regression	0.666798	Akaike info criterion		2.203.151
Sum squared resid	7.113.924	Schwarz criterion		3.649.831
Log likelihood	-2.168.822	F-statistic		6.023.720
Durbin-Watson stat	1.968.610	Prob(F-statistic)		0.000175

*%1 **%5 ve ***%10 anlamlılık düzeylerinde katsayıların anlamlılığını gösterir.

Yukarıdaki Tablo 6'dan yararlanılarak hesaplanılan esnekliklerin uzun dönemde taşıdıkları işaretler bakımından Taylor Kuralı ile uyumlu oldukları gözlemlenmektedir.

Tablo 7. Trendsiz UECM Modeline Ait Esneklikler

DEĞİŞKENLER	ESNEKLİKLER	
	Kısa Dönem	Uzun Dönem
Üretim Açığı	-1.01.e-17 (Prob: 0.00)	7.882.e-17 (Prob:0,01)*
Enflasyon Açığı	-9.99.e-17 (Prob:0.98)	0.13 (Prob:0.00)*
Nominal Döviz Kuru	0.72 (Prob:0.00)	-0.41 (Prob:0.40)

* %1 anlamlılık düzeyinde esnekliklerin anlamlılığını gösterir.



Tablo 7’de yer alan sonuçlar incelendiğinde özellikle konu ile ilgili daha önce yapılan çalışmalardan farklı olarak üretim açığı esnekliğinin uzun dönemde taşıdığı işaretinin Taylor Kuralı ile uyumlu olmasının yanı sıra -küçük bir değer olmasına rağmen- istatistiksel bakımdan da anlamlı bulunmuştur. Diğer taraftan ilgili dönemde enflasyon açığındaki **yüzde 10’luk** bir artış nominal faiz oranlarında **yüzde 1.3’lük** istatistiksel olarak anlamlı bir artışa neden olmaktadır. Nominal döviz kuru esnekliği de incelenen dönemde taşıdığı işaret bakımından Taylor Kuralı ile uyumlu bulunmuştur.

SONUÇ

Türkiye’de hedeflenen enflasyon oranından bir sapma olması durumunda, kısa vadeli faiz oranlarının nasıl bir yol izleyeceği Taylor’un geliştirdiği kural çerçevesinde, enflasyon hedeflemesine üstü örtük olarak başlanılan 2001 yılından, açık olarak hedeflemeye geçilen 2006 yılını kapsayan dönem için aylık verilerle incelenmiştir. Sınır Testi Yaklaşımının (Bounds Test) kullanıldığı analiz sonuçlarına göre;

Uzun dönemde kısa vadeli faiz oranları ile Taylor Kuralında bağımsız değişken olarak kullanılan, enflasyon açığı, üretim açığı ve nominal döviz kuru açıkları arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Bu anlamlı ilişkiden kastedilen esasen bu değişkenlerin eşbütünleşik olması yani incelenen dönemde beraberce hareket ediyor olmalarıdır.

Diğer taraftan ulaşılan bu sonuçlara göre, incelenen dönem için, nominal faiz oranları ile enflasyon oranları arasında istatistiki olarak oldukça anlamlı ve pozitif bir ilişki vardır. Enflasyon açığının pozitif olmasından, nominal faizlerin, toplam talebi kısma amacıyla artırılabilmesi anlaşılmaktadır. Bu durum aynı zamanda ulaşılan sonuçların iktisat teorisiyle de uyumlu olduğunu göstermektedir.

Taylor kuralını oluşturan bir diğer değişken de üretim açıklarıdır. Üretim açıkları ile nominal faiz oranları arasındaki ilişki, yapılan analiz sonuçları bağlamında incelendiğinde ulaşılan sonucun istatistiki olarak anlamlı olduğu, ilgili değişkenin taşıdığı işaretin pozitif olduğu ve bu durumda iktisat teorisiyle örtüştüğü görülmüştür. TCMB’nin bu bağlamda



faiz oranlarını belirlerken büyüme ve istihdam gibi değişkenleri de göz önünde bulundurduğunu söyleyebilmemiz mümkündür.

Gelişmekte olan ülkeler için John B. Taylor, dışa bağımlılık ve para ikamesi sorunlarından dolayı modele döviz kurlarının da eklenmesi gerektiğini söylemiştir. Bu çerçevede nominal döviz kurlarında modele dahil edilmiş ve beklenildiği üzere, iktisat teorisiyle uyumlu olarak analiz sonucunda işareti negatif olarak bulunmuştur, yani nominal döviz kurlarındaki bir artış YTL 'nin değer kaybını ifade etmektedir. Bu durum, enflasyon hedeflemesi stratejisini uygulayan birçok gelişmekte olan ülkeyle karşılaştırıldığında, Türkiye ile aralarında anlamlı benzerlikler olduğunu göstermektedir. Bu anlamlı benzerliğin bir diğer ispatı döviz kuru katsayısının anlamlı olmasa da potansiyel üretim açığı katsayısından daha yüksek bulunmasıdır ki üretimde dışa bağımlılığın bir göstergesi olarak düşünülebilir.

Sonuç olarak analiz bulguları bize TCMB'nin faiz oranlarını belirlemede her ne kadar bu değişkene ait belirli bir hedefi olmasa da, incelenen dönem için sanki bir kurala bağlıymış gibi hareket ettiğini göstermiştir. TCMB faiz oranlarını belirlemede açık bir biçimde hedeflenen enflasyon oranını, potansiyel üretim düzeyini ve nominal döviz kurlarını dikkate almaktadır.

KAYNAKÇA

Akat A.Savaş, "Dalgalı Kur ve Para Politikası: Bir Parasal Kural Önerisi",s.1-19 (Çevrimiçi) 10.08.2006 Akad.bilgi.edu.tr/others/0404-kural.pdf

Akgeyik Tekin, Nilgün Çil Yavuz, "Türkiye'de Asgari Ücret, Milli Gelir ve İşsizlik İlişkisi (Ekonometrik Bir Analiz)", **Maliye Araştırma Merkezi Konferansları**, 49. seri, 2006, s.6



Bhattarai Keshab, "An Emprical Study of Interest Rate Determination Rules", 2006, pp.1–26 (Çevrimiçi)
12.06.2006 <http://www.ecomod.org/files/papers/1431.pdf>

Blejer Mario I., Alfredo M. Leone, Pau Rabanal and Gerd Schwartz, "Inflation Targeting in the Context of IMF-Supported Adjustment Programs", **IMF Working Paper**, March 2001, p.8–9

Çil Yavuz Nilgün, Burak Güriş, "An Aggregate Import Demand Function For Turkey: The Bounds Testing Approach", **METU Studies in Development**, 33(December), 2006, p.311–325

Engle R.F. & Granger C.V.J. "Cointegration and Error Correction: Represantion, Estimation and Testing", **Econometrica**, 1987, Vol.55,p.251–276

Göktaş Özlem, "**Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi**", İstanbul, Beşir Kitapevi,2005, s.113–115
Granger, C.W.J. P.Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", **Journal of Econometrics**, 2(2), p.111–120

Gujurati, Damador N., "**Temel Ekonometri**", (Çev: Ü. Şenesen, G.G. Şenesen), Literatür yayınları, İstanbul, 1999, s.713–726

Halıcıoğlu F., " An ARDL Model of International Tourist Flows to Turkey", **Global Business and Economic Review**, 2004 Anthology, p.614-624

Johansen S. & Juselius K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money" **Oxford Bulletin of Economic and Statistic**, Vol.52,p.169-210

Karagöl Erdal., E. Erbaykal, H. Murat Ertuğrul, "Türkiye’de İktisadi Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi; Sınır Testi Yaklaşımı", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 8 (1), 2007, s.72–80

Kremers J.J.M., Ericsson M.L., Dolada J., "The Power of Cointegration Tests", **Oxford Bulletin of Economic and Statistic**, Vol.54, 1992, p.325-348

Kutlar Aziz, **Uygulamalı Ekonometri**, 2.Baskı, İstanbul, 2005, Nobel Yay. Dağ., s.251-252

Mah, Jai S."An Emprical Examination Of The Disaggregated Import Demand Of Korea –The Case Of Information Tecnology Products" **Journal of Asian Economics**, 2000, p.237–244

Mehtap, Cihan Yalçın, "Taylor Kuralı ve Türkiye Uygulaması Üzerine Bir Not", (**TCMB Araştırma Genel Kesriyeli Müd. Tartışma Tebliği**) No:9802, Ekim 1998,ss.1–5

Narayan S. ,Narayan P. K. , "Determinants of Demand of Fiji’s Exports: An Empirical Investigation" , The Devolving Economics, XVII–1, 2004, p.95–112

Ongan T. Hakan, "Enflasyon Hedeflemesi ve Taylor Kuralı: Türkiye Örneği", **Maliye Araştırma Merkezi Konferansları**, Kırkbeşinci Seri, 2004, İstanbul, s.1–12

Ongan T. Hakan, "Farklı Potansiyel Üretim ve Üretim Açığı Hesaplamaları ve Bir Uygulama", **İktisat Fakültesi Mecmuası**, 2004, 54/2, s.37

Peseran M.Hashem, Shin Youngcheol, Smith Richard J., "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships", **Journal of Applied Econometrics**, Vol.16, p.289-326

Plantier L. Christopher and Dean Scrimgeour, "Estimating Taylor Rule for a New Zealand with a Time-Varying Neutral Real Rate", **Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series**, DP2002/06, May 2002, p.2–3

Sevüktekin Mustafa, **Ekonometrik Model Kurma Teknikleri**, 1.Bs., İstanbul, 2000, Livane Yay., s.92.-103

Taylor John B."Discretion Versus Policy Rules in Practica",1993,p.1–23 (Çevrimiçi) 15.04.2006
<http://www.sciencedirect.com/science/article>.



KOŞ. ARA. OLMA BAĞ. KISA VADELİ FAİZ ORA. HED. ENF. SAP. KUL.: BOUNDS TEST YAK.(TÜR. ÖRN.)

Uzören Nevin , Uzgören Ergin, “Zaman Serilerinde Sahte Regresyon Sorunu ve Reel Kamu Harcamalarına Yönelik Bir Ekonometrik model Uygulaması”, Akadamik Bakış Dergisi(E-Dergi), 2005-05, p.18

Yamak Rahmi, Abdurrahman Korkmaz, “ Türk Cari İşlemler Açığı Sürdürülebilirimi? Ekonometrik Bir yaklaşım”, **Bankacılar Dergisi**, Sayı 60, 2007, s.24

Yazgan M. Ege, Hakan Yılmazkuday “Monetary Policy Rules in Practice: Evidence from Turkey and Israel “**Applied Financial Economics**, vol 17(1), 2007, p.1–8

Yıldız Çakır, Nuran **İstikrar Programlarında Nominal Çapa Politikaları ve Türkiye Örneğinde Enflasyon Hedeflemesi**, 1.Bs, İstanbul, Azim Yayınları, Aralık2006

IFS, Ülke İstatistikleri,(Çevrimiçi), <https://www.imfbookstore.org/checkoutStat.asp>

TCMB, Veri Dağıtım Sistemi, (Çevrimiçi) www.tcmb.gov.tr