



Munich Personal RePEc Archive

A nonlinear estimation of monetary policy reaction function for Turkey

Omay, Tolga Omay and Hasanov, Mubariz

Çankaya Üniversitesi

16 July 2006

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/20154/>

MPRA Paper No. 20154, posted 20 Jan 2010 05:52 UTC

Türkiye için Reaksiyon Fonksiyonunun Doğrusal Olmayan Modelle Tahmin Edilmesi

Dr. Tolga Omay*
Dr. Mübariz Hasanov**

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın (TCMB) para politikası reaksiyon fonksiyonu tahmin edilmiştir. İleri ve geri bakışlı reaksiyon fonksiyonları ile TCMB'nin politika yapımının arkasında yatan nedenler ampirik olarak incelenmiştir. Bu amaçla, ekonomi literatüründe sıkça kullanılan reaksiyon fonksiyonu, doğrusal olmayan STR modeli yardımı ile tahmin edilmiştir. Tahmin edilen modeller, söz konusu dönemde TCMB'nin ileri bakışlı değil, geri bakışlı politika uyguladığını ortaya koymaktadır. Elde edilen sonuçlara göre, TCMB'nin genişletici para politikasının arkasında yatan temel amaç, üretim istikrarının sağlanması olmuştur. Buna karşın daraltıcı para politikası uygulandığı zaman, TCMB'nin üretim açığını (output gap) dikkate almadığı sonucu ortaya çıkmaktadır. Merkez bankası'nın ekonomik canlanmayı sağlamak için önce genişletici para politikası uygulaması ve enflasyon oranını dikkate almaması, enflasyonu düşürmek için daraltıcı para politikası yaparken ise tek hedefinin fiyat istikrarı olması ve üretim istikrarını göz ardı etmesi, söz konusu dönemde hem fiyatlarda hem de üretimde istikrarsızlığa neden olmuştur. Bu değişkenlerin yanı sıra, Merkez Bankası'nın politika yapım sürecinde dikkate aldığı düşünülen reel döviz kurunun, ne genişleyici para politikası rejiminde ne de daraltıcı para politikasında hedeflenmediği; ayrıca bütçe açıklarının ise sadece daraltıcı para politikası yapılırken hedeflendiği, saptanmıştır.

A nonlinear estimation of monetary policy reaction function for Turkey

ABSTRACT

In this paper we have estimated the monetary reaction function of the Central Bank of Republic of Turkey. The originality of the paper is that we have used smooth transition functions (STR) that allow for proper modelling of nonlinearities and asymmetries in the relationship between variables under consideration. The estimated models suggest that the backward-looking instead of forward-looking models best characterise the CBRT's reaction function, that is, the CBRT reacted to past inflation rates rather than to future rates. This finding is in conformity with earlier research. We have found that the main purpose of expansionary policy of the CBRT is to stabilise output whereas contractionary policies aimed only at reducing the inflation rate. The fact that the CBRT has disregarded inflation in conducting expansionary policy and focused only on output stabilisation may explain why the CBRT was not successful in fighting inflation. Besides, neither in expansionary policy regime nor in contractionary policy regime, real exchange rate is not targeted by CBRT. Moreover, budget deficit is targeted only in the contractionary policy regime.

Jel Code: E52, E58

Keywords: monetary reaction function; STR nonlinearity; asymmetry; IV estimation.

* Çankaya Üniversitesi, İktisat Bölümü, e-posta: omayt@cankaya.edu.tr (Corresponding Author)

** Hacettepe Üniversitesi, İktisat Bölümü, e-posta: muhas@hacettepe.edu.tr

1. Giriş

Para politikası reaksiyon fonksiyonlarının tahmin edilmesi, uzun zamandan beri iktisatçıların yoğun ilgisini çekmektedir. 1990'lı yılların başından itibaren, bu konudaki çalışmalar da artmaya başlamıştır. Çalışmaların artmasındaki en önemli nedenlerden biride, Taylor kuralının (Taylor, 1993) Amerikan Merkez Bankasının politikalarını açıklamada beklenmedik ölçüde büyük başarı sağlamış olmasıdır. Taylor kuralına göre, Fed, faiz oranlarını, fiili üretim düzeyi ve enflasyon oranı ile bu değişkenlerin hedeflenen değerlerinden sapmalarına bağlı olarak belirlemektedir. Taylor (1993)'den farklı olarak, Clarida ve diğ. (1998), ileri bakışlı reaksiyon fonksiyonu tahmin etmektedir. Buna tahmine göre, merkez bankaları, para politikalarını, hedeflenen enflasyon ve büyüme oranları ile beklenen enflasyon ve büyüme oranları arasındaki farka bağlı olarak ayarlamaktadırlar; ama son dönemlerde, bu doğrultudaki çalışmalar eleştiri konusu olmuştur. Söz konusu eleştirilerin en önemlisi, merkez bankalarının politikalarının asimetrisi ile ilgilidir. Örneğin, Cukierman (2000), hükümetler açısından, ekonomik genişlemenin sağladığı faydaların, daralmanın getirdiği maliyetlerinden daha düşük olduğunu iddia etmektedir. Dolayısıyla, merkez bankaları, genişleme ve daralmalara asimetrik tepkiler vermektedir. Gerlach (2000), merkez bankalarının, negatif büyüme oranlarına, pozitif büyüme oranlarından daha büyük önem atfettiği sonucuna varmaktadır. Ruge-Mircia (2001, 2004) çalışmalarında ise, büyüme oranı yerine işsizlik oranındaki asimetrisi incelemiş ve merkez bankalarının işsizlik oranına tepkilerinin de doğrusal olmadığı sonucuna varmıştır. Bec ve diğ. (2002)'de, reaksiyon fonksiyonlarının doğrusal olmadığı sonucuna varmıştır.

Türkiye ile ilgili yapılan önceki çalışmalarda da, esas olarak Clarida ve diğ. (1998) çalışması temel alınmıştır. Berument ve Malatyalı (2000) ve Berument ve Taşçı (2004), Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın (TCMB), enflasyon oranını hedeflemediği sonucuna varmışlardır. Buna karşın, sanayi üretimi, TCMB'nin önemli hedeflerinden biri olarak tespit edilmiştir. Berument ve Taşçı'nın 2004 çalışmalarında vardıkları sonuca göre, TCMB, enflasyondan çok piyasaların sabitliğini hedeflemiştir. Berument ve Malatyalı (2000) ise, TCMB'nin gelecekteki enflasyon oranından çok, enflasyon oranının geçmiş değerlerine tepki verdiği sonucuna ulaşmıştır. Berument ve Malatyalı'nın (2000) vardığı bir diğer sonuç da, ileri bakışlı para politikası reaksiyon fonksiyonu yerine, geri bakışlı para politikası reaksiyon fonksiyonunun kullanılmasının daha iyi sonuçlar verdiğiidir.

Berument ve Malatyalı (2000) ve Berument ve Taşçı (2004)'den farklı olarak, Telatar (2001), doğrusal olmayan Markov rejim değişimi modeli kullanmıştır. Abrahams ve diğ. (1980) tarafından da belirtildiği gibi, makroekonomik istikrarsızlık olması halinde, istikrarlı bir yapının olduğu varsayımı üzerine kurulu sabit katsayılı modeller uygun olmamakta ve para politikası reaksiyon fonksiyonları, ilgili politika enstrümanı açısından varolan belirsizlik ortamı dikkate alınarak oluşturmalıdır. Telatar (2001), bu görüşten hareketle, TCMB'nin reaksiyon fonksiyonunu, değişen katsayılı Markov-değişimli varyans modeli kullanarak tahmin etmiş ve enflasyon oranı ile para politikası arasında istikrarlı bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Bu sonuca göre, enflasyonla mücadelede para politikası tek başına başarılı sonuçlar sağlayamamaktadır.

Bu çalışmada, TCMB'nin doğrusal olmayan reaksiyon fonksiyonu, doğrusal olmayan STR (smooth transition regression – yumuşak geçiş regresyon) modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Doğrusal olmayan model seçiminin iki temel nedeni bulunmaktadır. Bunlardan ilki, yukarıda da kısaca açıklandığı gibi, merkez bankalarının ekonomik duruma tepkilerinin asimetrik olabileceği gerçeğidir. İkinci neden ise, doğrusal bir model seçildiği zaman inceleme konusu olan değişkenlerin iktisadi ortamın yapısından bağımsız aynı tür hareketler

sergilediği ön varsayımı zorunlu olarak kabul edilmektedir. Yapılan politika değişiklikleri, oluşan iktisadi krizler ve ekonomik ortamın yeniden yapılanması için gerçekleştirilen kurumsal değişiklikler, iktisadi değişkenlerin hem bireysel hareketlerinde hem de birbirleri ile olan ilişkilerinde değişimlere sebep olmaktadır. İktisadi ortamdaki bu tür değişimleri sağlıklı bir şekilde incelemek için doğrusal bir yapının yeterli olmayacağı açıktır. Bu yüzden iktisadi değişkenlerin zamana bağlı değişimleri ve karşılıklı etkileşimleri ampirik olarak incelenirken yapılan testler, eğer, doğrusal bir ilişkiye işaret ediyorsa doğrusal model kullanılmalı, aksi takdirde doğrusal olmayan alternatif modeller tercih edilmelidir. Bu çalışmada kullanılacak olan STR modelleme yaklaşımı, yukarıda bahsedilen bütün doğrusal olmayan özellikleri ele almakta ve doğrusal olmayan bazı analizlerde ele alınamayan başka durumları da kapsamaktadır. Doğrusal olmayan modeller arasından STR modellemesinin tercih edilmesinin birkaç nedeni bulunmaktadır. Reaksiyon fonksiyonlarının tahmin edilmesinde daha önce kullanılan TAR (treshold autoregressive – eşik otoregresif) modelleri (örneğin, Bec *et. al.* 2002) ve Markov rejim değişimi (örneğin, Bouabdallah ve Olmeda, 2000; Telatar, 2001) modelleri, iktisadi değişkenler arasındaki rejimin ani olduğunu bir ön varsayım olarak kabul etmektedir; ancak, birçok ekonomik değişkendeki değişimin ani değil, tedrici olduğu hem teorik hem de ampirik çalışmalarda ortaya konmuştur (örneğin, Terasvirta ve Anderson, 1992; Granger ve Terasvirta, 1993). TAR ve Markov rejim değişikliği modellerinde rejimler arasındaki değişimin ani olmasına karşın, STR modellerinde, rejimler arasındaki geçiş yumuşak bir şekilde olmaktadır. İki uç rejim (örneğin, ekonomik genişleme ve daralma veya yüksek enflasyon ve düşük enflasyon dönemleri) arasındaki değişim tedrici olduğu için, STR modelleri, iktisadi durumdaki sonsuz sayıda rejimi modellemeye olanak tanımaktadır. Rejim değişikliğini gösteren değişken ve söz konusu değişkenin aldığı değer TAR ve Markov rejim değişimi modellerinde dışsal olarak belirlenirken, STR modellerinde geçiş değişkeni ve aldığı değer, tahmin sürecinde belirlenmektedir. Ayrıca, STR modelleri, seçilen geçiş fonksiyonunun türüne bağlı olarak, para otoritesinin hem simetrik hem de asimterik tepkisini ölçmeye olanak tanımaktadır.

Çalışmanın ikinci kısmında, literatürde kullanılan para politikası reaksiyon fonksiyonları özetle incelenmektedir. İkinci kısımda STR modelleme yaklaşımı açıklanacaktır. Üçüncü kısımda, Türkiye için reaksiyon fonksiyonu tahmin sonuçları verilmektedir. Bu kısımda doğrusal reaksiyon fonksiyonu, tahmin edilen diğer doğrusal fonksiyonlarla karşılaştırılmaktadır. Dördüncü kısımda ise çalışmanın sonuçları tartışılmaktadır.

2. Para Politikası Reaksiyon Fonksiyonu

Bir makroekonomik denklem iki farklı şekilde modellenebilir: İleri bakışlı (forward-looking) ve geri bakışlı (backward looking). Aynı şekilde para politikası reaksiyon fonksiyonu da bu farklı şekilleri ile ele alınabilir. Bu bölümde, bu iki yapı da ele alınacak ve farklı spesifikasyonlardaki para politikası reaksiyon fonksiyonları teorik olarak değerlendirilecektir.

Para politikası reaksiyon fonksiyonunun geri dönüşlü (feedback) formunda, para politikası otoritesi, kısa dönem nominal faiz oranını, enflasyonun gerçekleşmesi ile hedefi arasındaki cari açığa (gap) ve cari çıktı açığına uygun tepkiler verecek şekilde belirler. Politika enstrümanı olarak belirlenen faiz oranı, ayrıca, geçmiş dönem faiz oranlarına bağlı olarak da değişmektedir¹. Bu formdaki reaksiyon fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$r_t = g_r r_{t-1} + g_\pi \pi_t + g_y y_t + (1 - g_r - g_\pi) \pi^* \quad 2.1$$

¹ Özlale (2003), Fed'in politikası açısından, üretim ve enflasyonun yanı sıra, faiz oranı düzleştirmesinin (interest rate smoothing) önemli bir özellik olduğunu tespit etmiştir.

Burada, π^* enflasyon hedefi veya denge enflasyon seviyesi olarak nitelendirilir. Hedef enflasyona ait katsayı uygunluk için doğrusal homojendir. Bundan dolayı denge reel faiz oranı sıfırdır. Denklem (2.1)'deki katsayıların $0 \leq g_r \leq 1$, $g_\pi > 0$, $g_y > 0$ değerlerini sağlaması beklenmektedir. Enflasyon ve çıktının reaksiyon işaretleri “rüzgara karşı durma (leaning against the wind)” politikası ile tutarlıdır. Bu, enflasyonun hedef seviyesini geçtiği veya çıktının sürdürülebilir seviyesini aştığı anda para politikası otoritesinin sıkı para politikası uygulayacağı anlamına gelmektedir. (2.1) no'lu denklemde bulunan, reaksiyon fonksiyonu katsayıları $g_r = 0$, $g_\pi = 1.5$ ve $g_y = 0.5$ olduğu zaman, reaksiyon fonksiyonu iyi bilinen Taylor (1993) kuralına eşittir. Bu durumun dışında $g_r = 1$ olduğunda ise Fuhrer ve Moore'un (1995)'te adapte ettikleri reaksiyon fonksiyonuna dönüşmektedir. Fuhrer ve Moore (1995) formunda, para politikası otoritesi kısa dönem nominal faiz oranının seviyesi yerine, kısa dönem nominal faiz oranının değişimleri üzerinden faiz oranı düzeltilmesi yapmaktadır.

İleri bakışlı modellerde, para politikası otoritesinin, cari enflasyon seviyesi ve hedef enflasyon arasındaki açık yerine, enflasyon öngörüsü ve hedef enflasyon arasındaki açığa tepki verdiği varsayılmaktadır. Örneğin, Clarida *diğ.* (1999) aşağıdaki formda bir reaksiyon fonksiyonu önermişlerdir:

$$r_t = g'_r r_{t-1} + g'_\pi E_t \pi_{t+1} + g'_y y_t + (1 - g'_r - g'_\pi) \pi^* \quad (2.2)$$

Aşağıda da kısaca özetlendiği gibi, (2.1) ve (2.2) no'lu denklemler arasında basit bir geçiş sağlanabilir. Bunun için, ikinci bir makroekonomik ilişkiye gereksinim duyulmaktadır. Bu ikinci ilişki, “Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi” ilişkisidir. Yeni Keynesyen Phillips ilişkisi, ileri bakışlı açık bir optimizasyon sonucu elde edilir. Bu denklemin çeşitli yollardan elde edilmesi, Robert (1995)'te açıklanmıştır. Yeni Keynesyen Phillips ilişkisi aşağıdaki gibidir:

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \alpha y_t, \quad \alpha > 0 \quad (2.3)$$

Örneğin yukarıdaki Yeni Keynesyen Phillips ilişkisi, denklem (2.2)'de yerine koyulursa, $g'_r = g_r$, $g'_\pi = g_\pi$ ve $g'_y = g_y + g_\pi \alpha$ ilişkileri elde edilir. Aynı sonuç geri dönüşlü makro ilişkilerle de elde edilebilir.

Clarida ve *diğ.* (1999), beklenen enflasyon oranının para politikası reaksiyon fonksiyonuna dahil edilmesini, ileri bakışlı optimizasyon problemi kullanarak teyit etmişlerdir. Fakat modellerinde kullandıkları beklenen enflasyon oranı tekil bir skaler parametre ve cari enflasyonun çarpımından elde edilmektedir. Dolayısı ile, cari bilgi ve ileri bakışlı reaksiyon fonksiyonu arasında kolaylıkla geçiş sağlanabilir. Bunun yanı sıra, Clarida ve *diğ.* (2000), denklem (2.1) ve (2.2)'ye açık bir optimizasyon yapmadan iki aşamada ulaşılabileceğini de göstermiştir. Arzulanan kısa dönem nominal faiz oranı, enflasyon ve çıktı açıklarının (sapmalarının) bir fonksiyonu olarak ele alınabilir:

$$r_t^* = \pi^* + \tilde{g}_\pi (\pi_t - \pi^*) + \tilde{g}_y y_t \quad (2.4)$$

Her bir dönem arzulanan kısa dönem nominal faiz oranına ulaşmak için, kısmi düzeltme mekanizması aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$r_t - r_{t-1} = (1 - g_r)(r_t - r_{t-1}) \quad (2.5)$$

Bu iki aşamada elde edilen fonksiyon, tam olarak denklem (2.1)'de tanımlanan kuraldır. Bu durumda denklem (2.5)'te tanımlanan “uzun dönem” katsayılar aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$\tilde{g}_\pi = \frac{g_\pi}{(1-g_r)} \text{ ve } \tilde{g}_y = \frac{g_y}{(1-g_r)} \quad (2.6)$$

Burada tanımlanan teorik yapıdan anlaşılacağı üzere, geri dönüşlü veya ileri bakışlı formülasyonlardan her ikisi de ampirik çalışmalarda eşdeğer şekilde kullanılabilir. Sonuç olarak, geri bakışlı denklem için tahmin yapıldığı zaman, elde edilen sonuçlar, kolaylıkla ileri bakışlı denkleme dönüştürülebilir.

Bu açıklamaların ışığı altında, doğrusal olmayan reaksiyon fonksiyonu tanımlanabilir. Bec ve diğ. (2002), Svensson (1997) tarafından ortaya atılan doğrusal ileri bakışlı reaksiyon fonksiyonunu temel alarak, doğrusal olmayan bir reaksiyon fonksiyonu elde etmektedir. Bec ve diğ. (2002), iş çevrimi (business-cycle) üzerine kurulu bir kayıp fonksiyonu tanımlayarak, optimizasyon sonucunda merkez bankasının reaksiyon fonksiyonunu elde etmektedir. Elde edilen reaksiyon fonksiyonuna göre merkez bankası ekonomik daralma ve genişleme dönemlerinde farklı politikalar uygulamaktadır. Bu çalışmada Bec ve diğ. (2002) çalışmasının temel alınmasına karşın, ondan üç noktada farklılaşmaktadır. Birincisi, doğrusal olmayan tahmin yöntemi açısından Bec ve diğ. (2002)'in TAR modeli kullanmasına karşın, bu çalışmada TAR Modellemesini de kapsayan STR modeli kullanılacaktır; STR modellemesinin avantajlarına giriş bölümünde değinilmiştir. İkinci farklılık ise, tahmin edilen fonksiyonla ilgilidir; söz konusu farklılık, STR modellemesinde içsel olarak seçilen geçiş değişkeninden kaynaklanmakta² ve yukarıda da kısaca açıklandığı gibi, TAR modellerinde eşik değişken ve değeri dışsal olarak belirlenmekteyken, STR modellerinde bu değişken ve aldığı değer, modelin tahmin aşamasında içsel olarak belirlenmektedir. Bec ve diğ. (2002), eşik değişkeni, çıktı açığı olarak tanımlamaktadır. Dolayısıyla, tahmin ettikleri reaksiyon fonksiyonu, ekonomik genişleme ve daralma dönemlerinde para politikasının nasıl uygulandığını göstermektedir. Bu çalışmada ise, tahmin edilen model de geçiş değişkeni içsel seçilmekte ve geçiş değişkeni, para politikası enstrümanı olan gecelik faiz oranıdır. Bundan dolayı, tahmin edilen reaksiyon fonksiyonu, genişletici ve daraltıcı para politikalarının arkasında yatan nedenleri açıklamaya olanak tanımaktadır. Üçüncü ve son olarak, Bec ve diğ. (2002) para politikasının doğrusal olmayan yapısının, para politikasının asimetrisi sorununun kaynağı olarak vurgulamaktadır. Bu çalışmada doğrusal olmayan yapının, diğer faktörlerden de kaynaklanabileceği önceki bölümlerde belirtilmiştir.

3. STR Modelinin Belirleme ve Tahmin Aşaması

Tek değişkenli y_t zaman serisi için p. dereceden STAR(p) aşağıdaki gibi tanımlanabilir (van Dijk, Terasvirta ve Franses (2000:2)):

$$y_t = \phi_1' x_t \cdot (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' x_t \cdot G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \text{ için} \quad (3.1)$$

Denklem (3.1)'de gösterilen ağırlıklandırılmış otoregresif yapı, bir başka şekilde de şöyle gösterilebilir (Terasvirta, 1994:208):

² STR modellemesi kısmında da açıklandığı gibi, STR modellemesinde geçiş değişkeni seçimi, doğrusallık testlerinin doğal bir sonucu olarak ortaya çıkmaktadır.

$$y_t = (\phi_1 x_t) + (\phi_2 - \phi_1) x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

$x_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})'$ içsel değişkenin gecikmeli değerlerinin vektörü, \tilde{x}_t ise $\tilde{x}_t = (y_{t-1} + \dots + y_{t-p})'$ olarak tanımlanırsa, $x_t = (1 + \tilde{x}_t)'$ şeklinde gösterilebilir. Katsayılar vektörü de $\theta_i = (\phi_{i,0} + \phi_{i,1} + \dots + \phi_{i,p})'$ $i = 1, 2$ için olarak tanımlanmaktadır. Bu kısaltmalar yardımıyla, STR modeli kısaca aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$y_t = \theta_1 x_t + (\theta_2 x_t) G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.2')$$

Burada $G(s_t; \gamma, c)$ fonksiyonu sürekli bir fonksiyondur ve bir rejimden diğerine geçişi sağlayan bu fonksiyon geçiş fonksiyonu (transition function) olarak adlandırılır. Geçiş fonksiyonu 0 ve 1 aralığında sınırlı bir fonksiyondur. Geçiş fonksiyonu, geçiş değişkeninin (s_t) aldığı değerlere bağlı olarak, 0 ve 1 aralığında değerler alır; yani bir rejimden diğer bir rejime geçiş yumuşak bir şekilde gerçekleşir. Bu yüzden s_t değişkeni geçiş değişkeni (transition variable) olarak isimlendirilir. Geçiş değişkeni, içsel değişkenin gecikmeli değerleri veya dışsal bir değişken olabilir (Terasvirta, 1994). Aynı şekilde geçiş değişkeni zaman trendi de olabilmektedir, $s_t = t$. Bu durumda ise zamana göre yumuşakça değişim gösteren parametre modeli elde edilmektedir (Lin ve Terasvirta, 1994). ε_t , ortalaması sıfır ve varyansı sabit olan bir hata terimidir. Zaman serisinin geçmiş $\Omega_{t-1} = \{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-(p-1)}, y_{t-p}\}$ ile gösterilirse, $E[\varepsilon_t / \Omega_{t-1}] = 0$ ve $E[\varepsilon_t^2 / \Omega_{t-1}] = \sigma_\varepsilon^2$ olmaktadır.

Geçiş fonksiyonu 0 ile 1 arasında değerler aldığı ve bu aralıkta sürekli olduğu için, iki uç değere karşılık gelen $G(s_t; \gamma, c) = 0$ ve $G(s_t; \gamma, c) = 1$ rejimler (örneğin, ekonomik daralma veya genişleme dönemleri) arasında tedrici bir geçiş olmakta ve geçiş fonksiyonun aldığı her bir değer, farklı rejime denk gelmektedir. Dolayısıyla, iki uç rejim (daralma ve genişleme) arasında aslında sonsuz sayıda rejim söz konusu olabilmektedir. t zamanında oluşan rejim, gözlemlenebilen s_t değişkeninin değerleri ile belirlenmektedir. $G(s_t; \gamma, c)$ fonksiyonunun aldığı şekle bağlı olarak, farklı STR modelleri oluşturulabilir. Yaygın olarak, lojistik ve üstel fonksiyonlar kullanılmaktadır. Geçiş fonksiyonları arasında en popüler olan birinci fonksiyon türü, birinci sıra lojistik fonksiyonudur:

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1} \quad \gamma > 0 \quad (3.3)$$

Bu geçiş fonksiyonu ile oluşturulan model, lojistik STR (LSTR) modeli olarak adlandırılır. Burada, c parametresi iki rejimin tam ortasına tekabül eden değer olarak nitelendirilebilir; γ parametresi geçiş fonksiyonunun hızını, yani yumuşaklığını göstermektedir. γ parametresi büyüdükçe, LSTR modeli TAR modellerine yakınsamakta ve sonsuza yaklaştığında, c noktası civarında rejimler arasındaki değişim TAR modellerinde olduğu gibi ani olmaktadır. γ parametresinin çok büyük değerleri için $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonu gösterge fonksiyonuna yakınsamaktadır. Buradan da anlaşılacağı üzere TAR modelleri, LSTR modelinin özel bir halidir. γ sıfır olduğunda ise $G(s_t; \gamma, c) = 0.5$ olur; bu durumda ise LSTR, doğrusal otoregresif modele indirgenir. LSTR modelinden elde edilen iki rejim, s_t geçiş değişkeninin c sabit parametresinin değerine göre oluşmaktadır.

Bu tip bir rejim deęiřimi, konjonktürel dalgalanmaları modellemek için uygundur. İş aleml döngülerinin asimetrik yapısı LSTR yapısındaki bir model ile en iyi şekilde modellenebilmektedir. İş aleml dalgalanmaları genel ayrımı ile daralma ve genişleme dönemlerinden oluştuğundan, LSTR modeli bu iki rejimi kapsayan bir modelleme yapısına sahiptir. LSTR modeli, Terasvirta ve Anderson (1992), Terasvirta, Tjostheim ve Granger (1994) tarafından, OECD ülkelerinin daralma ve genişleme dönemlerinde sanayi üretim endeksinin dinamiklerini incelemek için kullanılmıştır.

Diğer popüler STR modeli ise, geçiş fonksiyonu olarak üstel fonksiyon kullanan STR modelidir. Bu modele üstel STR (Exponential smooth transition regression ESTR) modeli denir:

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\} \quad \gamma > 0 \quad (3.4)$$

ESTR modelinde geçiş deęiřkeni sıfıra ve artı sonsuza giderken, geçiş fonksiyonu sırasıyla sıfıra ve bire yakınsamaktadır. ESTR modelleri, reel döviz kurunu modellemek için Micheal ve diğ. (1997) ve Taylor ve diğ. (2000) tarafından kullanılmıştır. Döviz kurunun bu tip bir modellemeyle ele alınması ESTR modelinin simetrik özellikler göstermesinden kaynaklanmaktadır. ESTR modeli genişleme ve daralma dönemlerinde aynı tip dinamikler göstermektedir.

STR modellerinin tanımlanma, tahmin ve deęerlendirme aşamaları, özetle aşağıda açıklandığı gibidir (Terasvirta, 1994):

- 1) Doğrusal modelin seçimi: İncelenen zaman serisinin Akaike veya Schwarz kriterleri ile gecikme yapısının belirlenmesi,
- 2) Doğrusallık testleri: STR türü doğrusal olmama hipotezine karşın, belirlenen modelin doğrusal olduğu hipotezinin farklı geçiş deęiřkenleri için test edilmesi ve doğrusallık hipotezi reddedilirse, uygun geçiş deęiřkeninin seçilmesi,
- 3) Uygun geçiş fonksiyonunun seçilmesi: LSTR ve ESTR modelleri arasında yardımcı regrasyonlarla yapılan hipotez testleri aracılığıyla geçiş fonksiyonunun seçilmesi. Uygun geçiş fonksiyonunun seçilmesinin ardından eldeki veriye en uygun STR modeli tanımlanmaktadır.
- 4) Seçilen modelin doğrusal olmayan tahmin yöntemi tahmin edilmesi. Doğrusal olmayan optimizasyon sürecini kolaylaştırmak için geçiş fonksiyonundaki veri γ ve c parametreleri için, STR modelindeki ϕ_i parametrelerinin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edileceği düşüncesinden hareketle, hata terimlerinin varyansını minimum yapan veya hata terimleri karesinin toplamını minimum yapan γ ve c parametreleri seçilerek, herhangi bir doğrusal olmayan tahmin yönteminde söz konusu deęerler başlangıç deęerleri olarak alınabilir.

Doğrusal olmayan tahmin yönteminde kullanılacak başlangıç deęerlerini seçmek için, γ parametresi [1,500] aralığında, c parametresi ise geçiş deęiřkeninin minimum ve maksimum deęerleri arasında 0.1 büyüklüğünde deęiřtirilerek, hata terimlerinin varyansını minimum yapan γ ve c deęerleri seçilmiştir. Seçilen fonksiyon tahmin edilmeden önce, bu şekilde elde edilen γ ve c deęerleri kullanılarak model önce simpleks yöntemi ile tahmin edilmiş, bu tahminden elde edilen parametrelerle model son olarak doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmiştir.

Model tahmin edildikten sonra, tahmin edilen modelin uygunluğu test edilmiştir. Bu amaçla Eitrheim ve Terasvirta (1996) tarafından önerilen teşhis testleri (diagnostic check)

kullanılmıştır. Söz konusu testler, hata terimleri arasında otokorelasyon olup olmadığı, doğrusal olmayan yapının yeterli olup olmadığı (arta kalan doğrusal olmayan yapı testi) ve parametrelerin zamandan bağımsız olup olmadığını test etmektedir.

4. Para Politikası Reaksiyon Fonksiyonunun Tahmini

Berument ve Malatyalı (2000) ve Kalkan ve diğ. (1997), TCMB'nin para politikasının durumunu gösteren en iyi değişkenin gecelik faiz oranları olduğunu belirtmektedir. Dolayısıyla, bu çalışmada para politikası reaksiyon fonksiyonunun tahmininde, bankalararası gecelik faiz oranları kullanılmıştır. Açıklayıcı değişken olarak, tüketici fiyatları bazında üç aylık enflasyon oranı farkı ($\pi_{t+3} = \log p_{t+3} - \log p_t$) ve üretim açığı alınmıştır³. Bu verilerin yanı sıra para politikası yapım sürecinde Türkiye için önemli olduğu bilinen, bütçe açığı ve reel döviz kurları da modele ek değişkenler olarak sokulmuştur. Veriler, 1990:1-2003:12 dönemini kapsamakta ve TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden alınmıştır⁴. Söz konusu değişkenlerin seçilmesinde iki kriter göz önüne alınmıştır. Bu kriterlerden birincisi, daha önceki çalışmalar ile tutarlılık sağlanması açısından onların spesifikasyonuna yakın modellerin seçilmesi; ikincisi ise Türkiye ekonomisinin kendine özgü koşullarıdır. Türkiye ekonomisinin kendine özgü koşulları göz önüne alındığında, enflasyon oranını düşürme hedefinin para politikasının öncelikli amacı olması, Sargent ve Wallace (1975)'in bütçe açıklarının GSYİH'ya oranının sürdürülemez olduğu argümanları çerçevesinde "hoş olmayan parasalcı aritmetik" in ortaya çıkmış olma olasılığı, bütçe açıklarının faiz oranlarını belirleyen temel faktör haline gelmiş olması ve Fisher denkleminin geçerliliği olguları dikkate alınmıştır (Telatar, 2001).

STR modellerinin tanımlanmasının ilk aşamasında, uygun bir doğrusal model belirlenmektedir. Farklı spesifikasyonlarla tahmin edilen doğrusal reaksiyon fonksiyonlarının parametre tahminleri aşağıdaki Tablo 4.1'de sunulmuştur. Yapılan testler, değişen varyans ve hata terimleri arasında otokorelasyon sorunu bulunmadığını göstermektedir. Bağımlı değişkenlerin ileri bakışlı açıklardan teşkil olması araç değişken metodu ile tahmin yapılmasını gerektirmektedir (Berument ve Malatyalı (2000))⁵. Bu amaç doğrultusunda, faiz oranının, sanayi üretimi büyüme oranının, enflasyon oranının, reel döviz kurunun, bütçe açığının ve para arzının gecikmeli değerleri de araç değişken olarak kullanılmıştır. İkinci modelde Taylor spesifikasyonuna geri bakışlı enflasyon hedeflemesi yapıp yapılmadığını incelemek amacı ile enflasyonun birinci gecikmesi eklenmiştir. Anlatılan bu modellerin haricinde, iki model daha baz model olarak ele alınan modele, bütçe açığının ve reel döviz kurunun eklenmesi ile elde edilmiştir. Buradan da anlaşılacağı üzere, ampirik çalışma 4 modelden oluşmaktadır.

(Tablo 4.1)

Doğrusal model tahmin sonucuna göre, üretim açığının katsayısı anlamlı iken, ileri dönem enflasyon oranının katsayısı anlamsızdır. Buna göre, TCMB, para politikası yaparken sadece üretim istikrarını hedeflemiştir. Denklem enflasyon oranının gecikmeli değeri eklendiğinde ise, üretim açığının katsayısı anlamsız olurken, enflasyonun gecikmeli değeri anlamlı olmaktadır. Bu sonuç, merkez bankasının geri bakışlı enflasyon hedeflemesi yaptığını

³ Üretim açığı, mevsimsellikten arındırılmış sanayi üretim endeksinin Hodrick-Presscot filtresi yardımı ile hesaplanan trendinden sapmalarıdır.

⁴ 2004 yılında konsolide bütçe kalemlerinin tanımında değişiklik yapıldığı için verilerde tutarlılık sağlamak amacı ile 2004 sonrası veriler analize dahil edilmemiştir. Analiz esnasında 1994:03-1994:11 aralığında ek kukla değişkenler koyulmuştur. Ayrıca, 1997 ve 2001 krizi için koyulan kukla değişkenler anlamlı çıkmamıştır.

⁵ BKZ: Hansen 1982

göstermektedir. Bu değişkenlerin yanı sıra baz modele, bütçe açığı ve reel döviz kurunun gecikmeli değerleri eklenerek, geri bakışlı politika süreci ile tutarlı olacak şekilde sırasıyla tahmin edilmiştir. Bu model tahminlerinden, model 3'te bütçe açığının gecikmeli değeri istatistiki olarak anlamlı ve negatif ve model 4'te ise reel döviz kurları negatif ama istatistiki olarak anlamsız bulunmuştur. Ancak, yukarıda da özetle değinildiği gibi, doğrusal modeller değişkenler arasındaki olası asimetrikliği ve doğrusal olmayan yapıyı dikkate almadığı için, tahmin edilen modelin yeterli olup olmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. Bu amaç için, doğrusallık testleri yapılmıştır.

Söz konusu testler, STR türü doğrusal olmayan yapıya karşın doğrusallık testleri yardımı ile yapılmaktadır. Doğrusallık testi, iki farklı rejimdeki parametrelerin birbirine eşit olup olmadığını test etmektedir. Sıfır hipotezi $H_0 : \phi_1 = \phi_2$, alternatifi ise, $H_1 : \phi_{1,j} \neq \phi_{2,j}$, $j \in (0, \dots, p)$ olarak verilmektedir. Bunun dışında doğrusallık hipotezi, geçiş fonksiyonları denklem (3.3) ve denklem (3.4)'te yer alan γ parametresinin sıfır olup olmadığının test edilmesi ile de yapılabilir. Şayet $\gamma = 0$ olursa, bu durumda STR modeli doğrusal modele indirgenir. Bu durum göz önünde bulundurulduğunda, doğrusallık hipotezi $H_0 : \gamma = 0$, alternatifi ise $H_1 : \gamma \neq 0$ olarak da gösterilebilir. Burada belirtilmesi gereken bir önemli husus da, STR modellerinin sıfır hipotezi ile sınırlandırılmayan, fakat sıfır hipotezi altında modelde yer almayan parametreler (γ ve c) içerdiği için yukarıda ele alınan hipotez testleri STR modeline doğrudan uygulanamamasıdır. Bu sorun, geçiş fonksiyonu yerine uygun bir Taylor yaklaşımını kullanmakla giderilebilir (Terasvirta, 1994). Taylor yaklaşımını ile geçiş fonksiyonu parametreler cinsinden doğrusal hale dönüştürüldüğünden, doğrusal model için yukarıda ele alınan hipotez testleri yapılabilir hale gelmektedir.

LSTR ve ESTR modellerine doğrusallık testleri ayrı ayrı yapılabileceği gibi, bu iki modeli de kapsayan tek bir denklemle de yapılabilir. Bunun için geçiş fonksiyonunun üçüncü dereceden yaklaşımını kullanılmaktadır (Terasvirta, 1994). Geçiş fonksiyonu yerine 3. dereceden Taylor yaklaşımını kullanıldığında, aşağıdaki yardımcı regresyon elde edilir (van Dijk, 1999:25):

$$y_t = \beta_{0,0} + \beta_0' \tilde{x}_t + \beta_{1,0} s_t + \beta_1' \tilde{x}_t s_t + \beta_{2,0} s_t^2 + \beta_2' \tilde{x}_t s_t^2 + \beta_{3,0} s_t^3 + \beta_3' \tilde{x}_t s_t^3 + e_t \quad (4.1)$$

Burada, e_t hata terimi, hem denklem (3.2)'deki hata terimi ε_t 'yi hem de Taylor yaklaşımındaki hata payını içermektedir. Geçiş değişkeni, açıklayıcı değişkenlerden biri değilse, yardımcı modelden $\beta_{i,0}$, $i=1,2,3$ parametrelerinin atılması gerekmektedir.

Doğrusallık testleri, LM tipi testlerle yapılmaktadır. LM tipi testlerle sadece sıfır hipotezi test edilmekte, alternatif hipotez test edilmemektedir. Bunun yanı sıra, geleneksel asimptot teorisini kullanabildiğinden simülasyonla test üretme zorunluluğu ortadan kalkmaktadır. Bu iki durum LM testlerini daha avantajlı kılmaktadır. Denklem (4.1)'e ait LM testi aşağıdaki gibidir:

$$LM = \frac{(SSR_0 - SSR)}{\hat{\sigma}^2} \quad (4.2)$$

SSR_0 doğrusal modelin tahmininden elde edilen hata kareleri toplamı, SSR ise, (4.1) yardımcı regresyonun tahmininden elde edilen hata kareleri toplamıdır. $\hat{\sigma}^2$ ise hata terimleri varyansıdır. (4.2) denklemi ile hesaplanan LM istatistiği χ^2 dağılımına sahiptir ve serbestlik derecesi, yardımcı regresyondaki ilave değişken sayısına eşittir. Sıfır hipotezinin

reddedilmesi, STR türü doğrusal olmayan bir yapının daha uygun olduğu şeklinde yorumlanmaktadır.

Gözlem sayısı az olduğu zaman, LM tipi testin F versiyonu kullanılmaktadır. F testi, bu gibi durumlarda daha iyi sonuçlar vermektedir. Dolayısıyla bu çalışmada LM tipi testin F versiyonu kullanılmıştır. F testi, aşağıdaki aşamalarla yapılmaktadır:

- 1) Doğrusal modelin tahmini sonucundan $\hat{\epsilon}_t$ ve artık kareleri toplamı $SSR_0 = \sum_{i=1}^n \tilde{\epsilon}_t^2$ elde edilecek,
- 2) Yardımcı model (4.1), $\hat{\epsilon}_t$ hata terim için tahmin edilecek ve hata kareleri toplamı SSR_1 hesaplanacak,
- 3) Bu iki aşamadan elde edilen değerler doğrultusunda, LM testinin yerine geçecek olan F testi aşağıdaki gibi hesaplanacak:

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / 3p}{SSR_1 / (T - 4p - 1)} \quad (4.3)$$

Bu test istatistiği (3p) ve (T-4p-1) serbestlik derecesi ile F dağılımına sahiptir. Burada, p doğrusal modelde açıklayıcı değişken sayısına eşittir. Yukarıda anlatılan LM_F doğrusallık testi, aday geçiş değişkenleri için test edilmiş ve p-değeri en düşük olan (istatistiki olarak en anlamlı olan) aday değişken, uygun geçiş değişkeni olarak seçilmiştir. Aday geçiş değişkeni olarak bağımlı değişkenin 12. gecikmesine kadar olan gecikmeleri sınanmıştır. Bu geçiş değişkenlerinin uygun olanlarının test sonuçları ve p değerleri aşağıdaki tablo 4.2'de sunulmuştur.

(Tablo 4.2)

Geçiş değişkeni tespit edildikten sonra uygun geçiş fonksiyonunun belirlenmesi için, (4.1) yardımcı regresyon modeline aşağıdaki F testleri uygulanmaktadır (Terasvirta, 1994:211-12):

$$\begin{aligned} H_{03} : \beta_3 &= 0 \\ H_{02} : \beta_2 &= 0 / \beta_3 = 0 \\ H_{01} : \beta_1 &= 0 / \beta_2 = \beta_3 = 0 \end{aligned} \quad (4.4)$$

Bu testler sonucu ESTR ve LSTR modelleri arasında hangisinin seçileceği aşağıdaki kriterlerle belirlenmektedir:

1) Gerçek model LSTR ise β_3 parametresi sıfırdan farklı olacaktır. Gerçek model ESTR ise β_3 parametresi sıfır olacaktır. Dolayısıyla, eğer β_3 parametresi sıfırdan farklı ise, lojistik geçiş fonksiyonu tercih edilmelidir.

2) Gerçek model LSTR ve $\phi_{1,0} = \phi_{2,0}$ ve $c=0$ ise β_2 parametresi sıfır olacaktır. Ama model ESTR ise β_2 parametresi sıfırdan farklıdır. $\beta_2 \neq 0$ olduğunda üstel geçiş fonksiyonu tercih edilmelidir.

3) Gerçek model ESTR modeli, $\phi_{1,0} = \phi_{2,0}$ ve $c=0$ ise β_1 parametresi sıfır olacaktır; ancak model LSTR ise β_1 parametresi sıfırdan farklıdır. O halde, $\beta_2 \neq 0$ ise lojistik geçiş fonksiyonu seçilmelidir.

Terasvirta (1994), bu kriterler doğrultusunda şöyle özet karar verme prensibi önermektedir: Eğer H_{02} testinin p değeri en küçük çıkarsa ESTR modeli kullanılmalıdır. Bunun dışındaki bütün durumlarda LSTR modeli seçilmelidir.

(Tablo 4.3)

Anlatılan geçiş fonksiyonu testinin sonuçları, tablo (4.3)'de sunulmuştur. Görüldüğü üzere daha önce anlatılan iki geçiş fonksiyonundan sadece LSTR incelenen reaksiyon fonksiyonlarını açıklamakta başarılıdır.

Yukarıda da açıklandığı gibi, doğrusal olmayan tahmin sürecini kolaylaştırmak için geçiş fonksiyonundaki veri γ ve c parametreleri için STR modelindeki θ_i parametrelerinin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edileceği düşüncesinden hareketle, hata terimlerinin varyansını minimum yapan γ ve c parametreler seçilmiştir. Başlangıç değerlerini seçmek için, γ parametresi [1,500] aralığında, c parametresini ise geçiş değişkeninin minimum ve maksimum değerleri arasında 0.1 büyüklüğünde değiştirilerek uygun değerler tespit edilmiştir. Daha sonra, bu değerler kullanılarak doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi ile STR modelleri tahmin edilmiştir. STR tahminleri aşağıdaki tabloda sunulmuştur.

(Tablo 4.4)

$\sigma_{s_t(t)}$, seçilen geçiş değişkelerinin standart sapmasını göstermektedir. Geçiş fonksiyonunda yer alan üstler bu terimle bölünerek ölçekten bağımsız hale getirilmiştir (Terasvirta, 1994). Katsayı tahminleri altında parantez içinde verilen değerler standart hatalardır. Standart hatalar, Newey-West (1987) tekniği kullanılarak, otokorelasyon ve değişen varyansla tutarlı hale getirilmiştir.

STR modelinin tahmininden sonra, tahmin edilen modellerin uygunluğunun test edilmesi gerekmektedir. Eirtheim ve Terasvirta (1996), bunun için STR modelleri için arta kalan doğrusal olmayan yapı ve parametre sabitliği testlerini önermektedirler. Söz konusu testler, tahmin edilen modelin uygunluğunu ölçmeye olanak tanımaktadır. Eğer tahmin edilen model bu testleri başarı ile geçerse, öngörü amacıyla veya değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklamak için kullanılabilir.

Tanımlanan doğrusal olmayan yapının yeterli olup olmadığı, tahmin edilen STR modelinin, Çoklu Rejim STR (multiple-regime STR – MR-STR) karşı test edilmesi yapılmaktadır. MR-STR modelleri, aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Eitrheim ve Terasvirta, 1996):

$$y_t = \phi_0'x_t + (\phi_1'x_t)G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \lambda_0'x_t + (\lambda_1'x_t)G_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + U_t \quad (4.5)$$

MRSTR modelleri, STR modellerine karşın, ikiden fazla rejimin olabileceği durumları modellemek için daha uygundur (van Dijk, 1999:58). Değişkenler arasındaki ilişkide ikiden fazla rejimin olup olmadığı, doğrusallık testlerinde olduğu gibi, LM tipi test istatistikleri ile yapılabilmektedir. Sadece iki rejim söz konusu ise, yani LSTR modeli geçerli bir model ise, ya $H_0 : \gamma_2 = 0$ ya da $H_0 : \lambda = 0$ olmalıdır. Söz konusu testleri yapabilmek için $G_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2)$ geçiş fonksiyonu yerine bu fonksiyonun $\gamma_2 = 0$ etrafındaki Taylor açılımı kullanılabilir. İkinci geçiş fonksiyonunun $\gamma_2 = 0$ etrafında Taylor açılımı sonucunda aşağıdaki yardımcı regrasyon modeli elde edilir:

$$y_t = \phi_0'x_t + (\phi_1'x_t)G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \beta_1'x_t s_{2t} + \beta_2'x_t s_{2t}^2 + \beta_3'x_t s_{2t}^3 + e_t \quad (4.6)$$

Yukarıda sözü edilen sıfır hipotezi, bu denklem doğrultusunda aşağıdaki gibidir:

$$H_0'' : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

Yukarıda verilen sıfır hipotezi de, doğrusallık testlerinde olduğu gibi F testi ile test edilebilir. Sıfır hipotezi reddedilirse, ikinci değişim fonksiyonunun şekli, iki rejimli STR modelinde olduğu gibi parametrik hipotez testleri ile belirlenir (van Dijk, 1999:70). Parametrelerin sabitliği, geçiş fonksiyonunda geçiş değişkeni olarak doğrusal zaman trendi kullanılarak test edilmektedir. Ayrıca, hata terimleri arasında otokorelasyon olup olmadığı benzer şekilde test edilebilmektedir (bkz. Eitrheim ve Terasvirta, 1996).

(Tablo 4.5)

Teşhis testleri Tablo 4.5'te sunulmuştur. Bu tablodan da görülebileceği gibi, teşhis testleri iki rejimli STR modelleri için herhangi bir aksaklık olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla, tahmin edilen STR modelleri, değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklamak için kullanılabilir.

Tahmin edilen denklemler, Clarida ve diğ. (1999)'a benzer şekilde yorumlanmaktadır. Clarida ve diğ. (1999), enflasyona ait katsayı parametresinin enflasyon değişkenine ait katsayı tahmini, eğer birden büyük çıkarsa, merkez bankasının gerçekleşen enflasyonun hedeflenen enflasyondan daha yüksek çıktığını düşünerek tepki verdiğini ve faiz oranını artırarak reel faiz oranı vasıtasıyla faize duyarlı harcamaların azalmasına ve dolayısıyla da enflasyonun düşmesini amaçladığını göstermektedir⁶. Eğer enflasyon değişkenine ait katsayı tahmini, bir ile sıfır arasında çıkarsa, merkez bankasının yeterince tepki vermediği anlaşılır. Bu açıklamadan da anlaşılacağı üzere, enflasyon değişkenine ait katsayı tahmini 1 den büyükse enflasyonu düşürücü bir politika uyguladığı, aksi takdirde istikrardan uzaklaştırıcı bir tepki verildiği sonucuna varılabilir. Benzer şekilde üretim açığı katsayı tahmininin sıfırdan büyük olması, merkez bankasının istikrar kazandırıcı politika uyguladığı, sıfırdan küçük olması ise, üretim istikrarını bozucu tepki verdiği şeklinde yorumlanır. Bu bilgilerin ışığı altında yukarıda verilen doğrusal olmayan tahmin sonuçları analiz edilmektedir.

Tablo'da ilk 6 katsayı tahmini, alt rejime (yani genişletici politika dönemlerine karşılık gelen) katsayı tahminlerini göstermektedir. Sonraki 6 katsayı tahmini ise genişletici para politikası tahminleri ile toplanarak daraltıcı para politikası tahminlerinin bulunmasına yaramaktadır. Model 1'de, sanayi üretiminin mevsimsellikten arındırılmış açığının, katsayı tahmini alt rejimde, yani genişletici para politikası yapıldığı zamanlarda, sıfırdan büyük ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Merkez Bankası'nın genişletici para politikası yaparken, üretime istikrar kazandırıcı tepki verdiği gözlenmektedir. Fakat, yine aynı rejimde, enflasyon katsayısı pozitif ve anlamsız çıkmaktadır. Bu sonuçlar, ileri bakışlı reaksiyon fonksiyonuna göre, TCMB'nin genişletici para politikası yaparken, sadece üretim istikrarını dikkate aldığını göstermektedir. Buna karşın daraltıcı para politikası uyguladığı dönemlerde ise üretimde istikrarsızlığa neden olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. Bunun yanı sıra, ileri dönem enflasyon hedefinin daraltıcı politika uyguladığı dönemlerde de katsayı tahmini anlamsız çıkmaktadır. Dolayısıyla, TCMB'nin ileri dönem enflasyon oranını hedeflemediği ve üretim istikrarını da sadece genişleyici para politikası yaptığı dönemlerde hedeflediği söylenebilir.

İleri bakışlı reaksiyon fonksiyonuna, geçmiş dönem enflasyon değerleri eklendiği model 2'de sonuçlar değişmektedir. Genişletici para politikası yapıldığı zaman, üretim açığının

⁶ Bu durum talep kısılması olarak da anlatılabilir. Enflasyonun taleplerde olan azalma yoluyla azalmasıdır. Azalan taleple birlikte fiyatlar düşeceğinden, enflasyon da düşecektir.

katsayısı pozitif ve anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla, TCMB'nin genişletici para politikası dönemlerinde üretimi istikrara kavuşturucu politika uyguladığı söylenebilir. İleri dönem enflasyonun katsayısı ise negatif ve anlamsız bulunmuştur. Söz konusu sonuç, TCMB'nin gelecek dönem enflasyon oranını dikkate almadığı ve geri bakışlı politika uyguladığı şeklinde yorumlanabilir. Buna karşın, enflasyonun gecikmeli değeri pozitif ve anlamlı bulunmuştur. Daraltıcı para politikası rejiminde ise, üretim açığının katsayısı negatif ve anlamlı, ileri dönem enflasyon oranı negatif ve anlamsız, geçmiş dönem enflasyon oranı ise pozitif ve anlamlı bulunmuştur. Bu sonuçlar, TCMB'nin geri bakışlı politika uyguladığını ve genişletici politika dönemlerinde tek hedefinin üretimi istikrara kavuşturmak olmasına karşın, daraltıcı politika dönemlerinde enflasyonu düşürmek için faiz oranlarını artırdığını ve bu politikanın da üretimi istikrardan uzaklaştırdığını göstermektedir. Bu sonuçlardan, Merkez bankası'nın ileri dönem enflasyonunu ne genişleyici para politikası yaparken ne de daraltıcı para politikası yaparken hedeflemediği görülmektedir. Bunun yanı sıra gecikmeli enflasyonu, daraltıcı para politikası yaparken hedeflediği ve genişleyici para politikası yaparken hedeflemediği görülmektedir.

Model 3, Model 2'de elde edilen sonuçlar doğrultusunda oluşturulmuştur. Baz model olarak, sadece enflasyonun gecikmeli değerlerinin ele alındığı model kullanılacaktır. Bu modele, bütçe açığının yine geri bakışlı olacak şekilde bir dönem gecikmesi eklenmiştir. Model 3'ten elde edilen sonuçlara göre Merkez Bankası genişleyici para politikası yaparken, bütçe açıklarını artıracak şekilde davranmaktayken, daraltıcı para politikası yaparken bütçe açıklarını istikrara yöneltecek tepkiler vermektedir. Bu sonuçlardan, Merkez Bankası'nın bütçe açıklarını sadece daraltıcı para politikası yaparken dikkate aldığı gözlenmektedir.

Baz modele, reel döviz kurunun gecikmeli değeri eklenerek, Model 4 tahmin edilmiştir. Bu tahmin sonucunda, genişleyici para politikası rejiminde katsayı anlamsız çıkmıştır. Daraltıcı para politikası yapılan dönemlerde ise katsayı negatif ve anlamlı bulunmuştur. Daraltıcı para politikası rejiminde Merkez Bankası'nın reel döviz kurunu istikrardan uzaklaştırıcı bir şekilde davrandığı gözlenmektedir. Bu sonuçlardan Merkez Bankası'nın, para politikası yaparken reel döviz kurunu dikkate almadığı anlaşılmaktadır.

5. Sonuç

Bu çalışmada, 1990-2003 dönemi için TCMB'nin reaksiyon fonksiyonu tahmin edilmiştir. Tanımlanan dört tip reaksiyon fonksiyonu ile TCMB'nin söz konusu dönemde politika yapımının arkasında yatan nedenler ampirik olarak incelenmiştir. Bu amaçla, ekonomi literatüründe sıkça kullanılan reaksiyon fonksiyonu, doğrusal olmayan STR modeli yardımı ile tahmin edilmiştir. Tahmin edilen modeller, söz konusu dönemde TCMB'nin ileri bakışlı değil, geri bakışlı politika uyguladığını ortaya koymaktadır.

Elde edilen sonuçlara göre, TCMB'nin genişletici para politikasının arkasında yatan temel amaç, üretim istikrarının sağlanması olmuştur. Genişletici politika uygulanırken, temel amaç olması gereken fiyat istikrarı göz ardı edilmiş, böylece enflasyon oranının daha da yükselmesine neden olunmuştur. Buna karşın daraltıcı para politikası uygulandığı zaman, TCMB'nin üretim açığını dikkate almadığı sonucu ortaya çıkmaktadır. Üretim açığının dikkate alınmamış olması, üretimin de istikrarsızlaşmasına yol açmıştır. Merkez bankasının ekonomik canlanmayı sağlamak için önce genişletici para politikası uygulaması ve enflasyon oranını dikkate almaması, enflasyonu düşürmek için daraltıcı para politikası yaparken ise tek hedefinin fiyat istikrarı olması ve üretim istikrarını göz ardı etmesi, söz konusu dönemde hem fiyatlarda hem de üretimde istikrarsızlığa neden olmuştur. Buradan, TCMB'nin ekonomik olayları arkadan takip ettiği ve ekonomik istikrarı sağlayıcı tutarlı politikalar uygulayamadığı anlaşılmaktadır. Analiz edilen dönemde yaşanan ekonomik istikrarsızlık, bu çalışmanın sonuçlarını doğrular nitelikte görünmektedir. Bu değişkenlerin yanı sıra Merkez Bankası'nın politika yapım sürecinde dikkate aldığı düşünülen reel döviz kurunun, ne genişleyici para

politikası rejiminde ne de daraltıcı para politikasında hedeflenmediđi; ayrıca bütçe açıklarının ise sadece daraltıcı para politikası yaparken dikkate alınmadığı saptanmıştır.

Tablolar

Tablo 4.1 Doğrusal Reaksiyon Fonksiyonu Tahminleri

	Model 1	$r = \beta + \beta r_{t-1} + \beta r_{t-2} + \beta \pi^* + \beta ygap$		
	Model 2	$r = \beta + \beta r_{t-1} + \beta r_{t-2} + \beta \pi^* + \beta ygap + \beta \pi_{t-1}$		
	Model 3 ve 4	$r = \beta + \beta r_{t-1} + \beta r_{t-2} + \beta \pi^* + \beta ygap + \beta \pi_{t-1} + \beta z_{t-1}$		
Katsayılar	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Sabit	0.476 (0.638)	0.859 (0.430)	0.388 (0.490)	1.198 (0.739)
$r(1)$	0.475 (0.195)	0.427 (0.197)	0.585 (0.181)	0.390 (0.143)
$r(2)$	0.398 (0.225)	0.320 (0.206)	0.315 (0.157)	0.286 (0.245)
π_{t+3}	-0.564 (0.534)	-0.991 (0.374)		
$ygap$	0.811 (0.475)	0.419 (0.443)	1.002 (0.461)	0.419 (0.409)
π_{t-1}		0.419 (0.443)	0.809 (1.541)	3.690 (1.462)
d			-0.129 (0.062)	
$r.d.$				-0.587 (1.252)
İstatistikler				
R^2	0.336	0.349	0.364	0.322
D.W.	2.17	2.08	2.223	1.938
$\hat{\sigma}_e$	0.297	0.293	0.292	0.300
J.test	0.999	0.999	0.99985	0.99976

* Katsayı tahminlerinin altında parantez içinde verilen değerler, Newey-West (1987) tekniği kullanılarak, otokorelasyon ve değişen varyansla tutarlı hale getirilmiş standart hatalardır.

* Tahmin esnasında araç değişken yöntemi kullanılmıştır. Üstel belirlenme problemlerini belirlemek için ise Hansen (1982) J-testi'ne başvurulmuştur.

Tablo 4.2 LM Tipi Doğrusallık Testleri

	d	Model 1	d	Model 2	d	Model 3	D	Model 4
R	10	14.412 (0.000)	10	13.102 (0.000)	10	13.355 (0.000)	10	11.761 (0.000)
$ygap$	3	8.505 (0.000)	3	8.024 (0.000)	3	7.452 (0.000)	3	9.192 (0.000)
π_{t-1}	-		1	6.747 (0.000)	1	9.846 (0.000)	1	6.966 (0.000)
π_{t+3}	10	11.844 (0.000)	10	9.998 (0.000)				
D					1	8.247 (0.000)		
$r.d.$							1	3.183 (0.000)
T		0.852 (0.599)		2.743 (0.001)		5.402 (0.000)		3.229 (0.000)

*Tabloda sadece her bir değişkenin en küçük değer aldığı test istatistiği yansıtılmıştır; test istatistiklerinin altındaki parantez içindeki değerler, olasılık değerleridir.

Tablo 4.3 Geçiş Fonksiyonun Seçilmesi

Modeller	Geçiş değişkeni	H_{03}	H_{02}	H_{01}	Geçiş Fonksiyonu
1	R(10)	14.965 (0.000)	5.118 (0.0002)	7.973 (0.000)	LSTAR
2	R(10)	2.658 (0.018)	2.605 (0.020)	5.505 (0.000)	LSTAR
3	R(10)	5.428 (0.000)	8.383 (0.000)	9.074 (0.000)	LSTAR
4	R(10)	10.490 (0.000)	3.531 (0.001)	7.536 (0.000)	LSTAR

* Test değerlerinin altındaki değerler, olasılık değerleridir.

Tablo 4.4 Doğrusal Olmayan Tahmin Sonuçları

Katsayılar	Model 1 (LSTAR=R(10))	Model 2 (LSTAR=R(10))	Model 3 (LSTAR=R(10))	Model 4 (LSTAR=R(10))
Sabit	3.407 (1.843)	2.430 (2.530)	2.895 (0.467)	0.169 (0.235)
$r(-1)$	-1.320 (0.433)	-1.226 (0.656)	-0.647 (0.094)	-0.613 (0.029)
$r(-2)$	1.520 (0.142)	1.572 (0.131)	0.970 (0.027)	1.614 (0.052)
π_{t+3}	0.491 (2.158)	-2.167 (1.614)		
$ygap$	3.200 (1.348)	3.378 (1.286)	1.075 (0.205)	3.445 (0.383)
$\pi(-1)$		2.471 (1.512)	0.911 (0.165)	-2.659 (0.343)
D			-0.097 (0.003)	
$r.d.$				-0.195 (0.458)
A-Sabit	-2.547 (1.892)	-0.925 (2.633)	-1.958 (0.321)	1.659 (1.000)
A- $r(-1)$	2.303 (0.443)	2.124 (0.660)	1.641 (0.082)	1.318 (0.246)
A- $r(-2)$	-1.797 (0.183)	-1.897 (0.160)	-1.200 (0.062)	-1.790 (0.053)
A- π_{t+3}	-2.845 (2.251)	0.163 (1.559)		
A- $ygap$	-3.373 (1.383)	-3.835 (1.340)	-0.843 (0.284)	-3.417 (0.600)
A- $\pi(-1)$	-	-0.098 (0.042)	0.266 (0.367)	6.164 (1.027)
A- d			0.076 (0.014)	
A- $r.d.$				-2.907 (1.528)
γ	10.232 (3.348)	10.428 (5.277)	23.313 (5.636)	127.111 (1035.737)
C	3.693 (0.015)	3.688 (0.026)	3.717 (0.002)	3.719 (0.010)
İstatistikler				
R^2	0.673	0.705	0.683	0.690
$D.W.$	2.35	2.247	2.101	1.977
$J.test$	3.176 (1.000)	3.791 (1.000)	5.279 (1.000)	3.836 (1.000)

* Katsayı tahminlerinin altında parantez içinde verilen değerler, Newey-West (1987) tekniği kullanılarak, otokorelasyon ve değişen varyansla tutarlı hale getirilmiş standart hatalardır.

* Tahmin esnasında araç değişken (IV) yöntemi kullanılmıştır. Üstel belirlenme problemlerini belirlemek için ise Hansen (1982) J-testi'ne başvurulmuştur.

Tablo 4.5 Arta Kalan Doğrusal Olmayan Yapı Testi

Aday Değişken	d	Mod. 1	D	Mod. 2	d	Mod.3	d	Mod.2
r	4	1.107 (0.364)	1	1.318 (0.181)	4	1.193 (0.280)	4	0.954 (0.557)
y_t	9	0.732 (0.839)	9	0.765 (0.804)	9	0.957 (0.553)	6	0.754 (0.816)
π_{t-1}			2	1.416 (0.127)	2	1.410 (0.129)	2	1.126 (0.346)
π_{t+3}	4	1.279 (0.205)	4	1.375 (0.148)				
d					5	0.707 (0.866)		
$r.d$							4	0.686 (0.886)
t		0.140 (0.999)		0.192 (0.999)		0.198 (0.999)		0.269 (0.999)

*Tabloda sadece her bir durum değişkeninin en küçük değer aldığı test istatistiği verilmiştir (en anlamlı p değerleri verilmiştir).

Kaynakça

Abrams, R. K., R. Froyen ve R. Waud, (1980), "Monetary Policy Reaction Functions. Consistent Expectations, and the Burns Era", *Journal of Money Credit and Banking*, 12(1):30-42.

Barro, R. ve R. Gordon, (1983), "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model", *Journal of Political Economy*, 91, 589-610.

Bec, F., M.B. Salem ve F. Collard, (2002) "Asymmetries in Monetary Policy Reaction Function? Evidence for U.S/ French and German Central Banks", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 6 (2), Article 3.

Berument H. ve Malatyalı K., (2000), "The implicit reaction function of th Central Bank of Repuclic of Turkey", *Applied Economics Letters*, 7, 425-430.

Berument H. ve Taşcı H., (2004), "Monetary Policy Rules in Practice: Evidence From Turkey", *International Journal of Finance and Economics*, 9, 33-38.

Bernanke, B. S. ve B.Blinder (1992), "The federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American economic Review*, 82(4), 901-921.

Box, G.E.P. ve G.M. Jenkins, (1970), *Time Series Analysis; Forecasting and Control*, San Francisco: Holden-Day

Bouabdallah, O. ve A. Olmeda, (2000), "A Non-linear Approach of the Taylor Rule", *mimeo*, University of Paris I.

Clarida, R., J. Gali ve M. Gertler, (1998), "Monetray Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *European Economic Rewiev*, 42(6), 1033-1067.

Clarida, R., J. Gali ve M. Gertler, (1999), "The Science of Monetary Policy: A new Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661-1707.

Clarida, R., J. Gali ve M. Gertler, (2000), "Monetary Policy Rules and Macroeconomic stability: Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, 115, 147-180

Cukierman, Alex (2000), "The inflation bias result revisited," Tel-Aviv University, Mimeo.

Dolado, J.J., R. Maria-Dolores ve M. Naveria, (2000), "Asymmetries in Monetary Policy Rules: Evidence for Four Central Banks", *Discussion Paper 2441*, CEPR.

- Eitrheim, Q. ve T. Terasvirta, (1996), "Testing the Adequacy of STAR Models." *Journal of Econometrics*, 74, 59-76.
- Emir, D. Y., A. Karasoy ve K. Kunter, (2000), "Monetary reaction Function in Turkey", *TCMB Discussion Paper*, 48.
- Fuhrer, J.C. ve G.R. Moore, (1995), "Monetary Policy Trade offs and the Correlation Between nominal interest rates and real output", *American Economic Review*, 85, 219-239.
- Gerlach, S., (2000), "Asymmetric Policy Reactions and Inflation", *Unpublished Manuscript*, Bank for International Settlements.
- Granger, C.W.J. and Teräsvirta, T. (1993) *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press
- Hasanov, M. and Omay, T. (2008), "Monetary Policy Rules in Practice: Re-examining the Case for Turkey". *Physica A Statistical Mechanics and Its Applications*, 387(17), 4309-4318.
- Jordan, T., (1998), "Monetary Control Uncertainty and Inflation Bias", *Technical Report*, Swiss National Bank.
- Kalkan, M., Kipici, A. ve Peker, A., (1997), "Monetary policy and leading indicators of inflation in Turkey", *Irvin Fisher Committee Bulletin*, 1.
- Kydland, F.E. ve E.C. Prescott, (1977), "Rules rather than Discretion:the Inconsistency of Optimal Plans", *Journal of Political Economy*, 85, 473-492.
- Granger, C. W. J. ve T. Terasvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Lin, H. ve T. Terasvirta (1994), "Testing the Constancy of Regression Parameters against Continuous Structure Change" *Journal of Econometrics*, 62, 211-228.
- Luukkunen, R. P. Saikkonen ve T. Terasvirta (1988), Testing Linearity Against STAR Models." *Biometrika*, 75, 491-499.
- Michael, P., A.R. Nobay and D.A. Peel, (1997), "Transaction costs and nonlinear adjustment in real Exchange rates: an emprical investigation", 105, 862-879.
- Newey, W. ve K. West (1987), "A Simple, Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Variance Matrix" *Econometrica*, 55, 703-708.
- Özlale, Ümit (2003) Price stability vs. output stability: tales of federal reserve administrations, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, 1595-1610
- Ruge-Murcia, F. J., (2001), "A prudent central banker," *Universite de Montreal, Cahiers de recherche* 2001-07
- Ruge-Murcia, F. J., (2004), "The inflation bias when the central banker targets the natural rate of unemployment," *European Economic Review*, 48, 91-107

- Sargent, T. ve N. Wallace, (1975), "Rational Expectations the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 83, 241-254.
- Schachter, A. ve Stokman, (1995), "Interest Rate Policy of the Deutsche Bundesbank: An Econometric Analysis for 1975 to 1992", *De Economist*, 143 (4).
- Shen, C. H., D. R. Hakes ve K. Brown, 1999, "Time-Varying Response of Monetary Policy to Macroeconomic Conditions", *Southern Economic Journal*, 65(3):583-593.
- Svenson, L., (1997), "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets", *European Economic Review*, 41, 1111-1146.
- Taylor, J. B. (1993), "Discretion Versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series On Public Policy* 39:195-214.
- Telatar, E. 2001, "Para Arzı Reaksiyon Fonksiyonunun Değişken Katsayılı- Değişken Varyans Modeli ile Tahmini", *H.Ü.İİBF Dergisi* Cilt 19 Sayı 2
- Terasvirta, T. (1994), "Specification, Estimation and Evaluation of STAR Models." *Journal of American Statistical Association*, 89, 208-218.
- Terasvirta, T. ve H. M. Anderson (1992), "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using STAR Models." *Journal of Applied Econometrics*, 7, 119-136.
- Terasvirta, T., D.Tjotheim ve C.W.J. Granger, (1994), "Aspects of modelling nonlinear time series, in R.F. Engle and D.L. Mcfadden (editors). *Handbook of econometrics*, vol. IV Amsterdam:Elsevier Science.
- van Dijk D., Terasvirta T. ve P.H. Franses (2000), "STAR Models: A survey of recent developments." *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance* no. 380.
- van Dijk D. (1999), *STR Models Extensions and Outlier Robust Inference*. Tinbergen Institute Research Series no. 200.
- Teräsvirta, T. and Anderson, H. (1992) "Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models, *Journal of Applied Econometrics*, 7, S119-36.