

**T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI**

DOKTORA TEZİ

**PARA POLİTİKALARINDA ZAMAN
TUTARSIZLIĞI**

**ERTUĞRUL ÜSTÜN GEYİK
711204**

**TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. TURAN YAY**

**İSTANBUL
2011**

T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI

DOKTORA TEZİ

PARA POLİTİKALARINDA ZAMAN
TUTARSIZLIĞI

ERTUĞRUL ÜSTÜN GEYİK
711204

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih: 17.5.2011.
Tezin Savunulduğu Tarih: 16.6.2011

Tez Oy birliği / ~~Oy çokluğu~~ ile başarılı bulunmuştur.

Unvan Ad Soyad

Tez Danışmanı : Prof. Dr. Turan YAY
Jüri Üyeleri : Prof. Dr. Zafer TUNCA
Prof. Dr. Remzi Sancar
Prof. Dr. Gülsün YAY
Doç. Dr. Hüseyin TASTAN
İSTANBUL
2011

İmza

Prof. Dr. Zafer Tunca
Prof. Dr. Remzi Sancar
Prof. Dr. Gülsün Yay
Doç. Dr. Hüseyin Tastan

ÖZ

PARA POLİTİKALARINDA ZAMAN TUTARSIZLIĞI

Hazırlayan Ertuğrul Üstün Geyik

Mayıs, 2011

Para politikalarında zaman tutarsızlığı hükümetlerin veya Merkez Bankalarının iradi optimal tercihlerini yaparken hem halk için hem de Merkez Bankacı için kural politikalara oranla daha kötü sonuçlar elde edilmesine odaklanır. Merkez Bankacı'nın tercihi dönemler arasında tutarsız olarak değişirken, optimal tercihleri de değişir. Ancak, iradi davranırken, miyop bir bakışa sahip Merkez Bankacı halkın sonraki dönem verebileceği tepkisini dikkate almaz ve bu sonuç ortaya çıkar. Zaman tutarsızlığının varlığını para politikalarında ilk olarak Kydland and Prescott (1977) saptamış ve bu tutarsızlık tanımından yola çıkarak 1980 ve 1990'larda geniş bir literatür oluşmuştur. 1990'lardan sonra ise bu literatür teorik, pratik ve ampirik eleştirilerin artması sonucu önemini göreceli olarak yitirmiştir. 2000'lerde Merkez Bankalarını geçmişten ders çıkarmayan statik ve sadece "fayda" fonksiyonunu maksimize etmeye çalışan kurumlar olarak değerlendirmek anlamsızdır.

Diğer taraftan 1990'lardan sonra da Merkez Bankası kararları üzerinden açıklanması gereken bir enflasyon gerçeği vardır. "Yeni enflasyon yanlılığı" veya asimetric Merkez Bankası tercihleri olarak tanımlanabilecek olgu 1990 sonrası gerçekleşen enflasyona farklı bir açıklama getirmektedir.

Enflasyon hedefleme politikalarına, bağımsız ve şeffaf Merkez Bankalarına rağmen gerçekleşen enflasyonu açıklayan bu modeller tezin ana konusudur. İkinci kısımda klasik zaman tutarsızlığı literatürü ve üçüncü bölümde klasik yanlılığın ampirik çalışmaları özetlendikten sonra, dördüncü bölümde asimetric Merkez Bankası politikaları modelleri incelenecek, literatüre katkı olarak daha önceki modellerin hibridi olan yeni bir asimetric model ortaya konulacak ve ampirik olarak asimetriyi test eden iki ekonometrik model incelenecektir.

Anahtar Kelimeler: Asimetric tercihler, zaman tutarsızlığı, enflasyon yanlılığı, politika hedefleri, merkez bankası davranışları.

ABSTRACT

TIME INCONSISTENCY OF MONETARY POLICIES

Prepared by **Ertuğrul Üstün Geyik**

May, 2011

The classical definition of time inconsistency in monetary policy was focused on the discretionary optimal choices of governments or central banks. As the preference or taste of the central banker “inconsistently” changed during periods, the optimal choices also did. However, since the discretionary and myopic central banker did not take the reaction of the public into consideration the end result was worse than rule or binding policies. This ascertainment was first made by Kydland and Prescott (1977) and a large literature of this kind of inconsistency followed during 1980’s and 1990’s. However, after 1990’s the literature lost its ground as it was realized to model governments and central banks as static units that learn nothing new and is only interested in its utility is quite problematic. From theoretical, empirical and practical aspects criticisms raised.

Despite the critics there is still an inflation phenomenon that has to be explained via Central Bank decisions. Especially after inflation targeting policies became popular among countries, some countries still can not achieve their targets while others even surpass their targets and even undershoot their targets. The new inflation bias theory or asymmetric preferences of Central Banks try to explain these differences and in some cases the persistent inflation though there are binding contracts and reputation concerns for the Central Bankers.

In this thesis, first the classical time inconsistency literature and the empirical evidences have been summed up. Then the new type inflation bias is defined and the several empirical models have been modeled. Finally, as a contribution to the literature, a new theoretical model is built and two different tests to check the asymmetrical behavior of the quite alike developing countries Turkey, Poland and Brazil Central Banks were tested.

Keywords: Asymmetric preferences, time inconsistency, inflation bias, policy targets, central bank behavior.

ÖNSÖZ

Aşağıdaki çalışma Para Politikaları teorisinin en önemli konularından biri olan Zaman Tutarsızlığı ve Enflasyon Yanlılığına odaklanmıştır. Her ne kadar zaman tutarsızlığı literatürü 1980’lerin ortasından sonra gelişmiş olsa da oldukça hem olabildiğince çeşitlenmiştir. Son on yılda ise (çekirdeğini korumkla beraber) tamamen kabuğunu değiştirmiş ve tutarsızlığın veya yanlılığın yeni kaynağını “asimetrik davranışlarla” aramaya başlamıştır. Özellikle Türkçe literatürde bu tür tutarsızlık pek incelenmemiştir ve ekonometrik analizi de eksiktir. Tezin literatüre katkısı bu noktadadır.

Para Politikalarının içinde yer alması, Zaman Tutarsızlığı konusunu her ne kadar Makroekonomik bir analizin parçası yapsa da; bir taraftan Oyunlar Teorisi temelinde oluşturulam modeller kurulması diğer taraftan da ampirik analizler için ekonometriye ihtiyaç duyulması konuyu ve dolayısıyla tezi ekonomi teorisinin her alanından beslenen bir hale getirmiştir.

Çalışmanın uzun sürecinde sabırla beni destekleyen danışman hocam Prof. Dr. Turan Yay’a, özellikle para politikalarındaki derin bilgileriyle beni yönlendiren Prof. Dr. Gülsün Gürkan Yay’a, özellikle Oyunlar Teorisini öğrenmeme katkılarından dolayı Prof. Dr. Remzi Sanver’e ve tezde yapılan ekonometrik analizlere katkılarından ve düzeltmelerinden dolayı Doç. Dr. Hüseyin Taştan’a teşekkürlerimi bir borç bilirim.

İstanbul, Mayıs 2011

Ertuğrul Üstün Geyik

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ.....	v
İÇİNDEKİLER	vi
TABLolar LİSTESİ.....	viii
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	ix
KISALTMALAR	x
1. GİRİŞ: ZAMAN TUTARSIZLIĞI VE KAVRAMSAL GELİŞİMİ.....	1
2. TEMEL MATEMATİKSEL MODELLER	8
2.1. İrادی Politikalar Altında Enflasyon	9
2.1.1. Tam Bilgi Varsayımı Altında Tekrarsız Bir Oyun: Barro-Gordon Modeli .	10
2.1.2. Merkez Bankacı'nın İrادی Politikaları Altında Varılan Sonuçlar:	17
2.1.3. Kural Politikalar Altında Varılan Sonuçlar:.....	18
2.2. Enflasyon Yanlılığı'nın Sebepleri:.....	19
2.3. Enflasyon Yanlılığı'nın Çözümleri:.....	20
2.3.1. Saygınlık Kaygısı Olan Merkez Bankacı Modelleri:	21
2.3.2. Hükümetin Temsilcisi Olarak Atanan Merkez Bankacı Modelleri:	32
2.3.3. Kontratlarla Bağlı Merkez Bankacı Modelleri:.....	34
2.4. Merkez Bankası'nın Kurumsal Yapısı:	39
2.4.1. Merkez Bankacı'nın Gücünün Direkt Kısıtlanması (Hedef Kurallar):	40
3. ZAMAN TUTARSIZLIĞI İLE İLGİLİ AMPİRİK BULGULAR	46
3.1. Zaman Tutarsızlığının Varlığını Sorgulayan Ampirik Çalışmalar:	46
3.2. Zaman Tutarsızlığını Merkez Bankaları'nın Kurumsal Kimliği Üzerinden Sorgulayan Ampirik Çalışmalar:.....	50
4. ASİMETRİK MERKEZ BANKASI TERCİHLERİ ALTINDA ENFLASYON YANLILIĞI	54
4.1. Kural Para Politikaları Altında Asimetrik Merkez Bankası.....	58
4.1.1. Modeller	58
4.1.2. Veriler ve Bir Ekonometrik Uygulama:	70
4.2. Asimetrik Faydayı Tanımlayan Yeni Fayda Fonksiyonları	81
4.2.1. Ekonometrik Modeller için Modellere Varyansın Dahil Edilmesi:	91
4.2.2. Asimetrik Merkez Bankası Tercihleri Altında Yeni Bir Enflasyon Yanlılığı Modeli:	97
4.2.3. Ekonometrik Uygulama İçin Bir Denklem:	103
4.2.4. Zaman Serileri İçin Ekonometrik Bir Çalışma:	104
4.2.5. Ekonometrik Çalışmanın Sonuçları:	108
5. SONUÇLAR	113

KAYNAKÇA	117
EKLER.....	128
Ek 1: 4.1'deki Geniş Model İçin E-Views ile OLS Regresyonu Sonuçları	128
Ek 1.a: 4.1'deki Modelin Kalıntıların Korelelogramları:	131
Ek 1.b: 4.1'deki Basitleştirilmiş Model İçin E Views ile OLS Regresyonu Sonuçları:	134
Ek 1.c: 4.1'deki Modelin Birim Kök Testleri	137
Ek 2: 4.2'deki Modelin E Views ile GMM Regresyonu Sonuçları:	152
Ek 2.a: Kalıntıların Korolelogramları (Q-İstatistiği)	155
Ek 2.b: Birim Kök Testleri.....	158
ÖZGEÇMİŞ.....	173

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 4.1: Asimetrik Para Politikası Kuralı İçin Tahminciler	78
Tablo 4.2: Asimetrik Para Politikası Kuralı İçin Basitleştirilmiş Denklem Sonuçları	80
Tablo 4.3: Merkez Bankacı'nın Sıralı Oyunu	84
Tablo 4.4: Genelleştirilmiş Momentler Metodu Regresyonu Tahmincileri	109
Tablo 4.5: Ekonometrik Modellerin Özeti	111

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1: Potansiyel Bağımlı'nın Karar Ağacı	2
Şekil 2.1: Barro-Gordon Modeli'nde Enflasyon Yaratmanın Fayda/Maliyet Grafiği	13
Şekil 2.2: Cukierman (1992) Modeli'nde Enflasyon Yaratmanın Fayda/Maliyeti ...	17
Şekil 2.3: Merkez Bankası İçin Enflasyon Yaratmanın Fayda ve Maliyetinin Hedefe Göre Değişimi	24
Şekil 4.1: OECD Ülkeleri'nde 1970-1996 Yılları Arasındaki Ortalama Enflasyonla Üretim Varyansının İlişkisi	92
Şekil 4.2: Tahmin Edilen FED Faiz Oranları ile Üretim Açıkları Arasındaki İlişki .	93
Şekil 4.3: Simetrik ve Asimetrik Merkez Bankacılar İçin Optimal Çözüm Kümeleri	94
Şekil 4.4: Asimetrik Merkez Bankası Davranış Çeşitleri	107

KISALTMALAR

AR : Otoregresif Model

FED : Federal Reserve

GMM : Genelleştirilmiş Momentler Metodu (Generalized Method of Moments)

GSYİH : Gayri safi yurtiçi hasılası

KPBĞ : Kydland Prescott Barro Gordon Modelleri

LAVU : Ağırlıksız Yasal Merkez Bankasız Bağımsızlık Endeksi (Unweighted Legal Independence Index)

MB: Merkez Bankası

OECD : Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü

EKK : En Küçük Kareler (Ordinary Least Squares)

TCMB : Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası

TÜİK : Türkiye İstatistik Kurumu

1. GİRİŞ: ZAMAN TUTARSIZLIĞI VE KAVRAMSAL GELİŞİMİ

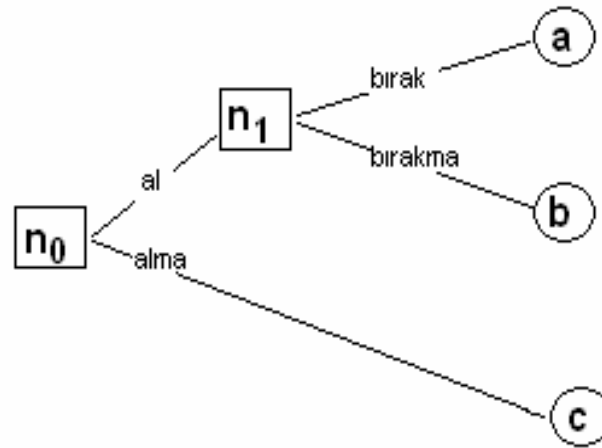
Zaman tutarsızlığı ekonomi literatüründe ilk kez Strotz (1955-1956)'da analiz edilmiştir. Strotz (1955-1956) her ne kadar Samuelson, Hayek ve Allais tarafından ima edilmiş olsa da gerçek anlamda bir analizin ilk kez “*Miyopluk ve Dinamik Fayda Maksimizasyonu’nda Tutarsızlık*” makalesinde yapıldığını yazar. Buradaki analiz bireyin tüketimini optimize ettiği dönemden sonra gelen bir dönemde bireyin optimal plana uyup uymayacağıdır. Strotz (1955-1956)'nın analiz sonrası cevabı tutarsızlığın olacağıdır. Tutarsızlığın önceden hesaplanamamış olması tutarsızlık sebeplerinden biri olabileceği gibi bu tutarsızlık hesaplanmış bir durum da olabilir. Zaman tutarsızlığın olacağını önceden bilmesi durumunda birey, kendini bağlayacak bir kontrat yapabilir (precommitment) veya bu tür bir tutarsızlığın ve “ihanetin” ileride sebep olabileceği sorunları hesaba katarak orjinal planını modifiye edebilir¹.

Tam tersi bir durumdan yola çıkarak tanımlı pozitif bir şekilde enflasyon yanlılığının olmadığı bir durumdan yola çıkarak yapmak daha açıklayıcı olabilir. Başar ve Olsder (1999) bir çözümün zaman tutarlı olmasını, oyuncuların gelecekteki herhangi zaman diliminde uygulanması planlanan politikalardan sapmasının rasyonel sebebinin olmadığı durum olarak tanımlar.

¹ Strotz (1955-1956) makalenin başına Homer’in Oidessus’dan bir alıntıyla başlar. Siren Kayalıkları’nın yakınından geçmeden önce uyarıları dikkate alan Oidessus hem Siren Kayalıkları’ndaki perilerin sesini dinleyebilmek istemekte hem de bu büyülü sesin peşine düşüp gemilerini ve mürettebatını kayalıklarda kaybederek daha önceki denizcilerin akibetine uğramak istememektedir. Çözümü denizcilerin kulaklarını balmumuyla kapatmakta ve kendisini de gemi direğine bağlatmakta bulur. Kayalıkların yakınından geçerken Oidessus büyülü şarkıların etkisiyle gemilerin kayalıklara yaklaşmalarını emreder ama Oidessus’un haykırışlarını duymayan denizciler rotalarından sapmazlar ve tehlikeden kurtulurlar.

Hammond (1976, 1977) Strotz'un Tüketici Teorisi uygulamalarında kullandığı Zaman Tutarsızlığı tanımını genel bir platforma oturtur. Çalışmaların temel araştırması "haz"ların (taste) zaman içinde değişmesi sonucu ortaya çıkan dinamik karar problemleridir. Strotz (1956)'nın geliştirdiği dinamik tutarsızlık bireylerin "miyop" olmasından kaynaklanabildiği gibi, tutarlı planlamaya ya da Hammond (1976)'da tanımlandığı gibi "sofistike" seçimlere de dayanabilir. Hammond (1976) bireyin dinamik karar problemini açıklarken "karar ağacından" (decision tree) faydalanır. Dinamik karar problemini çözmek demek bir ya da birden fazla alınacak karar için bir patika oluşturmaktır. İşin içine belirsizlik ve şans faktörleri katılmadan tutarsızlık Figür 1.1 deki karar ağacından ve Lotito (2006)'daki 'potansiyel bağımlı' hikayeden faydalanarak açıklanabilir:

Şekil 1.1: Potansiyel Bağımlı'nın Karar Ağacı



Kaynak: Lotito (2006)

n_0 ve n_1 bireyin karar düğümlerini, a, b, c ise bu kararlar sonucu ortaya çıkacak sonuçları temsil eder. n_0 'da bireyin kararı bağımlılık yaratabilecek maddeyi denemek veya denememek arasındadır. Denedikten sonra kendine zarar vereceği noktaya kadar kullanıp, daha sonra uyuşturucuyu bırakması oyunu a noktasında sonlandırır. Ancak denedikten sonra bağımlı olur ve bırak(a)mazsa nihai sonuç b olur. Hiç uyuşturucu kullanmazsa oyun c noktasında sonlanır. Yani n_0 karar noktasında kişi uyuşturucu alıp almama kararı verirken, n_1 kararı uyuşturucu kullanan kişinin bırakıp bırakmamayla ilgili tercihidir.

Başlangıçta ikili tercihler altında $a > b$, $a > c$ ve $c > b$ 'dir. Bu tercihler altında n_0 noktasında ajanın arzusu ilk başta bağımlılık yaratabilecek maddeyi denemek ve

bırakmaktır. Ancak “al” kararı verildikten sonra öyle bir n_1 noktasına gelinir ki, artık değişen “haz”lar yüzünden $b > a$ haline gelir ve ajan “bağımlı” hale gelir. Eğer ajan “haz”larında bir değişme olacağını bekleyseydi, ilk başta hiç denememe opsiyonu c ’yi bile tercih edebilirdi. Zaman Tutarlılığı veya mikro ekonomik literatürde daha çok kullanıldığı haliyle dinamik tutarlılık “planlanan tercihlerin” “gerçekleştirilen tercihlerin” uzağına düşmemesidir. Ayrıca eğer bu iki tercih arasında bir çelişki varsa tercih önceden kurgulanan plana (ex ante) değil sonradan tercih edilecek olana (ex-post) dönük bir sapmayı içerir. Eğer oyuncu ilk plana sadık kalsaydı, oyunun sonu b ’ye kaymaz a ’da kalırdı. Bu durumda eğer “haz”lardaki değişimler kesinse, tutarsızlık pozitif yaptırımlarla çözülebilir.

Fayda fonksiyonu veya tercihlerin sıralamaları ajanlar için kesin değilse, dinamik tutarsızlık risk veya kesinsizlik altında araştırılır. Tercih sıralamalarının farklı olasılıklara göre farklı sıralamalar göstermesi ‘Bağımsızlık Aksiyomu’na uymadığı için ‘Beklenen Fayda Teorisi’ni ihlal eder². Dipnotta belirtilen bu bağımsızlık aksiyomu sadece olasılık anlamında doğrusallık varsayımı varsa geçerli olur (Anand, 1993)³.

Allais paradoksu’ndan yola çıkan Raiffa (1968) iki basamaklı bir tercih probleminde dinamik tutarlılığın oluşmayacağını gösterir. Machina (1989) ise herhangi bir bağımsızlık ihlalinin, ‘Allais’ tercihleri altında tutarsız tercihlerle sonlanacağını gösterir. (Consequentialism) McClennen (1988, 1990) ise daha önceki tutarsızlık açıklamaları miyopluk ve sofistike yaklaşımın yanına üçüncü bir bakış açısı ekler: ‘Kararlı Tercih’ (Resolute Choice) önceden yapılan (n_0 ’daki) tercihe sadık kalmayı gerektirir.

Tüm bu mikroekonomik çalışmalar çok önemli çıkarımlar içermişler ve makroekonomik dinamik tutarsızlık uygulamalarına alt yapı oluşturmuşlardır. Strotz’un analizi takiben Auernheimer hükümetin para yaratmadan elde edeceği geliri maksimize etmeye kalkışması halinde tutarsızlığın doğacağını göstermiş ve zaman tutarsızlığı fikrini para literatürüne sokmuştur. Friedman (1969) ve (1971) ve Hammond (1976,1977) ile birlikte analiz, mikroekonomik temelinden çıkarak bu

² Her ne kadar literatürde Bağımsızlık Aksiyomuyla ilgili birçok formülasyon olsa da Samuelson (1952)’deki güçlü tercih veya farksızlık tanımı yeterlidir: “A piyangosu (en az veya) B piyangosu kadar iyidir, sadece ve sadece piyangoların bileşkesi $[A, p; Q, 1-p]$ (en az veya) B’nin bileşke piyangosundan $[B, p; Q, 1-p]$ herhangi bir pozitif olasılık p ve herhangi A, B ve Q piyangoları için ...

³ Doğrusallık ve bağımsızlık burada birbirlerine denk kavramlar olarak kullanılmıştır. Daha detaylı açıklama için bkz. Machina (1987, 1991).

tezde incelenecek para politikası literatürüne eklenmiştir. Aslında ilk Friedman (1948) ile birlikte ortaya çıkan optimal kontrol teorisinin planlarının iradi politikalar altında yürütülemeyeceği iddiası, Kydland ve Prescott (1977)'de teoriye rasyonel beklentiler hipotezi dahil edilerek desteklenmiştir. Ağırlıklı olarak Yeni Klasik İktisat altında ilerleyen literatür ve modeller Merkez Bankacı ve oyunun diğer oyuncusu konumundaki Halk / Özel Sektör davranışlarını incelerken bazı temel varsayımlarla işe başlarlar. Oyuncuların beklentilerinin rasyonel olması, arz yanlı iktisadi dalgalanmalar, talep kaynaklı enflasyon hareketleri, uzun vadede paranın yansızlığı ve Merkez Bankacı'nın kredibilite kaygıları bu varsayımların en önemlileridir.

Aslında Optimal Kontrol Yöntemlerinin rasyonel beklentiler altında da çalıştığını göstermek için yola çıkan Kydland ve Prescott (1977), ekonomik ajanların kararlarını sadece bugünkü ve geçmiş politika kararlarına ve bugünkü duruma değil, aynı zamanda gelecekte beklenen politik faaliyetlere göre aldıkları durumda, kontrol teorisi tekniklerinin en azından politik ekonomi alanında optimal olmayan “tutarlı sonuçlar” verdiği radikal bir sonuca varırlar.

Kydland ve Prescott (1977) tutarlı politikanın tanımını T dönemlik bir politikalar dizisi $\pi = (\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_T)$ ve T dönemlik ekonomik ajan kararları $\chi = (x_1, x_2, \dots, x_T)$ için bunlara bağlı bir sosyal amaç fonksiyonunu $S(\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_T, x_1, x_2, \dots, x_T)$ her t dönemi için maksimize edecek π_t 'nin seçilmesini öngören π politikası olarak tanımlar, geçmiş ve gelecek politikalarının da benzer şekilde belirlendiğini ve belirleneceğini varsayar.

Tutarsızlık analizini yapabilmek için dönem sayısını ikiye indirirsek, politika $\pi = (\pi_1, \pi_2)$ ve ajan tepkisi $\chi = (x_1, x_2)$ iken sosyal amaç fonksiyonu da $S(\pi_1, \pi_2, x_1, x_2)$ 'ye dönüşür. Bu durumda iki dönem için ajan kararları belirlenecek politikalara bağlı olarak $x_1 = X_1(\pi_1, \pi_2)$ ve $x_2 = X_2(x_1, \pi_1, \pi_2)$ şeklinde gerçekleşeceği bilindiğinden π_2 'yi seçerken politikacı sosyal amaç fonksiyonunu maksimize etmelidir. Sosyal amaç fonksiyonunun türevi alınabilir ve içsel sonuçlu olduğu varsayımları yapılırsa, birinci türevi alındığında

$$\frac{dS}{dx_2} \cdot \frac{dx_2}{d\pi_2} + \frac{dS}{d\pi_2} + \frac{dX_1}{d\pi_2} \left[\frac{dS}{dx_1} + \frac{dS}{d\pi_2} \cdot \frac{dx_2}{dx_1} \right] = 0 \quad \text{olarak bulunur.}$$

Buradaki politikanın tutarlı olabilmesi ancak ve ancak

$$\frac{dS}{dx_2} \cdot \frac{dX_2}{d\pi_2} + \frac{dS}{d\pi_2} = 0 \quad \text{durumunda mümkündür.}$$

Yani ancak ve ancak $dX_1/d\pi_2=0$ ise ve de x_1 'deki değişiklikler direkt ya da indirekt sosyal faydayı etkilemiyorsa bu tutarlı politika optimaldir. Merkez Bankası'nın sosyal politikalarının ekonomik ajanların daha önceki tercihlerinden etkilenmemesi imkansız olduğu gibi rasyonel beklentili ajanların gelecekteki enflasyonu da hesaba katarak karar verdiği dikkate alınır, enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişki için Optimal Kontrol'ün tek başına neden işe yaramadığı da bulunmuş olur.

Kydland ve Prescott (1977) kontrol teorisinin dinamik ekonomik planlamaya uygun olmadığını göstermiştir. Ancak makale politika değerlendirmeleri için tek başına yeterli bir kanıt ortaya koymaz. Sadece aktif stabilizasyon politikalarının tehlikeli olabileceğini ima etmiştir. Yani makalenin başlığından da anlaşılacağı gibi literatürün amaçlarından biri aktif stabilizasyon politikalarının yerine kural politikaların tercih edilmesi ya da edilmemesi gerekliliğidir.

Para politikalarıyla ilgili ampirik gözlemleri derleyen Persson ve Tabellini (2001) bunlardan yola çıkarak yaptığı çıkarımları beş başlıkta toplar⁴. Öncelikle enflasyonun farklı ülkelerde, farklı dönemlerde, farklı hızları ve farklı büyüklükteki hareketlerinin varlığı, pozitif enflasyon modellerini gerekli kılar. İkinci çıkarım nominal enflasyonla reel büyüme ve işsizlik gibi değişkenlerin kısa dönem ve uzun dönem ilişkilerini modellerken doğal oran hipotezi etrafında dönülmesinin ve uzun ve kısa dönem Phillips eğrilerinin geçerliliğini reddedecek bulguların olmadığıdır. Üçüncü çıkarım, para politikalarına odaklanırken ve model kurulurken mali politikaların etkilerinin ihmal edilebileceğidir. Özellikle de bütçe açıkları ile enflasyon oranları arasında sistematik ilişki bulunamaması para politikası modellerini basitleştirmeye olanak tanır. Dördüncü çıkarım seçim dönemleri ve partizan döngüler gibi politik faktörlerin de makroekonomik politikayı etkileyebildikleridir. Beşinci ve son çıkarım Merkez Bankası'nın bağımsızlığı gibi kurumsal faktörlerin de enflasyonu etkilediği bulguları sonrasında pozitif modelleri oluştururken bu kurumsal faktörlerin de modele dahil edilmesidir. Tüm bu gerçekler

⁴ Buradaki çıkarımlara sebep olan ampirik çalışmaları tek tek ele almak tezin odağını dağıtacağından burada detaylandırılmayacaktır. Detaylara Persson ve Tabellini (2001) s.1400'den ulaşılabilir.

ve sonrasındaki çıkarımlar Barro ve Gordon (1983)'den itibaren gelişen modellerin temellerini oluşturmuşlardır.

Literatürün büyük bir kısmını kaplayan Merkez Bankacı ile Halk arasında geçen oyunların sonuçlarını analiz eden modellerin çoğunun ortak özellikleri bir üst paragraftaki çıkarımlarken, farklılıkların ilki oyunun tek dönemlik veya tekrarlanan oyun olmasıdır. Diğer bir farklılık da modeldeki bilgi faktörüdür. İlk modeller genellikle tam bilgiye dayansa da 1980'lerin ikinci yarısı itibariyle modeller eksik bilgi varsayımlarını da içermeye başlamışlardır. Buradaki belirsizliği de içsel ve dışsal olarak ayırmak mümkündür. Dışsal eksik bilgi ile kastedilen arz ve talep şoklarına karşı oyuncuların farklı ya da asimetric enformasyonlarının olmasıdır. İçsel eksik bilgi ile kastedilense Merkez Bankacı'ların gerçek niyetlerini gizlemeleri, ahlaki zarar (moral hazard) ve farkedilemeyen asimetric maliyet algılamalarıdır.

Enflasyonun Zaman Tutarsızlığı sebebiyle arttığı iddialarına odaklanan ve 1970'lerdeki enflasyonu bu savla açıklamaya çalışan Barro ve Gordon (1983) Modeli ve onu takip eden diğer temel modeller Tezin ikinci bölümünde ele alınacaktır. Bu bölümde, son on yıl hariç gelişmeleri çok iyi özetlediği için ağırlıklı olarak Walsh (1983)'deki anlatım takip edilecek ve birkaç model için Persson ve Tabellini (2001)'den yararlanılacaktır.

Üçüncü bölümde konuya ilişkin ampirik çalışmalar değerlendirilecektir. Bir grup ampirik çalışma enflasyon yanlılığının varlığını sorgular ve enflasyonla dış açıklar, işsizlik gibi faktörlerin halkın tepkileri üzerine ve Merkez Bankacı'nın amaçları üzerine etkileri inceler. Bu çalışmalarda genel olarak uzun dönemde enflasyon yanlılığının varlığı reddeilmezken, kısa dönem için yanlılığı destekleyen kanıtları bulmak daha zor olmuştur. İkinci bir grup ampirik çalışma ise Hükümet'in/Merkez Bankacı'nın karakterinin ve Merkez Bankacı'nın bağımsızlığının gerçekleşen enflasyona etkilerini incelerler. Bu tür çalışmalar Merkez Bankacı'nın niyetlerini açıklamaya ve dolayısıyla bir sonraki bölümde kurulan modellerin ampirik çalışmalarına da daha yakındır.

Dördüncü bölümde ve tezin çekirdeğinde son on yıldaki gelişmeler ve asimetric maliyetlerden kaynaklanan “yeni bir enflasyon yanlılığı” tanımı yapılacaktır. Bu bölümde ayrıca yeni bir asimetric model kurulacak ve ayrı ayrı Türkiye, Polonya ve

Brezilya için yeni enflasyon yanlılığını test eden ve Merkez Bankacı'nın niyetlerini test eden iki ampirik çalışma da yapılacaktır.

Tez hem yeni hem de eski zaman tutarsızlığı ve enflasyon yanlılığı tanımlarının ve ampirik sonuçlarının tartışılmasıyla sonlandırılacaktır.

2. TEMEL MATEMATİKSEL MODELLER

Eğer bir makroekonomik dengenin varlığından söz edilecekse, bunun şu anda uygulanan ve gelecekte beklenen para politikalarını ihmal ederek belirlemek pek mümkün değildir. Birçok model, beklentilerle uygulanan politikalar arasındaki bağa odaklanarak dengeyi göstermeye çalışmaktadır. Bu tür modellerin başlıcalarına örnek olarak Fayda fonksiyonunda para (FFP) ve Nakdi Ekonomi Modeli (NEM)⁵ modellerini, hiperenflasyon modellerini ve nominal kurun dengesini gösteren modelleri saymak mümkündür. Yani bir kurala bağlı çalışınca, rasyonel beklentileri tatmin etmek mümkün olabilmektedir. Merkez Bankacı buna göre kendi amaç fonksiyonunun değerini maksimize edecek şekilde bir optimizasyon yapar.

Ancak eğer Merkez Bankacı için optimal politikalardan sapmasını engelleyecek herhangi bir yaptırım yoksa, firmalar ve çalışanlar yükümlülüklerini açıkladıktan sonra - yani nominal maaşlar ve mal/hizmet fiyatları belirlendikten sonra - kuraldan sapmayı kendisi için daha faydalı görebilir. Bu durum, ajanların da kararlarını böyle bir sapmayı hesaba katarak yapmaları sonucunu doğurur. Para politikalarının güncel analizlerinin çoğunda, bu Merkez Bankası niyetleri yer alır. Merkez Bankası'nın kredibilitesi ve politik yükümlülüklerinin önceden açıklanması varılacak nokta açısından önemlidir. Özet bir tanım vermek gerekirse, herhangi bir t zamanında planlanan faaliyet (durum kısıtı altında bile) $t+i$ 'inci döneme gelindiğinde hala optimal olabiliyorsa, uygulanan politikanın zaman tutarlı olduğu kabul edilir ve kuraldan saptmaya gerek olmaz.

⁵ FFP modelleri Parayı fayda fonksiyonunda gösteren modelleri genellemek için (MIU, Money in Utility) kullanılmıştır, ilk olarak Sidrauski (1967) tarafından tanımlanmıştır. NEM modelleri ise Türkçeye Nakdi Ekonomi Modeli olarak çevrilebilecek (CIA, Cash in Advance) bir grup modeli tanımlar ki daha detaylı model bilgisini Lucas ve Stokey (1987) ve Hodrick, Kocherlakota ve Lucas (1991)'de bulmak mümkündür.

Para politikalarında zaman tutarsızlığı literatürde önemli bir yer tutar; çünkü bir taraftan pozitif olarak enflasyonun düşürülmesi için Merkez Bankacı'nın niyetlerinin incelenmesi gerekliliğini ortaya koyarken, diğer taraftan bu niyetlerin araştırılması sonucu normatif politika yapıcı kurumlar oluşturulmasını sağlar (Walsh, 2002).

İradi politikalara sahip Merkez Bankacı herhangi bir $t+i$ zamanında enstrüman değerini değiştirebilir ki bu da “enflasyon yanlılığına” sebep olabilir. Enflasyon yanlılığı ile kastedilen şey, enflasyonun sosyal olarak arzulananın yukarısında gerçekleşmesidir. Aslında bu yanlılık veya tutarsızlık, temelde Merkez Bankacı'nın tercihlerinin toplumunkinden farklı olması sonucudur. Bu farklılığı ortadan kaldırmak için saygınlık (reputasyon) ve Merkez Bankacı için sorumluluk delegasyonlarının oluşturulması gibi çözümlere literatürün alt başlıklarında rastlamak mümkündür. Bu normatif değerlerin ülkeden ülkeye farklılık gösterdiği ampirik olarak kolayca gösterilebilir. Kurumsal yapı farklılıkları Merkez Bankacı niyetlerinde farklılıklara ve nihayetinde makroekonomik çıktılardaki farklılıklara sebep olur. Merkez Bankası tasarımı bu yüzden çok önemlidir. Genel olarak ampirik bulgulara göre bağımsızlık daha düşük enflasyon seviyesiyle ilgilidir.⁶ Bu yüzden öncelikli olarak iradi politikaların ve kurula dayalı politikaların politik amaçlarının toplum ve Merkez Bankacı için farklılıklar göstermesi durumunda, nasıl enflasyon yanlı çıktılar verebileceği modellenecek, daha sonra bu yanlılıktan kurtulmanın normatif çözümleri modele dahil edilecektir. Bu bölümün sonunda ise enflasyon yanlılığının önemli olup olmadığı tartışılacaktır.

2.1. İradi Politikalar Altında Enflasyon

Sınırlı bir dönem için düşük enflasyona sahip olmak optimalken, bunun zaman tutarlı olmayabileceği ilk Kydland ve Prescott (1977) ve Calvo (1978)'de gösterilmiştir. Halkın enflasyon beklentisi düşük bir seviyede oluşmuşken enflasyon yaratmak Merkez Bankacı için karşı konulmaz bir niyet haline dönüşebilir. Ancak halk da politikacının bu niyet peşine düşeceğini bilirse, daha yüksek bir enflasyon beklentisine girer ve sonucunda enflasyon da daha yüksek bir seviyede gerçekleşir.

Yukarıda, Merkez Bankacı'nın tercihlerinin toplumunkinden farklı olmasından sözedilmişti. Bu farklılığı açmak gerekirse standard modellerde halkın sadece

⁶ Cukierman, Webb ve Neyaptı (1992) bu argümanı destekler nitelikte bulgular elde etmişlerdir. Daha sonra ampirik bulgular özetlenirken bu konu detaylandırılacaktır.

enflasyondan sapmaları önemsediği varsayılırken, Merkez Bankacı'nın temel amacının hem üretim/istihdamla hem de enflasyonla ilgili olduğu varsayılmaktadır. Merkez Bankacı'nın bu çok amaçlılığı, Barro Gordon (1983b)'de maksimize edilecek üretim sapmalarının doğrusal, enflasyonun ise karesel olduğu bir fayda fonksiyonu ile tanımlarken, Cukierman (1992)'de hem üretimin doğal seviyesinden sapmasının, hem de enflasyonun karesel olarak cezalandırıldığı bir maliyet fonksiyonu olarak ortaya çıkar. Bir sonraki bölümde her iki yaklaşım da iradi politikalar varsayımı altında çözülecek ve ulaşılabilecek fayda/maliyet, enflasyon ve üretim değerleri kurala dayalı politika çözümlerinin sonuçlarıyla karşılaştırılacaktır. İradi politika ve kurala dayalı politika sonuçlarındaki olası farklılıklar kantatif bir enflasyon yanlılığı olarak algılanacaktır.

2.1.1. Tam Bilgi Varsayımı Altında Tekrarsız Bir Oyun: Barro-Gordon Modeli

Barro ve Gordon (1983b) makalesinde Merkez Bankacı'nın temel amacı, aşağıda verilen üretim ve enflasyon kaygılarını içeren fayda fonksiyonunu maksimize etmektir.

$$U=\lambda(y-y_n)-1/2 \pi^2 \quad (1)$$

Fayda fonksiyonunda y gerçekleşen, y_n ise ekonominin doğal üretim seviyesini tanımlamaktadır. Yani Merkez Bankacı üretimin doğal seviyesinin üzerine çıkmasını olumlu algılamakta, aşağısında kalması ise faydayı azaltmaktadır. İkinci terimdeki π ise enflasyonu ifade etmektedir ve enflasyonun pozitif veya negatif sapmaları Merkez Bankacı'nın faydasını karesel şekilde aşağı çekmektedir. Merkez Bankacı'nın üretime verdiği önem λ sabitine bağlıdır. Eğer λ yüksekse bu Merkez Bankacı'nın üretimi önemsediği anlamına gelir. Ayrıca λ 'nın yüksek olması yeniden seçilmek isteyen hükümetin Merkez Bankacı üzerine baskı yaptığı anlamını da taşıyabilir.⁷ Doğal üretim seviyesi her ne kadar literatürdeki modellerin genelinde sabitmiş gibi varsayılmış olsa da, vergilerden kaynaklanan üretim dalgalanmaları, monopol birlikleri veya monopolistik rekabetin varlığı, doğal üretim seviyesini aşağı çeken etmenler olabilirler. Modelde fiyatlar genel seviyesi yerine enflasyonun kullanılmasının sebebi fiyat seviyesi hedeflemesinin çok gerçekçi bulunmamasıdır. Herhangi bir dönemde fiyat seviyesindeki bir dönemlik artış, enflasyona sebep olsa

⁷ Merkez Bankacı'nın politik baskılar karşısındaki tutumu daha çok Frattiani, van Hagen ve Waller (1997) ve Herrendorf ve Neumann (2002)'de incelenmiştir.

da, bu etki bir dönem sonrasını etkilemez ve enflasyon eski seviyesine geri döner, oysa fiyat seviyesindeki artışı geri çevirmek için fiyat azalışı, yani deflasyon gereklidir (Walsh, 2003).

Barro-Gordon Modeli işbirliği olmayan bir oyundur ve oyunun sonunda bir Nash dengesine varılır. Merkez Bankacı'nın yanısıra onun yaptıklarına tepki verecek ikinci oyuncu olarak bundan sonra "Halk" olarak adlandıracağımız, genellikle çalışanların ve firmaların oluşturduğu ve Merkez Bankacı'nın hamleleri sonucu fayda fonksiyonunun aldığı değerlerin benzer bir şekilde değiştiği derneşik bir oyuncu topluluğu varsayacağız. İlk modellerde Halk atomistik ajanlar olarak tanımlanmışlardır. Yani Halk'ın dönemlik maksimizasyon yaparken, Merkez Bankacı'nın bir sonraki hamlesini öngöremediği varsayılmıştır. Literatürdeki daha yeni modellerde ise, Halk atomistik bir ajan olmaktan çıkarılmış ve bu modellerdeki oyunlar da tekrarlanan oyunlardan alıntılar yapmıştır. Eğer temel modellerdeki gibi Halk'ı atomistik bir ajan olarak alır ve maliyeti Halk'ın enflasyon beklentilerindeki bir sapma olarak tanımlarsak aşağıdaki gibi bir fonksiyon yazabiliriz.

$$L_H = E(\pi - \pi^e)^2 \quad (2)$$

Gerçekleşen enflasyonun π , beklenene π^e eşit çıkması durumunda, Halk'ın maliyeti minimize olur. Bu denklemde dikkat edilmesi gereken bir nokta, maliyetin sadece beklenen enflasyona yüklenmiş olmasıdır. Beklenmeyen enflasyon ekonomik genişlemeye sebep olacağından Merkez Bankacı tarafından fayda olarak algılanır. Aslında bu denklemde ve genel literatürde, halkın sadece enflasyonu önemsiyormuş gibi karakterize edilmesi çok da doğru değildir. Gerçek hayatta bireyler üretimi de (hatta daha fazla) önemserler. Ancak Merkez Bankacı tarafından sadece enflasyonun yanlış deklarasyonu ile kandırılabilirler.

Çoğu model bu (2)'nci denklemi hiç yazmadan direkt bir sonraki adıma sıçrar ve Halk'ın tepki fonksiyonunu direkt Phillips eğrisi ya da derneşik arz fonksiyonuyla tanımlar. Sonuçta enflasyonda beklentiden sapmalar üretimdeki değişime sebep olur.

$$y = y_n + a(\pi - \pi^e) + e \quad (3)$$

Modelde e kontrol edilemeyen arz şoklarını ifade eder. Modele göre $a > 0$ olduğu durumda enflasyonun beklenenin üzerinde çıkması, üretimi de doğal seviyesinin üzerine çıkarır. Bunun sebepleri muhtelif olmakla beraber, en çok kullanılan sebep, başlangıç döneminde nominal maaş kontratları yapıldıktan sonra mal ve hizmet

fiyatlarındaki artışların firmaları daha fazla üretmeye teşvik etmesi ve göreceli emek maliyetlerinin düşmesi sonucu, firmalar işsizlik ve reel maaşa göre ayarladıklarından, işsizliğin ve üretimin artmasıdır. Denklemdeki a sabiti enflasyondaki beklenenden sapmanın üretime etkisinin büyüklüğünü gösterir a büyüdükçe enflasyonun üretime etkisi artar.

Enflasyonla, Merkez Bankası'nın temel politika aracı olan para arzı arasında da bir geçiş vardır. Enflasyon para arzındaki artış sonucunda ortaya çıktığı düşünülerek bir denklem kurulur.

$$\pi = \Delta m + v \quad (4)$$

Denklemde v paranın dolaşım hızını gösterir. Merkez Bankası ana politika olarak, Halk'ın beklentisini π^e bildiği halde para arzını ne kadar artıracığına karar verir. Bu karara göre de paranın dolaşım hızı v random olarak belirlenir. Ancak Δm belirlenirken dolaşım hızı v olabildiğince düşük olacak şekilde belirlenir. Yani (3)'üncü denklemdeki arz şoku e dışsal olup Merkez bankası'nın kararına etki ederken, v içsel bir şok olarak Merkez Bankası'nın kararı sonucu ortaya çıkar. Yine de olasılıklı bir şok olarak gerçekleştiğinden genel söylem olarak sıfır ortalama ve σ_v^2 'lik bir varyansla diğer hatalardan bağımsız olarak dağıldığını belirtmek gerekir. Merkez Bankası para arzı kararını, Halk enflasyon beklentisini oluşturduktan sonra verdiği için sürpriz bir enflasyon yaratabilir. Model ayrıca gizli olarak da olsa, Merkez Bankası'nın aynı zamanda ekonomik dengesizliklere de Halk'dan ve daha açık şekliyle özel sektörden daha önce müdahale etme şansı olduğu varsayımını da içerir. Özellikle bazı modellerde bu varsayım kullanılarak en azından arz şoklarının bir kısmını Merkez Bankası'nın önceden tahmin edebilmesiyle nasıl bir asimetrik enformasyon avantajına kavuştuğu da literatürde modellenmiştir⁸.

2.1.1.a. Modelin Çözümü:

Klasik Barro-Gordon literatürü, yukarıda da belirtildiği gibi genellikle iki oyuncunun (ki genellikle bu oyuncular Merkez Bankası ve Halk olarak alınmıştır) karşılıklı oynadığı ve Merkez Bankası'nın nihai karar verici olduğu sıralı oyunlarla kurulmuş modellerden oluşur. Merkez Bankası kendi faydasını maksimize ederken, halkın reaksiyon fonksiyonunu verdiği düşünülen Phillips eğrisini bir veri olarak alıp kendi

⁸ Bu tür asimetrik enformasyonla ilgili daha detaylı bilgi için Backus ve Driffill (1985), Vickers (1986), Schaling, Hoeberichts ve Eijffinger (1998), Haldane ve Quah (1999), Martin (1999), Sibert (1999), ve Soderstrom (2000) makalelerine bakılabilir.

fonksiyonuna koyar ve fayda maksimizasyonunu bu şekilde yapar. Bu haliyle oynanan oyun, liderin politika uygulayıcı Merkez Bankacı'nın olduğu, takipçinin de halk olduğu bir Stackelberg çözümüdür. (1)'inci denklemin içine (3)'ü koyarsak Merkez Bankacı'nın Halk'ın kararlarını da dikkate alarak fayda maksimizasyonu yapacağı fonksiyona ulaşırız. Ancak elde edilecek denklem enflasyonu, halkın zaten oluşmuş olan beklentisini (π^e) ve dışsal (e) şokları içereceğinden ve Merkez Bankacı'nın bu değişkenlerin hiçbirini direkt değiştirmesi mümkün olamayacağından denklemin içine (4)'de eklenerek fayda fonksiyonu Merkez Bankacı'nın kontrolünde kabul edilen para arzı değişimi cinsinden yazılır.

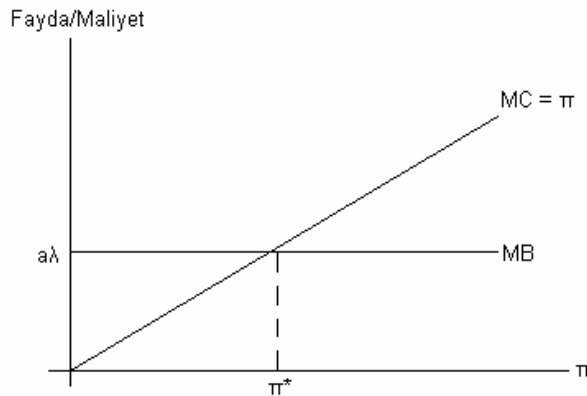
$$U = \lambda[a(\Delta m + v - \pi^e) + e] - 1/2 (\Delta m + v)^2 \quad (5)$$

Merkez Bankacı bu fayda fonksiyonunu Δm 'ye göre maksimize ettiğinde $a\lambda - \Delta m - v = 0$ sonucuna varılır, ancak v içsel bir şok olduğundan ve Merkez Bankacı tarafından Δm belirlendikten sonra gerçekleştiğinden, $v=0$ olarak alınır ve

$$\Delta m = a\lambda \quad (6)$$

sonucuna ulaşılır (Walsh, 2002). (4)'üncü denklemin beklentisi alınır, $E(v)=0$ olacağından enflasyon beklentisi de $\pi^e = \Delta m = a\lambda$ olarak bulunur. Yani hem Merkez Bankacı'nın para arzında yapacağı artış, hem de oluşacak enflasyon beklentisi, hem üretime verdiği önemle hem de sürpriz enflasyon yaratarak üretimi artırabilmesiyle doğru orantılıdır.

Şekil 2.1: Barro-Gordon Modeli'nde Enflasyon Yaratmanın Fayda/Maliyet Grafiği



Walsh (2002)

İradi politikalar güden Merkez Bankacı'nın enflasyon oranı başlangıçta 0 iken, enflasyon yaratmanın marjinal faydası $a\lambda$, maliyeti ise 0'dır. Marjinal maliyet

enflasyon arttıkça artış göstereceğinden, ama marjinal fayda $a\lambda$ olarak sabit kalacağından Merkez Bankacı'nın oluşturmayı amaçlayacağı denge enflasyon, Şekil 2.1'de gösterildiği gibi marjinal faydanın marjinal maliyete eşitlendiği oranda π^* olacaktır.

Beklenen enflasyonun iradi politikalar altında $\pi^e = \Delta m = a\lambda$ olarak gerçekleştiği yukarıda gösterilmişti, $E(e)=0$ ve $E(v)=0$ ve $E(v^2)=\sigma_v^2$ varsayımları da yapıldığında Merkez Bankacı'nın faydası olarak,

$$E(U^i) = -1/2[a^2\lambda^2 + \sigma_v^2] \quad (7)$$

değerine ulaşılır.

Para arzının artırılmadığı $\Delta m=0$ veya $\pi = v$ olduğu bir Kural Politika oluşturur ve onun için de Merkez Bankacı'nın faydasını bulursak,

$$E(U^k) = -1/2\sigma_v^2 \quad (8)$$

kural politikanın faydası ile iradi politikanın faydasını karşılaştırabilecek bir denklem elde edilmiş olunur. Barro-Gordon Modelinin nihai olarak vardığı sonuç göstermektedir ki, $\Delta m=0$ 'lık bir kural politika dikte ettiren Merkez Bankacı için fayda iradi kararlar alabilen karıştırdan $a^2\lambda^2$ daha fazla olduğu için daha iyi olacaktır. İradi politikalar enflasyon yanlılığı yaratarak bir maliyete sebep olabilmektedirler.

Sonuç olarak bu klasik modellerle enflasyon yanlılığı gösterilmiş olsa da birçok varsayımı ve denklemini değişime ve tartışmaya açıktır. Bu modelde Merkez Bankacı'nın fayda fonksiyonunun enflasyon ve üretimi içermesi modeli çözse de, üretimdeki ekstra bir artıştan Merkez Bankacı nasıl daha fazla fayda sağladığı gerçek dünyaya çok uymamaktadır. Bu yüzden literatürün devamındaki modeller benzer bir Yeni Keynesyen çatının altında Merkez Bankası'nın sağladığı fayda yerine maliyetlerinden bahsetmeyi tercih etmişlerdir. Aşağıda da Merkez Bankası maliyetlerini hesaplayan bir model çözülecek ve sonuçların Barro-Gordon Modeli'ne benzerliği karşılaştırılacaktır.

2.1.1.b. Cukierman (1992) Modeli:

Her ne kadar bu ve benzeri modeller Merkez Bankacı'nın fayda fonksiyonunun yerine bir maliyet fonksiyonu koysalar bile, maliyetler yine üretim ve enflasyona bağlı tanımlandığı için çok radikal bir farklılık yoktur. Temel farklılık üretim açığının $(y-y_n)$ doğrusal değil de karesel bir maliyet yaratması ve Merkez

Bankacı'nın ya da hükümetin üretimi doğal seviyesinin üzerine çıkarma isteğinin de modelde gösterilebilmesidir. Yani üretim y_n seviyesinde değil, Merkez Bankacı'nın belirlediği k 'lık bir miktar kadar daha yukarısında y_n+k seviyesinde dengeye gelir. Sabitin büyümesi Merkez Bankacı'nın üretime daha fazla önem verdiği anlamını taşır. Elbette bu önem sadece k ile değil daha önceki modelde de olduğu gibi λ ile de ölçülür. Bu varsayım sonrası Merkez Bankacı'nın davranışını tanımlayan maliyet fonksiyonu

$$V = \lambda/2 (y-y_n-k)^2 + 1/2 \pi^2 \quad (9)$$

şeklinde yazılabilir. k sabiti modelde pozitif bir sabit olarak alındığı için $y=y_n$ durumunda bile Merkez Bankacı için k^2 'lik bir maliyet oluşması sözkonusudur. Üretimin doğal oranının üzerinde dengeye gelmesi emek piyasası bozuklukları (düzensizlikleri) ve monopolistik rekabet sektörlerinin diğer sektörlerin verimini düşürmesi gibi sebeplerle açıklanabilir. Bu durumda düzensizliklerin yok edilmesi güç olduğundan, ikinci en iyi çözüm olarak doğal orandan daha yüksek bir üretim seviyesi önerilir. Alternatif olarak k 'nın Merkez Bankacı üzerindeki politik baskılar sonucu oluştuğu da söylenebilir. Bu durumda büyümenin k 'lık fazladan artışının bir maliyet mi yaptığı, yoksa bir düzeltme mi olduğu modelin çözümüyle netlik kazanacaktır.

Maliyet fonksiyonunun ilk terimini $y-y_n$ ve k olarak ikiye ayırarak yeni baştan yazarsak,

$$V = -\lambda k(y-y_n) + 1/2 \pi^2 + 1/2 (y-y_n)^2 + 1/2 k^2 \quad (9)'$$

ulaşılan denklemin ilk iki terimi Barro-Gordon Modeli'ndeki fayda fonksiyonunun aynısını (ama ters işaretlisini) verir. Bu fonksiyona göre üretimi doğal seviyesinin üzerine çekmek ilk terime göre negatif bir maliyet vermekte, ancak enflasyon artışı Merkez Bankacı'nın maliyetlerini artırmaktadır. Daha önceki modele göre yeni olan üçüncü ve dördüncü terimlerdir. Bu terimlerden ilki üretimin doğal seviyesinden aşağı veya yukarı yönlü sapmalarının da aslında bir maliyatinin olabildiğini göstermektedir ki, bu ilk terimdeki üretim artışının maliyet azaltıcı etkisinin de limitleri olduğunu da göstermektedir. Bu limitlere ileride saygınlık konusundan bahsederken daha detaylı girilecektir. Denklemdaki son terim her ne kadar bir sabiti gösterse de, k tercihindeki artışların maliyetleri de artıracaklarını da gösterir. Merkez Bankası'nın üretimi artırmasını önemsemesi aynı zamanda bir maliyet olarak

algılanmalıdır. Bu da önceki paragraftaki maliyet mi düzeltme mi sorusunun cevabıdır.

Cukierman (1992)'de Merkez Bankacı'nın maliyet fonksiyonu dışındaki Halk'ın reaksiyon fonksiyonunu veren (3)'deki Phillips eğrisi $y = y_n + a(\pi - \pi^e) + e$ ve (4)'deki Merkez Bankacı'nın enflasyonu kontrol etme aletini veren denklem $\pi = \Delta m + v$ değişiklik yapılmadan kullanılmıştır. Bu iki denklemin (9)'a yerleştirilmesi sonucu Merkez Bankacı'nın maliyeti Δm dışında Merkez Bankacı için ya dışsal değerler (e ve π^e), ya politikanın uygulandığı dönemde değeri belli olmayan içsel şoklar (v), ya da değeri önceden belirlenmiş sabitlerle (k) yazılabilir.

$$V = \lambda/2 [a(\Delta m + v - \pi^e) + e - k]^2 + \frac{1}{2} (\Delta m + v)^2 \quad (10)$$

Bu maliyeti optimize eden Merkez Bankacı maliyetin para arzı değişimine göre birinci mertebe koşuluna ulaşır. Elbette burada da parasal hızla ilgili şok henüz belirsiz olduğundan Merkez Bankacı için $v=0$ varsayımı da yapılırsa türev sonucu $a\lambda[a(\Delta m + v - \pi^e) + e - k] + \Delta m = 0$ sonucuna ulaşılır. Bu sonuç Δm cinsinden yazılırsa Merkez Bankacı'nın para politikası ortaya çıkmış olur.

$$\Delta m = \frac{a^2 \lambda \pi^e + a \lambda (k - e)}{1 + a^2 \lambda} \quad (11)$$

Buradaki para arzı, Barro-Gordon modelindeki oranla $\Delta m = a\lambda$ daha karmaşıktır. O modelde Merkez Bankacı'nın kararı sadece üretime verdiği öneme ve de sürpriz enflasyon yaratarak üretimi artırabilmesine bağlıydı. Bu modelde ise arz şoku e bile yer almaktadır. Merkez Bankacı arz şoklarına $-a\lambda/(1 + a^2\lambda)$ 'lık bir tepki verir. Yani diğer herşey sabitken pozitif yönlü bir arz şoku para arzındaki artışı frenletmektedir. Modelde özel sektörün enflasyon beklentileri de (π^e) yer almaktadır. Buradaki π^e önemli bir değişkendir, çünkü oynanan oyunu artık statik bir optimizasyondan çıkarıp, Merkez Bankacı'nın kararlarının Halk'ın tercihlerine göre yaptığını gösterir. Örneğin halkın enflasyon beklentisindeki bir artış otomatikman Merkez Bankacıyı da $a^2\lambda/(1 + a^2\lambda)$ 'lık daha fazla para arzına yönlendirmektedir. Ancak bu oyunda bir tek Merkez Bankacı Halk'ın davranışını önemsemekte, Halk hala atomistik bir ajan olarak Merkez Bankacı'nın tepkilerini dikkate almamaktadır. $E(\Delta m) = \pi^e$ olduğundan (10)'uncu denklemin beklentisi alınarak Halk'ın enflasyon beklentisine ulaşılabilir.

Beklenti $\pi^e = \frac{a^2\lambda\pi^e + a\lambda k}{1 + a^2\lambda}$ alınır ve π^e 'ye göre çözülürse, $\pi^e = a\lambda k > 0$ olarak

elde edilir.

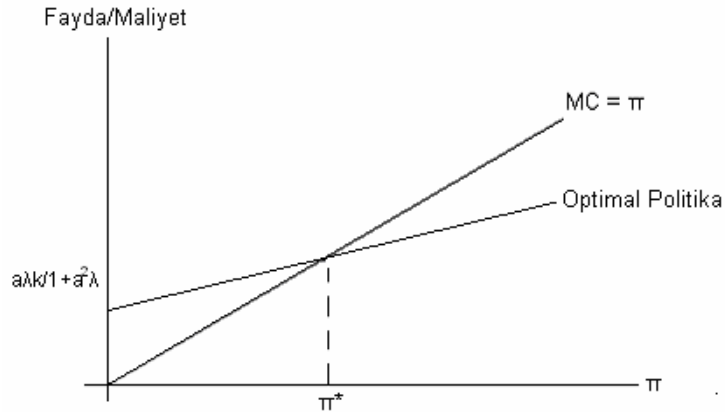
Bu sonuç Barro-Gordon modelindeki beklentiyle benzerdir. Tek fark olarak k değişkeni de beklenti olukturulurken beklentiyi artırabilecek bir değişken olarak modelde yer alır.

2.1.2. Merkez Bankacı'nın İradi Politikaları Altında Varılan Sonuçlar:

Merkez Bankacı'nın ekonomiyi y_n 'in üzerinde büyütmesi enflasyon beklentilerini de artırır. Yani enflasyon yanlılığı Phillips Eğrisi ve Merkez Bankacı'nın üretime verdiği önemin yanı sıra, Merkez Bankacı'nın üretimi doğal seviyesinin üzerine getirme çabalarıyla da artar. Benzer şekilde (11)'inci denklemde elde edilen Merkez Bankacı'nın optimal para politikasını (4)'üncü denkleme yerleştirerek ve enflasyon beklentisini de $\pi^e = a\lambda k$ olarak çözerek, iradi politika sonucu ortaya çıkacak enflasyon oranına da ulaşılabilir.

$$\pi^i = a\lambda k - \frac{a\lambda}{1 + a^2\lambda} \cdot e + v \quad (12)$$

Şekil 2.2: Cukierman (1992) Modeli'nde Enflasyon Yaratmanın Fayda/Maliyeti



Walsh (2002)

Yani içsel ve dışsal şokların olmadığı ($e=0$, $v=0$) durumunda bile enflasyon $\pi^i = a\lambda k$ olarak gerçekleşir. Ayrıca beklenen enflasyon π^e arttıkça da gerçekleşen enflasyon $a^2\lambda/(1 + a^2\lambda)$ 'lık eğimle artmaktadır. Bu da Tablo 1'dekine benzer bir şekilde Şekil 2.2'de gösterilmiştir.

Optimal politika eğrisi $a\lambda k/(1 + a^2\lambda)$ 'dan başlayıp $a^2\lambda/(1 + a^2\lambda)$ 'lık eğimle -ki eğim 1'den azdır- artan bir fonksiyonu verir. Buna göre optimal politika sonucu gerçekleşecek enflasyon π^* , $\pi=0$ 'dan daha yukarıdadır. Bu da Barro-Gordon Modeli'nden sonra bir kez daha sıfır enflasyonun Merkez Bankası için sürdürülebilir bir politika olmadığını göstermiş olur.

Yine de, yanlılığın varlığı için, iradi para politikalarının maliyetleri ile kural politikalarının maliyetleri karşılaştırılarak Merkez Bankacı'nın Zaman Tutarsız bir politika izleyip izlemediğini de göstermek gereklidir.

İradi politikalar altında oluşan (12)'deki enflasyonu (9)'daki maliyet fonksiyonuna yerleştirirsek iradi politikalar sonucu oluşacak Merkez Bankacı maliyetini de bulmuş oluruz.

$$V^i = \lambda/2[(e/1 + a^2\lambda) + av - k]^2 + \frac{1}{2} [a\lambda k - (ak/1 + a^2\lambda)e + v]^2 \quad (13)$$

Bu fonksiyonun beklentisini alırsak,

$$E(V^i) = (1 + a^2\lambda)k^2\lambda/2 + \frac{1}{2} [(\lambda/1 + a^2\lambda)\sigma_e^2 + (1 + a^2\lambda)\sigma_v^2] \quad (14)$$

bulunur.

2.1.3. Kural Politikalar Altında Varılan Sonuçlar:

Kurala dayalı politikalar Merkez Bankacı'nın arz şoklarını da önemseydiği, ama belirlenen bir kuralın dışına çıkmadığı durumu işaret eder. Bu modelde kural politika arz şokuna bağlı doğrusal bir fonksiyon olarak tanımlanmıştır. Arz şokunun olmadığı durumda para arzı b_0 'lık sabit bir miktar artırılırken, arz şokları da para arzını b_1 'lik bir oranla çarpılarak değiştirecektir. Yani üretimde tahmin dışında bir artış olduğunda Merkez Bankacı da para arzını bir miktar artıracak, negatif bir arz şokunda da para arzı bir miktar azaltılacaktır.

$$\Delta m^k = b_0 + b_1 e \quad (15)$$

Merkez Bankacı'nın politikalarının son 10 yılda şeffaflaşmasından dolayı b_0 ve b_1 Halkla paylaşılan verilerdir. Bu yüzden de direkt (10)'daki maliyet fonksiyonunun içine yazılabilirler.

$$V^k = \lambda/2[a(b_1 e + v) + e - k]^2 + \frac{1}{2} (b_0 + b_1 e + v)^2 \quad (16)$$

Merkez Bankacı'nın karar vereceği değerler artık b_0 ve b_1 olduğundan, bu iki değişkene göre maliyet minimizasyonu yapan Merkez Bankacı için, $b_0 = 0$ ve $b_1 = -$

$a\lambda/(1 + a^2\lambda)$ bulunur. Bu değerler (16)'ya yerleştirilerek Merkez Bankacı'nın kural politikalar altında izleyeceği optimal para politikası elde edilmiş olur.

$$\Delta m^k = -a\lambda e/(1 + a^2\lambda) \quad (17)$$

Bulunan para arzı denklemi maliyet fonksiyonunun içine yeni baştan yerleştirilirse ve şoklardan arındırmak için beklentisi alınır,

$$E(V^k) = k^2\lambda/2 + \frac{1}{2} [(\lambda/1 + a^2\lambda)\sigma_e^2 + (1 + a^2\lambda)\sigma_v^2] \quad (18)$$

bulunur.

Ortaya çıkan beklenen kural politika maliyeti (16), beklenen iradi politika maliyetiyle (14) karşılaştırılırsa iki denklemin tek farkın iradi politika denkleminde ilk terimin ikinci denklemdeki ilk terimin $(1 + a^2\lambda)$ katı olduğu görülür. Sabitler pozitifken $1 + a^2\lambda > 1$ olacağından, iradi politikaların maliyetinin kural politikalarından daha yüksek olduğu gösterilmiş olur. Bu sonuç da Barro-Gordon Modeli'ndeki sonuçla paraleldir ve Merkez Bankası'nın üretim hedeflerinin olmasının bir taraftan enflasyon yanlılığı yaratırken diğer taraftan kendi maliyetlerini de artırdığının ispatıdır.

2.2. Enflasyon Yanlılığı'nın Sebepleri:

Önceki bölümlerde iki farklı yaklaşımla yola çıkılarak Merkez Bankacı'nın iradi politikalarının nasıl enflasyona sebep olduğu gösterildi. Ancak ne bu yanlılığın normatif sebepleri ne de bu yanlılığa engel olmanın pozitif çözümlerinden söz edildi.

Walsh (2002)'ye göre enflasyon yanlılığının iki farklı sebebi olabilir. İlk olarak özel sektör beklentilerini oluşturduktan sonra, Merkez Bankacı'nın enflasyon yaratması için bir neden ortaya çıkar. İkinci olarak Merkez Bankacı'nın "sıfır enflasyon" seviyesinde kalmasının imkanı yoktur. Bu yukarıdaki çözümlerden de görülebilir. Sıfır enflasyon oranı Merkez Bankacı tarafından deklere edilse ve Halkı da inandırırsa da, Merkez Bankacı'nın optimal politikası enflasyon yaratmak olacaktır. Yukarıdaki her iki modelde de sıfır enflasyonun marjinal maliyeti, marjinal faydasından fazladır ve politikadan sapmak faydalıdır.

Kydland ve Prescott (1977) makalesindeki zaman tutarsızlığı analizinden önce para arzını sabit bir oranda artırmayı öneren basit kural politikalarla, Merkez Bankaları'nın esnek olmasını savunan iradi politikaları karşılaştırınca, iradi

politikaların daha mantıklı olduğu kabul edilebilir; çünkü kuralı takip etmek optimal olduğu müddetçe kuralı yıkmamanın bir anlamı yoktur. Ancak Barro-Gordon Modeli iradi politikaları uygulamanın etmenin nasıl daha iyi sonuç verebildiğini de göstermiştir. En azından bazı durumlarda para politikalarının esnekliğini kısıtlamak daha üstün bir sonuç verebilir.

Merkez Bankasının para arzını hiç artırmadığı $\Delta m=0$ olduğu özel bir durum varsayımıyla yola çıkılırsa, enflasyon yanlılığı olmadığı gibi, üretimi stabilize etmek de mümkün olmaz. Bu durumda kural politika maliyeti $V^k = \lambda/2[av+e-k]^2 + \frac{1}{2} v^2$ ve beklenen maliyet de benzer şekilde $E(V^k) = \frac{1}{2} \lambda[(\sigma_e^2 + k^2) + \frac{1}{2} (1 + a^2\lambda)\sigma_v^2]$ olarak bulunur. Bu sonuç (14)'üncü denklemdaki iradi politikaların beklenen maliyeti $E(V^i)$ ile karşılaştırılırsa $\Delta m=0$ politikasının hangi durumda daha iyi sonuç verdiği görülebilir.

Eğer $E(V^k) < E(V^i)$ sonucuna ulaşırsa kural politikanın daha iyi sonuç verdiği kabul edilir.

Beklenen maliyetler yukarıdaki eşitsizlikteki gibi yazılıp sadeleştirilirse,

$$(a^2\lambda^2/1 + a^2\lambda) \sigma_e^2 < a^2\lambda^2 k^2 \quad (19)$$

şekline getirilen eşitsizliğin sol tarafı iradi politikaların stabilizasyonunun faydasını, sağ taraf ise enflasyon yanlılığının maliyetini göstermektedir.

Bu eşitsizlikten de anlaşılabileceği gibi, iradi politikalarla kural politikaların karşılaştırması net bir sonuç vermemiş olsa da şu noktaya kadar kullanılan Barro-Gordon Modeli oyunlar teorisine dayanan basit ama zengin bir çerçevede Merkez Bankacı niyetlerini incelemiş ve geleneksel politika çıktı analizleriyle kesin bir şekilde çelişen bir zaman tutarsızlığı ortaya koymayı başarabilmiştir (Walsh, 2002).

2.3. Enflasyon Yanlılığı'nın Çözümleri:

Bu noktaya kadar incelenen modellerde Merkez Bankacı marjinal faydasını marjinal maliyetine eşitleyerek optimal enflasyon oranına ulaşıyordu. Eğer Merkez Bankacı'nın maliyet algılaması değiştirilebilirse optimal enflasyon oranı da aşağıya çekilebilir.

Saygınlık (reputation) konusu bu maliyet algılarından biridir. Elbette saygınlık tek dönemlik bir veri olmadığından, inceleme de dönemlerarası bir boyut kazanmış olur.

Enflasyonu artırma pahasına üretimi artırma isteği Merkez Bankacı'nın saygınlığını azaltacağından daha sonraki dönemlerde düşük enflasyon yaratabilme ihtimalini de azaltır. Merkez Bankacı'nın cezalandırılması ve saygınlık kaybı, enflasyonun marjinal maliyetini artırarak enflasyon yaratma olasılığını azaltır.

İkinci bir grup yaklaşım, atanacak Merkez Bankacı'nın karakterine odaklanır (delegation). Merkez Bankacı karakter olarak, sıradan halktan farklıdır. 'Delege' Merkez Bankacı için enflasyonun maliyeti daha yüksektir. Bu durumda enflasyonun düşüklüğünü daha çok önemseyen bir Merkez Bankacı atamak ya da politikacı seçmek gibi çözümlere yönelmek mümkündür. Ancak bu durumda iş başında olmak/kalmak isteyen politikacıların ya da 'delege' Merkez Bankacı'ların hepsi karakterlerini enflasyonu önemsiyormuş gibi göstermeyi tercih ederler. Bu sebepten bu alt başlıktaki modeller Merkez Bankacı/politikacı çeşitlerini ayırmaya yönelmişler ya da Merkez Bankacı üzerindeki politikacı baskısını azaltacak modeller oluşturmuşlardır.

Son bir grup olarak Merkez Bankacı'yı kontratlarla veya hedef kurallara bağlayarak esnekliğini azaltan modeller de literatürde yer almaktadır. Bu hedef kurallardan sapma, Merkez Bankacı'ya maliyet olarak yansıtılır. Elbette bu tür modeller oluşturulacağı zaman enflasyon hedeflemesi literatürünü de incelemek gerekir. Öncelikli olarak hedef konulmalı, sonrasında sapmanın ölçüsü belirlenmelidir.

Aşağıda daha detaylı olarak incelenecek olan bu üç gruptaki modellerin hepsi arzulan üretim seviyesinin, doğal üretim seviyesinin üzerinde olmasına odaklıdır ve enflasyon yanlılığını azaltmak denge üretim seviyesi ile Merkez Bankacı tarafından istenen üretim seviyesi arasındaki farkı azaltmaya yöneliktir.

2.3.1. Saygınlık Kaygısı Olan Merkez Bankacı Modelleri:

Merkez Bankacı enflasyonu düşük tuttuğu müddetçe beklentiler de düşük enflasyona göre kurgulanacaktır. Ancak Merkez Bankacı'nın düşük (ya da yukarıdaki modellerdeki gibi sıfır) enflasyon oranından sapması ilerleyen dönemlerde Halk'ın beklentilerini değiştireceğinden, ilerki dönemlerde Merkez Bankacı'nın kendi maliyetleri de artıracaktır. Bu durumda her yeni dönemde Merkez Bankacı ile Halk arasında aynı oyun tekrarlanacaktır. Eğer Merkez Bankacı herhangi bir dönemde enflasyon yaratırsa, Halk "tetikleme stratejisi" gereği beklentilerini değiştirecektir ve Merkez Bankacı da cezalandırılmış olacaktır. Bu durum sonsuz dönemde tekrarlanan

oyunlar için Fundenberg ve Maskin (1986)'daki Halk Teorisini (Folk Theorem) kullanarak çözümlerse, iradi politika sonucunun aşağısında bir denge bulunması mümkün olur. Ancak bu tür modellerde cezalandırmanın kaç dönem süreceği, ilerki dönemlerin önemsenme/iskonto oranı (discount rate) ve zaman ufğunun süresi gibi değişkenler sonuçlar üzerinde etkilidir.

Literatürün bir kolu ise Merkez Bankacı'nın tipi ile ilgilidir. Halkın ekonomik büyüme için bir miktar enflasyon yaratabilen “ıslak” Merkez Bankacı ile enflasyon odaklı “kuru” Merkez Bankacı arasında ayırım yapması, “kuru” Merkez Bankacı'yı birkaç dönem enflasyon yaratmayarak taklit eden “ıslak” Merkez Bankacı yüzünden kolay olmayabilir. Bu durumda cezalandırma stratejileri (Tit for tat) de kullanılabilir. Bu literatürdeki oyunlarda tam bilginin yerini bireylerin eksik bilgi almıştır. Eksik bilgi modelleri literatüründe genellikle sayılı dönem tekrarlanan modeller kurulmasında fikir birliği olsa da, bilgi eksikliğinin kişisel⁹ veya durumsal¹⁰ olması açısından farklılaşır.

2.3.1.a. Tekrarlanan Bir Oyun:

Yukarıda çözülen hem Barro-Gordon Modeli hem de Cukierman (1992) Modeli beklenen faydayı maksimize eden / maliyeti minimize eden tek dönemlik oyunlardır. Merkez Bankacı herhangi bir t dönemi için optimizasyonunu yaparken gelecek dönemleri önemsemez ve “tek atışlık ortaksız Nash Dengesi”ne ulaşır. Ancak Merkez Bankacı'nın t dönemindeki bu enflasyon tercihi gelecek dönem tercihlerini ve çıktılarını da etkiliyorsa, çok dönemi içeren bir fayda fonksiyonu oluşturmakta ve modeli bu yeni fayda fonksiyonuna göre çözmekte fayda vardır.

Barro-Gordon Modeli'ndeki fayda fonksiyonundan yola çıkar ve her dönem için bu faydayı $U_{t+i} = \lambda(y_{t+i} - y_n) - 1/2\pi_{t+i}^2$ şeklinde tanımlar ve β^i 'yi de i'ninci dönemin fayda içindeki iskonto olarak alırsak tanımlarsak, maksimize edilecek fayda $E\sum \beta^i U_{t+i}$ olur.

U_{t+i} Halk ile Merkez Bankacı arasında oynanan oyunun sonucudur ve her dönemin lideri Merkez Bankacı olduğu halde, tercihini; belirlediği enflasyon hedefine $\bar{\pi}$ sadık kalmakla kalmamak arasında verir. Eğer t-1'de Merkez Bankacı Halk'ın beklediği enflasyon oranını $\bar{\pi}$ yaratmışsa, Halk bir sonraki t döneminde de $\bar{\pi}$ 'lik beklenti oluşturur. Eğer Merkez Bankacı iradi politika kararları altında dönemlik fayda

⁹ Bakınız Ball (1995), Backus ve Briffill (1995) ve Cukierman ve Leviathan (1991).

¹⁰ Bakınız Persson ve Tabellini (2002).

maksimizasyonu yapmışsa Halkın beklentisi de (6)'ncı denklemdaki gibi $\pi^e = \Delta m = a\lambda$ şekline dönüşür.

Yani Halkın herhangi bir t dönemindeki enflasyon beklentisini matematiksel olarak yazarsak,

$$\begin{aligned} \pi_t^e &= \bar{\pi} < a\lambda & \text{eğer } \pi_{t-1} &= \pi_{t-1}^e \\ \pi_t^e &= a\lambda & \text{eğer } \pi_{t-1} &= a\lambda \text{ ya da } \pi_{t-1} \neq \pi_{t-1}^e \end{aligned} \quad (20)$$

Barro-Gordon Modeli'ndeki tetikleme stratejisi tek dönemlidir. Her ne kadar Halk t döneminde $\pi_t^e = a\lambda$ olarak beklese de, t+1 döneminde $\pi_t^e = \bar{\pi}$ beklentisine geri döner.

Merkez Bankacı'nın amacı başlangıç döneminden itibaren tüm dönemlerdeki faydalar toplamının iskontolu değerini maksimize etmektir. İskonto oranı β 'yı sabit kabul edersek ve $0 < \beta < 1$ ise sonsuz ufuklu fayda fonksiyonu $\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U_{t+i}$ şeklinde yazılabilir. Önemli olan iradi politikalar altında çalışan Merkez Bankacı için tetikleme stratejisi yüzünden $\bar{\pi} < a\lambda$ arlığında kalıcı bir enflasyon hedefi dengesinin olup olmadığıdır.

t dönemine kadar tüm s dönemlerinde Merkez Bankacı'nın enflasyonu $\pi_s = \bar{\pi}$ olarak belirlediği varsayılırsa, t dönemi için de Halk'ın beklentisi $\pi_t^e = \bar{\pi}$ olacaktır. Elbette arz şoklarının sıfır kabul edildiğini ve böylece Merkez Bankacı'nın enflasyonu tam olarak belirlediği varsayımı da gizlice yapılmaktadır. Eğer Merkez Bankacı enflasyonu t döneminde $\pi_t = \varepsilon > \bar{\pi}$ olarak seçerse, Merkez Bankacı'nın fayda fonksiyonu

$$U = [a\lambda(\varepsilon - \bar{\pi}) - \frac{1}{2} \varepsilon^2] - [-\frac{1}{2} \bar{\pi}^2] = a\lambda(\varepsilon - \bar{\pi}) - \frac{1}{2} (\varepsilon^2 - \bar{\pi}^2) \quad (21) \quad \text{olur.}$$

Fonksiyon $\varepsilon = a\lambda$ olması durumunda maksimize olur ve bu durumda fayda da

$$G(\bar{\pi}) = a\lambda(a\lambda - \bar{\pi}) - \frac{1}{2} (a^2\lambda^2 - \bar{\pi}^2) = \frac{1}{2} (a\lambda - \bar{\pi})^2 \geq 0 \quad (22)$$

olarak bulunur. Bu pozitif faydayı Barro-Gordon (1983b) kandırmanın cazibesi anlamında “temptation” olarak tanımlar.

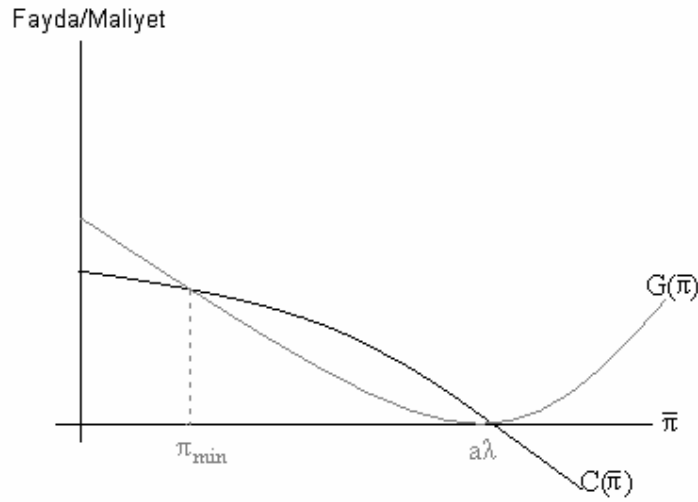
Yukarıda da belirtildiği gibi bir sonraki dönemde (t+1) Halk'ın enflasyon beklentisi $\pi_{t+1}^e = a\lambda$ olacağından β oranında iskonto edilmiş maliyet bulunur.

$$C(\bar{\pi}) = \beta (-\frac{1}{2} \bar{\pi}^2) - \beta(a^2\lambda^2) = \beta/2 (a^2\lambda^2 - \bar{\pi}^2) \geq 0 \quad (23)$$

Bu da Barro-Gordon (1983b)'de yaptırım anlamında “enforcement” olarak tanımlanır.

Son olarak t dönemindeki kazancı, $t+1$ dönemindeki maliyetle karşılaştırdığımızda Merkez Bankacı'nın $\bar{\pi}$ 'lik enflasyon hedefinden sapması için bir sebebi olup olmadığı ortaya çıkar. Hedeften sapmanın $G(\bar{\pi})$ kazancı ile bir dönem sonraki maliyeti $C(\bar{\pi})$ karşılaştırılınca, $G(\bar{\pi}) > C(\bar{\pi})$ olması durumunda Merkez Bankacı için enflasyon yaratmanın faydası yaptırıma rağmen yüksek demektir. Aksi takdirde $G(\bar{\pi}) < C(\bar{\pi})$ olduğu durumdaysa $\bar{\pi}$ 'lik enflasyondan sapsak için bir sebep yok demektir.

Şekil 2.3: Merkez Bankası İçin Enflasyon Yaratmanın Fayda ve Maliyetinin Hedefe Göre Değişimi



Walsh (2002)

Yukarıdaki maliyet fonksiyonunu ve kazanç fonksiyonlarını ayrı ayrı grafiklersek $\bar{\pi}$ arttıkça sapmanın maliyetinin hızla azaldığını, kazancın ise enflasyon hedefi $\bar{\pi} = a\lambda$ oluncaya kadar azalıp sonrasında tekrardan arttığı Şekil 2.3'de görülebilir.

Şekilden de okunabileceği gibi maliyetle fayda iki noktada birbirine eşitlenir. Bu eşitliklerin cebirsel çözümü $\pi_{\min} = \bar{\pi} = a\lambda(1-\beta) / (1+\beta)$ ve $\bar{\pi} = a\lambda$ olarak bulunur. Şekil 3'e göre Merkez Bankacı'nın davranış projeksiyonu yapılırsa, $\bar{\pi} = a\lambda(1-\beta) / (1+\beta)$ noktasına kadar Merkez Bankacı'nın kazancı maliyetinin altında kaldığından Merkez Bankacı'nın açıklanan $\bar{\pi}$ hedefinden sapacağı açıktır. Yine eğer hedef $\bar{\pi} = a\lambda$ 'dan büyükse hedefe uymak yerine enflasyonu en azından $a\lambda$ 'ya kadar düşürmek daha iyidir. Enflasyonun sürdürülebilir bir dengede seyrettiği aralıksa $\pi_{\min} < \bar{\pi} < a\lambda$ olarak tanımlanabilir.

Elbette bu modeli çok dönemli cezalandırmayla değiştirmek de mümkündür. Ancak bu durumda cezalandırmanın kaç dönem için olacağını belirlemek gerekir. İkinci bir sorun olayın mikro boyutuyla ilgilidir. Atomistik ajanlar beklentilerini oluştururken diğer bireylerin beklentilerini veri olarak alacaklarından Halk'ın bir koordinasyon sonucu Merkez Bankacı'yı cezalandırması mümkün görünmemektedir. Bunun çözümü olarak Halkı sendika olarak monopol gücüne sahip tek bir ajan olarak kabul eden modeller kurmak olabilir (Tabellini, 1988).

Bu modellerle ilgili son bir sorun da Halkın enflasyon beklentisini artırma ihtimalinin, geçerli bir tehdit (credible threat) yaratmama olasılığıdır. Merkez Bankacı'yı cezalandıran Halkın verdiği ceza sonucunda, kendisi de yüksek enflasyon maliyetine maruz kalmaktadır. Bu durumda Halkın kendini cezalandırması irrasyonel olduğundan tehdidin geçerliliği ortadan kalkar.

Merkez Bankacı'nın cezalandırılmasına al-Nowaihi ve Levine (1996) farklı bir bakış açısıyla yaklaşmışlar, yeni kontrat için tekrardan pazarlık yapılırken 'chisel-ispat saygınlığı'¹¹ sonucunda iradi politika sonucu oluşan enflasyondan düşük, ancak $\bar{\pi}$ 'dan yüksek bir enflasyonla sonlanılacağını göstermişlerdir.

Enflasyonun $\bar{\pi}$ 'dan sapması; şimdiye kadar olan modelde, derneşik arz şoklarının olmadığı ($\epsilon=0$) varsayıldığı için, tamamen Merkez Bankacı'nın sorumluluğundaydı. Ancak bu varsayımın gevşetilmesi sonucu Merkez Bankacı'nın gerçekten aldatıp aldatmadığını anlamak güçleşir. Bu durum ilk olarak Canzoneri (1985) tarafından analiz edilmiştir. Enflasyon daha önce de gösterildiği (4)'üncü denklemdeki gibi ($\pi = \Delta m + v$); para arzındaki artış ve dolaşım hızının şokuna bağlıdır. Dolaşım hızıyla ilgili şok Δm tercihinden sonra oluşur ama Merkez Bankacı'nın v ile ilgili özel tahmini v^f daha önceden belirlenmiş ve hatta Δm tahmin edilirken v^f 'yi dengeleyecek şekilde oluşturulur. Canzoneri'ye göre Halk, Merkez Bankacı'nın içsel tahmin oranının yüksek çıkmasını bir aldatma olarak algılayabilir. Halk öyle bir sınır $\bar{v}$ belirler ki, $\Delta m > -\bar{v}$ olunca Merkez Bankacı'nın aldattığı kanısına varır ve sonraki dönemde enflasyon beklentisini yükseltir.

¹¹ Chisel-ispat saygınlığı (chisel-proof credibility) al-Nowaihi ve Levine (1996) tarafından geliştirilmiş Merkez Bankası'nı cezalandırmanın ne zaman ka:ile alınıp ne zaman alınmayacağını çözüme ile ilgilidir. Bu ispatla tetikleme stratejisi dönemi içselleştirilmiş ve böylece sonuca varılmıştır. Herrendorf (1997)'de de benzer bir yöntem kullanılmıştır.

Bu problemin çözümü şeffaf politikalar uygulayarak sapmaların görülmesini sağlamak olabilir. Herrendorf (1985b) çözüm olarak Merkez Bankacı'nın özel dolaşım hızı tahminini atıl bırakabilecek sabit kur politikalarını önerir. Sonuç olarak eğer Δm 'deki artış bir şoktan kaynaklanıyorsa, kuru değiştirmeye gerek olmaz. Aksi takdirde bu artış kurda bir değişikliğe neden olur.

2.3.1.b. Odağında Farklı Merkez Bankacı Tipleri Olan Kişisel Eksik Bilgi Modelleri:

Saygınlığı temel alan Zaman Tutarsızlığı literatürünün ikinci bir kolu Merkez Bankacıların tiplerini incelemeyi konu alır. Bu literatürde Merkez Bankacı'nın ekonomiyle ilgili tercihleri Halk tarafından gözlemlenememektedir. Bu tercihler genellikle enflasyon ve üretim arasındaki tercihlerle ilgilidir. Bir grup Merkez Bankacı her ne kadar üretimi daha çok önemse de, bir ya da birkaç dönem için enflasyonu önemsiyor görünmek çıkarları açısından daha faydalı olabilir. Bu da Merkez Bankacı'nın asimetric bilgisidir. Bu modellerin genelinde 'sabit fikirli enflasyon savaşçısı' olan Merkez Bankacılar / hükümetler "kuru" (dry) olarak isimlendirilir. İradi faydalara uygun fayda maksimize edici Merkez Bankacılar / hükümetler "ıslak" (wet) olarak isimlendirilirler.

Bu modellerin genelinde Halk, Merkez Bankacı'nın tipi ile ilgili öngörülere sahiptir. 'Islak' Merkez Bankacı adayı bu öngörülerini bildiği halde 'kuru' Merkez Bankacıyı taklit ederek yönetime gelmeye çalışır. Bu taklit elbette yönetime geldikten sonra değişir. Tekrarlanan sonlu süreli oyunlarda¹² yönetime geldikten sonraki ilk dönemlerde hatta n'inci döneme kadar 'kuru' politikacıyı taklit etmek 'ıslak' politikacının faydasına olabilir. Ancak 'ıslak' politikacı faydasını optimize etmek için n'inci döneme gelindiğinde artık 'kuru' politikacıyı taklit etmenin daha fazla fayda sağlamayacağını bildiği için enflasyon yaratarak üretimi artırmayı tercih edecektir. Backhus ve Driffill (1985) tekrarlanan sonlu süreli oyunlarda n'inci dönem dengesini çözebilmek için Kreps ve Wilson'un (1982) sıralı denge analizini¹³ kullanmıştır. 'Kuru' hükümet / Merkez Bankacı tarafından t döneminde belirlenen ve deklere edilen üretimi önemsemeyen enflasyon oranı $\pi_t^d(=0)$ olursa, aynı dönemde 'ıslak' hükümet tarafından belirlenen fayda optimize eden enflasyon oranı da π_t^w

¹² Sonlu süreli oyunlar (finitely repeated games) için Selten (1978)'e bakılabilir.

¹³ Sıralı denge analizi oyunların tek dönemde bitmediği ve tekrarlandığı durumlarda oyuncuların dönemlik stratejilerinin yanı sıra inançlarını da enformasyon kümelerine koydukları çözümün Nash dengesinin özel durumu olarak Alt oyun Tam Nash Dengesi olarak bulunduğu bir analiz yöntemidir

olursa ve T dönemi de oyunun son dönemiye, bu son dönemde de ‘kuru’ hükümetin tercihi yine enflasyon yaratmamak olacağından $\pi^d_T = 0$ olur. Diğer taraftan eğer iş başında ‘ıslak’ hükümet varsa T dönemindeki enflasyon tercihi ilk Barro-Gordon Modeli’nin sonucundaki gibi $\pi^w_{Tt} = a\lambda$ olur. T döneminden daha önceki dönemlerde ise hükümetin / Merkez Bankacı’nın tercihini saygınlık olgusu etkiler. ‘Islak’ Merkez Bankacı ‘kuru’ görünme kaygılarından dolayı enflasyonu $a\lambda$ yerine 0 yapmayı tercih edebilir. Backus ve Driffill Halk ile Merkez Bankacı arasında oynanan oyunda Bayes kuralını ve karışık strateji dengelerini de kullanarak enflasyon yaratma veya yaratmama ihtimallerini inceler. Ne var ki model ‘kuru’ Merkez Bankacı’ları sadece miyop $\pi^d_T = 0$ uygulayıcıları olarak aldığından ve sadece 0 ve $a\lambda$ olarak gerçekleşebilecek iki enflasyonu açıkladığından ayrıca ‘kuru’ ve ‘ıslak’ Merkez Bankacı’ların tipleriyle ilgili herhangi bir sinyallemeyi konu etmediği için, her ne kadar saygınlık konusunu ve Merkez Bankacı davranışlarını kısmen açıklasa da gerçek dünyadaki enflasyonu açıklamakta oldukça yetersiz kalmaktadır.

Ball (1995) de yukarıdaki paragraftaki Backus ve Driffill’in modeline benzer bir mantıkla ama Cukierman (1992)’dekine benzer karesel bir maliyet fonksiyonu kullanarak, dönemler arası toplam iskonto edilmiş maliyeti minimize eden bir Merkez Bankacı tasarlamıştır. Backus ve Driffill’den farklı olarak Merkez Bankacıları ‘kuru’ ve ‘ıslak’ olanlar diye sınıflandırmak yerine aynı her dönem tipine yeni baştan karar veren bir Merkez Bankacı tasarlar. Yani t döneminde ‘kuru’ tip (D) olan Merkez Bankacı’nın t+1 döneminde de ‘kuru’ tipde davranma olasılığı p’dir. Aynı Merkez Bankacı’nın ‘ıslak’ tip (W) olma olasılığı ise 1-p olur. Aynı şekilde t döneminde tipi W olan bir Merkez Bankacı’nın t+1 döneminde de W olma olasılığı da q olarak belirlenirse D’ye dönme olasılığı da 1-q olur. Modelde son ayrıntı olarak da (3)’teki derneşik arz fonksiyonu da zamana bağlı bir değişken olarak yer alır.

$$y_t = y_n + a(\pi_t - \pi_t^e) + e_t \quad (24)$$

Gerçek dünyayı basitleştirmek için modelde arz şoku ya $e_t = 0$ olarak arz şoklarının olmadığı durumun gerçekleştiği ya da $e_t = \bar{e} < 0$ olduğu ve negatif arz şokunun gerçekleştiği varsayılır. Arz şokunun olmama olasılığı 1-q, arz şokunun olma olasılığı ise q olarak kabul edilir.

Modelde önce Halk beklentisini oluşturur. Daha sonra arz şoku olur ve en son olarak da Merkez Bankacı tipini belirler ve o dönem gerçekleşen enflasyon oranı ortaya

çıkar. Halk arz şokunu gözlemleyebilmekte ama Merkez Bankacı'nın tipi gözlemlenememektedir. Merkez Bankacı Maskin ve Tirole (1988) tarafından geliştirilmiş Markov prosesini takip ederek kusursuz Nash Dengesi oluşacak şekilde seçimini yapar. Bu çözüm, benzer bir amaç güden Barro (1986)'dan daha başarılıdır; çünkü Barro (1986)'da kullanılan tetikleme stratejisinde cari aksyonlar bir dönem önceki enflasyona bağlı, ama çıktılar bugün gerçekleşen değerlere daha çok bağlıdır (Walsh, 2002).

Ball (1995)'deki Merkez Bankacı başlangıçta 'ıslak' (W) bile olsa $e=0$ olduğu müddetçe enflasyon yaratmaz ancak $e=\bar{e}$ olursa iradi politika olarak enflasyon yaratmayı tercih eder ve enflasyon oranı da Cukierman (1992)'deki gibi çözümlünce $\pi=a\lambda k$ olarak gerçekleşir. Bu oran işbaşına 'kuru' Merkez Bankacı D gelinceye kadar sürer. D işbaşına gelince tekrardan $\pi=0$ olur ve $e=\bar{e}$ 'lik ikinci bir enflasyon şokuna kadar bu gidiş devam eder. Yani enflasyondaki artışların negatif arz şoklarını takip ettiğini göstern bu model gelişmiş ülkelerin 40 yıllık enflasyon tecrübeleriyle örtüşmektedir (Walsh, 2002).

Cukierman ve Liviatan (1991) enflasyonun neden sıfır olmayabileceğini farklı bir şekilde anlatır. Merkez Bankacı'nın "kuru" veya "ıslak" olma ihtimalini değerlendiren Halk, Merkez Bankacı'nın $1-q$ olasılıkla ıslak olacağını beklediğinden ilk dönemde bile beklenen enflasyon $\pi^e=q_0+(1-q)a\lambda>0$ olur. Enflasyonu beklentinin altına çekmek resesyona sebep olacağından, Merkez Bankacı için bu şartlar altında D tip olsa bile sıfır enflasyon oranı mantıklı olmaz. Enflasyonun kuru veya ıslak Merkez Bankacılar tarafından aynı mı farklı mı belirleneceği oynanacak oyunun tanımına bağlıdır. Modeli çözmek için geriye dönük çıkarım yöntemi kullanılır. Aslında 'ıslak' Merkez Bankacı'nın 'kuru'yu taklit edip etmemesi de bir olasılığa bağlıdır. Bu modelde D tip ile W tip arasındaki farklılık açıkladıkları politikaları uygulayabilmeleri ile ilgilidir. D açıkladığı politikaya sadık kalırken, W aldatır. Ancak Halk D ile W tiplerini ayırt edemediği için D tip Merkez Bankacı'nın belli bir olasılıkla W tip olduğundan şüphelenir ya da Halk tek bir irade olarak alınmazsa –ki doğru algılama da bu olmalıdır- Halk'ın bir kısmı politikacının D tip olduğuna diğer bir kısım da Merkez Bankacı'nın W tip olduğuna inanmaktadırlar. Bu nedenle $\pi_1^D = 0$ olmak zorunda değildir. Enflasyonun dengesi ancak geridoğru çıkarım yapılarak elde edilebilir. Modeli iki dönemle sınırlandırır ve (1)'deki fayda fonksiyonuna sadık kalırsak ve modeli basitleştirmek için arz şoklarını da sıfır olarak alırsak, ikinci

dönemde ‘ıslak’ Merkez Bankacı’nın saygınlık kaygısı kalmayacaktır ve enflasyonu $\pi_2^w = a\lambda$ olarak uygulayacaktır. Ancak ‘kuru’ Merkez Bankacı’nın tercihleri stratejilerine göre değişebilmektedir. Bu stratejiler Cukierman ve Liviatan (1991)’de ayıran strateji (separating), havuz stratejisi (pooling) ve karma strateji (mixed) olmak üzere üç farklı denge olarak özetlenir.

Ayıran stratejide Merkez Bankacı ilk dönemde kimliğini açığa çıkarır. Havuz dengesinde her iki tip Merkez Bankacı da ilk dönem aynı davranış kalıbını sergiler, karma stratejide ise W tip, D tipi q ’luk bir olasılıkla ($0 < q < 1$) taklit etmektedir. Aşağıda her üç stratejinin vardığı denge ve enflasyon sonuçları ayrı ayrı ele alınacaktır.

2.3.1.c. Ayıran Denge:

Tüm dengeler geriye doğru çıkarım yöntemiyle çözüleceğinden ilk dönem enflasyonu ve üretimi bulunmadan önce ikinci dönem çözümleri yapılacaktır. İkinci dönem sonucuna göre ilk dönem ne olabileceğine bakılacaktır.

İkinci dönemde ‘kuru’ Merkez Bankacı sözüne sadık kalacağından $\pi_2^D = 0$ ’lık bir enflasyonu tercih edecektir. ‘Islak’ Merkez Bankacı’nın tercihi ise yukarıda da belirtildiği gibi ikinci dönem herhangi bir saygınlık kaygısı kalmadığı için $\pi_2^w = a\lambda$ olacaktır.

İlk döneme döndüğümüzde Merkez Bankacı’nın kuru olmasına yalnızca q ’luk bir ihtimal veren Halk enflasyonun; q ihtimalle önceden açıklanan π^a oranında $1-q$ ihtimalle de ‘ıslak’ Merkez Bankacı’nın iradi politika sonucu uygulayacağı $a\lambda$ kadar olacağını öngörür. Bu durumda ilk dönem beklenen enflasyon oranı $\pi^e = q\pi^a + (1-q)a\lambda$ olur. Elbette ilk dönem ‘ıslak’ Merkez Bankacı da ‘kuru’ Merkez Bankacı’yı taklit edip π^a ’lık bir enflasyon oranı açıklamıştır. Aksi takdirde zaten Merkez Bankacı’ların tipi baştan biliniyor olurdu. ‘Islak’ karıştırdan ayrılmaya çalışan ‘kuru’ Merkez Bankacı için fayda fonksiyonu (3)’deki Phillips eğrisi ve iki dönemin toplam iskonto edilmiş faydalarını barındırdığı halde aşağıdaki şekilde yazılır.

$$U_{\text{Ayıran}}^i = \lambda(y_1 - y_n) - 1/2 \pi_1^2 + \beta[(y_2 - y_n) - 1/2 \pi_2^2] \quad (25)$$

İkinci dönemde ‘kuru’ Merkez Bankacı sürpriz yapmayacağından ve $\pi_2^D = 0$ olacağından, ikinci dönem üretimi de (arz şoku olmadığı varsayımı altında) doğal

üretim oranına $y_2=y_n$ eşit olacaktır. Phillips Eğrisi denklemini de (25)'inci denkleme yerleştirilirse,

$$U^i_{\text{Ayrıran}} = \lambda(y_1 - y_n) - 1/2 \pi_1^2 = a\lambda(\pi_1 - \pi_1^e) - 1/2 \pi_1^2 \text{ olur.}$$

İlk dönem Halk'ın enflasyon beklentisi $\pi_1^e = q\pi^a + (1-q)a\lambda$ olduğundan, 'kuru' Merkez Bankacı enflasyon hedefini $\pi^a = 0$ olarak açıklar, çünkü Halk'ın en düşük enflasyon beklentisi (negatif enflasyon açıklanmayacağı varsayımı yapılırsa) bu açıklamayla oluşur. Elbette Merkez Bankacı Halk'ın beklentisi $\pi_1^e = q(1-q)a\lambda + (1-q)a\lambda = (1-q^2)a\lambda$ olduğunda bile, Merkez Bankacı $\pi_1^D=0$ oluşturabilir, ancak bu durum $y_1 = y_n + a(\pi_1 - \pi_1^e) = y_n + a(0 - (1-q)a\lambda) = y_n - a^2\lambda(1-q) < y_n$ olacağından doğal üretim seviyesinin altında bir üretime, yani resesyona sebep olur.

İlk dönem enflasyon beklentisi $\pi_1^e = (1-q^2)a\lambda$ olduğundan ve $y_1^D = y_n + a[(1-q)a\lambda - (1-q^2)a\lambda] = y_n + (q^2 - q)a\lambda < y_n$ olduğunda bile Merkez Bankacı ilk dönem bir miktar resesyona sebep olur. Eğer Merkez Bankacı 'ıslak' ise üretim $y_1^W = y_n + a[a\lambda - (1-q^2)a\lambda] > y_n$ olur ve ekonomi genişler.

Özetle 'kuru' Merkez Bankacı ilk dönem $\pi_1^D = (1-q)a\lambda$ 'lık ve ikinci dönem $\pi_2^D=0$ 'lık enflasyon yaratırken, 'ıslak' rakibi $\pi_1^W = a\lambda$ ve $\pi_2^W = a\lambda$ 'lık enflasyona sebep olur. Üretim Merkez Bankacı'nın karakterini kolayca deşifre eder. Merkez Bankacı 'kuru' olursa ilk dönem üretimi doğal seviyesinin aşağısında, 'ıslak' ise yukarısında gerçekleşir.

2.3.1.d. Havuz Stratejisi Dengesi:

Havuz stratejisi dengesinde 'ıslak' Merkez Bankacı adayı, sadece 'kuru' Merkez Bankacı'nın birinci dönemde açıkladığı π^a 'lık enflasyonu açıklamakla kalmaz, aynı zamanda enflasyonu taklit eder ki, ikinci dönemde de yönetimde kalsın. Ancak ikinci dönemde 'ıslak' Merkez Bankacı'nın kuruyu taklit etmesine gerek yoktur, çünkü ikinci dönem son dönem olduğu için saygınlığın önemi kalmamıştır. İlk dönemki taklit durumu Halk da tahmin ettiğinden,

$$\pi_1^D = \pi_1^W = \pi_1^a = \pi_1^e \text{ olacaktır.}$$

Elbette 'kuru' Merkez Bankacı enflasyonla mücadele ettiğinden $\pi_1=0$ olur. İkinci dönemde ise Halk aynı Ayrırcı Denge'de olduğu gibi yönetici q olasılıkla Merkez Bankacı'nın 'kuru', $1-q$ olasılıkla da Merkez Bankacı'nın 'ıslak' olacağını tahmin

ettiğinden, Merkez Bankacı'nın 'kuru' olması durumunda enflasyon $a\lambda(1-q)$, 'ıslak' olması durumunda ise $a\lambda$ olur.

Bu modelde Ayıran Dengenin mi, Havuz Dengesinin mi oluşacağını kararını 'ıslak' Merkez Bankacı verir. Eğer Merkez Bankacı 'ıslaksa', 'ıslak' Merkez Bankacı yönetime geldiğinde iki dönemlik toplam faydası $U_{\text{Ayıran}}^W = (a\lambda)^2[q^2 - \frac{1}{2}(1+\beta)]$ olur¹⁴. Aynı durumda 'ıslak' Merkez Bankacı 'kuru' olanı taklit ederse, Havuz Dengesinde $U_{\text{Havuz}}^W = \frac{1}{2} (a\lambda)^2(q^2-1/2)$ olur. Bu durumda 'ıslak' Merkez Bankacı'nın tarafından tercih edilmesi için $U_{\text{Ayıran}}^W > U_{\text{Havuz}}^W$ olmalıdır. Sadeleştirme yapılırsa $q^2/2 > \beta$ olduğu durum bu tercih durumunu gösterir. Halk'ın Merkez Bankacı'nın 'kuru' olduğunu düşünme olasılığı ne kadar büyükse, 'ıslak' Merkez Bankası adayının da Ayırıcı Dengeyi tercih etme olasılığı o kadar yüksek olur. q ne kadar büyük olursa 'kuru' Merkez Bankacı da enflasyonu o kadar düşük açıklayabilir ve 'ıslak' Merkez Bankacı'nın taklit etmesinin maliyeti de o kadar artacaktır. Benzer şekilde dönemler arası iskonto oranı arttıkça, gelecek dönemleri daha çok önemseyen 'ıslak' Merkez Bankası adayının 'kuru' Merkez Bankacı'yı taklit etme olasılığı da o kadar artar.

Eğer $q^2/2 \leq \beta$ olursa, $U_{\text{Havuz}}^W = \beta(a\lambda)^2(q^2-1/2)$ olur ki, bunun taklitten vazgeçmenin faydası $U_{\text{vazgeçme}}^W = \frac{1}{2} (a\lambda)^2(1-\beta)$ kesin olarak söylemez ama $\beta > 1/2q^2$ olursa Havuz Dengesi olacağı söylenebilir. Yani q arttıkça Havuz Dengesi'nin gerçekleşme olasılığı da artar. Yani q yüksek olunca, Halk'ın Merkez Bankacı'nın 'kuru' olmasına duyduğu güven de artar. Bu durumda sabırlı davranan 'ıslak' Merkez Bankacı'nın faydası da artar.

Ayırıcı Denge koşulu $\beta < q^2/2 \equiv \underline{\beta}$ ve Havuz Denge koşulu $\beta > q^2/2 \equiv \bar{\beta}$ her ne kadar ne zaman Ayırıcı Denge, ne zaman Havuz Denge olduğunu gösterse de $\underline{\beta} < \beta < \bar{\beta}$ aralığındaki β değerleri için ne kesin bir Ayırıcı Denge ne de kesin bir Havuz Denge sonucu vardır. Merkez Bankacı'nın niyetleriyle ilgili Halk'ın sahip olduğu belirsizlikler denge enflasyon oranını da etkiler (Walsh, 2002).

¹⁴ Klasik fayda fonksiyonundan yola çıkılırsa ve ilk dönemki faydaya β 'lık indirim verilirse fayda $U = \lambda(y_2 - y_n) - 1/2 \pi_2^2 - \beta [\lambda(y_1 - y_n) - 1/2 \pi_1^2]$ olur. Phillips Eğrisi'nden yola çıkılıp $(y_1 - y_n) = a(\pi_1 - \pi_1^e)$ yukarıdaki fayda fonksiyonuna enflasyon beklentisi de Merkez bankacı'nın tipiyle ilgili olasılık hesabı yapılarak $\pi_1^e = q\pi^a + (1-q)a\lambda$ yerleştirilirse ıslak Merkez Bankacı'nın her iki dönem $a\lambda$ 'lık enflasyon yaratacağı öngörülünce $U = a\lambda(\pi_1 - \pi_1^e) - 1/2(a\lambda)^2 + \beta[a\lambda(\pi_2 - \pi_2^e) - 1/2(a\lambda)^2]$ olur. Çözümüne devam edilirse $U = a\lambda[(\pi_1 - \pi_1^e) + \beta(\pi_2 - \pi_2^e)] - \frac{1}{2} (a\lambda)^2 - \frac{1}{2} \beta (a\lambda)^2$ olur. $\pi_2 = \pi_2^e = a\lambda$ ve ilk dönem $\pi_a = (1-q)a\lambda$ olduğundan $U_{\text{Ayıran}}^W = (a\lambda)^2[q^2 - \frac{1}{2}(1+\beta)]$ bulunur. Benzer çözümler U_{Havuz}^W bulunurken de uygulanır.

Cukierman ve Liviatan (1991), hem enflasyonla ilgili belirsizliklerin oluşacak enflasyonu nasıl etkilediğini gösterdiği gibi, Merkez Bankacı'nın açıklamalarının da uygulanacak politikayı nasıl değiştirebildiğini de göstermiştir. Özellikle 'kuru' Merkez Bankacı'nın açıklamaları enflasyon beklentilerini etkileyip daha düşük enflasyon oranlarının gerçekleşmesine sebep olur.

2.3.2. Hükümetin Temsilcisi Olarak Atanan Merkez Bankacı Modelleri:

Bu noktaya kadar olan modeller Merkez Bankacı ile hükümet arasında bir ayırım yapmadılar. Ancak Merkez Bankacı'nın tercihleri, sadece Halk'ın tercihlerinden değil aynı zamanda hükümetin tercihlerinden de farklı olabilirler. Merkez Bankası'nın bağımsızlığı arttıkça enflasyon oranlarının düştüğünü gösteren ampirik çalışmalar bu tercih farklılığını doğrular niteliktedirler. Merkez Bankaları bağımsızlaştıkça enflasyonla ilgili tercihlerinde daha muhafazakarlaşmakta ve daha düşük enflasyon oranları elde edilebilmektedir¹⁵.

Merkez Bankacı'nın muhafazakar enflasyon tercihlerini Cukierman (1992) Modeli'ndeki maliyet fonksiyonunu temel alarak ilk kez Rogoff (1985b) modellemiştir. Klasik maliyet fonksiyonundaki karesel enflasyon katsayısının önüne $(1+\delta)$ 'luk bir çarpan ekleyerek enflasyonu δ oranında daha çok önemseyen bir Merkez Bankası oluşturur.

$$V = \frac{1}{2} \lambda (y - y_n - k)^2 + \frac{1}{2} (1+\delta) \pi^2 \quad (26)$$

Klasik maliyet modelinde $\lambda/2$ üretimden sapmanın göreceli ağırlığını verirken, enflasyonun ağırlığı $\frac{1}{2}$ idi. Rogoff'un modelinde ise $\delta > 0$ varsayımı yapıldığında enflasyonun ağırlığı $\frac{1}{2}$ 'den daha büyük olur. Yani sıradan Halk'ın enflasyonu üretime göre önemseme oranı $\frac{1}{2} : \lambda/2 = 1/\lambda$ iken, Merkez Bankası'nda bu oran $\frac{1}{2} : \lambda/2(1+\delta) = 1/\lambda(1+\delta)$ olur. Böyle bir Merkez bankası Svensson (1976) tarafından 'muhafazakar ağırlıklı' (weight conservative) olarak adlandırılır. Böyle bir modelde kural politika çözümüne gerek yoktur, çünkü muhafazakar Merkez Bankacı'nın iradi politikası zaten enflasyonu önemsemektedir.

İradi politika sonucu (9)'uncu denklemden (12)'üncü denkleme varırken çözüldüğü şekilde çözülsürse, iradi politika enflasyon oranı;

¹⁵ Muhafazakarlaşan Merkez Bankacı iddiası ilk Rogoff (1985b)'de ortaya atılmıştır.

$$\pi^i = \frac{a\lambda k}{1+\delta} - \frac{a\lambda}{1+\delta+a^2\lambda} \cdot e + v \quad (27)$$

olarak bulunur. Bu çıktı (12)'nci denklemdeki $\pi^i = a\lambda k - \frac{a\lambda}{1+a^2\lambda} \cdot e + v$ ile

karşılaştırılırsa Merkez Bankacı için beklenen enflasyon oranının $a\lambda k$ 'dan $a\lambda k/(1+\delta)$ 'ya düştüğü görülebilir. Ancak arz şoklarına verilen tepki de $(a\lambda/(1+\delta+a^2\lambda) < a\lambda/(1+a^2\lambda))$ benzer şekilde daha az esnek hale gelir. Yani Merkez Bankacı enflasyonu ne kadar çok önemserse ortalama enflasyon oranı da o kadar düşer, ama şoklara müdahale ihtimali de o kadar azalır. Yani enflasyonla arz şoklarına müdahale arasında ters ilişki vardır ve Merkez Bankacı için maliyetini minimize ederken seçilecek δ oranı çok önemlidir. Klasik maliyet fonksiyonuna (27)'deki iradi politika sonucu oluşan enflasyon yerleştirilerek beklentisi alınır ve maliyet minimizasyonu için δ 'ya göre türev alınırsa optimal enflasyonu önemseme politikası $g(\delta)$ a, λ , k ve σ_e^2 cinsinden elde edilir¹⁶.

$$g(\delta) = \delta = (k^2/\sigma_e^2)[(1+\delta+a^2\lambda)/(1+\delta)]^3 \quad (28)$$

Eşitliğin sol tarafındaki $g(\delta) = \delta$ eşitliği 45°'lik bir doğru olarak çizilirse ve sağ tarafın da $g(\delta) = (k^2/\sigma_e^2)[(1+\delta+a^2\lambda)/(1+\delta)]^3$ limiti sonsuza gönderilirse, $\lim_{\delta \rightarrow \infty} g(\delta) = k^2/\sigma_e^2 > 0$ olacağından optimal enflasyonu önemseme oranı δ^* her zaman $[0, \infty]$ aralığında çıkar. Yani hükümet için optimal politika $\delta > 0$ olan bir Merkez Bankacı seçmektir. Rogoff (1985b)'e göre bu sonuç hükümetlerin bağımsız ve muhafazakar bir Merkez Bankacı seçerek enflasyon yanlılığı problemini kısmen çözebildiği anlamını taşır. Sadece kısmen çözebilmesinin sebebi ise ortalama enflasyon düşerken, derneşik arz şoklarının yüksek olduğu durumlarda üretim dalgalarına müdahale edilememesidir. Bu çözüme göre enflasyon yanlılığı ancak stabilizasyon politikalarından fedakarlık edilerek çözülebilir.

Merkez Bankacı ile hükümetin farklı iradeler olarak ele alındığı modellerde ikinci bir konu da hükümetin Merkez Bankacı'nın tercihlerini etkilemesi ile ilgilidir. Hükümet

¹⁶ $E(V) = \frac{1}{2} E \{ \lambda [a(\pi^d(\delta) - \pi^e) + e - k]^2 + [\pi^d(\delta)\pi]^2 \} = 1/2 [\lambda k^2 + \lambda(1+\delta)^2/(1+\delta+a^2\lambda)^2 \sigma_e^2 + a^2\lambda \sigma_v^2] + 1/2 [a^2\lambda^2 k^2 / (1+\delta)^2 + a^2\lambda^2/(1+\delta+a^2\lambda)^2 \sigma_e^2 + \sigma_v^2]$
 $dE(V)/d\delta = (1+\delta) a^2\lambda^2 \sigma_e^2 / (1+\delta+a^2\lambda)^3 - (a\lambda k)^2 / (1+\delta)^3 - a^2\lambda^2 \sigma_e^2 / (1+\delta+a^2\lambda)^3 = 0$
 $\delta \sigma_e^2 a^2\lambda^2 / (1+\delta+a^2\lambda)^3 = (a\lambda k)^2 / (1+\delta)^3$
 $g(\delta) = \delta = (k^2/\sigma_e^2)[(1+\delta+a^2\lambda)/(1+\delta)]^3$

her ne kadar Rogoff'un modelindeki gibi muhafazakar bir Merkez Bankacı seçerek ortalama enflasyonu düşürebilse de, en azından ağır arz şoklarına da müdahale etme cesareti gösterebilen bir Merkez Bankacı için kurumsal altyapı oluşturmak da mümkündür. Lohmann(1992) Merkez Bankacı'nın bağımsız olmasına rağmen çok büyük şoklara hükümetin müdahale ettiği böyle bir yapıyı önermiştir. Lohmann Almanya örneğini de vererek Merkez Bankacı'nın sınıra gelmeden müdahaleye başlayan Merkez Bankacı'nın hem olası büyük arz şoklarının etkisini azalttığını, hem de temkinli davranıp küçük şoklara bile müdahale ettiğini iddia eder.

Rogoff'un modelinde üretimin varyansı $(1 + \delta)^2 / (1 + \delta + a^2 \lambda)^2 \sigma_e^2 + a^2 \sigma_v^2$ olarak bulunabilir. Yani varyans δ artarken büyümektedir. Ancak ampirik olarak üretimin varyansı ile bağımsız Merkez Bankacı arasında güçlü ampirik bir ilişkinin varlığı bulunamamıştır (Cukierman, 1992), (Eijffinger de Haen, 1996).

Bu bölümdeki 'temsilci' modellerine yapılan temel eleştiri modellerin niyetler yerine tercihler üzerine odaklanmalarıyla ilgilidir. Tercihlerle ilgili olan bu modeller kurumsal yapı ve tasarım açısından çok şey söylemezler. Diğer taraftan tercih parametresi δ tanımlandıktan sonra, hükümetin beklentiler oluşuktan sonra Merkez Bankacı'yı daha az muhafazakar bir başka Merkez Bankacı'yla değiştirip değiştirmeyeceği, δ 'luk tercih parametresi ile atanan Merkez Bankacı'nın da kendisini temsilen daha muhafazakar ($\delta' > \delta$) bir elemana işi teslim edip etmeyeceği de çok açık değildir (Walsh, 2002).

2.3.3. Kontratlarla Bağlı Merkez Bankacı Modelleri:

Bir önceki bölümde Merkez Bankacı'nın tercihlerinin hükümetten farklı olabileceğinden bahsedilmişti. Böyle bir durumda Merkez Bankacı'nın niyetlerinin araştırılması ve bu niyetlere göre kurumsal bir yapının şekillendirilmesi de Zaman Tutarsızlığı literatürünün bir parçası olarak araştırılmıştır. Merkez Bankacı ve hükümet arasındaki farklılıkların yok edilemese bile minimuma indirilebilmesi için mikro ekonomi temelli asil-vekil modeli (principal-agent model) sıkça kullanılmıştır. Genel olarak tanımlamak gerekirse, hükümet Merkez Bankacı'ya öyle bir kontrat önerir ki, Merkez Bankacı'nın oluşturulacak hedef kuraldan sapması durumunda Merkez Bankacı bu sapmadan dolayı kişisel faydasında bir azalma gösterecektir. Bu da optimal kontrat ve para politikası sonuçları değişecektir.

Walsh (1995a)'da Merkez Bankacı'ya önerilen, durumuna göre değişen bir maaş kontratıdır. Bu durumda Merkez Bankacı'nın niyeti de ekonominin durumuna göre değişiklik gösterir. Para politikasının belirlenmesinde, bu tür bir kontratın uygulanmasının ne kadar etkili olabileceği ve ne kadar uygulanır olduğu tartışmaya açık olsa da, niyetlerini incelemek için Merkez Bankacı maaş kontratları uygun bir kurgusal başlangıç noktası oluştururlar (Walsh, 2002).

Modelin temeli Cukierman (1992)'den çok farklı değildir. Para arzındaki değişim ve enflasyon arasındaki ilişki yine (4)'üncü denklemdeki gibi $\pi = \Delta m + v$ denklemiyle belirlenir Halkın tepki fonksiyonu yine (3)'teki $y = y_n + a(\pi - \pi^e) + e$ olarak belirlenir. Ancak bu defa karesel maliyet fonksiyonu (9)'daki gibi $V = \lambda/2 (y - y_n - k)^2 + \frac{1}{2} \pi^2$ olur ama bu maliyet Merkez Bankacı'nın değil hükümetindir. Merkez Bankacı'nın faydası ise kendisine ödenen t 'lik bir transferden hükümetin maruz kaldığı maliyet düşülerek bulunur. Transfer parası t bir çeşit yasal performans amacı olmaktadır (Walsh, 2002).

$$U = t - V \quad (29)$$

Gerçekleşen enflasyon π kesin bir değer değil, arz şoklarıyla değişebilen rastgele bir büyüklüktür. Bu yüzden Merkez Bankacı'nın tercih edeceği para arzı değişimi kural politikalarına uygulanıp $\Delta m = \Delta m^k(e)$ yapılırsa bile gerçekleşecek arz şoku $\Delta m^k(e)$ 'yi ve dolayısıyla enflasyonu değiştirecektir.

Merkez Bankası için transfer parası t sabit kabul edildiği durumda izlenecek para arzı

$$\Delta m^k(e) = -a\lambda e / (1 + a^2\lambda) \quad (30) \quad \text{olur.}$$

Bu da Merkez Bankacı'nın sorumlusu olmadığı bir enflasyon beklentisi artışının kendisine maliyet olarak yansımaları sonucunda daha az fayda elde edecek yani U 'nın azalacak olması ile ilgilidir. Bu tür kontratlarla enflasyonu düşürmesi mümkün olsa da, kontratların adil olmadığı, ancak ve ancak önceden bilinen şoklar adil sonuçlar verebileceğinden bu kontratlar Walsh (2002)'de verimsiz çözümler oldukları iddia edilmişlerdir.

Kontratları adil duruma getirmek için transferleri sabit kabul etmeyen ve şokları da içeren bir Merkez Bankacı modeli oluşturmak pek hala mümkündür. Canzoneri (1985) bu tür şokların gözlenmesi konusunda özel bilgiye sahip bir Merkez Bankası'nın hükümet tarafından nasıl bir kontratla kontrol edilebileceğini gösterir.

Transfer eğer gerçekleşen enflasyona göre değişkenlik gösterecek şekilde tanımlanırsa ve hükümet Merkez Bankacı'nın nasıl bir maksimizasyon yapacağını bilerek t'yi belirlerse, hem enflasyon yanlılığının azaldığı, hem de derneşik arz şoklarına cevap verebilen bir tasarım oluşturulabileceği öngörülmüştür. Kural politikalar sonucu oluşan arz şokuna bağlı enflasyon oranı ve para arzı ilişkisi $\pi^k(e)=\Delta m^k(e)+v$ olarak oluşturulursa, Merkez Bankacı fayda beklentisini $E^{MB}(U)$ maksimize ederek çözerken hükümetin amacı da $t[\pi(e)]$ 'yi belirlemek olur. Bu modelde Halkı da modele dahil edersek ve enflasyon beklentisi oluşturtursak oyun üç kişilik olur. İlk önce Halk beklentisini oluşturur, daha sonra Merkez Bankacı fayda beklentisini maksimize eder ve optimal para arzını bulur¹⁷.

$$\Delta m^{MB}(e) = \frac{a\lambda k}{1+a^2\lambda} + \left(\frac{a^2\lambda}{1+a^2\lambda} \right) \pi^e + \frac{E^{MB}(dt/d\pi)}{1+a^2\lambda} - \left(\frac{a\lambda}{1+a^2\lambda} \right) e \quad (31)$$

Merkez Bankacı'nın iradi politika altında arz şoklarına verdiği tepki (31)'uncu denklemdaki son terimdir. Bu tepki $\Delta m^k(e) = -a\lambda e/(1+a^2\lambda)$ şeklinde gösterilmiş olan kural politikalar uygulandığında oluşan tepkiye eşittir. Yani hükümet bir taraftan enflasyon yanlılığını azaltırken, diğer taraftan da arz şoklarına kural politika uygulamalarındakine benzer tepkiler veren bir Merkez Bankası oluşturmuş olur. Ancak Rogoff (1985)'den de hatırlanabileceği gibi kural politikalar ortalama enflasyonu düşürmede başarılı olsalar bile, arz şoklarındaki dalgalamalara cevap kabiliyetleri düşüktür.

Halkın enflasyon beklentisi ile Merkez Bankacı'nın para arzında yapacağı artışla ilgili beklentisi paranın dolaşım hızındaki değişimleri gözlemleyemediği için eşittir. Bu durumda para arzındaki optimal artışın beklentisi alınıp $E[\Delta m^{MB}(e)] = \pi^e = a\lambda k + E[t'(\pi)]$ tekrardan (31)'inci denkleme yerleştirilirse,

¹⁷ $U = t(\pi(e)) - V = t(\pi(e)) - \lambda/2 (y - y^n - k)^2 - 1/2 \pi^2$, Merkez Bankacı'nın fayda fonksiyonuna Phillips eğrisi eklenerek

$U = t(\pi(e)) - \lambda/2 (a(\pi - \pi^e) + e - k)^2 - 1/2 \pi^2$ elde edilir. Bu fonksiyonun π 'ye göre türevi alınarak gerçekleşecek enflasyona göre optimal politika bulunur: $dU/d\pi = dt/d\pi - a^2\lambda\pi - a^2\lambda\pi^e - a\lambda e + a\lambda k - \pi = 0$.

$\pi(e) = \Delta m(e) + v$ denkleminin beklentisi alınır $E(\pi) = \Delta m^{MB}$ bulunur. Yukarıda alınan türevin de beklentisi alınır ve içine $E(\pi) = \Delta m^{MB}$ yerleştirilirse

$\Delta m^{MB}(e) = \frac{a\lambda k}{1+a^2\lambda} + \left(\frac{a^2\lambda}{1+a^2\lambda} \right) \pi^e + \frac{E^{MB}(dt/d\pi)}{1+a^2\lambda} - \left(\frac{a\lambda}{1+a^2\lambda} \right) e$ 'e elde edilir.

$$\Delta m^{MB}(e) = a\lambda k + E[t'(\pi)] - \frac{E(dt/d\pi) - E^{MB}(dt/d\pi)}{1+a^2\lambda} - \left(\frac{a\lambda}{1+a^2\lambda} \right) e \quad (31)$$

denklemini elde edilir. Hükümet bu sonucu kural politikası sonucuna eşitlemek istiyorsa ilk üç terimi yok edecek çözüm, transferin enflasyon oranına göre değişimini azalan bir sabitle gösteren $\delta t/\delta \pi = -a\lambda k'$ dır.

Bu fonksiyonun integralini alırsak hükümet optimal transferi enflasyon oranının bir fonksiyonu olarak

$$t = t_0 - a\lambda k\pi \quad (32) \quad \text{bulur.}$$

Bu denklemde t_0 Merkez Bankacı'nın kontrata katılımını garanti altına alan sabit bir büyüklüktür. Denklemdaki ikinci grup $-a\lambda k\pi$ ise Merkez Bankacı'nın enflasyon yaratma isteğini azaltan bir büyüklüktür. Enflasyon arttıkça net transfer miktarı azalacağı için Merkez Bankacı'nın enflasyon yaratma niyeti de azalır.

Cukierman (1992) modelinde, (12)'nci denklemde arz şokları ve paranın dolaşım hızıyla ilgili şoklar olmadığında bile Merkez Bankacı'nın iradi politikalar sonucu $a\lambda k'$ lık sabit bir enflasyon yanlılığı yaratıldığı bulunmuştu. Bu durumda hükümetin Merkez Bankacı'nın marjinal maliyetini sadece sabit bir miktar artıracak niyetler gütmesi normal karşılanabilir. Enflasyon yanlılığı ekonomindeki şoklara bağlı olmadığı için hükümet de transferi ekonomik duruma bağlı kalmadan belirler (Walsh, 2002). Ancak bu durum düşük enflasyon için saygınlık kaygısı güden optimal politika modelleriyle ters düşer (Canzoneri, 1985).

Yukarıdaki sonuç Barro-Gordon modeli için çok önemli bir metodolojik eleştiridir. Canzoneri, Nolan ve Yates (1997), Barro-Gordon Modeli'nden çıkarımı yapılan kredibilite ve esneklik arasındaki bağlayıcı ilişkinin bu kadar kolay ortadan kalkmasının, para politikasının önemli konuları için bu modelin çok basit kaçtığını iddia eder. Barro-Gordon Modeli'ndeki enflasyon yanlılığını duruma bağlı hale getirilmesi sonucu kredibilite ve esneklik ilişkisini modele yeni baştan dahil etmeye çalışan modeller de literatüre eklenmiştir. Merkez Bankacı'ya verilecek ceza duruma bağlı hale getirilmezse, enflasyon yanlılığı ortadan kaldırılrsa da, enflasyon çok oynak kalacaktır. Bu durumda nominal maaş kontratlarına ek olarak esnek bir prim eklemek sorunu çözebilir (Walsh, 1995b). Alternatif olarak emek piyasası katılımcılarının derneşik arz şoklarını önceden sinyalleen bir bilgiye ulaştıkları, sonrasında nominal

maaş kontratları oluşturdıkları bir model de kurulabilir (Herrendorf ve Lockwood, 1997). Canzoneri, Nolan ve Yates (1997) ise faiz oranlarını dalgalanmadan kurtaran bir modelle enflasyonun oynaklığını engellemeye çalışır.

Sonuç olarak enflasyon yanlılığının zaman içinde değişmesi enflasyona sabit bir ağırlık veren basit modeli anlamsız kılar. Ancak ve ancak duruma göre değişen modeller optimal kural politikayı destekleyebilir.

Hem temsilci hem de kontratlarla ilgili literatürlerin karışımı hibrid modeller de kurulmuştur. Persson ve Tabellini (1993), Walsh (1995c) ve Walsh (2002) yukarıdaki doğrusal enflasyon kuralının yerine Merkez Bankacı'nın önceden belirlenen kritik bir enflasyon seviyesi aşıldığında işini kaybettiği bir kontrat modeli de oluşturmuşlardır.

Lockwood (1997), Jonsson (1995) ve Svensson (1997) enflasyon yanlılığının işsizlik olgusu direnç gösterdiğinde doğrusal enflasyon kontratlarının nasıl etkilendiğini gösterirler. Burada 'direnç' kelimesi sürpriz enflasyonun sadece yaratıldığı dönemde değil takip eden dönemlerde de işsizliği azaltmaya devam ettiği anlamında kullanılmıştır. Yani enflasyon yanlılığı sabit değil zamanla değişen bir olgu olabilir ve bu durumda da ilk çözülen modellerde önerilen sabit enflasyon ağırlıklı doğrusal model optimal olma özelliğini yitirir (Walsh, 2002).

Tamamen farklı bir noktayı da Mc Callum (1995, 1997) eleştirir. Hükümetin Merkez Bankacı'yı atayıp daha sonra da kontrat çözümleri oluşturmasını gerçeğe uzak bulan Mc Callum, bu tür çabaların zaman tutarsızlığını yok etmeyeceğini sadece yerini değiştireceğini eddia eder. Mesela hükümetin Merkez Bankacı'yla kontratını sonradan iptal etme şansı varsa enflasyon yanlılığını çözmek zorlaşır, çünkü hükümetin kontrat yaparken spesifik kontrata sadık kalacağı veya spesifik tercihleri olan bir ajanı temsilci ilan etmesi arasında bir fark yoktur (Jenssen, 1997).

Farklılık kontratı değiştirmenin daha zor olması ile ilgilidir (Walsh, 2002). Yer değiştirmenin¹⁸ hükümetin kredibilitesini artırması için kontratı veya delegasyonu¹⁹ halka açık bir şekilde belirlemek gerekir. Yani şeffaflık düşük enflasyon dengesini

¹⁸Yer değiştirme (relocation) tabiri burada Walsh (2002)'deki tanımı takiben para politikası yetkisinin el değiştirmesi (delegation) sonucunda zaman tutarsızlığının yok olmayıp şekil değiştirdiği anlamında kullanılan bir tabirdir. Ancak bu literatürde çok fazla da kullanılan bir terim de değildir.

¹⁹ Diğer taraftan delegasyonun zaman tutarsızlığını çözmediğine dair eleştiriler McCallum (1995,1997), Posen (1995), Obstfeld ve Rogoff (1996) ve Jenssen (1997)'de yer alır. Driffill ve Rotondi (2003) bu eleştirilere Jenssen (1997) modelindeki bir kısım varsayımları esneterek bazı koşullar altında delegasyonun çözüm olabileceğini göstererek cevap vermiştir.

destekler. 1989'da Yeni Zelanda'da hükümet ve Merkez Bankacı kısa dönemli enflasyon hedeflerini ortaklaşa belirledikleri bir reform yapmışlardır. Her ne kadar ekonomideki arz şokları bu hedefleri yeniden pazarlığa açsalar da, bu pazarlık halka açık olarak yapılacağından saygınlık kaybolmaz.

Dixit ve Jenssen (2001) Merkez Bankacı davranışlarını 'para birliği' içinde değerlendirir ve fiyat istikrarı için direten, sadece algıladığı kontrat niyetlerini önemseyen Merkez Bankacı'nın iradi politikalar altında deflasyona sebep olabileceğini bulur. Nitekim Avrupa Birliği içindeki birçok ülkenin 2008'den beri uğraştığı kriz bu tespitin doğrulaması gibidir. Aslında bu konu hakkında daha geniş bir literatürün olmaması da şaşırtıcıdır.

2.4. Merkez Bankası'nın Kurumsal Yapısı:

Bir önceki bölümde Merkez Bankacı'nın niyetlerinin hükümetten farklı olabileceği ve bu farklı niyetleri önerilecek kontratlar yardımıyla azaltmanın veya yok etmenin mümkün olup olmadığı gösterilmişti. Ancak bu niyetlerin neden farklı olabileceğinin bir mikro analizi yapılmamıştı. Eğer para politikasında zaman tutarsızlığı varsa ve bu tutarsızlık Merkez Bankacı'nın niyetleriyle ilgiliyse Merkez Bankası'nın kurumsal yapısına da literatürde değinmek gereklidir. Merkez bankacı'nın zaman tutarsız politika niyetlerine bir taraftan politik baskılar sebep olabilirken, diğer taraftan Walsh (2002) kurumsal yapıları değiştirmenin maliyetlerinin de bir nevi ataletle sebep olabileceği ve yapıyı komple değiştirmek yerine küçük reformlarla Merkez Bankacı'nın maliyetini artıran bir politika da izleniyor olabileceğine dikkat çekmiştir.

Bu literatür altında [Alesina (1987), Alesina ve Sachs (1988), Alesina ve Roubini (1992) ve Drazen (2000)] iki partili bir sistemden yola çıkarak politik konjonktürel dalgalanmalarını, partilerin farklılıklarından ve seçim belirsizliğinden yola çıkarak açıklamaya çalışan modellerden hareketle oluşturulmuştur. Temel modelde birbirinden farklı enflasyon tercihleri olan $\pi_A > \pi_B$, A ve B isimli iki partinin seçilme olasılıklarının sırasıyla q ve $1-q$ olduğu varsayılırsa, enflasyon beklentisi ile ilgili çıkarımlar da yapılmış olur. Halk seçim öncesinde $\pi^e = q \pi_A + (1-q) \pi_B$ lik enflasyon bekler, bu beklenti $\pi_A > \pi^e > \pi_B$ gerçekleşme olasılığı bulunan iki durumun arasında kalır. Seçim sonrası gerçekleşen üretim de $y = y_n + a(\pi - \pi^e)$ olacağından seçimi A

kazanırsa $y_n < y_n + a(\pi_A - \pi^e)$ olacağından ekonomik bir genişleme, B kazanırsa $y_n > y_n + a(\pi_B - \pi^e)$ olacağından bir ekonomik daralma beklemek mantıklıdır.

Waller (1989, 1992) tamamen farklı bir kurumsal yapıya odaklanır. Merkez Bankası politikalarını belirleyen kurulun seçilme yöntemi, partizan politik etkenlerin para politikalarını etkilemesine sebep olabilir. Waller'e göre kurul üyelerinin eşit süre için ama eş zamanlı seçilmemeleri ve seçimlerin hemen öncesinde seçilmeleri hükümetin para politikalarına etkilerini azaltabilir. Benzer şekilde Merkez Bankası politikasını belirleyen kurulun bir kısmının atanması, bir kısmının ise seçilmesi (Faust, 1996), Merkez Bankacı'nın politik partiler tarafından ortak bir kararla belirlenmesi (Alesina ve Gatti, 1995) enflasyon yanlılığını azaltır. Dixit (2000) ise tek Merkez Bankacı'nın birçok ülkenin para politikasını belirlediği bir duruma, yani Avrupa Birliği gibi bir oluşumun merkez bankasının nasıl para politikası kararlarını alabileceğini gösterir.

2.4.1. Merkez Bankacı'nın Gücünün Direkt Kısıtlanması (Hedef Kurallar):

Hükümetin Merkez Bankacı'yla yukarıda oynadığı kurumsal yapılar ve kontratlarla ilgili oyunun sebebi, Merkez Bankacı'nın niyetlerini kontrol altında tutmaktır. Oysa hedef kuralların oluşturulması Merkez bankacı'nın gücünü direkt olarak kısıtlar ve politikalarla ilgili esnekliğini elinden alır. Elbette ki kural politikalarını sadece zaman tutarsızlığı konusu içinde düşünmemek, ama yine de onunla da kesişen bir alanı olduğunu da görmek gereklidir. Genel olarak kural politikalar ortalama enflasyon oranını düşürür ancak Merkez Bankacı'nın esnekliğini de azaltırlar (Walsh, 2002).

Hedef kurallar kendi içlerinde çeşitlilik gösterirler. Son on yılda birçok ülkede kullanılan enflasyon hedeflemesi, özellikle enflasyonun yüksek ve kredibilitenin düşük olduğu ülkelerde kredibilite ithal etmek için kullanılan para birimini güçlü bir ülkenin kuruna sabitleyen sabit veya hedef kur sistemleri ve Friedman'ın önerdiği para arzının sabit oranda artışını öngören kural politikalar bu hedef kuralların başlıcalarıdır. Ayrıca kuralları aşağıda detaylı işleneceği gibi hedeflerinin odağı açısından katı ve esnek olarak sınıflandırmak da mümkündür. Kuralların ortak amacı, Merkez Bankası'nın şeffaf bir ortamda hedefini açıklayarak kredibilitelerini artırabilmek ve Halk'ın enflasyon beklentisini yönetebilmek ve böylece daha düşük ve sürdürülebilir enflasyon oranlarına ulaşabilmektir.

2.4.1.a. Esnek Hedefleme Kuralları:

Bu bölümdeki hedef kuralların esnek olarak isimlendirilmelerinin sebebi, hedef kurallardan sapmanın Merkez Bankacı'ya cezai bir maliyet getirmesidir. Bu maliyet Cukierman (1992) Modeli'ndekine benzese de hedef enflasyondan sapmayı ayrıca bir maliyet olarak modele eklediğinden ve optimal enflasyonun $\pi^*=0$ varsayımı yapılmadığından Cukierman'inkinden daha detaylıdır.

$$V^{MB} = \frac{1}{2} \lambda E_t(y_t - y_n - k)^2 + \frac{1}{2} E_t(\pi_t - \pi^*)^2 + \frac{1}{2} h E_t(\pi_t - \pi^T)^2 \quad (33)$$

Denklemin ilk iki terimi (9)'uncu denklemdeki Merkez Bankacı'nın maliyetine benzese de, Merkez Bankacı'nın açıkladığı hedef enflasyon oranı π^T 'den sapması da ayrıca bir maliyet olarak modele eklenmiştir. Üçüncü terimin önündeki h sabiti de ($h>0$) Merkez Bankacı'nın bu hedeften sapmaya verdiği önemin ağırlığını gösteren bir katsayıdır. Elbette modeldeki diğer bir farklılık da modelin artık zaman değişkeni t 'yi de içermesidir. Modelin diğer denklemleri yine Yeni-Keynesyen çatıdan alınan derneşik arz fonksiyonu ve Merkez Bankacı'nın para politikasının enflasyona etkisini içeren denklemlerdir.

Halk'ın reaksiyon fonksiyonu derneşik arz,

$$y_t = y_n + a(\pi_t - \pi_t^e) + e_t \quad (34)$$

ve para arzıyla enflasyon arasındaki ilişki de

$$\pi_t = \Delta m_t + v_t \quad (35)$$

olarak modelde yer alır. Ayrıca Halk'ın arz şokunu ve paranın dolaşım hızındaki değişimleri gözlemleyemediği varsayımı yanında Merkez Bankacı'nın da arz şoklarını gözlemleyememesi varsayımları da yapılmaya devam ederler.

Eğer Merkez Bankacı hedef enflasyonu açıklamazsa, (33)'üncü denklem (9)'daki gibi

$$V^k = \frac{1}{2} \lambda E_t(y_t - y_n - k)^2 + \frac{1}{2} E_t(\pi_t - \pi^*)^2 \quad (36)$$

olurdu ve bu durumda kural politika uygulamaya devam ederse $\Delta m = b_0 + b_1 e$ olarak uygulanan politikanın b_0 ve b_1 'e göre maksimizasyonu sonucu sosyal olarak optimal kural politika sonucuna Δm_t^S ulaşıldı.

$$\Delta m_t^S = \pi^* - [a\lambda/(1+a^2\lambda) e_t] \quad (37)$$

Eğer hedef konulursa ve bu hedeften sonra Merkez Bankacı maliyetini

$$V^{MB} = \frac{1}{2} \lambda E_t[a(\Delta m_t + v_t - \pi_t^e) - k]^2 + \frac{1}{2} E_t(\Delta m_t + v_t - \pi^*)^2 + \frac{1}{2} h E_t(\Delta m_t + v_t - \pi^T)^2 \quad (38)$$

kendi iradesine göre politika aleti Δm_t 'ye göre maksimize ederse²⁰ para arzı büyüme oranı, $\Delta m_t = (a^2 \lambda \pi^e - a \lambda k - \pi^* + h \pi^T) / (1 + h + a^2 \lambda)$ (39) olarak bulunur.

Bu sonucun beklentisi alınınca $\pi_t^e = \Delta m_t^e$ olacağından π_t^e yerine Δm_t^e yazılarak Zaman Tutarlı para arzı büyüme oranı da;

$$\Delta m_t^T = \pi^* - a \lambda k / (1 + h) + h(\pi^T - \pi^*) / (1 + h) - a \lambda / (1 + h + a^2 \lambda) e_t \quad (40)$$

olarak bulunur.

Eğer Merkez Bankacı sosyal olarak optimal enflasyon oranını hedeflemişse $\pi^* = \pi^T$ hedef para arzı artışı

$$\Delta m_t^T = \pi^* - a \lambda k / (1 + h) - a \lambda / (1 + h + a^2 \lambda) e_t \quad (41) \quad \text{halini alır.}$$

Eğer bu Merkez Bankacı'nın bir de hedefleme yapmayan $h=0$ benzerini oluşturursak, onun para arzındaki artış

$$\Delta m_t^{NT} = \pi^* - a \lambda k - a \lambda / (1 + a^2 \lambda) e_t \quad (41)$$

Bu iki sonucu (37)'nci denklemdeki sosyal optimal oranla karşılaştırsak, enflasyon yanlılığının hedef oluşturulduğu durumda daha azaldığını $a \lambda k / (1 + h) < a \lambda k$; ancak şoklara verilen tepkinin de hedefleme durumunda azaldığı $a \lambda / (1 + h + a^2 \lambda) < a \lambda / (1 + a^2 \lambda)$ gözlemlenebilir.

Merkez Bankacı'nın sosyal olarak optimal enflasyon oranını hedeflediği $\pi^* = \pi^T$ durumu (36)'daki Merkez Bankacı'nın maliyet denklemine yazarsak yeni maliyet denklemi

$$V^{MB} = \frac{1}{2} \lambda (y_t - y_n - k)^2 + \frac{1}{2} (1 + h)(\pi_t - \pi^*)^2 \quad (42)$$

haline gelir ki, bu denklem (26)'nci denklemde Rogoff'un Halk ve hükümetten daha muhafazakar Merkez Bankacı'sının maliyet fonksiyonuyla aynıdır. Yani esnek enflasyon hedefleme kuralının sonucu ile muhafazakar Merkez Bankacı'nın sonucu hemen hemen aynıdır.

Enflasyon hedeflemesi ile doğrusal enflasyon kontratları arasında da benzer bir sonuç bulmak mümkündür. Svensson (1997) sosyal optimal enflasyon oranından daha düşük bir enflasyon oranı π^T hedefleyerek doğrusal enflasyon kontratı

²⁰ Maliyet fonksiyonunun türevi $dV^{MB}/d\Delta m_t = a \lambda E_t[a(\Delta m_t + v_t - \pi_t^e) - k] + E_t(\Delta m_t + v_t - \pi^*) + h E_t(\Delta m_t + v_t - \pi^T) = 0$ şeklinde alındıktan sonra beklentiler alınarak $a^2 \lambda \Delta m_t - a^2 \lambda \pi_t^e - a \lambda k + \Delta m_t - \pi^* + h \Delta m_t - h \pi^T = 0$ bulunur ve Δm_t terimi yalnız bırakılarak (39)'uncu denkleme ulaşılır.

oluşturulabileceğini gösterir. (42)'deki optimal enflasyonun yerine hedef enflasyon oranını koyar ve sonucu değiştirmeyecek şekilde π^* ekler ve çıkarılırsa Merkez Bankacı $V^{MB} = \frac{1}{2} \lambda (y_t - y_n - k)^2 + \frac{1}{2} (1+h)(\pi_t - \pi^* + \pi^* - \pi^T)^2$ lik maliyet denklemine kavuşur. İkinci kareli terimi $\pi_t - \pi^*$ ve $\pi^* - \pi^T$ lik terimlere bölünerek açılırsa maliyet

$$V^{MB} = \frac{1}{2} \lambda (y_t - y_n - k)^2 + \frac{1}{2} (1+h) E(\pi_t - \pi^*)^2 + (1+h)(\pi^* - \pi^T) E(\pi_t - \pi^*) + \frac{1}{2} (1+h)(\pi^* - \pi^T)^2 \quad (43)$$

$$= V + (1+h)(\pi^* - \pi^T) E(\pi_t - \pi^*) + \frac{1}{2} (1+h)(\pi^* - \pi^T)^2 \quad \text{şeklinde yazılabilir.}$$

Bu denklemin sağ tarafının optimal doğrusal enflasyon kontratında V 'ye eşit olabilmesi için $h=0$ ve $(1+h)(\pi^* - \pi^T) = -\lambda k$ olduğundan hedef enflasyon optimal enflasyonun aşağısındadır. Yani optimal doğrusal kontrat “ancak” sosyal olarak tercih edilen enflasyon oranının aşağısında olursa uygulanabilir.

2.4.1.b. Katı Hedefleme Kuralları:

Esnek hedefleme kuralları enflasyonu hedeflediğinde enflasyon yanlılığını azaltsa da, diğer amaçlarla bir alışveriş içinde karar alındığı için hedefe tam olarak ulaşamamaktadır. Oysa katı hedef kuralları uygulandığında diğer amaçlar önemsenmeden sadece tek bir hedefe odaklanır. Katı hedef kurallarından en basiti para arzındaki artışı sabitlemek olabilir.

$$\Delta m = \Delta m^T \quad (44)$$

Optimal enflasyon oranının π^* olduğunu varsayarsak, hedef para arzının optimal enflasyon oranına eşit olması da mantıklıdır. Halkın enflasyon beklentisi de Δm olacağından

$$\Delta m^T = \pi^* = \pi^e \quad (45) \text{ olur.}$$

Sosyal maliyet fonksiyonu yine $V = \frac{1}{2} \lambda E_t(y_t - y_n - k)^2 + \frac{1}{2} E_t(\pi_t - \pi^*)^2$ olarak alınır ve derneşik arz denklemi yine $y_t = y_n + a(\pi_t - \pi_t^e) + e_t$ ve Merkez Bankacı'nın politika araç denklemi de

$\pi_t = \Delta m_t + v_t$ olursa katı hedefleme kuralının maliyeti

$$V(\Delta m^T) = \frac{1}{2} [\lambda k^2 + \lambda \sigma_e^2 + (1+a^2\lambda) \sigma_v^2] \quad (46) \text{ olur.}$$

Bu denklem iradi politikalar altında gerçekleşen sosyal maliyetle karşılaştırılırsa

$$V^i = \frac{1}{2} \lambda (1+a^2\lambda) k^2 + \frac{1}{2} [\lambda / (1+a^2\lambda) \sigma_e^2 + (1+a^2\lambda) \sigma_v^2] \quad (47)$$

İki maliyet arasındaki fark bulunur. Ancak bu farkın pozitif mi negatif mi olduğu net değildir.

$$V(\Delta m^T) - V^i = -1/2 (a\lambda k)^2 + 1/2 a^2 \lambda^2 / (1+a^2 \lambda) \sigma_e^2 \quad (48)$$

İradi politika maliyetinin katı hedeflemenin maliyetine eşit olduğu $V(\Delta m^T) - V^i = 0$ için bulunan kritik üretimi doğal seviyesinin üzerine çıkarma isteği $k = \sigma_e^2 \sqrt{(1/1 + a^2 \lambda)}$ olur. Bu durumdan çıkarım yaparsak $k > \sigma_e^2 \sqrt{(1/1 + a^2 \lambda)}$ olduğunda iradi politikaların maliyeti katı kural politikalarından yüksek, $k < \sigma_e^2 \sqrt{(1/1 + a^2 \lambda)}$ olduğunda iradi politikaların maliyeti katı kural politikalarından aşağıda demektir. İkinci durumun olabilmesi için arz şoklarının varyansının σ_e^2 büyük olması gerekir. Yani arz şoklarının varyansı düşük olduğunda kural politikalar daha iyi performans gösterse de, arz şoklarının varyansı arttıkça kural politikaların maliyetleri iradi politikalarinkine göre daha çok artış göstererek maliyetlerini geride bırakır.

İkinci bir katı kural politikası nominal gelirin sabit artışıdır. Nominal gelir artışı içinde hem reel gelir artışını hem de enflasyon artışını barındırır. Politikada sabitlenen reel gelir artışı ile enflasyon büyüklerinin toplamıdır (Mankiw ve Ball, 1994).

$$y_t - y_n + \pi = g^* \quad (49)$$

Ekonominin arz şokları olmadığında ($e=0$) doğal üretim seviyesinde kalacağını $y_t = y_n$ varsayarsak, Merkez Bankası'nın optimal hedef büyüme oranı g^* 'ı belirlerken aynı zamanda optimal enflasyon oranını $\pi^* = g^*$ da belirlemiş olur. Elbette Halk kural politikayı bildiğinden (49)'un beklentisini aldığıda $E(y_t - y_n) = 0$ ve $E(g^*) = g^*$ beklentileri yapılırsa, Halk'ın enflasyon beklentisi de $\pi^e = g^*$ olur.

Derneşik arz fonksiyonuna $y_t = y_n + a(\pi_t - \pi_t^e) + e_t$ enflasyon oranı (49)'dan $\pi = g^* - y_t + y_n$ olarak enflasyon beklentisi de $\pi^e = g^*$ olarak yerleştirilirse

$$y_t = y_n + e_t / (1+a) \quad (50) \quad \text{bulunur.}$$

Bu beklenen bir sonuçtur. Paragrafın başında zaten arzdeki doğal orandan sapmanın ancak ve ancak derneşik arz sonucu olabileceği belirtilmişti. Enflasyonun üretime katkısının pozitif olduğu ($a > 0$) varsayımı yapılmaya devam edilirken $0 < 1/(1+a) < 1$ olacağından üretimin arz şoklarına tepkisi Phillips eğrisinin eğimi arttıkça daha az olacaktır. İktisadi olarak şokun bir kısmı reel üretimi etkilerken, diğer kısmının enflasyon yaratma yönünde olacağı bu durumun açıklamasıdır. Phillips eğrisi ve

(50)'nci denklem üzerinden enflasyon $\pi_t = \pi^* - e_t / (1+a)$ da bulunur ve bu sonuçlar Merkez Bankacı'nın sosyal maliyet fonksiyonuna yerleştirilirse sosyal maliyet

$$V(g^*) = \frac{1}{2} \lambda k^2 + \frac{1}{2} [(1+\lambda)/(1+a)^2] \sigma_e^2 \quad (51) \quad \text{olur.}$$

İradi politika sonucu (47) ile bu sonuç karşılaştırılırsa $a\lambda < 1$ için nominal gelir kuralının daha düşük bir maliyet oluşturduğu görülür.

Önemli bir nokta da sosyal maliyet fonksiyonunda paranın dolaşım hızından kaynaklanan herhangi bir maliyet oluşmamasıdır. Bu ikinci modeldeki nominal gelirin sabit artışının para arzının sabit artışından daha iyi bir sonuç vermesi olarak da yorumlanabilir, çünkü ekonominin arz şokları yaşadığı durumlarda da nominal büyüme kuralının şoku reel büyüme ve enflasyon arasında paylaştırılabilmektedir (Walsh, 2002).

Sonuç olarak hedef kurallar genel olarak enflasyon yanlılığını azaltsa da, arz şoku gibi ekonomik koşullardaki değişime cevap verme esnekliğini azaltırlar. Öteki taraftan hangi hedef kuralın seçileceği de içinde bulunulan ekonomik koşullara göre değişiklik gösterebilir. Arz şoklarının çok olmadığı ya da ekonomik stabilizasyonun güçlü olduğu ülkelerde katı hedef kurallarının kullanılması çok maliyetli olmasa da, arz şoklarının sıkça tekrarlandığı ülkeler için en azından esnek hedef kurallar koymak daha mantıklı olacaktır.

3. ZAMAN TUTARSIZLIĞI İLE İLGİLİ AMPİRİK BULGULAR

3.1. Zaman Tutarsızlığının Varlığını Sorgulayan Ampirik Çalışmalar:

Her ne kadar yukarıda bahsi geçen modellerin devamı olarak Merkez Bankacı'nın niyetlerini açıklamaya çalışan birçok yeni model üretilmiş olsa da, Merkez Bankacı'nın niyetlerini test eden önemli ampirik çalışmaların sayısı göreceli olarak azdır.

Romer (1993) ülkelerin dışa açıklığı ile enflasyon yanlılığı arasındaki ilişkiyi inceler ve ülkelerin dışa açıklığının artmasıyla enflasyon yanlılığının azalacağını savunur. Dışa açıklığın yüksek olduğu bir ülkede üretim artışını amaçlayan parasal genişleme, kurun değerlendirilmesine sebep olacağından ithal edilen malların fiyatı yükselecek ve bu da tüketici fiyatlarında bir artış anlamına geleceğinden enflasyona sebep olacaktır. Eğer ekonomide çok fazla ithal ara malı varsa ya da nominal maaşlar yabancı paraya endeksliyse, kısaca ekonomi açıksa, genişlemeci para politikalarının enflasyon maliyetleri de yüksek olur. Barro-Gordon Modelinin fayda fonksiyonunda λ Merkez Bankası'nın üretim artışına verdiği göreceli önemi ifade ediyordu. Romer'in beklentisi ekonomideki açıklık arttıkça λ 'nın azalmasıdır. Dışa açıklığın artması ile Halkın da enflasyonun beklenenden yüksek çıkmasına üretimi artırarak tepki verme olasılığı azalır. Yani dışa açıklığın artması aynı zamanda a 'da da bir azalmaya sebep olur (Walsh, 2002). Dışa açıklığın Phillips eğrisiyle ilişkisini inceleyen Temple (2002) enflasyonla ' a ' parametre değeri arasında anlamlı bir ilişki bulamaz. Yani Romer (1993)'de anlamlı bir ilişki varsa bu ' a 'dan değil Romer'in de iddia ettiği gibi λ 'dan kaynaklanmalıdır. Barro-Gordon Modeli'nde enflasyon beklentisinin $\pi^e = a\lambda$ olarak bulunduğu anımsanırsa, dışa açıklığın enflasyon beklentilerini azalttığı iddia edilebilir.

Romer (1993)'ün iddiasının ampirik sonuçları ise net bir ilişki ortaya koyamaz. 1973 sonrasında incelediği 114 ülke için açıklıkla enflasyon oranları arasında negatif bir ilişki bulunsa da, OECD ülkeleri bazında bu anlamlı ilişki ortadan kalkar. Yani yüksek gelire sahip ülkelerde dış açıklıkla enflasyon arasında anlamlı ilişki yoktur. Romer'in modeline eleştiriler ülkelerin borçluluğunun enflasyon yanlılığını açıklarken daha önemli olduğunu iddia ederler. Ancak Romer (1998) bu tür dış borçların Merkez Bankası'nın bağımsız olmadığı ülkeler için önemli olsa da kurumsal altyapının oluşturulduğu ülkelerde hem borç hem de enflasyonun daha düşük olduğunu yazar.

Romer enflasyon yanlılığını dış açıklıktan yola çıkarak indirekt şekilde test etmiştir. Bu tür indirekt modellerin yanı sıra, kurumsal yapı ile para politikası daha direkt inceleyen modeller de vardır. Diğer bir önemli nokta da Romer'in modelindeki gibi incelemelerde düşük enflasyon oranı enflasyon yansızlığı gibi algılanabilir. Ancak bu algılama tam da doğru değildir; çünkü 'ıslak' Merkez Bankacı'nın 'kuru' olanı taklit etmesi gibi durumlarda geçici bir enflasyon yansızlığı gözlemlenebilir.

Ireland (1999) Barro-Gordon Modeli'ndeki enflasyon yanlılığı tanımını ABD için uzun dönemde test eder ve pozitif bulgular elde eder. Ireland, modelinde sosyal maliyet fonksiyonu olarak üretimden sapmanın yerine işsizlik oranının doğal işsizlik oranından sapmasını koyar. Ancak Merkez Bankacı doğal işsizlik oranından daha düşük bir işsizlik hedefiyle $V = \frac{1}{2} \lambda(u - u_n) + \frac{1}{2} \pi^2$ işe başlar. Modeldeki varsayımlara göre $0 < k < 1$ ve doğal işsizlik oranı da zaman içinde kalıcı ama stokastik kaymalarla yavaşça değişebilen bir büyüklük olarak alınmıştır. Zaman içinde u_n 'deki artışlar aynı zamanda ortalama enflasyonu da artırır. Sonuçta enflasyonla işsizlik arasında pozitif yönlü bir ilişki vardır. Bu çıkarım 1970'lerde ABD'deki petrol krizi sonrası enflasyonist dönemi açıklasa da (aynı dönemde 'bebek patlaması' kuşağı da işsizlik artışına sebep olmuştur) 1990'larda Avrupa'daki işsizlikle enflasyon arasındaki ters ilişkiyi açıklayamaz.

Merkez Bankacı'nın kuraldan sapmayacağını, çünkü kuraldan sapmanın 'kötü' dengeye yolalacağını öngören eski modeller her ne kadar Mc Callum²¹ gibi bazı ekonomistlerden destek görse de, Merkez Bankacı için enflasyon yaratma ile

²¹ Mc Callum (1995, 1997) Merkez Bankacı'nın bağımsız olduğu durumda kısa dönem işsizlikten enflasyon ilişkisini dikkate almadan uzun dönem çözümüne odaklanabileceğini ve zaman tutarsızlığından kurtulacağını iddia eder.

resesyona yol açma kararının çözümü o kadar da net değildir²². Bazen resesyon yaratmak en iyi çözüm olmayabilir. Odağında farklı Merkez Bankacı Tipleri Olan Modeller başlığı altında anlatıldığı gibi Ayırma Dengesi'nde olduğu gibi 'kuru' bir Merkez Bankacı bile bazen enflasyon yaratarak daha iyi duruma gelebilir.

Bir politikanın uygulamaya konulması etkilerinin hemen görüneceği anlamı taşımaz. Politika aksiyonlarının enflasyon üzerine gecikmeli etkileri olacağından, t dönemindeki enflasyon daha önceki dönemlerdeki para politikalarıyla belirlenir. Ancak bu durumda Halk da bu sonucu beklediğinden gerçekleşen enflasyon sürpriz olmaz ve Merkez Bankacı'ya da fayda sağlamaz. Yani Merkez Bankacı'nın önceden açıkladığı para arzına sadık kalmaktan başka çaresi kalmaz (Blinder, 1995).

Walsh (2002) bu eleştirilere Fisher (1977)'deki Zaman Tutarsızlığı altyapısını ve üst üste binen kuşaklar modelini kullanarak (overlapping generations), para politikalarının reel etkilerinin de olabileceğini ve gecikmeli tepkilerde bile enflasyon yanlılığının ortaya çıkabileceğini gösterir.

$$y_t = y_n + \frac{1}{2} a(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) + \frac{1}{2} a(\pi_t - E_{t-2}\pi_t) \quad (1)$$

İki dönemlik bir modelde bir önceki dönemde Merkez Bankası'nca yapılan para arzının enflasyon üzerine etkisi ancak bir dönem sonra olduğu varsayımı da modele katılıp $\pi_t = \Delta m_{t-1}$ iki dönemlik nominal maaş kontratlı bir model oluşturulursa, derneşik arz

$$y_t = y_n + \frac{1}{2} a(\Delta m_{t-1} - \Delta m_{t-1}) + \frac{1}{2} a(\Delta m_{t-1} - E_{t-2}\Delta m_{t-1}) = y_n + \frac{1}{2} a(\Delta m_{t-1} - E_{t-2}\Delta m_{t-1}) \quad (2)$$

şeklini alır. Aynı denklem t+1 dönemi için $y_{t+1} = y_n + \frac{1}{2} a(\Delta m_t - E_{t-1}\Delta m_t)$ şeklinde yazılırsa Merkez Bankacı'nın t+1 dönemi için sosyal maliyet fonksiyonu aşağıdaki gibi olur.

$$V_{t+1} = \frac{1}{2} \lambda (y_{t+1} - y_n - k)^2 + \frac{1}{2} \pi_{t+1}^2 = \frac{1}{2} \lambda (a^2 (\Delta m_t - E_{t-1}\Delta m_t)^2 - k)^2 + \frac{1}{2} \Delta m_t^2 \quad (3)$$

Merkez Bankacı daha önceki modellerdeki gibi maliyetini Δm_t tercihine göre minimize ederse ideal para arzı

$$\Delta m_T = (1 + 1/4a^2\lambda)^{-1} [1/4a^2\lambda E_{t-1}\Delta m_T + 1/2 a\lambda k] \quad (4) \quad \text{olur.}$$

22 Barro ve Gordon (1983b)'deki gibi zaman tutarsızlığının Merkez Bankacı niyetlerinde aranmasına Mishkin (2000) de taraftar değildir. Tutarsızlığın kaynağını politikada aramak daha mantıklıdır çünkü Merkez Bankacılar saman tutarsızlığının yaratacağı sorunların farkındadır ve politikacıya göre bu konuda çok daha muhafazakardır.

Beklenen para arzı artışı bu durumda $1/2a\lambda k$ olur ki²³, bu değer her ne kadar $a\lambda k$ 'lık iradi politika yanlılığından daha düşük olsa da, pozitif bir değerdir. Yani para politikasının etkisindeki gecikme, ekonomide çok dönemlik kontratlar yapılırsa yanlılığı azaltabilir ama tamamen yok etmez.

Bu modelin yanı sıra Kiley (1996)'nın ampirik bulguları da Blinder (1995)'i reddeder niteliktedir. Kiley'in bulgularına göre enflasyon yanlılığının sebebi para arzındaki artışın gecikmeli veya eş dönemli enflasyonu etkilemesinden daha çok üretimi etkilemesindendir. Yani para arzındaki artış üretim artışlarına yol açtığı müddetçe yanlılık da sürer.

Zaman tutarsızlığının olmadığı savını destekleyen iktisatçıların önemli açıklamalarından biri kısa dönem Phillips eğrisi ile ilgilidir. 1960 ve 1970'lerde enflasyon ve işsizlik arasında var olduğu düşünülen ters yönlü ilişkiden dolayı ekonomik daralmalara müdahale etmek için para arzı aktif şekilde kullanılmıştır. Ancak 1980'lerde uzun dönemli Phillips eğrisinde enflasyonla istihdam arasında ilişki olmadığı anlaşıldıktan sonra para arzının en azından gelişmiş ülkelerde bu şekilde kullanımının kalmadığı iddia edilebilir. Ancak yine de geçmiş enflasyon tecrübeleri, politikacıların tercihleri ve şoklara verdikleri tepkiler ve Merkez Bankacıların genişleme yanlılığıyla ilgili niyetleri inceleme gerektirir. Para politikasının nasıl yönlendirildiğini incelerken olası zaman tutarsızlıklarından şüphelenmemek bir eksikliklerdir (Walsh, 2002).

Sargent (1999), Walsh'ın Phillips eğrisi eleştirilerine cevap verir nitelikte ilk önce kısa dönemde ekonomiyi genişletmeyi amaçlayan ancak daha sonra uzun dönemde muhafazakar davranışı öğrenen bir Merkez Bankacı modellemiştir. Yani Merkez Bankacı genişlemeci politikaların üretimi artırmadığını anlayıp, daha sonra düşük enflasyon yoluna girer. Ancak model direkt düşük enflasyon patikasına girmesiyle son bulmayıp, yüksek ve düşük enflasyon dönemlerinin birbirini takip ettiği bir çoklu denge içerir.

Kısa dönemli enflasyon olmasa bile Ireland (1999)'in bulgularının da desteklediği gibi uzun dönemli enflasyon zaman tutarsızlığına açıktır ve saygınlık konusu altında modellenmesi gerekir. Yukarıda kurulan modellerde enflasyon artışının etkisi sadece

²³ Her iki tarafın da beklentisi alınır $E_{t-1}(\Delta m_T) = (1 + \frac{1}{4} a^2 \lambda)^{-1} E_{t-1} [\frac{1}{4} a^2 \lambda E_{t-1} \Delta m_T + \frac{1}{2} a \lambda k]$
 $E_{t-1} \Delta m_T (1 + \frac{1}{4} a^2 \lambda) = \frac{1}{4} a^2 \lambda E_{t-1} \Delta m_T + \frac{1}{2} a \lambda k$
 $E_{t-1} \Delta m_T = \frac{1}{2} a \lambda k$

tek dönemlik olarak alınmıştı. Diğer bir değişle şokların fiyatları artırması sadece tek dönem enflasyon yaratmaktaydı. Ancak Ball (1991) ve Ball (1995) enflasyon artınca en azından birkaç dönem etkisini sürdüreceğini iddia eder. Enflasyonun tekrar düşebilmesi için görünen politik değişimler gereklidir. Ball (1995) dışındaki işsizlik modellerinde ise kalıcı enflasyon yaratılmamıştır. Oysa çoğu gelişmekte olan ülkede enflasyon olgusu dirençlidir (Walsh, 1995).

Bir sonraki bölümde daha detaylı incelenecek olan Cukierman (2002) Merkez Bankacı'nın ihtiraslı üretim hedeflerinin olmaması durumunda bile, yani $k=0$ olduğu durumlarda bile, enflasyon yanlılığının ortaya çıkabileceğini iddia etmiştir. Merkez Bankacı üretimden artma ve azalma yönlü sapmalara aynı tepkileri vermeme niyetleri güdüyorsa, bu bile enflasyon yanlılığının ortaya çıkması için yeterli olabilir.

3.2. Zaman Tutarsızlığını Merkez Bankaları'nın Kurumsal Kimliği Üzerinden Sorgulayan Ampirik Çalışmalar:

Merkez Bankalarının kurumsal yapıları arasındaki farklılıkların para politikalarını ve sonrasında da makroekonomik çıktıları etkileyip etkilemedikleri önemli bir konudur. Kurumsal yapılarıdaki farklılıkların birçok boyutu olsa da, araştırmalarda odak noktası para politikalarının yürütülmesi ve enflasyonla olan ilişkisidir. Ampirik olarak en çok araştırılan ilişki Merkez Bankası'nın bağımsızlığının enflasyon farklılaşmasına sebep olup olmadığıdır. Merkez Bankasına hükümet tarafından ekonomik genişleme yönünde baskı olduğu varsayımı altında Merkez Bankası'nın bağımsız olmaması enflasyon yanlılığına sebep olabilir.

Merkez Bankası'nın bağımsızlığını ölçmek için direkt veri olamayacağı için, literatürde bu iş için çeşitli ölçüler geliştirilmiş ve bu ölçüler üzerinden bağımsızlığın ortalama enflasyon ve reel ekonomik performans etkileri incelenmiştir.

Genel olarak gelişmiş ülkeler üzerinde yapılan ampirik çalışmalarda bağımsızlık arttıkça ortalama enflasyon oranının düştüğünü bulunmuştur (Walsh, 2002). Cukierman, Webb ve Neyaptı (1992) Merkez Bankası'nın bağımsızlığını ölçmek için LVAU²⁴ isimli Merkez Bankası'nın yasal haklarının kriter olarak alındığı bir ölçü

²⁴ LVAU: Ağırlıksız yasal bağımsızlık endeksidir. Bu endeks için 16 farklı karakteristik kullanılmıştır. Aynı karakteristikleri kullanan ancak bu karakteristiklere ağırlık veren versiyon da vardır ve LVAW olarak isimlendirilir. Konuyla ilgili daha detaylı bilgi için diğer benzer endekslere Bade and Parkin (1988), Alesina (1988,1989, 1993), Grilli, Masciandaro and Tabellini (1991) and Eijffinger and Schaling (1993) makaleleri üzerinden bakılabilir. Konuyla ilgili bir özet Cukierman (2005)'de vardır.

sistemi geliřtirmişlerdir. LVAU ile enflasyon ilişkisini açıklamak için 20 OECD ülkesinin 1973-1979 ve 1980-1993 verileri ayrı ayrı Panel veri haline getirilerek regresyon yapıldığında her iki dönem için de enflasyon oranı ile Merkez Bankası bağımsızlığı arasında negatif bir ilişki bulunmuştur. Ancak 1980 sonrası dönem için hem regresyonun açıklayıcılığı azalmış hem de bağımsızlıkla enflasyon arasındaki negatif ilişkinin eğimi azalmıştır. Yani Merkez Bankası bağımsızlığının enflasyon yanlılığını azaltması ampirik olarak gösterilmiş olsa da, bir noktadan sonra bağımsızlığın önemi azalmaktadır. Merkez Bankası bağımsızlığının yanında hükümetlerin de enflasyon yaratmayacak bilince ulaşmaları bu eğimin azalmasında önemlidir. Aslında hükümetler bu işe bu kadar dahil olduklarına göre LAVU veya benzeri kriterleri oluştururken hükümetlerin enflasyonla ilgili demeçlerinin de kriterlere dahil edilmesi ve enflasyon yanlılığına birbirlerine benzemiş Merkez Bankaları es geçilerek ya da önemlerini azımsayarak, direkt hükümetler üzerinden bakmak da başka bir ampirik yöntem olabilir.

Merkez Bankası bağımsızlığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi bulmaya yönelik ampirik çalışmalardaki bir sorun da asimetrik tercihlerle ilgilidir. Atanan Merkez Bankacı hükümetle aynı amaç fonksiyonuna sahip olursa, bağımsız Merkez Bankacı atanması sonucu enflasyonda herhangi bir deęişiklik olmayabilir. Bu tür modellerde bahsi geçen bağımsızlık içten içe Merkez Bankacı'nın muhafazakar olduęu varsayımını yapmaktadır. Eęer Merkez Bankacı hükümetin temsilcisi olarak atandığı “delege” Merkez Bankacı modellerinde olduęu duruma benzer şekilde bağımsız olduęu durumda daha muhafazakar davranıyorsa; bu aynı zamanda üretimdeki dalgalanmaları daha az önemseddiği ve üretimdeki stabilizasyona katkıda bulunmadığı anlamına da gelir. Bir kısım ampirik çalışma da bu konuya odaklanmış ve bağımsızlıkla üretim varyansı arasındaki ilişkiye odaklanmıştır. Ancak Alesina ve Summers (1993), Cukierman, Kaliaitizidakis ve Welb (1993), Eijffinger ve Schaling (1993) ve Pollard (1993) bu iki deęişken arasında anlamlı ilişki bulamamışlardır. Yani bağımsız Merkez Bankacı'nın üretim dalgalanmalarını önemsemediğini söylemek mümkün deęildir. Merkez Bankası'nın bağımsızlığı bir taraftan ortalama enflasyonu düşürürken, üretim istikrarsızlığına sebep olmuyorsa bu “beleş yemek” (free lunch) olarak algılanabilir. Her ne kadar bu sonuç enflasyonla stabilizasyon arasında herhangi bir alışveriş olmadığı şeklinde algılanabilse de, aslında sonuçlar kontrat yaklaşımı ile tutarlıdır. Bağımsızlığın üretim volatiletisine sebep

olmamasının sebeplerini açmakta fayda vardır: Merkez Bankası bağımsızlığı nominal katılıklara sebep olduğundan kısa dönemde dezenflasyonun maliyetlerini artırır (Debelle ve Fisher, 1994), (Froyen ve Wand, 1995), (Walsh, 1995d), (Fisher, 1996). Nedenselliğin yönü bu işte önemlidir. Nedensellik Merkez Bankacı bağımsızlığından nominal katılıklara doğru ise yüksek enflasyona sahip bir ülkenin bağımsız Merkez Bankacı ataması enflasyonu düşürmeyi daha az maliyetli hale getirmez. Ancak sürpriz enflasyonun üretim üzerine olumlu katkı yapması nedenselliğin sebebi ise ya da Halk'ın Phillips eğrisindeki gibi üretim artışına enflasyondan kaynaklı bir tepkisi varsa, enflasyon yanlılığı da yüksek olacağından bağımsız Merkez Bankası kurulması enflasyon yanlılığından kurtulmak için iyi bir çözüm olabilir. Bu argümanın ampirik kanıtlarını Walsh (1995d) ve Hutchinson ve Walsh (1998) kısa dönem Phillips eğrisinin eğiminin nominal ücret katılıkları arttıkça düştüğünü (a'nın artması) 1989'daki Yeni Zallanda reformu sonrası için göstermişlerdir.

Merkez Bankası bağımsızlığının üretim istikrarsızlığına yol açmamasının diğer bir sebebi de, bağımsızlıkla beraber Halk'ın gözünde Merkez Bankası'nın saygınlığının artması ve sonucunda da beklentisinin dolayısıyla enflasyon yanlılığının azaltıldığı bir mekanizmayı işletebilmesidir. Böylece bir taraftan enflasyon hedefleri aşağı çekilirken, diğer taraftan Merkez Bankacı için üretim dalgalarına müdahale serbestisi oluşur.

Ampirik çalışmaların yapıldığı ve üretim istikrarsızlığına yol açmadan enflasyonu düşürmenin bir çözümü de politik konjonktürel dalgaların enflasyon yanlılığı yaratması ve bu dalgaların nötralizasyonu ile ilgilidir. Politik konjonktürel dalgalanmaların sebeplerinden biri seçim zamanlarında politikacının yönetimde kalmak için kurumlarına baskı uygulayarak genişlemeci politikalar uygulatmasıdır. Merkez Bankacı'nın bağımsızlığı genişlemeci politikalar sonucu oluşacak enflasyon yanlılığını sınırlandırır. Bağımsız Merkez Bankacı'nın seçim kaygısı olmadığı için bir taraftan politik üretim dalgalarını filtrelerken, diğer taraftan arz şoklarından kaynaklanan üretim dalgalanmalarına müdahale hakkını elinde saklı tutar. Bu teorik savın ampirik kanıtı ise Waller ve Walsh (1996)'da test edilmiştir. Merkez Bankacı'nın ortalama görevde kalma süresi uzadıkça hükümetlerden ve politik kaygılardan bağımsız hale gelmiş olur. O zaman Merkez Bankacı'nın görevde kalma süresi ile ortalama enflasyon ve üretim volatilitesi ilişkilendirilirse, Merkez

Bankacı'nın ortalama görevde kalma süresi arttıkça hem ortalama enflasyonun hem de üretim volatilitésinin azalması beklenebilir.

Merkez Bankası bağımsızlığı bu tezin ana konusu olmadığı için hem tanımı hem de uygulanmaları çok irdelenmemiş; sadece Merkez Bankası'nın “özerkleştirilerek uygulamalarının hükümetlerden bağımsız hale getirilmesi” anlamında kullanılmıştır. Ancak Debelles ve Fischer (1994) Merkez Bankası bağımsızlığından söz ederken enstrüman bağımsızlığı ile hedef bağımsızlığının farklı şeyler olduğunu altını çizer. Enstrüman bağımsızlığı durumunda Merkez Bankacı'nın hedefleri dışsaldır. Yani hedefler bir kontrat veya kanunla önceden belirlenmişlerdir. Merkez Bankacı'ya bu hedeflere ulaşabilmek için istediği aleti kullanma özgürlüğü verilmiştir. Hedef bağımsızlığı durumunda ise Merkez Bankası hem yürütücüdür hem de politik hedefleri kimseyi işine karıştırmadan oluşturan kurumdur. Enstrüman bağımsızlığı hedef bağımsızlığına oranla daha düşük enflasyon yaratmayı sağlayabilir (Debelles ve Fischer, 1994). Ancak bu tür bir bağımsızlık arz şoklarıyla mücadelede para politikalarının kullanımını da sınırlandırır.

Posen (1993) ve Posen (1995) enflasyonla Merkez Bankacı'nın bağımsızlığı arasındaki ilişkiyi incelerken, Merkez Bankası bağımsızlığının ortalama enflasyonu düşürürken, reel ekonomide ne tür etkilere yol açtığını araştırmıştır. Bulgularından bir tanesi de enflasyonla mücadelede topyekün bir politik birliktelik olması gerekliliğidir. Bağımsızlık enflasyonu tek başına düşüremez.

Hükümetlerin uyguladığı baskı sadece enflasyonist de olmayabilir. Japonya Merkez Bankası bağımsız kabul edilemez ama enflasyon oranları düşüktür (Cargill, 1995). Japonya'nın ABD ile yaşadığı ticaret tartışmaları ve ABD'nin baskıları ve sonrasında Japon hükümetinin Merkez Bankası'na düşük enflasyon konusundaki direktmeleri Japonya'nın düşük enflasyonunun sebeplerinden olabilir (McKinnon ve Ohno, 1997).

Benzer bir mantığı Ruge-Murcia (2003) asimetrik politikalar altında ele almış ama bu sefer düşük enflasyon baskısı dışsal değil, Merkez Bankacı'nın karakterinin bir parçası olarak verilmiştir. Asimetrik politikalar sonraki bölümde daha detaylı bir şekilde ele alınacağından bu bölümde daha fazla bahsedilmeyecektir.

4. ASİMETRİK MERKEZ BANKASI TERCİHLERİ ALTINDA ENFLASYON YANLILIĞI

Her ne kadar son yirmi yılda hakkında geniş bir literatür oluşmuş olsa da, Klasik Zaman Tutarsızlığı Analizi iki temel sebepten dolayı hala kullanılmaktadır. İlk olarak klasik Kydland Prescott-Barro Gordon Modeli (KPBG) enflasyonu oldukça basit bir şekilde açıklayabilmektedir. İkinci bir sebep olaraksa 20. yüzyılın ikinci yarısı boyunca enflasyon her ne kadar dalgalı bir seyir izlese de her dönem kalıcılığını sürdürmüştür. Ancak, son on yılda KPBG Modeline olan eleştiriler artmıştır. Bu eleştirileri üç temel başlıkta toplayabiliriz.

İlk başlık olarak, teorik eleştirilerin en kayda değeri McCallum(1995) ve McCallum(1997)'de yer alır. KPBG modellerinde Merkez Bankacı ekonomiyi canlandırmayı amaçlarken aynı zamanda enflasyona da sebep olur. Ancak Halk bunun farkına vardığında enflasyonist beklentiler oluşur ve Merkez Bankacı oyunu kendine daha yüksek bir maliyet yaratarak sonlandırmış olur. Merkez Bankacı bir defa böyle bir hata yapsa bile aynı hatayı tekrarlamayacağı ve bile bile enflasyon yanlılığı yaratmayacağı açıktır. McCallum'un söylediklerini pratiğe geçirirsek Kydland-Prescott eleştirisinden önce Merkez Bankacılar enflasyon yanlılığı yaratmış olsalar da 1980 sonrası'nda azalan enflasyon oranları ile "akıllanan" Merkez Bankacı'nın istihdam yaratma arzularının veya ekonomiyi genişletme çabalarının da (yok olmasa bile) azaldığı söylenebilir. Vickers (1998) da, "her ne kadar enflasyon yanlılığıyla ilgili geniş bir literatür olsa da, bunun Para Politikası Komitesi'ne uygulanmasının mümkün olmadığını, üretimi doğal seviyesinin (o doğal seviye her neyse) aşılması için enflasyon sürprizleri yaratmaya hiç niyetlerinin olmadığını" yazar.

İkinci bir başlık ise pratik eleştirilerdir. Bir dönem FED Asbaşkanlığı da yapmış olan Alan Blinder, Merkez Bankacılık tecrübelerini de anlattığı kitabında, Merkez Bankaları'nın isdihamı sistematik olarak doğal seviyesinin üzerinde tutmaya çalıştıkları KPBG modelinin, Federal Reserve'de karşılığının olmadığını, bunun sonucunun enflasyon yaratmak olacağını bildiklerini yazar. Hatta kendi asbaşkanlığı döneminde doğal oranı hedeflemeyi bir görev bildiklerini ve 1980'lerde ABD'deki enflasyon düşüşünün iradi politikalar altında bile enflasyon yanlılığının yok edilebileceğinin kanıtı olduğunu iddia eder. (Blinder, 1997)

Son başlık ise KPBG modelini temel alan ampirik bulgular üzerinedir. Bu konuda en detaylı ekonometrik analizi Ireland (1999) göstermiştir. Ireland 1960-1997 arasındaki işsizlik ve enflasyon yanlılığı ilişkisini kanıtlayamamıştır. Ireland'ın KPBG analizi, her ne kadar uzun dönemde enflasyon yanlılığının varlığını gösterebilmişse de, 1970'lerde gelişmiş ülkelerde yaşanan kısa dönemli enflasyon patlamasını açıklamakta yetersiz kalmıştır. Bu da yeni bir teorik altyapıya ihtiyacı beraberinde getirmiştir.

Elbette 1980 sonrasında KPBG'nin açıklayıcılığını zaman içinde yitirmesinin bir sebebi de Merkez Bankaları'nın bağımsızlığındaki artıştır. Bu bağımsızlaşmayla birlikte Merkez Bankaları adım adım üretim ve işsizliği amaç fonksiyonlarından çıkarmış da olabilirler. Yani yukarıda bahsedilen “akıllanma” aslında politik baskılar sebebiyle istedikleri gibi hareket edememelerinden de kaynaklanmış olabilir.

Bu eleştiriler ve saptamalar, KPBG analizinin açıklamak için yeterli olmadığı ancak süregelen enflasyonu açıklamak için gerekli olan yeni ve daha detaylı bir enflasyon yanlılığı tanımını ortaya atmışlardır. Sözü edilen daha detaylı enflasyon yanlılığı, konjonktürel dalgalanmaların farklı dönemlerinde farklı maliyetlere ya da farklı maliyet fonksiyonlarına sahip olan Merkez Bankacı'nın varlığıyla açıklanabilir. Persson ve Tabellini (1999) politikacının yerini korumak ve ekonomi üzerindeki yetkinliğini ispatlamak adına Merkez Bankacı'yı ekonomik performansın düşük olduğu dönemlerde para politikasını daha fazla kullanabilme yetkisiyle donatabildiği, eksik bilgi ve seçim modeli kurar. Gali, Geltler ve Lopez-Salido (2003) fiyat ve maaş seviyelerini (markup) ölçerek refah açığı için teorik bir ölçü oluşturur. Bunun sonucunda üretim dalgalanmalarının maliyetlerinin ABD için asimetrik olduğunu bulur.

İşin mikroekonomik ve psikolojik boyutunda ise, insanlar kesinsizlik (uncertainty) altında karar alırken kayıpların gerçekleşme olasılığına kazançlarınkine oranla daha fazla önem vereceği varsayımından yola çıkarak (Kahneman ve Tversky, 1979), Merkez Bankacı'nın da maliyet fonksiyonunun yapısı ister karesel ister eksponansiyel olsun, kayıptan kaçınacak şekilde olduğu çıkarsanabilir.

Asimetrik modellerin çoğu, KPBG modelindeki maliyet fonksiyonundan yola çıkarak fonksiyonun enflasyona, üretim açığına ve/veya faiz oranlarına farklı durumlarda farklı tepkiler verdikleri maliyet fonksiyonları oluşturmuşlardır. Temelde asimetrik modelleri üç ana başlıkta toplamak mümkündür:

İlk gruptakiler, enflasyon yanlılığının temel sebebinin üretim ya da isdihdamın doğal oranının altında olmasının üzerinde olmasından daha vahim algılandığını, bu yüzden Merkez Bankacı'nın üretim doğal oranının altına düştüğünde, üzerine çıktığından daha sert müdahale ettiği modeller oluştururlar. Bu asimetri aslında en kolay modellenebilen ve klasik KPBG sonuçlarına en uyumlu sonuçlar verebilecek asimetridir. Cukierman (1999), Gerlach (2000), Cukierman ve Gerlach (2003) bu asimetriyi hem modellemiş hem de ampirik kanıtlar sunmuşlardır.

İkinci gruptakiler ise, Merkez Bankacı'nın kredibilite yaratmak kaygısıyla fiyat istikrarı için “ihtiyadi bir talep” yaratabileceğini ve enflasyon hedefinin aşağısından vurulmasının yukarıdan vurulması olasılığından daha fazla olduğunu iddia ederler (Goodhart, 1998). Benzer şekilde, enflasyonun stabilizasyonu ile uğraşılan dönemlerde, kredibilite oluşturabilmek için yukarı yönlü deviyasyonların aşağı doğru olanlara göre daha fazla önemsendiği, İngiltere'nin 1990'lardaki dezenflasyon sürecinde gözlemlenmiştir (Srinivasan, 2006). Bank of England'ın da asimetrik hedeflerinin olduğu Nobay ve Peel (2003) tarafından da gösterilmiştir. Uygulamada Avrupa Merkez Bankası'nın en çok %2'lik enflasyon hedefinin asimetrik olduğu da açıktır (Christodoulakis ve Peel, 2009).

Son grup, daha çok yeni ve ampirik olarak çok test edilmemiştir. 1990'ların sonunda hedef kural politika uygulamalarının yaygınlaşmasıyla birlikte faiz oranlarının da enflasyon hedeflerini tutturmak için kullanılması sonucunda “faiz oranı düzleme” (interest rate smoothing) asimetriden de bahsedilir (Aguilar ve Martins, 2005). Bu daha öncesinde çok açık olmamakla birlikte Goodhart (1997)'de de içten içe iddia edilmiştir: “Faiz oranı artışları genellikle kötü haber

olarak algılanırken faiz düşüşleri olumlu karşılanırlar; bu yüzden Merkez Bankacı faiz indirimlerini düzleme olarak yaparken artışlarını daha az frekansla ve daha yüksek oranlarda yapabilir.” Bu konuda az sayıdaki çalışmaların en önemleri Florio (2006) ve Florio (2009)’dur: Fed’in Volcker-Greenspan dönemlerinde faiz oranları değişkenliğinin asimetrisini test eder ve özellikle Greenspan döneminde yukarıda belirtildiği gibi aşağı doğru bir faiz oranı düzelmesinin varlığını bulur. Volcker’in dezenflasyon döneminde ise faiz oranı düzelmesinin yönü tam tersi bulunur. Yani faiz oranları asimetrisi sadece dönemden döneme değil aynı zamanda Merkez Bankası’nın amacına ve halkın beklentilerine göre de değişebilmektedir.

Asimetrik Merkez Bankası tercihleriyle ilgili yukarıda bahsi geçen ilk iki gruptaki hipotezin birbiriyle çeliştiği açıktır. İlk hipotez sonucu enflasyon yukarı yönlü asimetrikleşirken, ikinci hipotez sonucu asimetri aşağı yönlüdür. Bazı modeller bu iki asimetriyi de birarada testeden ekonometrik modeller oluşturmuşlardır (Bkz. Bec, Saleem ve Collard; 2002). Hatta Aguilar ve Martins (2005) üç asimetriyi biraraya getiren bir ekonometrik model oluşturarak asimetrinin varlığını ve kaynağını test etmiştir. Ancak bir önceki paragrafta da belirttiğimiz gibi asimetri duruma göre farklı yönde olabildiğinden, zaman serisi uygulanacaksa seçilecek ülke ve dönemin hangi asimetrinin söz konusu olduğunu belirlemede rolü büyük olacaktır. Ayrıca her ne kadar asimetrik tercihler pozitif veya negatif yönlü enflasyon yanlılığına yol açabilse de, tam tersini söyleyebilmek, yani enflasyon yanlılığının asimetrik merkez bankası tercihlerinden kaynaklandığını söylemek kolay değildir. Arzın doğrusal olmayan bir fonksiyonla tanımlandığı durumlarda yani Phillips eğrisinin doğrusal olmadığı durumlarda enflasyon yanlılığı ortaya çıkabilir.

Tezin devamında ilk önce Kural politikalar altında Merkez Bankacı’nın asimetrik davranışlarının olup olmadığı incelenecek, daha sonra ise simetrik yanlılık ele alınırken daha önce kullanılan klasik karesel maliyet fonksiyonu yerine asimetrik davranışları da açıklamaya çalışan yeni tür maliyet fonksiyonları tanıtılacaktır. İkinci bölümdeki maliyet fonksiyonları kesikli fonksiyonlarla çalışırken, üçüncü bölümdedekiler sürekli olanları inceleyecek ve simetrik karesel durumu genel yanlılığın özel bir durumu haline getirecektir.

4.1. Kural Para Politikaları Altında Asimetrik Merkez Bankası

4.1.1. Modeller

Asimetrik para politikalarına odaklanan literatürün bir kolu, karesel para politikaları ve doğrusal dinamik bir ekonomi yapısından yola çıkarak optimal para politikaları oluşturmaya çalışan Taylor Kuralı gibi kural politikaların mekanizmasını alıp üzerine asimetrik Merkez Bankacı tercihlerini ekler.

Merkez Bankacı'nın enflasyonun hedeften sapmasına, üretim açığına ve hatta kur ve faiz oranlarındaki oynaklığa müdahalesinin doğrusal olduğu varsayımı kaldırılarak, asimetrik para politikalarına ve onların oluşturduğu enflasyon yanlılığına ulaşılabilir. Farklı ekonomik koşullarda sadece Merkez Bankacı'nın değil aynı zamanda halkın da, yani daha önceki oyunlarda genellikle atomistik davrandığı varsayılan diğer oyuncunun da farklı tercihleri olabilir. Mesela, enflasyon oranının düşük seyrettiği bir ortamda; halk da kısa vadede enflasyon yaratacak olmasına rağmen, işsizliği azaltmak yönünde genişlemeci politikaların uygulanmasını tercih edebilir; ya da genişleme dönemlerinde halk tercihinin enflasyonun düşürülmesi yönünde kullanabilir. Sonuçta politikacıların tercihleri de popülist olabildiğinden bu tercihler ekonomiye de yansır.²⁵ Asimetrik Merkez Bankası politikaları literatürünün bu kısmı genellikle, Merkez Bankası reaksiyon fonksiyonunu Yeni-Keynesçi çatıyı kullanarak kurar²⁶.

Gredig(2007) para politikası reaksiyon fonksiyonunu ve enflasyon yanlılığını Yeni-Keynesçi temelli modellerken, IS/LM çerçevesinden yola çıkarak ve derneşik arz denklemlerine de yer vererek bu modeller için iyi bir teorik altyapı da oluşturmuştur.

Yeni Keynesyen IS denklemini yazarken üretim ile reel faiz oranlarının ilişkisi incelenirken üretim ve enflasyon hedefiyle ilgili beklentiler de modele dahil edilir.

$$y_t = E_t(y_{t+1}) - \lambda[i_t - E_t(\pi_{t+1} - \pi_t^e)] + u_t^y \quad (1)$$

²⁵ Popülist politikalar üzerine geniş bir literatür vardır ve Persson ve Tabellini(1999)'da bu konuyla ilgili geniş bir özet yer almaktadır.

²⁶ Yun (1996) ve Woodford (2002)'de burada da kullanılan çatıların altyapısı oluşturulmuştur ayrıca alternatif bir model olarak da Clarida, Gali and Gertler (1999)'a bakılabilir.

Denklemden u_t^y beklenmeyen talep şoklarıdır. y_t t dönemindeki üretim açığı, $E_t(\cdot)$, t dönemindeki beklenti, i nominal faizi ifade eder.²⁷

Benzer şekilde derneşik arz denklemi de, Yeni-Keynesyen Phillips Eğrisi'yle tanımlanır.

$$\pi_t - \pi_t^e = \beta E_t(y_t - y_t^n) + \kappa y_t + u_t^\pi \quad (2)$$

Bu denklemde de u_t^π kontrol edilemeyen arz şoklarını ifade eder. Bu denklemde derneşik arz ve talep ilişkisini tamamlamak için para piyasalarının denkleminde (LM) ihtiyaç vardır:

$$\hat{i}_t = \rho \hat{i}_{t-1}^* + (1-\rho) [\beta^\pi E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^e) + \beta^y y_t] + u_t \quad (3)$$

Denklemin ilk kısmı geçen dönem hedeflenen nominal faiz oranını ifade ederken, ikinci kısım Taylor kuralı gibi bir kural politikadan yola çıkılarak, oluşan üretim açığıyla enflasyonun tahmin edilenden sapmasına bağlı olarak hesaplanan bir faiz oranını verir. Merkez bankacı tahmin olarak bu iki nominal faizin sırasıyla ρ ve $(1-\rho)$ ağırlıklı bir ortalamasını kullanır.

Genel olarak Merkez Bankacı'nın asimetrik politikaları; enflasyon kaynaklı²⁸ veya üretim ve işsizlik kaynaklı²⁹ olabileceği gibi her ikisinden de kaynaklanabilir. Ayrıca son dönem bazı makalelerde büyüme oranı, kur ve faizin varyansını da temel modele eklemleyerek Merkez Bankacı'nın birden fazla amacının olabileceği durumlar için de asimetrik politikaların varlığı test edilmiştir. Bir önceki paragrafta da belirtildiği gibi, en basit (3) numaralı Merkez Bankası reaksiyon fonksiyonuna varabilmek için Taylor Kuralı'ndaki gibi para politikalarında nominal faizi hedefleyen bir Merkez Bankası varsayımıyla yola çıkılır³⁰. Merkez bankasının kararıyla ilgili önemli nokta, kararlar alınırken ve beklentiler oluşturulurken t dönemindeki enformasyon kümesi Ω_t dikkate alınır. Bunu denklemde $E_t(\cdot | \Omega_t)$ şeklinde koşullu beklenti operatörü kullanarak gösterebiliriz.

$$\hat{i}_t^* = \hat{i}_{t-1}^* + \beta [E_t(\pi_{t+1} | \Omega_t) - \pi_{t+1}^*] + \gamma E_t(y_t | \Omega_t) \quad (4)$$

²⁷ Gredig (2007)'de hata terimlerinin AR(1) prosesini takip ettiği varsayılmış olsa da, birçok diğer modelde modeli basitleştirmek için hata terimlerinin sıfır ortalamaya ve σ^2 'lik varyansla normal dağıldığını varsayan modeller de vardır.

²⁸ Gredig (2007)

²⁹ Horwath (2009)

³⁰ Taylor ve Davradakis (2006), Horwath (2009) ve diğerleri hep bu denklemden yola çıkıyorlar.

Modelde hedeflenen nominal faiz oranı i_t^* klasik Taylor Kuralı'ndaki gibi gelecek dönem için beklenen enflasyon ile Merkez Bankası'nın hedeflediği enflasyon arasındaki farkın ve üretim açığı y_t 'nin bir fonksiyonu olarak tanımlanabilir. β enflasyonun hedeften sapmasının faize etkisini, γ ise üretim açığının faize etkisini gösteren katsayılardır. Politikadan bağımsız uygulanacak sabit bir faiz oranı varsa i^* bunu tanımlar. i^* enflasyon ve üretim hedeflenen seviyelerindeyken arzulanan nominal faiz oranı olarak da, düşünülebilir. Her ne kadar bu modelde Merkez Bankası'nın politika aleti faiz oranı olarak alınmış olsa da genellikle bu alt literatürün dışında kalan makalelerde, hiç bu işin detayına girilmeyerek, Merkez Bankası aletinin faiz olarak tanımlanmadan belirsiz bırakıldığı birçok makale de vardır.

İki üst paragrafta tanımladığımız enformasyon kümesi Ω_t t dönemindeki bilgiyle sınırlı olduğu için t dönemindeki nominal faizi t dönemindeki bilgiyle tahmin etmek mantıken anlamsız olduğu için fonksiyonun bu haliyle en küçük kareler yöntemi (EKK) kullanarak regresyon yapılması yanlış olacaktır. Bu sorunu çözmek için, ekonometrik model için ek varsayımlar yapılması, GMM gibi hareketli ortalama modelin içine katacak modeller kurulması ya da endojen veri sorununu halledebilmek için iki basamaklı en küçük kareler metodu kullanılması alternatifler arasındadır.

Diğer bir önemli nokta da (4)'üncü denklemden yola çıkılarak (3)'üncü denkleme varılırken t dönemindeki faiz oranını hedeflenen faizin bir fonksiyonu olarak yazmaktır. Clarida ve diğerleri(1998) Merkez Bankası'nın kararını içeren (4)'üncü denklemi fazla kısıtlayıcı buldukları için, faiz oranının bir anda değil de, adım adım değiştirildiği bir faiz düzeltme fonksiyonu oluştururlar. Merkez Bankası'nın finansal stabiliteyle ve kredibilitayla ilgili kaygılarını veya ani politik değişikliklerle ilgili fikir birliği eksikliğini bu daha yavaş değişim için gerekçe olarak gösterirler. Ayrıca Merkez Bankası küçük faiz değişikliklerini, kesinsiz bir ortamda piyasadaki tepkiyi ölçüp sonrasında adımlarına devam etmesi için daha az riskli bir karar mekanizması olarak da görebilir.

Tüm bu yukarıdaki sebeplerden dolayı; modelde kullanılacak faiz oranı, faiz düzeltme fonksiyonunu da içererek, Merkez Bankası'nın adımlarına dikkat ederek düzeltmeler yaptığı bir denklemdir. t döneminde oluşan faiz; daha önceki dönem faiz

oranlarının ve t dönemi için Merkez Bankacı tarafından hedeflenen faiz oranının ağırlıklı bir ortalamasıdır.

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho) i_t^* + v_t \quad 0 \leq \rho \leq 1 \quad (5)$$

Merkez Bankası'nın rezerv tahminleriyle ilgili belirsizlikten kaynaklanan hata terimi v_t de modele eklenmiştir. ρ katsayısı büyüdükçe daha önceki dönem gerçekleşen faizin önemi hedef faize göre daha çok önem kazanır. (5)'nci denklem ile (4)'üncü denklem birleştirilirse:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho) [i^* + \beta E_t(\pi_{t+i} - \pi_{t+i}^*) + \gamma E_t(y_t)] + \varepsilon_t \quad (6)$$

denkleminde ulaşılır. Denklemin sonunda yer alan $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ önceki denklemlerde yer alan tahmin hatalarının bir bileşkesidir ve enformasyon kümesi Ω_t 'ye ortogonaldır. Literatürün ekonometrisindeki farklılıklar temel olarak bu noktadan sonra başlamaktadır. Bir önceki sayfada da kısaca sözedilen tahminlerin içselleştirilip içselleştirilmemesi modeller arasındaki farklılıkları belirler. Horwath(2009) en küçük kareler metodunu kullanabilmek için modeli gelecek ve bu dönem bilgisiyle kurmak yerine enflasyon verisini tahmin olarak bırakmayı tercih eder ve para politikası kuralını

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho) [i^* + \beta E_t(\pi_{t+i}^f - \pi_{t+i}^*) + \gamma E_t(y_t)] + \varepsilon_t \quad (6)'$$

şeklinde tanımlar. Denklemdaki π_{t+i}^f Merkez Bankası'nın i dönem ilerisi için enflasyon oranı tahmini, π_{t+i}^* ise Merkez Bankacı'nın açıkladığı enflasyon hedefini tanımlamaktadır. Yani Merkez Bankacı'nın aslında tahmin ettiğiyle ifşa ettiği değer birbirinden farklıdır³¹.

Clarida, Gali ve Gertler (1998, 2000) ve onları takip eden Gredig(2007) ve Taylor ve Davradakis (2006) makalelerinde Merkez Bankacı'nın kontrol aleti olarak nominal faiz yerine reel politika oranlarının tercih edildiğini ve bu yüzden (6)'nci denklemin reel politika araçlarına çevrilmiş bir versiyonunun da olduğunu hatırlatmakta fayda vardır.

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1-\rho) [i^* + \beta (\pi_{t+i} - \pi_{t+i}^*) + \gamma (y_t) + \Gamma C_t] + \varepsilon_t \quad (7)$$

Gredig(2007)'de (6)'nci denklemden farklı olarak modele, ayrıca c_t adında vektörel bir değişken eklenmiş ve ekonometrik modelde test edilebilecek olası diğer Merkez

³¹ Türkiye'de de Merkez Bankası henüz 2002'den beri çeyreklik dönemler için enflasyon tahmini deklere etmektedir. Yani son sekiz sene için gerçek anlamda veri vardır (www.tcmb.gov.tr).

Bankası araçları bu değişkenin içine konulmuştur. Her ne kadar Merkez Bankacı'nın temel ilgileri enflasyon ve üretimle ilgili olsa da, aşırı faiz oranı dalgalanmaları ve kur dalgalanmaları da Merkez Bankacı'nın kararlarını etkileyebilir. Özellikle enflasyonun kura çok bağlı olduğu ithalata bağımlı ülkelerde kur dalgalanmaları Merkez Bankacı'nın temel kaygıları arasındadır.

Ülkenin faiz oranlarındaki hızlı hareketlere Merkez Bankacı'lar genellikle sıcak bakmaz (Gali, 2009). Orphanides (2001)'e göre, dışa açık-küçük ülkeler değişiminden daha çok etkilenebilecekleri için, uluslararası faiz oranlarını da bu C_t vektörüne eklemek gerekir.

Bu denklemde ve yukarıda belirtilen benzer literatürdeki makalelerde genellikle Merkez Bankacı'nın “ileri-bakan” (forward-looking) olduğu varsayımı yapıldığından, Merkez Bankacı'nın değişkenlerin tahminlerini hedeflemeyi, gerçek değerleri hedeflemeye tercih ettiği düşünülebilir. Bu varsayımın sebebi ise para politikalarının geçişindeki gecikmelerdir. Elbette tahminin ufku uzadıkça (yani i büyüdükçe), tahmin değeri de belirsizleşecektir.

Gerçekte; ister Horwath (2009) gibi en küçük kareler metodu kullanılsın, ister diğer makalelerdeki gibi Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) metodu kullanılsın, Merkez Bankacı'nın enflasyon hedefleri dinamiktir ve tam olarak bilinmesi; halka açıklanan böyle bir veri seti olmadığından pek de mümkün değildir. Bu veri setini oluşturmak ancak çeşitli filtrelerle mümkün olabilir. Aynı zamanda üretim açığını oluşturabilmek için kullanılan doğal üretim seviyesi ya da alternatif olarak doğal işsizlik seviyesi gibi veriler de benzer filtreler yardımıyla tayin edilebilir. Çünkü doğal üretim seviyesi de sabit değil değişkendir.³²

Basit bir Phillips eğrisi ve enflasyon denklemi oluşturarak yola çıkılır ve yukarıdaki paragrafta bahsi geçen üretim ve enflasyon değişkenlerinin durağan olmadığı ve eş-bütünleşik (cointegrated) olduğu gösterilirse, filtreler yardımıyla bir veri tahmincisi oluşturmanın altyapısı da kurulmuş olur³³. Phillips eğrisi modeli basitleştirmek için (2)'nci denklemden daha kolay bir şekle dönüştürülürse;

$$y_t = y_t^n + \alpha(\pi_t - \pi_t^e) \quad (8)$$

³² Bu sav için ampirik kanıtlar Bomfim (2001), Laubach ve Williams (2003), Clark ve Kozicki (2005) makalelerinde yer almaktadır.

³³ Ekonometride, iki durağan olmayan zaman serisinin doğrusal kombinasyonu, durağan olursa, bu değişkenler eş-bütünleşik olurlar.(Engle ve Granger, 1987)

ve üretimdeki doğal oran değişimi de birinci mertebeden fark denklemine çevrilirse;

$$y_t^n - y_{t-1}^n = \lambda(y_{t-1}^n - y_{t-2}^n) + \varepsilon_t \quad (9)$$

son olarak da enflasyonu Merkez Bankacı'nın tahminine π_t^p bağlı olarak tanımlarsak;

$$\pi_t = \pi_t^p + \eta_t \quad (10)$$

modelin temelini de kurmuş oluruz. Merkez Bankası'nın tahmini ile gerçekleşen enflasyon arasındaki farkın $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ şeklinde dağıldığını kabul ederek Merkez Bankacı'nın sistematik tahmin hatası yapmadığını da varsayımlarımıza ekleriz. Aslında sırf bu varsayım bile KPBG (Kydland Prescott-Barro Gordon) modellerinden bir farklılaşma gösterir. Çünkü klasik KPBG modellerinde Merkez Bankacı'nın bilinçli bir şekilde sebep olacağı enflasyonu, bilinçli bir şekilde yanlış deklere etmesi sözkonsudur. Yine de Merkez Bankası'nın enflasyon tahmini π_t^p ile halkın ve hatta Merkez Bankacı'nın enflasyon beklentisi π_t^e aynı olmak zorunda değildir. Aksine Merkez Bankacı kendi tahminini yaparken beklentileri de manipüle ederek kendi faydasını artırmayı ya da maliyetini azaltmayı amaçlamaktadır. Bundan sonra kurulacak son denklem ise, klasik KPBG modellerindeki gibi Merkez Bankacı'nın maliyet fonksiyonunu oluşturacaktır. Bu maliyet fonksiyonu; Taylor(2003)'deki gibi üretimdeki sapmayı (ki, üretim doğal oranın k katı yukarısında hedeflenmiştir) ve enflasyonu karesel olarak cezalandıran bir fonksiyondur.

$$L = \frac{1}{2} (y_t - ky_t^n)^2 + (b/2) \pi_t^2 \quad (11)$$

(8) ve (10)'uncu denklemleri (11)'inci denkleme yerleştirirsek, Merkez Bankacı'nın maliyet fonksiyonunu kendi tahmini cinsinden yazabiliriz.

$$L = \frac{1}{2} [(1-k)y_t^n + \alpha(\pi_t^p + \eta_t - \pi_t^e)]^2 + (b/2) (\pi_t^p + \eta_t)^2 \quad (12)$$

Merkez bankacı tahminini yaparken bu maliyeti minimize etmeyi amaçlar. Bu da birinci mertebe koşuluna göre;

$$\delta L / \delta \pi_t^p = \alpha [(1-k) y_t^n + \alpha(\pi_t^p + \eta_t - \pi_t^e)] - b(\pi_t^p + \eta_t) = 0 \quad (13)$$

sonucuna ulaşılır.

Elbette aslında Merkez Bankacı'nın maliyet fonksiyonu da “beklenen” bir maliyet olduğundan, maliyetin bir önceki döneme göre beklentisi alınıp daha sonra da türevi

alınabilirdi. Beklenti operatörünün yapısından dolayı bunun, türevin beklentisini almaktan hiçbir farkı olmamaktadır. Her iki durumda da sonuç

$$\alpha E_{t-1} [(1-k) y_t^n + \alpha(\pi_t^p + \eta_t - \pi_t^e)] - b E_{t-1} (\pi_t^p + \eta_t) = 0 \quad (14)$$

şeklinde yazılabilmektedir. Bu noktada modeli kolaylaştırabilmek için beklenti operatörüyle ilgili iki ek varsayım daha yaparak üretim seviyesi ve enflasyonla ilgili denklemlere varabiliriz. İlk olarak beklenen enflasyonun Merkez Bankası'nca tahmin edilen enflasyonun beklentisiyle aynı olduğunu varsayabiliriz. Yani; $E_{t-1}(\pi_t^p) = E_{t-1}(\pi_t^e) = \pi_t^p = \pi_t^e$ olur. İkinci olarak daha önce de normal dağıldığını varsaydığımız η_t için $E_{t-1}(\eta_t) = 0$ olduğunu anımsamak gerekir. Bu iki varsayım sonrasında (14)'üncü denklem

$$\pi_t^p = \pi_t^e = (\alpha/b)(1-k) E_{t-1}(y_t^n) \quad (15)'e \text{ ulaşılabilir.}$$

Elbette enflasyon beklentisi daha önceden de gösterdiğimiz gibi Phillips eğrisinin eğimine α , Merkez Bankası'nın doğal orandan ne kadar farklı bir üretim seviyesi amaçladığına $(1-k)$, Merkez Bankası'nın enflasyona verdiği öneme b ve üretimin doğal seviyesine bağlıdır.

Bu (15)'inci denklemi (8) ve (10) ile birleştirirsek,

$$y_t = y_t^n + \alpha \eta_t \quad (15)'e \text{ ulaşırız.}$$

Üretim açığı doğal seviyesinin çevresinde $\alpha \eta_t$ 'lik bir sapmayla dağılmaktadır. Bizim için diğer önemli olan denklemler π_t 'nin ve y_t 'nin geçmiş değerlerine ve tahminden sapmalara göre dağılımıdır. (15)'inci denklemi (9)'uncu denkleme yerleştirirsek,

$$y_t = y_{t-1}^n + \lambda(y_{t-1}^n - y_{t-2}^n) + \alpha \eta_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

ve nihayetinde bu denklemi (8) ile birleştirirsek,

$$\pi_t = (\alpha/b)(1-k) y_t^n + (\alpha/b)(1-k) \lambda(y_{t-1}^n - y_{t-2}^n) + \alpha^2 [(1-k)/b] \eta_t + \alpha [(1-k)/b] \varepsilon_t \quad (17)$$

bu denklemleri buluruz. Bu son iki denklemin en önemli sonucu enflasyon ve üretimin durağan olmadığını göstermemizdir. Bu da en başta model kurulurken gösterilmesi amaçlanan bir özellikti.

Öte yandan bu serilerin eş-bütünleşik olduğunu göstermek daha kolaydır. (17)'inci denklemdeki enflasyon ile (16)'ncı denklemdeki üretimin doğrusal bir katı $((\alpha/b)(1-k))$ katı) alınırsa ulaşılan denklemin durağan olduğu görülür.

$$\pi_t - (\alpha/b)(1-k) y_t = (\alpha/b)(1-k) \varepsilon_t + \alpha^2 [(1-k)/b] \eta_t \quad (17)$$

Zamansal deęişiklik gösteren serilerin doğal oranının veya tahmini deęerlerinin indirekt bir filtre kullanılarak gösterilmesi mümkündür. Her ne kadar fizikçiler daha farklı filtreler kullansalar da iktisatçıların en çok kullandıkları ve en uygun kabul edilenler, tek deęişkenli Hodrick-Prescott ve çok deęişkenli Kalman filtreleridir (Sarıkaya, Öğünç, Ece ve dięerleri, 2005).

İstatistikçiler ve ekonometriciler için filtrelemek, bir veriyi kullanmadan önce veya verinin analizi yapılmadan önce düzenlemektir. Filtreler, özellikle Zaman Serisi örneklemelerinde başka bir veri seti yaratmak için kullanılan algoritmaların genel adıdır. Filtreleri kullanmaktaki amaç veri setinin yüksek frekans etkilerinden kurtarmak veya trendinden ayırmaktır.

Hodrick-Prescott filtresi, tek deęişkenli bir filtredir ve orjinal deęer ile filtrelenmiş deęer arasındaki farkın karesini minimize edecek şekilde, ortalama karesel ikinci farkın varyansını bir $\lambda > 0$ 'lık bir katsayı kadar cezalandırarak elde edilir³⁴. Üçaylık ekonomik veriler için genellikle $\lambda=1600$ kullanılması önerilir³⁵. Elbette veriyi filtrelemenin dezavantajları da vardır ve ortaya çıkan problemlerin en önemlisi otokorelasyona yol açabilmesidir. Kalman filtresi ise çoklu bir deęişken filtresidir. Bu yüzden üretimin doğal oranını, Phillips eğrisini de beraber kullanarak tahmin edebilmeyi mümkün kılar. Filtrelerle ilgili daha detaylı bilgi ekonometrik model çözülürken verilecektir. Bu iki filtre arasında hangisinin daha başarılı olacağı ülkeden ülkeye deęişebilir. Gözlemsel olarak Türkiye için Hodrick-Prescott filtresi Kalman filtresine göre daha düşük üretim açıkları vermektedir. Ancak teknik olarak Hodrick-Prescott filtresi sadece birinci mertebeden durağan serilerde kullanılabilirken, Kalman filtresi sıfırıncı mertebeden durağan $I(0)$ serilerle de kullanılabilmektedir (Harvey, 1993).

Doğal üretim seviyesi, işsizlik doğal oranı ve Merkez Bankacı'nın enflasyon tahmini önceki paragraftaki filtreler yardımıyla yapıldıktan sonra (6) ve (7)'nci denklemlerde tanımlanan temel modele geri dönülebilir, çünkü artık ekonometrik modeli kurmak için gerekli tüm veriler elde edilmiştir. Her ne kadar literatürdeki ekonometrik modellerde ufak farklılıklar olsa da, temel prensip hedeflenen enflasyon ve/veya

³⁴ Hodrick Prescott filtresi veri seti y_t ile hedef τ_t arasındaki farkı minimize etme amaçlı bir filtredir. Trend deęerleri arası sapma da cezalandırılan kısıtlardır. Önemli olan bu kısıtların ne kadar önemli olacağıdır ve buna λ katsayısıyla karar verilir. $\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$.

³⁵ Gomez (1999) farklı metodların filtreleme için kullanımını göstermiştir.

hedeflenen üretim seviyesinden sapmalara Merkez Bankacı'nın simetrik tepki verip vermediğini araştırmaktır. En basit modelde tek bir değişkene odaklanılabilir. Horwath (2009) örneğin üretimden kaynaklanabilecek asimetriyi gözardı edip sadece enflasyon sapmasına odaklanır. Asimetriyi tanımlamak için (6)'ncı denklemden yola çıkılarak enflasyonun (filtrelerle belirlediğimiz) hedefin aşağısında kaldığı durum verisini yukarısında kalan veriden ayırır. Her ikisini de ayrı ayrı modele dahil eder. Modelde aşağıdaki verinin katsayısı ve yukarıdaki verinin katsayısı eğer istatistiksel olarak birbirinden farklıysa bakacının asimetrik politikalar güttüğü sonucuna varılır.

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho) [i^* + \beta_1 \pi^{\text{aşağı}}_t + \beta_2 \pi^{\text{yukarı}}_t + \gamma X_t] + \varepsilon_t \quad (18)$$

Horwath (2009)'da X_t sadece üretim açığı olarak değil; kur, üretim açığı ve fazlasını da içerebilen bir vektör olarak kullanılmıştır. Eğer $\pi^f_{t/t+i} > \pi_t^*$ ise $\pi^{\text{yukarı}}_t = \pi^f_{t/t+i} - \pi_t^*$ olur, eğer $\pi^f_{t/t+i} < \pi_t^*$ ise $\pi^{\text{yukarı}}_t = 0$ olur. Benzer şekilde $\pi^f_{t/t+i} < \pi_t^*$ ise, $\pi^{\text{aşağı}}_t = \pi_t^* - \pi^f_{t/t+i}$, eğer $\pi^f_{t/t+i} > \pi_t^*$ olursa $\pi^{\text{aşağı}}_t = 0$ olur. Veri seti tahminleri t döneminde i dönem sonrası içindir. Bu i dönem, mevsimsel verilerle çalışırken 4 dönem sonrası olarak da alınabilir, ya da tek bir dönem sonrası olarak da alınabilir. Elbette dönem sayısı arttıkça tahmin belirsizliği/kesinsizliği de artacaktır. (4)'üncü denklemdeki enformasyon koşulu Ω_t koşullu ve koşulsuz tahminlerde sonucun değişebilmesini de beraberinde getirir. Koşullu tahminler faiz oranını değişmeyecek şekilde sabitler. Elbette politika belirsizliği genellikle gelişmekte olan ülkelerde daha yüksektir ve bu da tahminlerle enflasyon hedefi arasındaki mesafeyi artırmaktadır. Horwath (2009) yine de dört dönem ileri bakan veriyi kullandığında da tahminle gerçekleşen arasında fark bulur.

Her ne kadar Horwath (2009)'daki en küçük kareler yöntemi kötü çalışmasa da Gredig (2007) benzer bir modellemeyi GMM yöntemi ile çözmeyi tercih eder. Bunun sebebi de, modelin t dönemindeki verilerini açıklaması için o dönemki ve sonrasındaki verileri açıklamaya çalışmasıdır. Yani Horwath (2009)'ın geriye doğru çıkarımının yerini Gredig (2007) ve Taylor ve Davradakis (2006)'da ileri doğru çıkarım alır. Bu Merkez Bankacı'nın gecikmeler yüzünden ileri-bakışlı olmasıyla da tutarlıdır. Ayrıca ekonometrik uygulamada verinin yarısını $\pi^{\text{yukarı}}$, diğer yarısını $\pi^{\text{aşağı}}$ alırsak, veri sayısını en az yarıya indirerek bir modelleme yapılmış olur ki, kıt veri ile çalışılan bir modelde bu tutarlılığı azaltır. Bu yöntemin yerine Gredig (2007)'deki gibi indikatör kullanmak ve da kukla değişken kullanmak daha mantıklı görünmektedir. Diğer bir farklılık olarak da bu modeller nominal faiz yerine reel

faizi kullanmayı tercih ederler. Her ne kadar bu daha akla uygun olsa da, reel faizi kullanmanın da bir problemi vardır: Reel faiz gerçekleşen değil, tahmin edilen bir değerdir. Gredig (2007)'de reel faiz verisini direkt kullanmak yerine, reel faizin filtreden elde edilen doğal seyri ile farkını alır ve bir dönem sonraki reel faizin de bir dönem öncekinden çok farklı olmayacağını gizlice varsayarak (7)'nci denklemin benzeri şekilde ancak içine tahmin veriler konularak aşağıdaki şekilde verilebilir. Yani r_t^* 'da aynı doğal üretim ve doğal işsizlik oranları gibi sabit değil zamanla değişebilir kabul edilmişlerdir.³⁶

$$\check{r}_t = \rho \check{r}_{t-1} + (1-\rho) [\beta \pi_{t+i,t} + \gamma x_{t+j,t} + \Gamma C_t] + \varepsilon_t \quad (19)$$

Burada $\check{r}_t$ t dönemindeki reel faiz açığını, $\pi_{t+i,t}$ t döneminde i dönem ilerisi için beklentinin t dönemi tahmininden sapması, $x_{t+j,t}$ ise t dönemindeki t+j dönem sonrası için tahmin edilen ile potansiyel arasındaki üretim açığını ve C_t 'de kur ve faizin sapması gibi diğer değişkenlerin vektörü olarak modelde yer alır. Faizin seyri r_t^* 'ı sabit kabul etmek, faiz tahmini $\check{r}_t$ 'yı olduğundan yüksek çıkarıp, Merkez Bankası'nın enflasyon ve üretimden sapmalara verdiği tepkileri de büyüterek, Merkez Bankası reaksiyonunun aşırı olduğu yanılıgısına sebep olabilir.³⁷

Merkez Bankası'nın hangi koşullar altında asimetrik tepkiler verdiğini ve hangi değişkenler üzerinde asimetrik bir tepkiye sebebiyet verdiğini (18) benzeri bir ekonometrik modelle gösterilebilir. Asimetrik Merkez Bankası'nın denklemi (19)'uncu denklemden yola çıkarak ve kur ve faizin sapması gibi diğer değişkenleri (c_t) ihmal ederek (18)'e benzer bir şekilde içine kukla değişken de katılarak tanımlanabilir³⁸. Aşağıdaki denklem Gredig (2007)'deki indikatörlü modelden daha farklı olsa da temel işlev benzerdir. D_t burada kukla değişken olarak atanmıştır.

$$\check{r}_t = [\rho_1 \check{r}_{t-1} + (1-\rho_1)(\beta_1 \pi_{t+i,t} + \gamma_1 x_{t+j,t})] + D_t [\rho_2 \check{r}_{t-1} + (1-\rho_2)(\beta_2 \pi_{t+i,t} + \gamma_2 x_{t+j,t})] + \varepsilon_t \quad (20)$$

Merkez Bankası için izlenen bir ekonomik değerin belli bir sınırın aşığına veya yukarısına kırılması, politikasını değiştirmek için kritik olabilir. Bu sınır değerin ne olduğu Merkez Bankası tarafından genellikle açıklanmasa da, veri setinden ve ekonomik teoriden yola çıkılarak kestirilmesi veya ekonometrik olarak tahmin

³⁶ Faiz oranının hareketiyle ilgili ampirik kanıtlar için Bomfim(2001), Laubach ve Williams(2003) ve Clark ve Kozicki(2005)'a bakılabilir.

³⁷ Trehan ve Wu(2007)'de bu konuyu incelerler.

³⁸ Aslında literatürdeki modeller kukla değişken kullanmamışlar ancak daha önce de yazıldığı gibi az veriyle çalışırken veriyi yarıya indirmek yerine kukla değişkenle çalışmak daha geçerli sonuçlar verebilir. Gredig (2007)'deki indikatörlü model şu şekilde tanımlanmıştır: Ekle.

edilmesi mümkündür³⁹. (20)'nci denklemden yola çıkarsak üç farklı açıklayıcı değişkenin varlığında üç farklı sınır değeri belirlemek gerekir. Bu sınırlar üretim açığının belli bir değeri τ_x aşağı veya yukarı aşması, enflasyon sapmasının τ_π belli bir sınırı aşması veya yukarı doğru aşması ve üretim büyümesinin τ_y belli bir sınırı aşmamasıyla ilgili olarak tanımlanabilir. Yani daha önce bahsettiğimiz Horwath (2009) aslında Gredig (2007)'deki modelin sadece enflasyon sapmasının pozitif veya negatif olması durumunda $\tau_\pi=0$ Merkez Bankacı'nın asimetrik reaksiyonunu test eden için kurulmuş bir alt modeli gibidir.

Burada kurulan modelde de sınır değerleri $\tau_\pi=0$, $\tau_x=0$ ve τ_y de test edilecek ülkenin ortalama büyüme oranı olarak alınacaktır. Model kurulurken ilk önce bu üç sınırdan biri Merkez Bankası'nın politika karar değişkeni olarak seçilip bu karar değişikliğinin ekonometrik olarak anlamlı olup olmadığı, yani (19)'uncu denklemdaki katsayıları değiştirip değiştirmedeği test edilecektir. Bu da (20)'nci denklemdaki kukla değişkenli model kullanılarak yapılacaktır. Sınır değeri τ_x olarak seçilirse; $\tau_x < 0$ olması durumunda $D_t=0$, eğer $\tau_x \geq 0$ olursa $D_t=1$ olarak alınıp, $\rho_2=0$, $\beta_2=0$ ve $\gamma_2=0$ hipotezleri test edilir. Eğer $\rho_2=0$ hipotezi reddedilmezse bu üretim açığının negatif olduğu durumlarda Merkez Bankacı'nın ekonominin büyümesini değiştirme güdüsüyle asimetrik bir politika izlemediği sonucuna varılabilir. Aksi durumda eğer $\rho_2=0$ hipotezi reddediliyorsa bu Merkez Bankacı'nın negatif üretim açığı durumunda büyümeyi artırma güdüsüyle asimetrik müdahalede bulunabildiği sonucuna varılabilir. Başka bir söylemle, şöyle bir algılama da mümkündür: Merkez Bankacı için önemli değişken üretim açığı ya da işsizlik, yani $\tau_x < 0$ olması işsizliğin doğal oranının üzerinde olması anlamını taşımaktadır. Bu durumda $\rho_2=0$ hipotezini test etmek, aslında Merkez Bankacı'nın ekonomide işsizlik varken, büyümeye ekstra bir önem verip vermediğini de test etmek olur. Elbette katsayıların pozitif veya negatif olması, aynı zamanda asimetrik müdahalenin yönünü de gösterir.

Benzer şekilde sınır değeri enflasyon sapması τ_π olarak seçilirse ve $\tau_\pi < 0$ olması durumunda $D_t=0$, $\tau_\pi \geq 0$ olursa $D_t=1$ olarak alınır ve yine $\rho_2=0$, $\beta_2=0$ ve $\gamma_2=0$

³⁹ Bu tür sınır değerlerinin tahminiyle ilgili ayrı bir literatür olmakla beraber (özellikle Caner ve Hansen (2004)'a bakılabilir, bu literatürün altında da hem Gredig (2007) hem de Bec (2006)'da bu sınırların tahminiyle ilgili bilgi ve ekonometrik bir modelleme vardır. Bec (2006) benzer bir metod kullanarak tahmin yapsa da modelini kur politikaları üzerine kurduğu için bu tezin odağının dışında kalır. Temel olarak Caner ve Hansen (2001)'den yola çıkılarak da çok detaylı sınır değerleri hesaplanabilir.

hipotezleri test edilebilir. Bu durumda $\rho_2=0$ hipotezi reddedilmezse bu enflasyonun hedefinden sapmasının negatif olduğu durumlarda Merkez Bankacı'nın ekonominin büyümesini değiştirme güdüsüyle asimetrik bir politika izlemediği, aksi durumda ise ($\rho_2=0$ hipotezi reddediliyorsa), bu Merkez Bankacı'nın enflasyon ve hedefi arası negatif açık oluşması durumunda büyümeyi artırma veya azaltma güdüsüyle asimetrik müdahalede bulunabildiği anlamına gelir.

Son olarak sınır değeri τ_y seçilebilir. Bu da ülkenin büyüme oranının, ortalamasının aşgısında olup olmadığına göre Merkez Bankası politikalarının test edilmesi demektir. Eğer $\tau_y < y_{ort}$ ise Merkez Bankası'nın ekonomiyi büyütmeğe yönelik bir çabası olabilir ve bu da yine $\tau_y < y_{ort}$ olması durumunda $D_t = 0$ ve $\tau_y \geq y_{ort}$ olursa $D_t = 1$ olarak kukla değişken oluşturularak test edilir.

Eleştirel açıdan, bu modellerin ortak problemi sonuçta gözlemlenen asimetrinin kaynağını tam olarak tespit edememesidir. Yani aslında hipotezin tanım eksikliği vardır. Asimetrik sonuçlar Merkez Bankacı'nın niyetinden kaynaklanabileceği gibi, ekonominin doğrusal olmayan yapısından da kaynaklanabilir. Hatta, Minford ve Srinivassan (2008) Phillips eğrisi'nin doğrusal olmaması ile karesel Merkez Bankası tercihlerini biraraya getirerek bunun Merkez Bankacı'nın enflasyona dönük asimetrik tercihlerle aynı enflasyon ya da deflasyon yanlılığını gösterdiği sonucunu verir.

Bu eleştirinin uzantısı olarak kabul edilebilecek diğer bir eleştiri de, asimetrik reaksiyonlar ekonometrik verilerle gözlemlense bile, bu sonuçlara yol açacak Merkez Bankası niyetlerinden bahsedilmemesidir. Bir sonraki bölümde ele alınacak olan Cukierman (1998) temelli modeller bu niyetleri daha iyi ortaya koymuşlardır.

Son olarak daha önceki (18)'inci denklemde olduğu gibi bu denklemde de gecikmeli değerler kullanılır. Yani t döneminde gerçekleşecek reel faiz oranını t döneminde i dönem sonrası enflasyon tahminini ve j dönem sonrası üretim açığını kullanarak modelleriz. Bu tür gelecek dönem tahminlerini modele dahil etmenin de elbette ekonometrik tahmin hatalarına sebep olacağı ve yapısal olarak eleştirileceği de açıktır.

Tüm bu eleştirilere rağmen yine de bu modellerin de en azından asimetrinin varlığıyla ilgili bir bilgi sağladığı, politikalara yönelik farklı çıkarımlar oluşturduğu ve enflasyon yanlılığını test etmek için başka yapısal kanıtlar aramaya yönlendirdiği de aşıkardır.

4.1.2. Veriler ve Bir Ekonometrik Uygulama:

Bu bölümdeki ampirik çalışma için Taylor Kuralı'nın altyapısı kullanılmış ve Merkez Bankası'nın politika aleti olarak kabul edilen kısa dönem faiz oranları belirlenirken, gerçekleşen enflasyonun yanı sıra üretim açığı ve kurun da Merkez Bankası'nın iradi kararına etki edebileceği varsayılarak ekonometrik model oluşturulmuştur. Ancak modeldeki asıl amaç; Taylor Kuralı'nın test edilecek ülkeler için açıklayıcılığını test etmek değil, para politikasının asimetrik olup olmadığını ya da doğrusal olup olmadığını test etmektir. Yani metodolojik olarak farklı enflasyon seviyelerinde Merkez Bankası'nın faiz oranlarına nasıl müdahale edeceği araştırılmaktadır. Enflasyon hedeflenenin yukarısında çıkarsa Merkez Bankası faiz oranlarını yükselterek piyasadaki likiditeyi azaltıp ekonomiyi kontrol altına almaya çalışır.

Enflasyon hedeflenenin aşağısında çıktığında da Merkez Bankası için doğru politika faiz oranlarını aşağı çekerek ekonomiyi canlandırmaktır. Elbette modeli daha detaylandırmak mesela Merkez Bankası'nın müdahalede bulunmadığı üçüncü ara bir rejimi modele dahil etmek, hatta Bec (2006)'daki gibi müdahalenin yapılacağı eşik değerlerini de tanımlamak mümkündür. Ancak böyle bir üçüncü rejim oluşturmak eldeki veri sayısı az olduğu için hem her rejim için anlamlı veri sayısını daha da azaltacak, hem de sonuçların güvenilirliğini düşürecektir. Ayrıca Merkez Bankası'nın müdahale etmediği eşikin tanımı ve gerçekten var olup olmadığını belirlemek de sorunludur.

Aşağıdaki ekonometrik modelde gerçekleşen enflasyonun hedeften farkı yerine, dört çeyrek önce oluşturulmuş olan enflasyon beklentisinin hedeften farkının Merkez Bankası'nın faiz politikasını belirlediği varsayılır. Bu son on yılda Merkez Bankaları'nın enflasyon beklenti anketleri oluşturmalarıyla mümkün olmuştur. Gerçekleşen enflasyon yerine enflasyon beklentisini kullanmanın avantajı en küçük kareler yöntemi kullanımına olanak sağlıyor olmasıdır.⁴⁰ Eğer model kurulurken bu gün için belirlenen faiz oranının Merkez Bankası'nca güncel enflasyonun hedeften sapmasına bakılarak belirlendiği yani modelin “Geleceğe Bakan” tarzda olduğu iddia

40 Ancak bu yönteme bir eleştiri de enflasyon beklentisi verisi oluşturulurken yansız veri oluşturmanın zorluğuyla ilgilidir. Andolfatto, Hendry, and Moran (2005) eksik bilgi para politikasındaki az sayıdaki önemli kayma sonucunda edinilen bellek rasyonel bireylerin beklentilerini yanlış hale getirebileceğini ve Brezilya'da bu veri setinin yanlış olduğunu iddia ederler.

edilecekse En Küçük Kareler Metodu yerine Genelleştirilmiş Momentler Metodu kullanılır ki bu metod da bir sonraki bölümün ekonometrik çalışmasında kullanılacaktır. Bu ekonometrik modelde ise bir yıl önce elde edilmiş olan halkın ekonometrik beklentisi ile bir yıl önceden hedeflenen enflasyon arasındaki fark Merkez Bankacı'nın oluşturacağı gecelik faiz oranının verisi olarak kabul edildiğinden yani Merkez Bankacı'nın önceki hedeflerinin halk tarafından ikna edici olarak kabul edilip edilmemesine göre faiz politikasını belirlendiğinden en küçük kareler yöntemi kullanılabilir. Elbette en küçük kareler metodunu kullanabilmek için modeldeki üretim açığı ve kur gibi verilerin de gecikmeli olarak alınması gerektiğinin de altı çizilmesi gerekir.

Her ne En Küçük Kareler metodu Genelleştirilmiş Momentler Metoduna göre ekonometrik açıdan daha kolay görünse de, enflasyon beklenti anketleri birçok ülke için süreklilik açısından on yıldan daha öncesine gitmemektedir. Bu ekonometrik çalışmada üretim ve dolayısıyla üretim açığı verileri üç aylık dönemlerde elde edilebildiği için veri sayısı daha da azalmaktadır. Gredig (2007) benzer bir çalışmayı Şili için aylık verilerle yapmış ve üç aylık üretim verilerini spesifik tahmin yöntemi kullanarak aylık hale getirmiştir; ancak bu yöntemin bilimsel sağlamlığı tartışmaya açıktır.

Diğer önemli bir konu olarak endojen veri olan faiz oranı olarak alınan veriler kısa dönem faiz oranlarıdır. Merkez Bankacı -model gereği - bu dönemki kısa dönem faiz oranını belirlerken geçmiş dönemlerde gerçekleşmiş faiz oranlarını da açıklayıcı veri setine koyar. Ancak özellikle Türkiye ve Brezilya için faiz oranları uzun dönemler boyunca kalıcı olarak yüksek olduğu için gecikmeli faiz değişkeni hem diğer açıklayıcı değişkenlerin anlamlılığını azaltır hem de kur ve enflasyon gibi gibi diğer verilerle eş-bütünleşmeye sebep olabilir.

Ayrıca mesela ABD'nin verileriyle çalışırken dünya ekonomisindeki genel dalgalanmalarla ABD'nin ekonomisindeki dalgalanmalar arasında bir paralellik olduğu varsayılabilir için, ABD'nin kısa dönem faiz oranlarındaki değişimlerin modeldeki açıklayıcılar tarafından (ki özellikle üretim açığı verisi) daha yüksek bir açıklayıcılığının olması ve katsayıların da daha anlamlı olması doğaldır.

Göreceli olarak küçük olan ve kendi ekonomik dalgalanmalarının dışında dünya çapında gerçekleşecek arz şoklarını da dikkate alarak hareket eden bir küçük ülke

Merkez Bankacısı'nın davranışlarındaki uluslararası şoklarla ilgili dalgalanma kısmından kurtulmak da kısa dönem faiz oranlarından uluslararası gücü yüksek olan bir ülkenin kısa dönem faiz için, oranlarını çıkarırsak, Merkez Bankacı'nın içsel politikalarına daha net bir açıklama da getirebiliriz. İlerideki modelde açıklanan değişken olarak sadece kısa dönem faiz oranını aldığımızda r^2 0,65 civarında çıkarken, açıklanan değişkeni kısa dönem faiz oranının ABD kısa dönem faiz oranından farkı olarak aldığımızda 0,80'lerin yukarısına çıkmaktadır.

Bu ampirik çalışmada farklı coğrafyalardan benzer sayılabilecek ekonomik koşulları benzer sayılabilecek üç farklı ülkenin verileriyle çalışılmıştır. Türkiye'nin yanı sıra Polonya ve Brezilya verileri de araştırılarak asimetrik enflasyon yanlılığının gelişmekte olan ülkelerde de gerçekten var olup olmadığı test edilmiştir. Enflasyon hedeflerinin açıklanmasıyla ilgili verilerin en çok on yıl öncesine gidebiliyor olmasından dolayı Polonya ve Brezilya için 2000 yılına kadar, Türkiye için de 2002'ye kadar veri toplamak mümkün olmuştur.⁴¹

Kullanılacak ekonometrik denklem Horwath (2009)'a benzer şekilde Kural Politikalar ve Asimetri başlığı altındaki (18)'inci denklemden yola çıkılarak elde edilir.

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 \pi^{\text{aşağı}}_t + \beta_2 \pi^{\text{yukarı}}_t + \beta_3 i_{t-1} + \beta_4 x_t + \beta_5 (y_t - \bar{y}_t) + \varepsilon_t$$

Gecelik faiz oranı i_t , enflasyon hedefi ile beklenti arasındaki farkın yanı sıra, kur x_t , üretim açığı $(y_t - \bar{y}_t)$ ve önceki dönemlerin faiz oranları i_{t-1} ile açıklanmaktadır. Denklemdaki $\pi^{\text{aşağı}}_t$ ve $\pi^{\text{yukarı}}_t$ halkın 12 ay ya da dört çeyrek sonrası için enflasyon beklentileri⁴² $\pi^f_{t/t+4}$ ile Merkez Bankası tarafından açıklanan yıl sonu enflasyon hedefinden⁴³ π^*_t yola çıkılarak tanımlanmıştır. Zaten asimetri modellerinin Clarida,

⁴¹ Türkiye'de 2002-2005 yılları arasında Merkez Bankası gizli enflasyon hedeflemesi yapmıştır. Enflasyon hedeflemesinin gizli ya da açık olması Merkez Bankacı tarafından hedef bilindiği müddetçe çok önemli değildir.

⁴² Bu tanım her üç ülke için de aynıdır ve hem Türkiye, hem Polonya hem de Brezilya Merkez Bankaları aylık enflasyon beklentisi anketlerini yaparken gelecek ayla ilgili beklentilerin yanı sıra bir sene sonrasında beklenen enflasyonu da QPM (Çeyrek Dönemlik Projeksiyon Modelleri) ile sorgulamaktadırlar. Burada ülkeler arası muhtemel farklılık ve eleştiri anketin yapıldığı grupla ilgili olabilir. QPM senaryolarıyla ilgili daha detaylı anlatım Coats (2003)'de yer almıştır. Beklenti anketlerinin yapıldığı grup üç ülke için de piyasa profesyonelleri ve bankacılarıdır. Yani göreceli olarak tam bilgiye yakın bir grup üzerinden giderek oluşan beklentiler sorgulanmalıdır.

⁴³ Merkez Bankası hedefleri yıl sonu hedefi olarak açıklanmışlardır. Ancak eldeki diğer verilerin üç aylık olması bu hedefleri üç aylık dönemlerde revize etmeyi gerektirmektedir. Her ne kadar TCMB'si hedeflerin üç aylık tutarlılığını test eden raporlar hazırlasa da, bu hedefleri üç aylık dönemlerde şeffaflaştıran herhangi bir veri seti yoktur. Ayrıca bu veriler üç aylık hale getirilirken yıl içindeki hedef revizyonları dikkate alınmamıştır. Çünkü halkın bir sene önceki beklentisine 'Biz A durumunu

Gali ve Gertler (1998) ve benzeri para politika kurallarını ampirik olarak test eden modellerden görünen temel farkı (metodolojik olarak da farkı) $\pi^{\text{aşağı}}_t$ ve $\pi^{\text{yukarı}}_t$ arasındaki olası politik farklılığın gösterilmesidir. Eğer iki durum arasındaki Merkez Bankacı'nın reaksiyonunun katsayı bazında anlamlı şekilde farklı olduğu gösterilebilirse, asimetrik Merkez Bankası politikalarının geçerliliği de gösterilmiş olur.

Denklemden $\pi^{\text{aşağı}}_t$;

$$\begin{aligned}\pi^{\text{aşağı}}_t &= -\pi^f_{t/t+4} + \pi^*_t & \text{eğer } \pi^f_{t/t+4} < \pi^*_t \\ \pi^{\text{aşağı}}_t &= 0 & \text{eğer } \pi^f_{t/t+4} \geq \pi^*_t\end{aligned}$$

ve benzer şekilde $\pi^{\text{yukarı}}_t$ da;

$$\begin{aligned}\pi^{\text{yukarı}}_t &= \pi^f_{t/t+4} - \pi^*_t & \text{eğer } \pi^f_{t/t+4} > \pi^*_t \\ \pi^{\text{yukarı}}_t &= 0 & \text{eğer } \pi^f_{t/t+4} \leq \pi^*_t\end{aligned}$$

şeklinde tanımlanmıştır.

Enflasyon hedefi verisi sadece yıl sonu hedefi olduğu için, bu veriyi yıl süresince dört dönem aynı rakam olarak almak anlamsızdır. Örneğin geçen yıl sonunda enflasyon hedefi 20% iken gelecek sene sonu hedefi %12 ise Ocak ayından Marta birden bire %8 enflasyon düşecekmiş gibi algılamak akla uygun düşmediğinden üç aylık veriler doğrusal şekilde düşüş planlanıyormuş gibi hesaplanmıştır. Yani buradaki örneğe göre her üç ay %2 'lik düşüşlerle ilk çeyrek hedef %18, ikinci çeyrekte %16, üçüncü çeyrekte %14 ve son çeyrekte %12 olarak alınmıştır.

Kur verisi olarak alınan x_t Merkez Bankalarının günlük kurlarından yola çıkılarak derlenmiştir. Her ne kadar Polonya ve Türkiye Euro bölgesine daha yakın olsalar ve Euro'daki dalgalanmalar bu iki ülke için Dolar'a nazaran daha önemli olsa da 2000'li yıllarda da Dolar'ın en önemli uluslararası likid para olmasından dolayı ve yukarıda bahsi geçen faiz oranı hesabında da FED verileriyle çalışılmasından dolayı kur verileri Dolar paritesinden yola çıkılarak hesaplanmıştır. Ayrıca modelde tahmin en küçük kareler yöntemiyle yapılacağından t dönemki faiz regresyonu için $t-1$ 'inci dönemin kur verisi x_{t-1} kullanılmıştır. Bu modelde kur verisi para politikasının

bekliyorduk ama evdeki hesap çarşıya uymadı şimdi B durumunun olmasını bekliyoruz' demenin halkın beklenti ve gerçekleştirmeler arasındaki arasındaki farkı çok da etkilemesi mümkün olmayacaktır.

asimetrisi için değil, yapılan En Küçük Kareler regresyonunun açıklama gücünün yüksekliği için önemlidir.

Diğer bir egzojen veri üretim açıklarıdır. Aslında üretim açıkları sonraki bölümde yani Asimetrik Faydayı Tanımlayan Yeni Fayda Fonksiyonları başlığında daha önemli yer tutmaktadırlar. Bu modelde üretim açığı, aynı kur gibi sadece regresyonun açıklama gücünü artırmak için regresyonda bulunmaktadır; ancak üretim açıklarının yönüne göre Merkez Bankası'nın tepkisini ölçen ve asimetriye enflasyonun hedefinden sapmasını değil üretimin hedeften sapmasını ölçerek karar veren asimetri modelleri kurmak da mümkündür.⁴⁴ Burada üretim açığı gerçekleşen büyüme oranı ile doğal büyüme oranı arasındaki fark olarak tanımlanmıştır. Cari veya sabit büyüklük yerine oranlarla çalışılmasının temel sebebi diğer tüm değişkenlerin de oran olması ve ekonometrik açıdan test edilebilirlik için tüm değişkenlerin aynı mertebeden [kointegrasyon olmaması için tercihen I(0)] durağan olması gerekliliğidir. Ayrıca I(1) mertebesinde durağan olan bir model eş-bütünleşime de sebep olabilir. Bu da ekonometrik açıdan modeli daha zor kılar ve amaçtan uzaklaştırabilir.

Üretim açığı verisiyle ilgili diğer önemli bir konu da hesaplarken doğal üretim seviyesi verilerine ihtiyaç duyulmasıdır. Ancak her ne kadar doğal üretim seviyesi kapasite kullanımıyla ilgili olsa da kesin olarak ölçülemeyen bir büyüklüktür.⁴⁵ Bu nedenle de buradaki gibi üretim doğal seviyesine ihtiyaç duyulan modellerde üretim doğal seviyesi, uzun vadeli üretim seviyesi veya oranı verilerinden yola çıkılarak bu işler için özel olarak geliştirilen filtreler yardımıyla tahmin edilmektedirler. Bu tür filtrelerin iktisat alanında doğal işsizlik seviyesi ve doğal üretim seviyesi tahminlerinde sıkça kullanılan en önemli iki tanesi Hodrick-Prescott ve Kalman Filtreleridir. Kalman Filtresi'nin en önemli avantajlarından biri zaman içinde değişen doğal üretim oranını derneşik arz ya da Phillips eğrisiyle beraber tahmin edebilmesidir.⁴⁶ Diğer bir avantajı da I(0) durağan serilerde de kullanılabilmesidir.

⁴⁴ Hem bu tür asimetriyi hem de bu modeldeki gibi klasik asimetriyi Aguliar ve Martins (2005)'de bulunabilir.

⁴⁵ Ancak bazı ülkeler istatistiki veri olarak bu veriyi de açıklamaya başladılar.

⁴⁶ Kalman Filtresi'nin tahmini için Derneşik Arz denklemi $\pi_t - \pi_t^e = \alpha(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) + \beta(y_t - y_t^n) + \gamma x_t + \varepsilon_t$ şekline getirilir. (Burada x_t arz şoklarıdır.) Üretim doğal seviyesinin zamanla değişimi de $y_t^n = y_{t-1}^n + v_t$ denklemiyle bulunur. Üssel düzeltme metoduyla bu denklemlerin sonucundaki Kalman tahmincileri elde edilir.

Hodrik-Prescott Filtresi ise ekonomideki üretimsel değişimleri döngüsel ve trend olarak ikiye ayırır. Döngüsel veriyi düzeltilmiş veriden ayırmak için orijinal veriden sapmalara bir ceza parametresi ekler. Ceza'nın oranını λ ismi verilen bir katsayı belirler. Hodrick ve Prescott (1997) λ katsayısını aylık veriler için 14400, üç aylık veriler için ise 1600 olarak kullanmayı tavsiye eder. Her ne kadar λ 'yı farklı değerler için test eden ve farklı ülkeler için farklı λ 'lar kullanılmasını öneren çalışmalar olsa da burada konunun sınırlarının dışına taşmamak için filtrenin ilk uygulayıcılarının tavsiyesine uyularak $\lambda=1600$ alınacaktır.

Üst paragrafta bahsi geçen ceza parametresi yüzünden genellikle Hodrick-Prescott filtresinin doğal üretim oranı tahminleri Kalman Filtresine göre gerçekleşen üretim oranına daha yakın sonuçlar vermektedir. Üretim açıkları da daha küçük ve yansız olmaktadır. Bu nedenle de Hodrick-Prescott filtresinin kullanımı model için daha yansız ve anlamlı sonuçlar vereceği öngörülebilir. Ancak Hodrick-Prescott filtresi $I(0)$ durağan serilerde kullanılamaz. Üretim büyümesi ile ilgili veriler her üç ülke için de $I(0)$ durağanlık mertebesinde olduklarından Hodrick-Prescott filtresi büyüme oranlarına değil, cari GSYİH verilerine uygulanmıştır. Daha sonra hem gerçekleşen üç aylık GSYİH'nın hem de filtreleme sonucu elde edilmiş GSYİH doğal seviyesinin dört dönemlik değişimleri alınarak yıllık büyüme oranları ve yıllık büyümenin doğal seviyeleri hesaplanmıştır. Regresyonlar bu iki veri arasındaki farktan elde edilen seri üzerinden hesaplanmıştır.

Modeldeki son veri olarak Merkez Bankası'nca açıklanan gecelik faiz oranlarının gecikmeli değeri de modele dahil edilmiştir. Bu gecikmeli değer bir taraftan regresyonun açıklama gücünü artırmakta, ancak diğer taraftan özellikle Türkiye gibi uzun süre yüksek faiz oranlarının geçerli olduğu ülkelerde diğer değişkenlerin anlamlılığını azaltabilmektedir. Ancak teorik olarak Merkez Bankası'nın Kural Para Politikaları Altında Asimetrik Merkez Bankası başlığı altında çözülen ve (5)'inci denklemde de belirtilen “t döneminde oluşan faiz daha önceki dönem faiz oranlarının ve t dönemi için Merkez Bankası tarafından hedeflenen faiz oranının ağırlıklı bir ortalamasıdır” yargısı dolayısıyla bu değişkeni modelden çıkarmak teoriyi eksik bırakacağından modele eklenmiştir.

Buradaki ekonometrik denemelerde modeli ve diğer değişkenleri en anlamlı çıkaran sonuç, aynı zamanda faiz kontratlarının uzun olabileceği de dikkate alınarak dört dönemlik, yani bir yıllık bir gecikmeli faiz ile de çalışılmıştır. Ancak bir dönemlik

gecikmeli modelin de benzer ekonometrik sonuçlar verdiği görülünce modele sadık kalmak için teze eklenen ekonometrik çıktı tablosu daha çok veri ile çalışabilmiş olmak için tek dönemlik gecikme olmuştur. Hatırlatmakta fayda var ki burada da gecelik faiz oranının ABD gecelik faiz oranıyla farkı alınarak veri haline getirilmiştir.

Verileri özetlemek gerekirse, Türkiye için gecelik faiz oranı, enflasyon hedefi ve on iki ay ilerisi için enflasyon tahmini ve dolar kuru Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın internet sitesindeki veriler bölümünden elde edilmişlerdir. Üç aylık cari GSYİH verisi de TÜİK'den alınmıştır. Brezilya için gecelik faiz oranı, enflasyon hedefi ve on iki ay ilerisi için enflasyon tahmini ve dolar kuru Brezilya Merkez Bankası'nın internet sitesinden, Brezilya ve Polonya'nın GSYİH verileri OECD'den, dolar kuru, enflasyon hedefi ve tahmin verileri Polonya Merkez Bankası'ndan elde edilmişlerdir.

Denklemin regresyonu yapılmadan önce tüm veriler için durağanlık ve Granger nedensellik testleri yapılmıştır. Detaylı test sonuçları tezin sonundaki Ek.x bölümüne konmuştur. En küçük kareler regresyonundan sonra ise, model için asıl önemli nokta olarak $\pi^{aşağı}_t$ ve $\pi^{yukarı}_t$ değişkenlerine faizin verdiği tepkinin simetrik olup olmadığını $\beta_1 = -\beta_2$ Wald-Katsayı Testi ile araştırmıştır⁴⁷.

4.1.3. Ekonometrik Çalışmanın Sonuçları:

Türkiye, Polonya ve Brezilya için En Küçük Kareler metodu ile yapılan iki farklı regresyonun sonuçları aşağıdaki Tablo 1 ve Tablo 2'de verilmiştir. Bir taraftan kural para politikalarının denklemdeki açıklayıcılarla gerçekten açıklanıp açıklanamadığı test edilirken, diğer taraftan da gözlemlenen ülkelerin Merkez Bankaları'nın enflasyon tahminleri hedeflenenin üzerine çıktığında, tahminlerin hedefin aşağısında kaldığı durumdan farklı bir tepki vermediği test edilmiştir. Tablo 4.1'de kullanılan ekonometrik denklem $i_t = \beta_0 + \beta_1 \pi^{aşağı}_t + \beta_2 \pi^{yukarı}_t + \beta_3 i_{t-1} + \beta_4 x_t + \beta_5 (y_t - \bar{y}_t) + \varepsilon_t$ 'deki tüm değişkenleri içerirken, Tablo 4.2'deki denklem sadece enflasyonu ve üretim açıklarını önemseyen daha düz mantıklı Merkez Bankacıdır. İlk modelde faiz oranlarının korolelogramı incelendiğinde her üç ülke için de AR(1) otoregresyonu olduğu görülür. Ayrıca diğer değişkenler sıfırıncı mertebeden durağanken kur

⁴⁷ Horvath (2009)'da her ne kadar test edilen kısıt $\beta_1 = \beta_2$ olsa da tanım olarak $\pi^{aşağı}_t$ terimleri aslında $\pi^{yukarı}_t$ terimlerinin negatif işaretli olduğu için test edilmesi gereken katsayı kısıtı da $\beta_1 = -\beta_2$ olarak tanımlanmalıydı.

değişkeni de birinci mertebeden durağan olduğu için ekonometrik denklemlerde kur yerine kurun değişimi kullanılmıştır⁴⁸.

Tablo 4.1'deki sonuçlara göre Türkiye için $\pi^{\text{aşağı}}$ 'nin katsayısı negatif yönlü ve mutlak değer olarak daha büyük bir değerken, $\pi^{\text{yukarı}}$ 'nin katsayısı pozitif yönlü ve mutlak olarak daha küçük bir değerdir. Ayrıca bu denklemde Türkiye için hem $\pi^{\text{yukarı}}$ 'nin hem de $\pi^{\text{aşağı}}$ 'nin katsayıları istatistiksel olarak da anlamlı çıkmaktadır. Diğer bir değişle bu ekonometrik denkleme göre Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, halkın beklentisi enflasyon hedefinin aşağısında kaldığında aktif bir şekilde faiz indirimine gitmekte ve ekonomiyi canlandırmaya çalışmaktadır. Tam tersi durumda halkın enflasyon beklentisi Merkez Bankası'nın hedefinin yukarısında çıktığında ise anlamlı bir şekilde faiz artırılmakta ve ekonomi soğutulmaktadır. Ancak bu politika farklılığı istatistiksel olarak Wald-Katsayı Testinde ortaya çıkmamaktadır.

Aslında bu regresyonda da ama özellikle aşağıdaki basitleştirilmiş regresyonda Türkiye'nin aşağı yönlü ve yukarı yönlü sapmalara verdiği tepki katsayılar bazında keskin bir şekilde farklılık göstermektedir. Ne var ki özellikle 2002 ile 2005 arasındaki hızlı enflasyon düşüşlerinin olduğu dönemin verileri varyansları yüksek çıkardığı için Wald-Katsayı Testi bu farklılığı anlamsız göstermektedir. Dönem daha uzun olabilseydi Türkiye için ilk üç yılın verileri atılarak yapılacak regresyon sonucu Wald-Katsayı Testi sonuçları da daha anlamlı olabilirdi. Yine de bu veri seti altında TCMB'nin resesyon dönemlerinde daha aktif şekilde faizlerle oynadığını bu regresyonla iddia etmek mümkün değildir.

Brezilya'nın verileri de Türkiye'nin verilerine benzer olsa da hem $\pi^{\text{aşağı}}$ 'nin katsayısının (mutlak değer olarak) çok büyük olması hem de varyansların düşük çıkmasından dolayı Wald-Katsayı testinden anlamlı sonuçlar çıkarır. Brezilya için enflasyonun hedeften sapmasıyla ilgili asimetrik politika uygulama iddiaları reddedilemez.

Polonya'nın enflasyonla ilgili asimetrik politika tepkileri ise hem Türkiye ve Brezilya'nın tepkilerinden hem de Horvath (2009)'da analizi yapılan ve ülke özellikleri anlamında benzerlikler göstermesi beklenebilecek Çek Cumhuriyetinden bile oldukça farklıdır. En önemli farklılık enflasyon anlamında simetrik politikaların

⁴⁸ Daha detaylı durağanlık testleri verileri ve gerekli korolelogramları Ek 2 bölümünde bulunabilir.

uygulandığı %10'luk anlamlılık düzeyinde reddediliyor olmasa da buradaki asimetri yazarın beklentilerinin tam tersi yönündedir.

Üretim açıklarının da tüm test edilen ülkeler için hala istatistiksel olarak anlamlı birer politika faktörü olduğunu da Tablo 4.1'deki regresyonların sonucuna göre söylemek mümkündür. Ayrıca tüm ülkelerin üretim açıklarına verdikleri tepki pozitif yönlüdür. Yani beklenildiği gibi üretimin doğal hedefin aşağısında kaldığı duruma Merkez Bankaları faiz indirimiyle cevap vermektedirler. Katsayı olarak Polonya ve Türkiye'nin tepkileri daha sınırlıyken Brezilya'nın tepkisi bu iki ülkenin tepkilerinin üç katı büyüklüğünde görünmektedir. Regresyona göre kurdaki değişimler Türkiye ve Polonya'nın son dönemki faiz politikaları için önemsiz görünürken Brezilya için hala önemini sürdürmektedir.

Tablo 4.1: Asimetrik Para Politikası Kuralı İçin Tahminler

	Türkiye	Polonya	Brezilya
C	3.226231 [0.0051]	0.005335 [0.9879]	25.46579 [0.0057]
$\pi^{\text{aşağı}}$	-0.954831 [0.0800]	0.226654 [0.3147]	-8.775227 [0.8375]
$\pi^{\text{yukarı}}$	0.528975 [0.0239]	0.074688 [0.1392]	-0.086250 [0.0118]
$(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})$	0.226974 [0.0056]	0.210786 [0.0091]	0.669958 [0.0170]
dx_{t-1}	2.942597 [0.3610]	0.212342 [0.6114]	4.626398 [0.0964]
i_{t-1}	0.724370 [0.0000]	0.863765 [0.0000]	0.101922 [0.6258]
AR(1)	-0.063118 [0.7531]	0.413200 [0.0273]	0.920361 [0.0000]
Ho: $\beta_1 = -\beta_2$ F-istatistiği p-değeri	0.543459 0.4679	1.528450 0.2251	7.336925 0.0111
Gözlem Sayısı	32	40	37
Düzeltilmiş R^2	0.961580	0.970931	0.875346

Notlar: Hücrelerdeki ilk rakamlar katsayıları, ikincirakamlarsa p-değerlerini belirtmektedir. Türkiye için dx_{t-1} değişkeni dışındaki katsayılar %10'luk güven aralığının içindedir ve anlamlıdır. Brezilya için de sadece i_{t-1} ve üretim açıklarının katsayıları güven aralığının dışındadır. Ancak Polonya için $\pi^{\text{aşağı}}$, $\pi^{\text{yukarı}}$ ve dx_{t-1} anlamlı değildir. Tablo'nun alt kısmında ise Para politikası'nın asimetrisi $\beta_1 = -\beta_2$ hipoteziyle test edilmiştir. Katsayıların eşitliği Brezilya için %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Yani enflasyon politikası asimetriktir. Ancak Türkiye ve Polonya için istatistiksel olarak politika simetrisi reddedilemez. Diğer taraftan her üç ülke için de üretim açıklarına Merkez Bankacılarının hala enflasyon yanlılığı yaratacak tepkiler verdiği görülmektedir.

İkinci basitleştirilmiş regresyonda ve Ek x’de verilen AR(1)’siz denklem sonuçlarına göre de test edilen tüm Merkez Bankaları için $\pi^{\text{aşağı}}$ ’nın katsayısı $\pi^{\text{yukarı}}$ ’nın katsayısından mutlak değer olarak daha büyüktür ve $\pi^{\text{aşağı}}$ katsayıları gibi $\pi^{\text{yukarı}}$ katsayıları da istatistiksel olarak %10 düzeyinde anlamlıdır. Polonya Merkez Bankası’nın ilk regresyon sonucu çıkan ters davranışı bu regresyonda da görülür. Polonya Merkez Bankası halkın beklentileri banka hedeflerinin aşağısında kaldığında ve halk ekonomik genişleme beklemediğinde bile faizleri düşürmek ve ekonomiyi canlandırmak yerine, kemerleri daha da sıkımayı tercih etmektedir. Her ne kadar Polonya kadar uç şekilde olmasa da, Horvath (2009)’da Çek Cumhuriyeti’nde de benzer politikaların uygulanıyor görülmesi, aslında Avrupa Birliği politikalarının dayatması sonucu böyle kararların alınmış olabileceğini veya özellikle Polonya’da ekonomik krizin verilerin yönünü değiştirmiş olup olmadığını düşündürmektedir. Diğer daha akla yatkın açıklama ise, Avrupa Birliği’nin katı Kriterlerine uymak için çabalayan, Birliğe aday ülkelerin ya da çiçeği burnunda birlik üyesi ülkelerin bütçe açığı ile ilgili maliyetleri göze alarak kısa dönemde enflasyon takıntılı bir politika izlemeleri ve bir sonraki bölümde Asimetrik Faydayı Tanımlayan Yeni Fayda Fonksiyonları’nda daha detaylı değinileceği şekliyle, asimetrik yanlılığın Ruge-Murcia (2003)’deki gibi üretim ile ilgili yanlılıktan tamamen çıkıp düşük enflasyonla ilgili yanlılık haline dönüşmüş olduğu duruma örnek olabilir.

Buradaki modelin asıl amacı gereği diğer açıklayıcıları kaldırarak sadece $\pi^{\text{aşağı}}$, $\pi^{\text{yukarı}}$ ve $(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})$ ile basitleştirilmiş bir denklem oluşturulursa yani denklem aşağıdaki gibi olursa da, her ne kadar modelin açıklama gücü azalsa da asimetri ile ilgili çıkarımlar ve katsayıların yönü fazla değişmemektedir. Basitleştirilmiş model Merkez Bankası’nın sadece enflasyona ve üretim açığına tepki verdiği bir kuralı işaret etmektedir.

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 \pi^{\text{aşağı}}_t + \beta_2 \pi^{\text{yukarı}}_t + \beta_3 (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Bu kural her ne kadar gerçek para politikasını açıklama anlamında yetersiz olsa da az veri ile çalışılan durumlarda daha az parametre tahmincisi bulunacağından daha yüksek serbestlik derecesi ve parametre bazında daha yüksek anlamlılığa sebep olabilir. Bu tür bir para politika kuralının sonuçları Tablo 4.2’de verilmiştir.

İlk modelde de olduğu gibi Türkiye’de enflasyon hedefiyle beklentiler arasındaki farklılıklara Merkez Bankası’nın asimetrik politikalar uygulandığını söylemek

mümkün değildir. Üç ülke ile ilgili çıkarımlar geniş model karakteristiklerini korumaya devam etmektedirler. Yani Türkiye ve Brezilya enflasyon tahminleri hedeflerden aşağıda çıktığında faiz düşürmeye, Polonya ise aynı durumda faiz yükseltmeye devam etmektedir. Ancak bu modelde Türkiye'nin hedefin yukarısında tahminler olduğunda da çok net daraltıcı politikalar uygulamakta ve faizleri yukarı çekmektedir. Üç ülke için de yine $\pi^{\text{aşağı}}$ 'ya verilen tepkiler $\pi^{\text{yukarı}}$ 'ya verilenlere oranla daha serttir ($|\beta_1| > |\beta_2|$). Brezilya'nın asimetrisi ise bu basit kural altında daha da nettir ve $\pi^{\text{aşağı}}$ 'ya verilen tepkiler $\pi^{\text{yukarı}}$ 'dan çok daha yüksektir. Sonuç olarak enflasyon hedeflerine Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın asimetrik davranıp davranmadığının bu ampirik çalışmada net bir sonucu olmasa da enflasyon tahminlerinin hedefin yukarısına çıktığı durumlara daha agresif tepkiler verdiği iki regresyonda da görülmektedir. Brezilya içinse hem geniş modelde hem de sınırlı modelde asimetrik Merkez Bankası davranışı açıktır. Brezilya Merkez Bankası $\pi^{\text{aşağı}}$ 'ya $\pi^{\text{yukarı}}$ 'ya oranla daha sert faiz tepkileri vermektedir. Ayrıca Polonya'nın beklentilerin tam tersi yönde bir asimetri göstermesi en azından Polonya gibi kendi iradesinin üzerinde Avrupa Birliği gibi başka bir kurumun iradesinin var olduğu ülkelerin farklı bir açıklama ve araştırma istediklerini de göstermektedir.

Tablo 4.2: Asimetrik Para Politikası Kuralı İçin Basitleştirilmiş Denklem Sonuçları

	Türkiye	Polonya	Brezilya
C	19.28331 [0.0000]	3.700005 [0.0000]	33.69321 [0.0000]
$\pi^{\text{aşağı}}$	-5.133376 [0.0135]	0.954974 [0.0867]	-19.43044 [0.0001]
$\pi^{\text{yukarı}}$	2.270268 [0.0007]	0.672473 [0.0000]	1.722314 [0.0079]
$(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})$	0.595116 [0.0545]	0.648838 [0.0000]	0.976240 [0.0170]
Ho: $\beta_1 = -\beta_2$ F-istatistiği p-değeri	1.519571 0.2273	7.590801 0.0090	15.65381 0.0004
Gözlem Sayısı	34	42	39
Düzeltilmiş R^2	0.558936	0.761364	0.469712

Notlar: Hücrelerdeki ilk rakamlar katsayıları, ikincirakamlarsa p-değerlerini belirtmektedir. Tüm ülkeler için üretim açığı $\pi^{\text{aşağı}}$ ve $\pi^{\text{yukarı}}$ %10 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Tablo'nun alt kısmında ise Para politikası'nın asimetrisi $\beta_1 = -\beta_2$ hipoteziyle test edilmiştir. Katsayıların eşitliği hem Brezilya hem Polonya için %10 anlamlılık düzeyinde reddedilir. Yani politikalar asimetrikdir. Ancak Türkiye için politika'nın simetrisi reddedilemez.

Sonuç olarak bu iki modele göre değerlendirecek Brezilya'nın ve Polonya'nın asimetrik Merkez Bankası politikaları reddedilemez. Türkiye için her ne kadar sınırlı modeldeki Wald-Katsayı testi asimetrik politikaları işaret etmese de hem geniş modeldeki Wald-Katsayı testinin sonuçları hem de kısıtlı modeldeki $\pi^{\text{aşağı}}$ ve $\pi^{\text{yukarı}}$ nın katsayılarının $|\beta_1| > |\beta_2|$ farkı (5.13 > 2.27) Brezilya'daki kadar güçlü olmasa da bir asimetrinin var olabileceğini işaret eder. Polonya'da ise asimetrinin yönü Türkiye ve Brezilya'nın tam tersi yönündedir. Ancak ister Horvath (2009)'un Çek Cumhuriyeti olsun ister Gredig (2007)'in Şili'si olsun ister buradaki Brezilya ve Türkiye olsun $\pi^{\text{aşağı}}$ nın katsayısından değer olarak pozitif olduğu ve $\pi^{\text{yukarı}}$ dan anlamlı şekilde farklı bulunduğu tek ülke Polonya olmuştur ve bu sonuç bir üst irade tarafından para politikaları yönlendirilen ülkelerin ayrı bir bakış açısıyla araştırılmaları gerekliliğine de kanıt olabilir.

Basitleştirilmiş modelde de üretim açıklarının Merkez Bankası politikalarını etkilediği görülmüştür. Ayrıca geniş modelde olduğu gibi Merkez Bankası'nın tepkisi hala Brezilya için Türkiye ve Polonya'ya oranla daha büyüktür. Yani bu modele göre de klasik üretim yanlılığı Brezilya için hala daha büyük sorundur.

Bu bölümdeki iki regresyonun sonuçlarını da özetlersek, her iki modelde de tüm Merkez Bankacıların enflasyon beklentilerinin hedeften aşağı doğru sapmalarına verdiği tepkiler yukarı doğru sapmalarına verdiklerinden daha sert olmuştur. Ayrıca üretim açıkları da hala Merkez Bankalarının faiz politikalarını etkilemektedir. Önemli bir detay yukarıda da belirtildiği gibi her ne kadar Polonya da da asimetrik Merkez Bankası'nın varlığı reddedilemese de asimetri diğer iki ülkenin tam tersi yönündedir. Elbette bu sonuç diğer AB üyesi ülkeleri de araştırmayı ve AB'nin bir üst otorite olarak varlığından mı yoksa Polonya'ya özgü bir durum olarak mı bu sonucun çıktığının araştırılması gerekir.

4.2. Asimetrik Faydayı Tanımlayan Yeni Fayda Fonksiyonları

Asimetrik enflasyon yanlılığı literatürünün temelini oluşturan ilklerden biri Cukierman (2000)'dir. Burada öngörülen yenilik, Fischer (1977) ve Taylor (1993) temelli KPBG tipi enflasyon yanlılığı olmadığında bile, para politikalarının şokları stabilize etmek için kullanılabileceğidir. Cukierman (2000), Gerlach (2000), Ruge-Murcia (2003) ve bu literatürdeki diğer makaleler temelde asimetriyi, Merkez Bankası'nın farklı ekonomik koşullarda farklı davranması şeklinde

tanımlamaktadırlar. Bunu modellemek için de maliyet fonksiyonlarının farklı koşullarda farklılaştığı bir yapıyı, KPBG temelli klasik modellere oturtmaktadırlar.

Bu maliyet fonksiyonlarını Cukierman (2000), Cukierman ve Gerlach (2002) ve Ruge-Murcia (2003) sınır bir ya da birkaç değerde değişen kesikli bir fonksiyon olarak gösterirken, Gerlach (2000) bunu dinamik olarak sürekli farklılaşan bir maliyet fonksiyonuyla gösterir. Bir önceki bölümde kural politikalar üzerinden gidilen literatüre göre avantajı, sadece gözlem yapmak yerine, asimetrik sonuçlara Merkez Bankacı'nın niyetlerini irdeleyerek açıklama getirilmesidir. Yani makro ekonominin mikro temellerini de önemsememektedir. Cukierman (2000) sınır değer olarak hedeflenen enflasyonu alırken, Cukierman ve Gerlach (2002) doğal üretim seviyesini almaktadırlar. Ruge-Murcia (2002) ise doğal işsizlik oranını sınır değer olarak almaktadır. Gerlach (2000) ise üretim hedefini arz şoklarından sapmalarla ilişkilendirerek, hem daha dinamik bir hedef oluşturur hem de Merkez Bankası'nın ekonomik dalgalanmalara ve arz şoklarına tepkilerini daha yumuşak bir şekilde açıklar. Bu grupta yer alan asimetrik politika açıklamaları arz şoklarına verilen enflasyonist tepkilere odaklanır. Her ne kadar bunun nedenselliğine bakmak da gerekse de⁴⁹, yine de arz şoklarının varyansı ile enflasyon arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu iddia ederler. Aslında bu da KPBG modellerindeki enflasyon yanlılığından daha farklı bir yanlılıktır. Bu yanlılık genellikle “Yeni Enflasyon Yanlılığı” şeklinde isimlendirilmektedir. Ancak sonuç yine de bir zaman tutarsızlığını işaret etmektedir, çünkü daha önce tanımlandığı gibi t_0 zamanında uygulanacağı iddia edilen bir politika t_1 zamanında optimal hale gelebilmiştir.⁵⁰

Modele yine klasik şekilde Yeni-Keynesyen bir arz denklemiyle ya da Phillips Eğrisiyle başlanabilir ve böylece beklenmeyen enflasyonun üretim ve istihdam üzerine etkisi şekillendirilmiş olur.

$$Y=Y_n + \alpha(\pi - \pi^e) \quad (1)$$

Doğal üretim oranı bu modelde sabit kabul edilmek yerine potansiyel üretimin dalgalanan bir fonksiyonu olarak gösterilmiştir. Bu fonksiyon aynı zamanda Merkez Bankacı'nın hedef üretim seviyesinin potansiyeline eşit olduğunu yani KPBG tarzı

⁴⁹ Yeni Keynesyenler ve Ball (1988) korelasyonun çıkarımını tam tersi yönde kurarlar: İlişkinin yönünün enflasyondan üretim dalgalarına doğru olduğunu savunurlar.

⁵⁰ Cukierman ve Gerlach (2002) bunun veriler üzerinden ilk bir testle gösterilebileceğini iddia edip ekonometrik olarak da gösterirler. Mekanizma bölümün ilerisinde daha detaylı verilecektir.

bir enflasyon yanlılığının varsayılmasının da bir göstergesidir. Daha farklı modellerde bu gösterim geliştirilerek Euler denklemiyle de gösterilir⁵¹.

$$Y_n = Y_p + \varepsilon \quad (2)$$

Doğal üretim, potansiyelinden ε 'luk stokastik şoklarla saptığı varsayılır. Modellerin geneli her ne kadar beklenen şoku $E(\varepsilon)=0$ olarak alsa bile, ε 'un Normal Dağılım Fonksiyonuna sahip olmadığı $G(\varepsilon)$ 'luk bir fonksiyonla sağa ya da sola yatık olduğu durumlarda bile modelin çalışması mümkündür. Sonuçta bu denklemde altı çizilen şey doğal üretim seviyesinin sabit olmadığı ve bir belirsizliği olduğu varsayımıdır⁵².

Aynı bir önceki bölümde olduğu gibi enflasyonla para politikalarını ilişkilendirmek için bir denkleme ihtiyaç vardır. Bu denklem her ne kadar Taylor Kuralı kadar teferruatlı görünmese de onun yaptığı işi yapabilmektedir ve üretimdeki dalgalanmaları da modele taşıyabilmektedir. Yine de bu denklem oluşturulurken alet belirsizliğinin olmadığını da eklemek gerekir⁵³.

$$\pi = m - \gamma \varepsilon \quad (3)$$

Denklemde m Merkez Bankacı'nın para politikası, γ ise üretim şoklarını (ε) enflasyonla ilişkilendiren bir sabittir ki, ilişkinin $\gamma > 0$ için negatif yönlü olacağı öngörülmüştür.

Son olarak Merkez Bankacı'nın maliyet fonksiyonu gerçekleşen üretimin potansiyelinden düşük veya yüksek olmasına bağlı olarak ve elbette enflasyona bağlı olarak

$$L = A/2(Y_p - Y)^2 + \pi^2/2 \quad \text{eğer } Y_p - Y > 0 \quad (4)$$

$$L = \pi^2/2 \quad \text{eğer } Y_p - Y \leq 0$$

şeklinde gösterilebilir. Yani üretim doğal seviyesinin altında seyrederken Merkez Bankacı hem üretimin düşüklüğünden hem de enflasyondan dolayı kaygılıdır. Üretim

⁵¹ Örneğin Surico (2006)'da Euler denklemi kullanılmaktadır ve denklem $y_t = E_t y_{t+1} - \phi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^d$ şeklini almaktadır.

⁵² Staiger, Stock ve Watson (1997) ve Cukierman (2000) bu belirsizliği nasıl gösterilebileceğini detaylı anlatmışlardır.

⁵³ İsdihdam seviyesi doğal oranında hedeflendiğinde bile çeşitli belirsizliklerden dolayı enflasyon yanlılığı ortaya çıkabilir. Cukierman (2000) bu belirsizliği de modele katıp ve hataları toplayıp (3)'üncü denklemi $\pi = m - \gamma \varepsilon + \psi$ olarak yeniden çerçevelese de ψ belirsizliğinin beklentisi sıfır olduğundan modeli çok da etkilemez. Yani yanlılık Merkez Bankası'ndan mı yoksa aletten mi kaynaklanıyor ayırt edilemez. Daha detaylı bilgi için Jordan (1998)'e bakılabilir.

doğal seviyesinde veya yukarısında seyrettiğinde ise Merkez Bankacı'nın ilgisi sadece enflasyon oranına yönelir.

Daha önce de çözülen örnekler gibi, yukarıdaki dört denklemden yola çıkılarak yapılacak olan para politikasına göre optimizasyon sonucunda, Merkez Bankacı kendisi için en ideal karara ve dolayısıyla beklenen enflasyona ulaşılmış olacaktır.

Bu modellerde genellikle kullanılan diğer önemli bir varsayımsal genişleme de Merkez Bankacı ile halk arasında oynanıyormuş gibi görünen sıralı oyunda, belirsizlik yüzünden nihai sonucu aslında doğa'nın belirlemesidir. Cukierman (2000)'de sıralı oyun oynanırken ilk oyuncu halk, enflasyon beklentilerini oluşturur; Merkez Bankacı ikinci basamakta bu beklentileri de dikkate alarak para politikasını oluşturur. Ancak son aşamada doğa oyununu oynar ve üretim şoku gerçekleşir ve Merkez Bankacı ve halkın gerçek maliyetleri ortaya çıkar. Yani arz şokları halkın beklentilerine ve Merkez Bankası kararlarına ortogonal olan en azından bir kısmı içinde barındırmaktadır.

Aynı zamanda Merkez Bankacı ve hatta halkın oluşacak arz şokunu hiç tahmin edemeyeceğini iddia ederek modeli kurmak da gerçekte çok örtüşmediğinden Cukierman ve Gerlach (2002) arz şokunu tahmin edilebilen ve edilemeyen iki ayrı kısma ayırmıştır. Merkez Bankacı'nın oluşacağını önceden fark edebildiği arz şoku ε_2 'lik bir hatayı işaret ederken, halkın kararları ve sonrasında Merkez Bankası politikaları belirlendikten sonra bunun üzerine tahmin edilemeyen ε_1 'lik bir arz şoku daha oluşur. Yani modeli sıralı oyun olarak özetleyecek olursak ilk önce doğa'nın oynayacağı oyunun bir kısmı deşifre edilir, sonra halkın enflasyon beklentileri oluşur, daha sonra Merkez Bankacı karar verir ve en son aşamada da tahmin edilemeyen arz şoku ortaya çıkar. Bu sıralı oyun aşağıda Tablo1'deki gibi gösterilebilir.

Tablo 4.3: Merkez Bankacı'nın Sıralı Oyunu

ε_2 'nin farkına varılır $\rightarrow \pi^e$ oluşur $\rightarrow$ para politikası seçilir, $m \rightarrow \varepsilon$ gerçekleşir ve ε_1 'in farkına varılır.
--

Kaynak: Cukierman ve Gerlach(2002)

Varsayım olarak bu iki arz şokunun birbirine ortogonal olduğunu ve hataların sıfır ortalama, σ_2^2 ve σ_1^2 'lik varyanslarla normal dağıldığını da eklersek hem hata denklemini(5) hem de hataların varyans denklemini (6) aşağıdaki gibi yazabiliriz.

$$\varepsilon = \varepsilon_1 + \varepsilon_2 \quad (5)$$

Hatalar ortogonal olduğundan ve hataların kovaryansı sıfır olacağı için varyans denklemi de kolayca yazılabilir.

$$\sigma^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 \quad (6)$$

Cukierman ve Gerlach (2002)'de Merkez Bankacı'nın tahmin yeteneğini de işin içine sokmak için bir τ sabiti oluşturur ve $\sigma_1^2 = \tau\sigma^2$ şeklinde yazar. Bu durumda $\sigma_2^2 = (1-\tau)\sigma^2$ olur. Yani ekstrem durumlarda $\tau=0$ ise $\sigma_2^2 = \sigma^2$ olacağından Merkez Bankacı'nın tahmin yeteneği tam, $\tau=1$ ise $\sigma_1^2 = \sigma^2$ Merkez Bankacı'nın tahmin yeteneği hiç yok demektir. Daha önceki bölümlerde bahsi geçen Rogoff(1985) mesela Merkez Bankacı'nın tam tahmin yapabildiği $\tau=0$ durumunu işlemiştir.

Cukierman (2000)'deki tek arz şoklu modelle, Cukierman ve Gerlach (2002)'deki arz şokunun tahmin edilen ve edilemeyen kısımlara ayrıldığı model kıyaslanırsa, aslında elde edilebilecek ampirik sonuçlar açısından çok farklı olmadıklarını görülebilir. Ancak hem çıkarımları ve gerçek dünyaya yakınlığı açısından, hem de Merkez Bankacı'nın tahminleriyle ilişkili tahmin edilebilen bir hata verisi ε_2 varsa, ekonometrik sonuçlar açısından hatayı tahmin edilen ve edilemeyen şekilde ayırarak model kurmak daha mantıklıdır. Böylece hem Merkez Bankacı'nın enformasyon avantajı modele dahil edildiği gibi, Merkez Bankacı'nın da herşeyi bilmediği varsayılmış olur ki $0 < \tau < 1$, bu da gerçek dünyaya oldukça uygundur.

İlk bölümdekiler gibi bu ikinci başlıktaki modellerin çoğunda da olan bir eksiklik, Merkez Bankacı'nın asimetrik karar değişikliğini sadece tek kritik sınırdaki üretimin potansiyelinden az ya da çok olduğu duruma göre karar vermesidir. Oysa Merkez Bankalarının ani ve radikal karar değişiklikleri yerine daha yumuşak geçişleri tercih ettikleri sıkça öngörülmüştür⁵⁴ (Clarida., Gali ve Gertler, 1998 ve 2000).

Cukierman (2000) ve Cukierman ve Gerlach (2002) arz şokunun üretim veya isdiham üzerine olan etkisini

$$q \equiv 1 - \alpha\gamma \quad (7)$$

⁵⁴ Bu tür bir faiz geçiş mekanizması ile ilgili daha geniş bir açıklama için Sack and Wieland (2000)'e ve Montoro (2007)'e bakılabilir.

şeklinde gösterirler.⁵⁵ Şokun Merkez Bankacı'nın para politikasının kesinliğini değiştirerek enflasyona etkisini gösteren γ sabiti ve üretim açığı ile enflasyonun oynaklığı arasındaki ilişkiyi sabitleştiren α sabiti büyüdükçe; arz şokunun üretim ve isdihtam üzerine etkisinin azaldığı bu denklemden gözlenebilir. Varsayım olarak $0 \leq \alpha \leq 1$ ve $0 \leq \gamma \leq 1$ alınırsa q 'nun pozitif olduğunu iddia edebiliriz. Bu denklem aslında arz şokunun enflasyon yaratılarak bir miktar absorbe edildiği durumlarda üretim ve isdihtam üzerindeki etkisinin de azaldığı hipotezini de destekler niteliktedir.

Merkez Bankası'nın optimal politikasını belirlemek için öncelikle maliyet fonksiyonundaki değişkenleri Tablo1'deki değişkenler gibi halkın (π^e) ve Merkez Bankacı'nın (q ve m) karar değişkenleri ve Doğa'nın değişkenleri ε_1 ve ε_2 ile tanımlanabilirse, oyunu geriye doğru çıkarım (backward induction) yöntemiyle çözebilir ve Alt-oyun Kusursuz Nash Dengesine (Subgame Perfect Nash Equilibrium) ulaşılabilir.

$$L = A/2[q\varepsilon + \alpha(m - \pi^e)]^2 + 1/2(m - \gamma\varepsilon)^2 \quad \text{eğer } \varepsilon < \alpha/q(\pi^e - m) \quad (8)$$

$$L = A/2(m - \gamma\varepsilon)^2 \quad \text{eğer } \varepsilon \geq \alpha/q(\pi^e - m)$$

Geriye doğru çıkarımla Tablo 1'deki sırayı takip ederek en son adımda ortaya çıkacak ε_1 'den yola çıkarak (8)'inci denklemdeki maliyet fonksiyonunu ortaya çıkacak ε_1 'in beklenen değerine göre “Beklenen Maliyet” haline getirebiliriz. Bunun için de maliyet fonksiyonunun ε_1 'in olasılık dağılım fonksiyonuna göre integrali alınarak birinci momenti elde edilir. Birinci moment “Beklenen Maliyet” $E(L)$ 'yi verir.

$$E(L) = A/2 \int_{-\infty}^{(\pi^e - m) - \varepsilon_2} \{q(\varepsilon_1 + \varepsilon_2) + \alpha[m - \pi^e(\varepsilon_2)]^2\} dG(\varepsilon_1) + 1/2E[m - \gamma(\varepsilon_1 + \varepsilon_2)]^2 \quad (9)$$

Bu denklemdeki ilk integralli terim Merkez Bankası'nın tahmin ettiği hatanın $-\infty$ 'dan $(\pi^e(\varepsilon_2) - m) - \varepsilon_2$ 'ye kadar olan ilk kısmı gerçekleşen üretimin potansiyelinden düşük olduğu kısımdır.⁵⁶ Bundan sonra yukarıdaki denklemdeki üst sınırdan ε_{1u} diye

⁵⁵ Modeldeki (1)'inci denklemin içine (3)'üncü denklemi yerleştirerek ve $Y = Y_n + \alpha(m - \gamma\varepsilon - \pi^e) + \varepsilon$ ve bu denklemi ε parantezine alacak şekilde yeniden düzenlersek $Y = Y_n + \alpha m - \alpha\pi^e + (1 - \alpha\gamma)\varepsilon$ denklemini elde ederiz. Bu denklemdeki son terim arz şoku ε 'un üretimi nasıl etkilediğini göstermektedir.

⁵⁶ Integralin sınırlarını bulmak için (8)'inci denklemde elde edilen ilk sınırı $\varepsilon = \varepsilon_1 + \varepsilon_2 < \alpha/q(\pi^e - m)$ şeklinde yazar ve ε_1 'i yalnız bırakırsak $\varepsilon_1 < \alpha/q(\pi^e - m) - \varepsilon_2$ haline getiririz. Denklemde ε_2 içsel olduğundan ε_1 'in bu değerden küçük olduğu bölge için birinci denklem $\varepsilon_1 \geq \alpha/q(\pi^e - m) - \varepsilon_2$ eşitsizliğini kapsayan devamı içinse ikinci denklem geçerli olur.

bahsedilecektir. $G(\varepsilon_1)$ ise ε_1 hatasının dağılım fonksiyonudur⁵⁷. İkinci kısımsa üretimin potansiyeline eşit ya da daha büyük olduğu kısımdır ve bu kısmın beklentisi gerçekleşecek üretimden bağımsız olarak integrale gerek kalmadan direkt yazılır⁵⁸. Bu (9)'uncu denklemde beklenen maliyet ε_1 ve ε_2 'nin bir fonksiyonu olarak yazıldıktan sonra geriye doğru çıkarımla bir önceki adıma yani Merkez Bankacı'nın para politikası tercihini optimize etmesi adımına geçilebilir. Yani Merkez Bankacı'nın para politikası aracı m 'ye göre türevi alınıp optimal para politikası ε_2 'nin ve beklenen enflasyonun π^e bir fonksiyonu olarak elde edilir.

$$m(\varepsilon_2)=1/[(1+\alpha^2AG(\varepsilon_{1u}))\{\alpha^2Aq\pi^e-\alpha Aq\int_{-\infty}^{\varepsilon_{1u}}\varepsilon_1dG(\varepsilon_1)-[\alpha AqG(\varepsilon_{1u})-\gamma]\varepsilon_2\}] \quad (10)$$

Geriye doğru çıkarımın bir önceki adımı halk beklentisinin oluşmasıdır. Halkın gerçekleşecek ε_1 'in gerçek değerini bilmese de bu hatanın stokastik değerine hakim olduğu varsayımı yapılmıştır. Enflasyon beklentisi bu enformasyonla yapılır. (3)'üncü denklemden yola çıkarak iki hata değerini ayırırsak ve sonrasında beklentisini alırsak enflasyon beklentisi denkleminde $\pi^e(\varepsilon_2) = E[m(\varepsilon_2)-\gamma(\varepsilon_1+\varepsilon_2)]$ ulaşırız. Hem Merkez Bankacı hem de halk için ε_1 tahmin edilemez olduğu için $E(\varepsilon_1)=0$ 'dır, bu yüzden de enflasyon beklentisinin denklemi

$$\pi^e(\varepsilon_2) \equiv E[m(\varepsilon_2)]-\gamma\varepsilon_2 \quad (11)$$

şeklini alır. Bu denklemde geriye doğru çıkarımı tamamlamak için tek kalan (10)'uncu denklemin beklentisini alarak (11)'inci denkleme yerleştirmektir. Beklenti alınınca bu özel durum için $\varepsilon_{1u} = -\varepsilon_2/q$ olarak bulunur ve

⁵⁷ Her ne kadar genellikle ε_1 'in Normal Dağıldığı varsayılsa bile bu model diğer dağılım fonksiyonlarını da dışlamamaktadır. Bu noktadan sonra $G(\varepsilon_{1u})$ tanımı integralin üst limitine kadar olan olasılık için yani ε_1 'in sınır değerden düşük olma olasılığı için kullanılacaktır.

⁵⁸ Aslında bu kısmı da direkt $1/2E[m-\gamma(\varepsilon_1+\varepsilon_2)]^2$ şeklinde yazmak yerine, en azından $dG(\varepsilon)$ 'nin bir fonksiyonu olarak integrale göstermek, en azından belirtilen hataların sınırdan yüksek olma olasılıklarının bir fonksiyonu şeklinde $(1/2)(1-G(\varepsilon_{1u}))E[m-\gamma(\varepsilon_1+\varepsilon_2)]^2$ olarak da yazmak mümkündür ve hatta daha doğrudur ama Cukierman ve Gerlach(2002)'nin tanımlarına sadık kalarak model çözülmeye devam edilecektir.

$$\pi^e(\varepsilon_2) = -\alpha A q \int_{-\infty}^{-\varepsilon_2/q} \varepsilon_1 dG(\varepsilon_1) - \alpha A G(-\varepsilon_2/q) \varepsilon_2 = -\alpha A G(-\varepsilon_2/q) [q E(\varepsilon_1 | \varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q) + \varepsilon_2] \quad (12)$$

integral alındıktan sonra enflasyon beklentisi (12)'deki gibi olur. Bu denklemden yola çıkarak ve daha önce α ve A sabitlerinin pozitif olduğu ve (7)'nci denklemden tanımlanan q nun da dolaylı olarak pozitif olduğu varsayımları akılda tutularak beklenen enflasyonla ilgili analizleri yapılabilir ama öncelikle (12)'nci denklemdeki bazı fonksiyonların ne ifade ettiğini açıklamak gerekir; $\varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q$ ekonominin resesyonda olması anlamına gelir; çünkü hata sınır değerini daha aşağısında negatif bir şok olarak gerçekleşmiştir. Bu durumda $E(\varepsilon_1 | \varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q)$ ekonominin resesyonda olduğu durumda tahmin edilemeyen ε_1 hatasıyla ilgili beklenti anlamına gelir ki, bu değerin de ortalamada negatif olacağı öngörülebilir. Öte yandan $G(-\varepsilon_2/q)$ ekonominin resesyonda olma olasılığıdır ki bu değer herhangi bir olasılık fonksiyonu için pozitifdir. Her ne kadar (12)'nci denklemde bulunan son değer ε_2 pozitif olabileceği gibi negatif de olabilse de, beklentisi sıfır olacağından ve daha önceden öngörülebildiği için fonksiyonun beklenti kısmından negatif, dolayısıyla (12)'nci denklemden de pozitif bir sonuç çıkar. Benzer şekilde farklı durumlardaki enflasyon beklentilerinin ortalamalarının alınıp hesaplanması da ε_2 'nin ortalamada negatif çıkma ihtimalini gösterebilir⁵⁹.

Genel olarak (12)'nci denklemin genel olarak söylediği şey şudur: Daha önce özetlediğimiz klasik KPBG modelinin özetlendiği Walsh(2002)'de olduğu gibi, Phillips-Eğrisi'nin eğimi α ve Merkez Bankası'nın üretime verdiği önem A sabitleriyle denklemde yer aldığı için yine de önemlidir. Burada yeni olan $G(-\varepsilon_2/q)$ değişken ekonominin resesyona girme olasılığıdır. Bu değişkenin enflasyon yanlılığını etkilemesi zaten başından beri bu modelde gösterilmeye çalışılan yenilikti.

⁵⁹ Bunun için yine $\pi^e(\varepsilon_2)$ 'nin birinci momenti alınabilir. Bakınız Cukirman ve Gerlach (2002).

$G(-\varepsilon_2/q)$ 'in açıkladığı şey aslında daha riskli ekonomilerde veya bir ekonomideki riskin arttığı durumlarda enflasyon yanlılığının da artması demektir. Diğer taraftan arz şoklarının üretimi nasıl etkilediği ile ilgili sabit q 'da ülkeden ülkeye ve dönemden döneme değişiklik gösterebilmektedir. Ne var ki bu farklılıkları özellikle Zaman Serisi analizi yapılırken veri haline getirmek zor olduğundan bu detayın gerçeğe uygunluğu ampirik modellerde pek test edilmemiştir. Yine de tek tepeli ve sıfır ortalama hata terimleri ε_1 ve ε_2 durumunda enflasyon yanlılığının pozitif olduğu bu modellerde gösterilir.

Bu literatürde bir önceki paragrafta da bahsi geçtiği gibi enflasyon yanlılığının temel sebebi, ekonominin özellikle üretim durumuyla ilgili belirsizliktir. Aynı anda Merkez Bankacı'nın üretimin potansiyel seviyesinin yukarısına çıkmasına verdiği tepkinin, aşağısına inmesinden farklı olduğunu da eklediğimizde yanlılık sonucu enflasyon ortaya çıkmış olur. Bunu Persson ve Tabellini(1999) gibi politik sebeplere bağlamak da mümkündür. Politikacı, işsizlik; doğal oranının ya da sınır bir işsizlik oranı değerinin üzerine çıktığında, politik bir bedelle karşılaşmakta ama doğal oranın altında kaldığında bu bedeli ödememektedir.

Merkez Bankacı'nın ve politikacının asimetric tercihlerinin belirsizlik altında nasıl enflasyon yanlılığına yol açtığı gösterilmiş olsa da, bu yanlılığın sebebinin asimeri olduğunu gösterebilmek için simetrik tercihli bir belirsizlik modeliyle karşılaştırmakta fayda vardır. Bu karşılaştırma için (4)'üncü denklemdeki asimetric maliyet fonksiyonunu simetrik alternatifiyle değiştirmek genellikle yeterli görülmüştür⁶⁰. Karesel maliyet fonksiyonu klasik KPBG'daki $L=A/2(Y_p-Y)^2 + \pi^2/2$

⁶⁰ En azından Cukierman (2000) temelli literatürde daha farklı bir yaklaşım yoktur.

gibi olur ki, geriye doğru çözüp Merkez Bankacı'ya göre optimizasyon yapıp alt-oyun Nash dengesine vardığımızda simetrik durum para politikası

$$m(\varepsilon_2)=1/(1+\alpha^2 A) [\alpha^2 Aq \pi^e(\varepsilon_2) - (\alpha Aq - \gamma)\varepsilon_2] \quad (13)$$

olur. Bu politikayı da yine halkın enflasyon beklentisini bulmak için kullanır ve (11)'inci denkleme uygun şekilde çözersek;

$$\pi^e(\varepsilon_2) = -\alpha A \varepsilon_2 \quad (14)$$

olur. Bu durumda daha dönemin en başına gider ve daha ε_2 ile ilgili herhangi bir beklenti yokken yani $E\varepsilon_2=0$ iken beklenen enflasyona bakarsak $E\varepsilon_2\pi^e(\varepsilon_2)=0$ olduğunu buluruz. Bu da açıkça Merkez Bankası'nın asimetrik olmadığı ve alet belirsizliğinin de olmadığı durumlarda enflasyon yanlılığının olmadığını ortaya koyar⁶¹.

Bölümün ikinci paragrafında Gerlach (2000)'in maliyet fonksiyonunu sadece bir sınır çevresinde değiştirmek yerine Varian (1974) temelli bir fonksiyonla dinamik olarak sürekli farklılaşan bir yapıyı tercih ettiğinden bahsetmiştik. Bu fonksiyon hem uygulamanın daha yumuşak olmasına olanak verir, hem de yanlılığın hem klasik KPBG hem de asimetriden kaynaklanabildiği daha genel bir model ortaya koymuş olur. Buradan yola çıkarak 1970 ve 1980'lerdeki enflasyon yanlılığının asimetrik politikalardan mı yoksa KPBG tipi yanlılıktan mı kaynaklandığını ayırt eden ekonometrik modeller kurmak da mümkündür⁶².

Daha önce kurulan model ve (12)'nci denklemdaki genel sonucu her ne kadar çıkarımsal açıdan asimetriyi güzel bir şekilde özetlese de, içerisinde iki hata terimi(ε_1 ve ε_2) içeren, koşullu, olasılıklı karmaşık yapısıyla ekonometrik test için çok da uygun değildir. Her ne kadar Cukierman (2000) ekonometrik uygulama yapmasa da

⁶¹ Bakınız Jordan (2001) ve Cukierman (2006).

⁶² Bakınız Suricco (2003) ve Bec (2002).

takipçileri Cukierman ve Gerlach (2002), Gerlach (2000), Ruge-Murcia (2003), Sachsida ve diğerleri (2006) ve birkaç diğer makalede de regresyon, enflasyonla özellikle arz şokları ve enflasyonun hedeften sapması arasında kurulmuştur.

4.2.1. Ekonometrik Modeller için Modellere Varyansın Dahil Edilmesi:

Arz şokunun tanımlanmasının zorluğundan ve verilerinin subjektif olabilmesinden dolayı, Cukierman ve Gerlach(2002) reel GSYİH büyümesindeki doğal büyüme oranından sapmaları, arz şoklarının yerine kullanmıştır. Ruge-Murcia(2003) ise, asimetrinin üretimle değil enflasyonist baskılarla ilişkili olduğunu düşündüğünden, ekonometrik ilişkiyi enflasyonla enflasyonun standard sapması arasında kurmayı tercih eder. Sachsida(2006) ise hem enflasyon dalgalanmalarını hem de üretim dalgalanmalarını modele dahil eder. En basit haliyle Cukierman ve Gerlach'daki şekliyle gösterirsek;

$$\pi_i = \beta_0 + \beta_1 \sigma_i + u_i \quad (15)$$

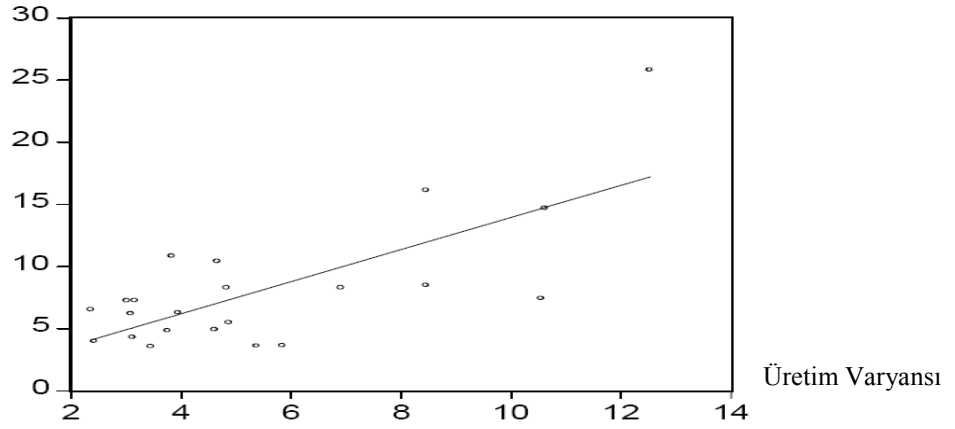
şeklinde bir regresyon kurulabilir⁶³. Ancak bu denklemin (12)'inci denklemden yola çıkarak nasıl türetildiğini de göstermek gerekmektedir. Bunun haricinde ampirik olarak da böyle bir ilişkinin varlığını göstermek için de GSYİH'nın standard sapması ile ortalama enflasyon arasında bir korelasyon olduğu ve bu korelasyonun GSYİH'nın standard sapmasından enflasyona doğru olduğunun da gösterilmesinde fayda vardır ki bu yön daha önce de bahsedilen Yeni-Keynesyenler'le bakış açısındaki farklılığı da göstermektedir⁶⁴.

⁶³ Cukierman ve Gerlach(2000) σ_i yerine σ_i 'nin tahmincisini kullanmayı tercih eder. Bunun sebebi GSYİH'nın varyans şoklarına karar vermenin zorluğu ve reel GDP büyümesi ile GDP varyansının şokları arasındaki kuvvetli ilişkidir.

⁶⁴ Bu konu bir sonraki bölümde daha geniş bir şekilde ele alınacaktır.

Şekil 4.1: OECD Ülkeleri'nde 1970-1996 Yılları Arasındaki Ortalama Enflasyonla Üretim Varyansının İlişkisi

Ortalama Enflasyon

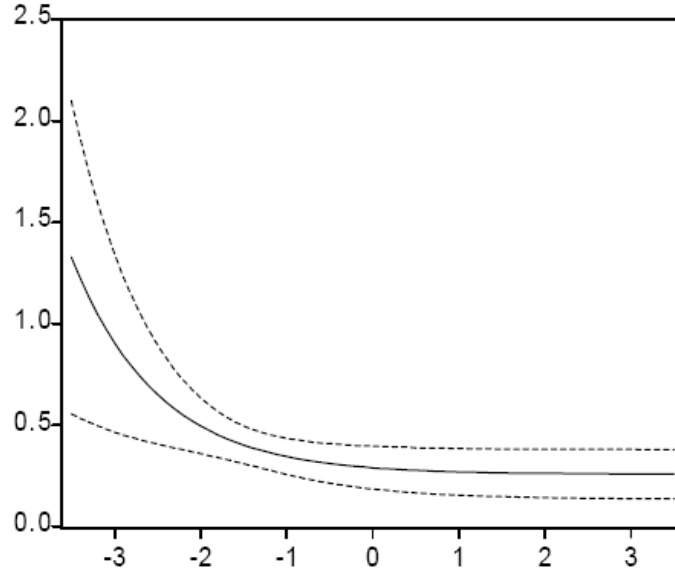


Kaynak: Gerlach(2000)

Gerlach(2000) bu ampirik kanıtı 22 OECD ülkesinin kesit veri analizini yaparak aşağıdaki Şekil 4.2.'deki gibi önce ortalama enflasyonla üretim varyansı arasındaki ilişkiyi inceleyerek daha sonra da üretim açıklarına FED'in tahmini tepkilerini modelleyerek göstermeye çalışmıştır.

Her ne kadar Şekil 4.1 OECD ülkeleri için bu ilişkinin varlığını reddetmese de, asıl asimetrik enflasyon yanlılığının ispatı için gösterilmesi gereken Merkez Bankaları'nın politikaları ile üretim açıkları arasındaki ya da enflasyon açıkları arasındaki ilişkiyi ispatlayamaz. Bunun için bireysel Merkez Bankaları'nın tahmini veya gerçekleşen politikalarına ait veri gereklidir. Bu veri farklı şekillerde kullanılarak asimetriyi göztermek için kullanılabilir. Şekil 4.2'de Gerlach(2000) oluşacak üretim açıkları ile FED'in para politikası olarak kullandığı kısa vadeli faiz oranlarını değiştirerek göstereceği hassasiyetin tahminini ilişkilendirmiş ve negatif üretim açıklarına gösterilen hassasiyetin daha yüksek olduğunu bulmuştur. (Alt ve üst sınırlar %5'lik anlamlılık düzeyi içindir.)

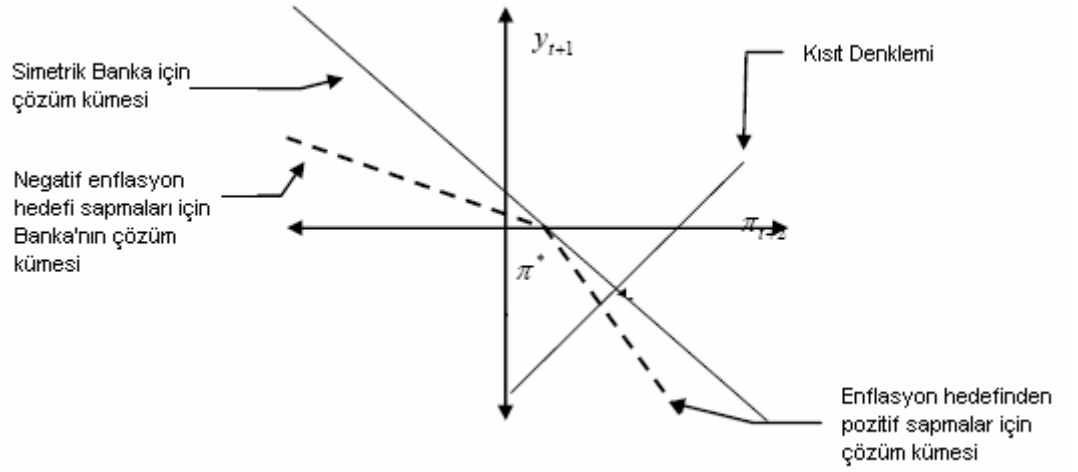
Şekil 4.2: Tahmin Edilen FED Faiz Oranları ile Üretim Açıkları Arasındaki İlişki



Kaynak:Gerlach(2000)

Benzer ilişkilendirmelere Cukierman ve Gerlach(2002)'de, Ruge-Murcia(2003) ve Saadon ve diğerleri(2008)'nde de rastlamak mümkündür. Özellikle bahsi geçen son makale enflasyon hedeflemesi yapılan Merkez Bankaları için asimetrik durumu simetrik durumdan oldukça açıklayıcı olan Şekil 4.3 yardımıyla ayırt etmiş ve modellerin mantığını özetlemiştir. Bu makalede beklenen pozitif enflasyonun, daha yüksek üretim açıklarına sebep olmasına göz yumulabilir gibi bir çıkarım da yapılabilir. Elbette üretim açığıyla enflasyonun Tablo 4.4'deki yerlerini değiştirerek ve enflasyon hedefinden sapmaları üretime göre düzenleyerek Cukierman(2000) benzeri bir yanlılık da çıkarılabilir. Bu da ileride tezdeki yeni ekonometrik çözümde gösterilecektir.

Şekil 4.3: Simetrik ve Asimetrik Merkez Bankacılar İçin Optimal Çözüm Kümeleri



Kaynak: Saadon ve diğerleri(2008)

Varyansın modelin içine sokulması işine geri dönersek, bu halkın ve Merkez Bankacı'nın farkına varabildiği ε_2 hatası enflasyon beklentisi fonksiyonunun içinde yer almaktadır. Ancak bu beklenti ε_2 'nin farkına varıldığı ama enflasyonun gerçekleşmediği bir dönemde olmaktadır. Bu durumda enflasyon beklentisi de statik bir değer olmaktan çıkıp, her dönem değişen bir fonksiyon haline gelir. Bu durumda beklenen enflasyonun da beklentisini oluşturmak için daha önce yapıldığı gibi (12)'nci denklemdeki olasılıklı fonksiyonun birinci momentini alabiliriz.

$$E_{\varepsilon_2} \pi^e(\varepsilon_2) = -\alpha A \left[q \int_{-\infty}^{\infty} G(-\varepsilon_2/q) E(\varepsilon_1 | \varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q) dF(\varepsilon_2) + \int_{-\infty}^{\infty} G(-\varepsilon_2/q) \varepsilon_2 dF(\varepsilon_2) \right] \quad (16)$$

Daha önce (12)'nci denklemde $G(\cdot)$ fonksiyonunun ε_1 'in dağılım fonksiyonu olduğunu ve $G(-\varepsilon_2/q)$ 'nin ε_2 'nin tüm veri değerleri için ekonominin resesyonda olma olasılığını yani $\varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q$ 'nin olasılığını verdiğinden bahsedilmişti. Yeni olan $F(\varepsilon_2)$ ise gerçekleşecek ε_2 'nin dağılım fonksiyonudur. Yani (16)'nci denklemde hem ε_1 hem de ε_2 bilinmezken, ama olasılıkları bilinirken enflasyon beklentisi hesaplanır. Yukarıdaki integralde $G(-\varepsilon_2/q)$ bir olasılık fonksiyonu olduğundan hep pozitifdir; αA

ve q daha önce de bahsedildiği gibi zaten pozitif sabitlerdir ve $E(\varepsilon_1 | \varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q)$ 'de resesyon olduğu durumdaki açığı işaret ettiği için beklentisi negatif olan bir değerdir, bunun sonucunda ilk integral negatif ama onun $-\alpha Aq$ katı pozitif sonuç verir. İkinci integralde de asimetrik politikalar altında ε_2 'nin negatif değerleri pozitiflerden daha ağırlıklı olacağından negatif, ve $-\alpha A$ katı pozitif olacağından hem ikinci integral hem de (16)'daki integralin toplamı hata olasılık fonksiyonları normal dağıldığında bile hep pozitif bir enflasyon beklentisi verir.

Her ne kadar yukarıdaki açıklama bir enflasyon yanlılığını kalitatif olarak gösterebilse de, ampirik modellerde sıkça kullanılan GSYİH'nin varyansı ile enflasyon arasındaki ilişkiye varabilmek için de (16)'ncı denklemdeki integrali çözmek gerekir. Her ne kadar (16)'ncı denklemde ilk integral ε_2 'nin $-\infty$ 'dan ∞ 'a kadar integrali olsa da, bu integral sadece $\varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q$ olduğunda yani ekonomi resesyondayken değer alır. Diğer aralıkta değeri sıfırdır. Bu koşullu ε_1 tahmininden kurtulabilmek için Cukierman ve Gerlach(2002) integrali bir indikatör yardımıyla ikiye bölerler.

$$I_{(\varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q)} \equiv \begin{cases} 1 & \text{eğer } \varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q \\ 0 & \text{eğer } \varepsilon_1 \geq -\varepsilon_2/q \end{cases} \quad \text{olacak şekilde bölünür ilk integral}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} G(-\varepsilon_2/q) E(\varepsilon_1 | \varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q) dF(\varepsilon_2) = \int_{-\infty}^{\infty} E_{\varepsilon_1} \varepsilon_1 I_{(\varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q)} dF(\varepsilon_2) = E_{\varepsilon_1} \varepsilon_1 I_{(\varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q)}$$

şeklinde çözülür⁶⁵.

⁶⁵ $F(\varepsilon_2)$ 'nin bir olasılık dağılım fonksiyonu ε_1 'in de ε_2 'den bağımsız olduğu varsayıldığı için $\int_{-\infty}^{\infty} dF(\varepsilon_2) = 1$ 'dir. Benzer şekilde bir alttaki denklem de çözülür.

(16)'ncı denklemdeki ikinci integral ise hem ε_1 'in hem de ε_2 'nin dağılımının bir fonksiyonu olarak gösterildiğinden her iki dağılım fonksiyonununa göre ayrı ayrı integral alınarak çözülür ve aşağıdaki sonuç elde edilir.

$$\int_{-\infty}^{\infty} G(-\varepsilon_2/q) \varepsilon_2 dF(\varepsilon_2) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \varepsilon_2 I_{(\varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q)} dG(\varepsilon_1) dF(\varepsilon_2) = E[\varepsilon_2 I_{(\varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q)}]$$

Yukarıdaki iki çözümü (16)'ncı denkleme yerleştirdiğimizde beklenen enflasyonu hata terimlerine, resesyona ve klasik KPBG değişkenlerine göre integrasyondan kurtararak tanımlamış oluruz.

$$E_{\varepsilon_2} \pi^e(\varepsilon_2) = -\alpha A E(q\varepsilon_1 + \varepsilon_2) I_{(\varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q)} \quad (17)$$

Bu noktadan sonra yapılacak iş denklemi indikatörden ve beklentiden de kurtararak basit bir ekonometrik modele çevirebilmektir. Bunun için de (5)'inci ve (6)'ncı deklemlerde varsayılan hata terimlerinin normal dağıldıkları ve varyansları arasında $\sigma_1^2 = \tau\sigma^2$ ve $\sigma_2^2 = (1-\tau)\sigma^2$ şeklinde tanımlanan bir ilişki olduğunu anımsamak gerekir. Normal dağılım altında $q\varepsilon_1 + \varepsilon_2$ 'yi Standard Normal Dağılım Fonksiyonu z 'nin bir fonksiyonu olarak $\sqrt{(q^2\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}z$ şeklinde yazılabilir. İndikatörün değiştiği $\varepsilon_1 < -\varepsilon_2/q$ sınırını da Standard Normal Dağılım'ın negatif sonuç verdiği $z < 0$ 'a dönüştürülebilir, ve Normal Dağılım Fonksiyonu'nun da $z=0$ için değeri $1/\sqrt{(2\pi)}$ olarak yazılabilirse,

$$E_{\varepsilon_2} \pi^e(\varepsilon_2) = -\alpha A (q^2\sigma_1^2 + \sigma_2^2)^{1/2} / \sqrt{(2\pi)} \quad (18)$$

bulunur ve sonrası'nda yukarıdaki τ yani Merkez Bankacı'nın tahmin yeteneği de denkleme eklenir.

$$E_{\varepsilon_2} \pi^e(\varepsilon_2) = -\alpha A [(q^2\tau + 1)/2\pi]^{1/2} \sigma \quad (19)$$

elde edilen nihai denklemdir. Merkez Bankacı'nın kendi maliyetiyle ilgili enflasyon tercihleri, klasik üretim ile enflasyon açığı arasındaki ilişki yani Phillips Eğrisi'nin eğimi, arz şoku'nun Merkez Bankacı tarafından farkedilip edilmemesi, enflasyon

yanlılığını etkileyen faktörler klasik KPBG'deki gibi olarak ortaya çıksa da, asimetrik yanlılığın asıl test edeceği ilişki olarak arz şoklarının standard sapması'nın enflasyon beklentisine etkisi olarak ortaya konmuş olur.

4.2.2. Asimetrik Merkez Bankası Tercihleri Altında Yeni Bir Enflasyon Yanlılığı Modeli:

Bu tezde literatüre katkı olarak çözülecek olan model, bir taraftan Cukierman ve Gerlach(2003)'ün üretim asimetrisini Ruge-Murcia(2003)'nin enflasyon asimetrisiyle biraraya getirerek “Yeni Enflasyon Yanlılığını” genel bir çerçeveye oturturken, diğer taraftan olası klasik KPBG tarzı simetrik yanlılığını da yok saymamaktadır. Hatta daha da ötesinde, her ne kadar literatürde pek incelenmiş olmasa da, aslında teorik olarak mümkün olan ihtiyadi olarak enflasyonu beklentinin altına getirmeye çalışan bir Merkez Bankacı karakteri de modele eklenmiştir.

Tüm bu yeniliklere rağmen modelde kullanılan çerçeve klasik KPBG modellerinde de kullanılabilen benzerdir. Lider Merkez Bankacı ile takipçi halk arasında oynanan, halkın beklentilerini oluşturmamasından sonra Merkez Bankacı'nın olası sonuçlar altında maliyetini minimize etmeye çalıştığı ve Doğa'nın da kendi oyununu oynaması sonucunda üretim ve enflasyonun gerçekleştiği bir model oluşturulmuştur. Diğer bir değişle önce halk enflasyon beklentisini π_t^e oluşturur, daha sonra Merkez Bankacı para politikasını kontrol enstrümanını m_t belirler (veya bu çalışmada olduğu gibi direkt tercih edeceği π_t 'yi belirler). En sonunda ise Merkez Bankacı ve halk tarafından tahmin edilemeyen bir arz şoku ortaya çıkar.

Oyunu (geriye doğru çıkarımla) çözerken ilk olarak halkın beklentisi oluşacağı için, bu beklenti çerçevesinde halkın gerçekleştirecek enflasyona tepkisi Phillips Eğrisi'yle gösterilebilir.

$$y_t = y_t^n + \alpha (\pi_t - \pi_t^e) + u_t \quad (1)$$

y_t t döneminde gerçekleşen üretim seviyesini, y_t^n t dönemindeki beklenen doğal üretim seviyesini, π_t ve π_t^e sırasıyla gerçekleşen ve beklenen enflasyon seviyelerini,

u_t 'de gerçekleşen arz şokunu⁶⁶ işaret etmektedir. u_t üretim seviyesinden bağımsız olarak normal dağılmaktadır.

Halkın oyun stratejisini bildiği halde Merkez Bankacı kendi maliyet fonksiyonunu minimize etmeye çalıştığı kabul edilerek, Merkez Bankacı için hem üretim hedefinden $\bar{y}$ sapmanın hem de enflasyon hedefinden $\bar{\pi}$ sapmanın karesel bir maliyet yarattığı varsayılacaktır.

$$L(y_t, \pi_t) = 1/2(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + \lambda/2(y_t - \bar{y}_t)^2 \quad (2)$$

Enflasyon hedefleri, veri olarak enflasyon hedeflemesi yapan ülkeler için Merkez Bankalarınca açıklansa da ve benzer şekilde üretim hedefleri de devlet tarafından açıklanan hedefler olsa da, bu hedeflerin hangi niyetlerle yapıldığı açık değildir. Buradaki modelin yeniliği, bu iki hedefi statik hedefli KPBG modellerinden farklı olarak, hem üretim ve enflasyondaki oynamalara ve şoklara bağlı olarak dinamik, hem de bu dinamikliği yanlı Merkez Bankacı tavrını da içerecek şekilde asimetrik olarak tanımlamasıdır. Gerlach (2000)'e benzer şekilde Merkez Bankacı'nın üretim hedefi;

$$\bar{y}_t = y_t^n + k_0 - k_1 u_t + k_2 (e^{-\alpha t} - 1) \quad (3)$$

şeklinde tanımlanabilir.

Denklemden k_0 klasik KPBG tarzı enflasyon yanlılığını işaret eder. Merkez Bankacı'nın $\bar{y}_t = y_t^n + k_0$ şeklinde tanımlı bir üretim hedefi koyması, $k_0 > 0$ ve $k_1 = k_2 = 0$ olması durumunda üretimi artırma çabasında olan ve bu yüzden enflasyon yaratan bir Merkez Bankacı'yı işaret eder. k_1 ve k_2 katsayılarının arkasındaki terimlerse Merkez Bankacı'nın dinamik davranan ve arz şoklarını da dikkate alarak üretim hedeflerini oluşturduğu bir model oluşturmak için kullanılır. Elbette bu denklemleri oluştururken Merkez Bankacı'nın öngörüsünün halktan daha fazla olduğu ve bu yüzden arz şoklarını kısmen de olsa tahmin edebildiği varsayımı yapmak da mümkündür.⁶⁷

⁶⁶ Burada arz şoku u_t 'nin sıfır ortalama ve σ_u^2 'lik varyans ile dağıldığı varsayılmaktadır. Aslında üretimdeki her dalgalanmayı bir şok olarak algılamak anlamsız olduğundan ve şok olan ve olmayan dalgalanmaların ayırımıyla ilgili zorluklardan dolayı, arz şokları olarak isimlendirilse de aslında gerçekte bu verileri üretim dalgalanması olarak adlandırmak daha mantıklı olabilirdi. Ancak bu noktada literatüre uyararak burada da arz şoku terimi kullanılmaya devam edilecektir. Yine de bu iki farklı terimin uygulama noktasındaki aynılığından $\sigma_u^2 = \sigma_y^2$ olduğu da ayrıca kabul edilecektir.

⁶⁷ Cukierman ve Gerlach (2003) böyle bir model oluşturmuş ve şokları önceden tahmin edilen ve edilemeyen olmak üzere ikiye bölmüşlerdir. Bu modelde böyle bir ayırım yapılmamıştır. Ayrıca

Eğer $k_0=k_2=0$ olursa ve hedef $\bar{y}_t = y_t^n - k_1 u_t$ şekline dönüşürse Merkez Bankacı'nın arz şoklarını bildiği halde hedefi ona göre ayarladığı varsayılmış olur. Elbette Merkez Bankacı'nın bu arz şoklarını öngörememesi durumunda $\bar{y}_t = y_t^n$ olur ve kurulan modelin bir anlamı kalmaz. Merkez Bankacı'nın arz şoklarına bu tarzda bir müdahalesinin olması asimetrik sonuçlar doğurmaz, çünkü Merkez Bankacı ekonomideki pozitif ve negatif arz şoklarına aynı nötr tepkiyi vermektedir.⁶⁸

Denklemdaki son terim Merkez Bankası'nın asimetrisini açıklamak için konmuştur. $k_0=k_1=0$ olursa $\bar{y}_t = y_t^n + k_2(e^{-u_t}-1)$ şeklini alır. Bu durumda $u_t = 0$ olması durumunda $\bar{y}_t = y_t^n$ olacağından Merkez Bankacı hedefi doğal oranından saptırmaz. Ancak $u_t > 0$ için parantezin içinden negatif bir sonuç geleceği için, k_2 katsayısının pozitif olması durumunda Merkez Bankacı üretim hedefini doğal seviyesinin aşağısına çeker; eğer $u_t < 0$ olursa da aynı varsayımlar altında parantezden pozitif bir sonuç çıkacağından üretim hedefini doğal seviyesinin yukarısına çeker. Ancak fonksiyonun yapısından dolayı, pozitif üretim şoklarına Merkez Bankacı göreceli olarak daha az tepki verirken, negatif üretim şoklarına daha fazla tepki verir. Bu da, her ne kadar ortalama üretim şoku sıfır olsa da, ortalama üretim hedefinin pozitif olmasına sebep olur ve bu da Yeni Enflasyon Yanlılığı'nın matematiksel tanımı olur.

Benzer bir mantıktan yola çıkarak Merkez Bankacı'nın enflasyon hedefi ile enflasyonun beklenenden sapması arasındaki ilişkinin de denklemleştirilmesi mümkündür. Ancak daha öncesinde, beklenen enflasyonla gerçekleşen arasındaki ilişkinin tanımlanması gerekir. Halkın ve Merkez Bankacı'nın enflasyon beklentileri bir dönem öncesinin enflasyon seti I_{t-1} ile kurulduğu için eksiktir. Bu yüzden gerçekleşecek enflasyon ε_t 'lik bir hatayla tahmin edilebilir. Ya da beklenti ε_t 'lik bir sapmayla tahmin edilebilir. ε_t 'nin diğer hata terimiyle ve enflasyon seviyesiyle bağımsız olduğunu ve $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\pi^2)$ ile Normal dağıldığı varsayılabilir.

$$\pi_t = \pi_t^e + \varepsilon_t \quad (4)$$

Merkez Bankacı enflasyon hedefini oluştururken aynı (3)'üncü denklemdaki gibi enflasyondan sapmaları da dinamik bir denklemle modele dahil eder. Diğer bir değişle enflasyon hedefi enflasyondan sapmalara bağlı olarak değişim gösterir.

Merkez Bankacı'nın tam öngörüye sahip olduğunun varsayıldığı Rogoff (1985) gibi modeller de vardır. Odağı dağıtmamak için bu konular burada incelenmemiştir.

⁶⁸ Üretim hatalarının Normal dağıldığını varsayar ve $-\infty$ ile $+\infty$ arasında üretim hedefinin birinci momentini alırsak ortalama üretim hedefini elde ederiz ki bu simetrik durumda sonuç $\bar{y}_t$ e eşit olur.

$$\bar{\pi}_t = \pi_t^e - l_0 + l_1 \varepsilon_t - l_2 (e^{-\varepsilon_t} - 1) \quad (5)$$

Aynı (3)'üncü denklemde olduğu gibi $l_0 > 0$ ve $l_1 = l_2 = 0$ olması durumunda, enflasyon hedefi $\bar{\pi}_t = \pi_t^e - l_0$ Merkez Bankacı ihtiyadi olarak devamlı beklentinin l_0 birim aşağısında hedef koyması anlamına gelir ki, her ne kadar bu tarz bir yanlılık literatürde olmasa da belki Japonya, Almanya ve son dönemlerdeki Avrupa Birliği'nin deflasyonist yapılarını açıklayabilir. Bu durum aynı zamanda deflasyon yanlılığı olarak da isimlendirilebilir. $l_1 > 0$ ve $l_0 = l_2 = 0$ olduğunda ise, enflasyon hedefi $\bar{\pi}_t = \pi_t^e + l_1 \varepsilon_t$ olur ve Merkez Bankacı'nın hedefleri enflasyon şokları ile aynı yönde ilerler demektir. Yani enflasyonda şok bir artış durumunda Merkez Bankacı enflasyon hedefini bir miktar yukarı çeker, tam tersi durumda enflasyonda ani bir düşüş durumunda da Merkez Bankacı hedefini bir miktar aşağı çeker. Bu tepki simetrikdir ve bu yüzden herhangi bir enflasyon yanlılığına sebep olmaz.

Her ne kadar Ruge-Murcia(2003) asimetri denklemini biraz daha farklı kurmuş olsa da aslında uygulamada buradakinden çok farkı yoktur. Enflasyondaki dalgalanmalardan kaynaklı asimetriyi açıklamak için buradaki denklemin son teriminde olduğu gibi, o da üslü bir model kullanır. Ancak buradaki modelin farkı, sadece asimetrik değil klasik enflasyon yanlılığını da yukarıda açıklandığı şekliyle, ayrı bir terim olarak gösterebilmesidir. Merkez Bankacı'nın enflasyona karşı asimetrik tavrını anlayabilmek için (5)'inci denklemdeki $l_0 = l_1 = 0$ alınarak ve $l_2 > 0$ olarak alınarak enflasyon hedefi $\bar{\pi}_t = \pi_t^e - l_2 (e^{-\varepsilon_t} - 1)$ şeklinde gösterilebilir. Bu durumda enflasyonun tahmin edilenin aşağısına düşmesi durumunda, Merkez Bankacı da enflasyon hedefini beklentinin aşağısına çeker. Enflasyonun beklenenin yukarısına çıkması durumunda da yine enflasyon hedefini de yukarı çekerek cevap verir. Ancak bir önceki durumdan farklı olarak, aynı büyüklükteki pozitif enflasyon şoklarına verilen tepki, negatif olanlara göre daha sert olur.⁶⁹

(3)'üncü ve (5)'inci denklemlerdeki enflasyon ve üretim hedefleri (2)'nci denklemdeki Merkez Bankacı'nın maliyet fonksiyonuna yerleştirilirse, maliyet fonksiyonu; enflasyon ve üretimin yanı sıra, üretim şokları ve beklenmeyen enflasyon değişimleri cinsinden tanımlanmış olur.

$$L(y_t, \pi_t) = 1/2[\pi_t - \pi_t^e + l_0 - l_1 \varepsilon_t + l_2 (e^{-\varepsilon_t} - 1)]^2 + \lambda/2[y_t - y_t^n - k_0 + k_1 u_t - k_2 (e^{-u_t} - 1)]^2 \quad (6)$$

⁶⁹ Bu asimetrilerin ispatı da aynı üçüncü dipnotta da anlatıldığı yöntemle yapılabilir. Cukierman ve Gerlach (2002) her ne kadar üslü fonksiyon kullanmasalar da benzer bir yöntemle enflasyon yanlılığını göstermişlerdir.

Elbette $l_0=l_1=l_2=k_1=k_2=0$ olduğu özel durumu düşünürsek maliyet fonksiyonu KPBG'deki maliyet fonksiyonuna $L(y_t, \pi_t) = 1/2[\pi_t - \pi_t^e]^2 + \lambda/2[y_t - y_t^n - k_0]^2$ dönüşür.

Aynı şekilde $l_0=l_1=l_2=0$ olursa maliyet fonksiyonu Gerlach (2000)'in önerdiği gibi $L(y_t, \pi_t)=1/2[\pi_t - \pi_t^e]^2 + \lambda/2[y_t - y_t^n - k_0 + k_1 u_t - k_2(e^{-u_t}-1)]^2$ olur.

Son olarak da $k_0=k_1=k_2=0$ olursa $L(y_t, \pi_t)=1/2[\pi_t - \pi_t^e + l_0 - l_1 \varepsilon_t + l_2(e^{-\varepsilon_t}-1)]^2 + \lambda/2[y_t - y_t^n]^2$ şeklinde yazılır ki bu da Ruge-Murcia (2003)'ün benzeridir.

Modelin başında Merkez Bankacı'nın her kararını tercih ettiği enflasyona göre yaptığı belirtildiği için ve Stackelberg çözümü ile lider Merkez Bankacı'nın tercih denkleminde takipçi "Halk"'ın denklemi olan Philips eğrisi yerleştirilirse, modelde enflasyon tek karar değişkeni olarak kalır. Suricco (2003) Stackelberg denklemini çözme işini iradi Merkez Bankacılık olarak adlandırmış, kural politika çözümü için de maliyet fonksiyonunu Phillips eğrisi kısıtıyla yazıp, gerçekleşecek enflasyonu Merkez Bankacı'nın, beklenen enflasyonu da Halk'ın kararı olarak almış ve her ikisine göre de türev almış ve Cournot olarak da çözümlemiştir.

$$L(\pi_t) = 1/2[\pi_t - \pi_t^e + l_0 - l_1 \varepsilon_t + l_2(e^{-\varepsilon_t}-1)]^2 + \lambda/2[\alpha(\pi_t - \pi_t^e) - k_0 + (1+k_1 u_t) - k_2(e^{-u_t}-1)]^2 \quad (7)$$

Merkez Bankası enflasyon tercihini, zararını minimize edecek şekilde seçer. Hata terimleri daha önceden varsayıldığı gibi enflasyondan bağımsız, enflasyon beklentisi de bir önceki dönem enformasyon seti ile yapılmış ve sabitlenmiş olduğundan,

$$dL_t/d\pi_t = [\pi_t - \pi_t^e + l_0 - l_1 \varepsilon_t + l_2(e^{-\varepsilon_t}-1)] + \alpha\lambda[\alpha(\pi_t - \pi_t^e) - k_0 + (1+k_1 u_t) - k_2(e^{-u_t}-1)] = 0$$

türevi elde edilir.

Birinci mertebeden Taylor yaklaşımına göre, $e^{-\varepsilon_t}-1 = \varepsilon_t^2/2 - \varepsilon_t$ ve $e^{-u_t}-1 = u_t^2/2 - u_t$ şeklinde yazılırsa ve π_t yalnız bırakılırsa,

$$\pi_t = \pi_t^e - \frac{l_0 - (1+l_1)\varepsilon_t + l_2 \varepsilon_t^2/2}{1+\alpha^2\lambda} + \frac{\alpha\lambda k_0 - \alpha\lambda(1+k_1+k_2)u_t + (\alpha\lambda k_2 u_t^2)/2}{1+\alpha^2\lambda} \quad (8)$$

şeklinde olur.

Modelde gerçekleşen enflasyon ile beklenen enflasyon arasında sürekli olarak karmaşık bir ilişki vardır. Analizini yapmak için öncelikle bazı katsayıları sıfır kabul ederek geride kalanların etkisine bakmakta fayda vardır. İlk önce Gerlach ve Cukierman tarafından ortaya atılan yanlılığa benzer bir model oluşturabilmek için $l_0=l_1=l_2=0$ kabul edilecektir. Ayrıca $k_0>0$ iken geride kalan diğer sabitleri de sıfır

kabul edersek ($k_1=k_2=0$) $\pi_t = \pi_t^e + \alpha \lambda k_0 / (1 + \alpha^2 \lambda)$ olur ki, bu da gerçekleşen enflasyonun beklenenden her zaman $\alpha \lambda k_0 / (1 + \alpha^2 \lambda)$ birim yüksek olması sonucunu getirir. Bu klasik KPBG modelinin ortaya attığı enflasyon yanlılığıdır. Diğer taraftan $k_1 > 0$ ve diğer sabitler sıfırken enflasyon $\pi_t = \pi_t^e - \alpha \lambda (1 + k_1) u_t / (1 + \alpha^2 \lambda)$ olduğu için enflasyonla beklenen enflasyon arasında kesin ve tek yönlü bir ilişki yoktur. $k_2 > 0$ ve diğer sabitler sıfırken yani Merkez Bankası politikaları asimetrikken yine benzer bir yanlılık elde edilir.

$\pi_t = \pi_t^e - [\alpha \lambda (1 + k_2) u_t + (\alpha \lambda k_2 u_t^2) / 2] / (1 + \alpha^2 \lambda)$ olacağından tüm sabitler pozitifken u_t^2 'de hep pozitif olacağından, köşeli parantezdeki ikinci terim hep pozitif olacak ve enflasyonu beklentinin yukarısına taşıyarak Cukierman(2000)'de bahsi geçen yanlılığa sebep olacaktır.

Ruge-Murcia'nın oluşturduğu literatür içinse $k_0=k_1=k_2=0$ kabul edilir. Yukarıdaki çözümlemeye benzer şekilde, $l_0 > 0$ ve $l_1=l_2=0$ olursa $\pi_t = \pi_t^e - l_0 / (1 + \alpha^2 \lambda)$ olacağından ve hep $l_0 / (1 + \alpha^2 \lambda) > 0$ olduğu için, gerçekleşen enflasyon beklentinin hep aşağısında oluşacaktır.

Eğer $l_1 > 0$ ve $l_0=l_2=0$ olursa, $\pi_t = \pi_t^e + (1 + l_1) \varepsilon_t / (1 + \alpha^2 \lambda)$ denkleminde enflasyonun beklenenin aşağısında veya yukarısında olma ihtimali ε_t yüzünden belirsizdir ve kesin sonuca ulaşamaz. Yani daha önceden de öngörüldüğü gibi enflasyon hedefini dalgalanmalara göre simetrik bir şekilde ayarlayan Merkez Bankacı enflasyon yanlılığına sebep olmaz.

Ancak $l_2 > 0$ ve $l_0=l_1=0$ olduğu durumda enflasyon $\pi_t = \pi_t^e - l_2 \varepsilon_t^2 / 2(1 + \alpha^2 \lambda)$ olacağından ve ε_t 'nin her değeri için $\varepsilon_t^2 \geq 0$ olacağından, gerçekleşen enflasyon da beklenenin altında kalacaktır.

Buradaki modelin öngörülleri ile buradaki matematiksel çıkarımlar arasında bir çelişki yoktur. Elbette $l_2 < 0$ varsayımı ile yola çıkılırsa sonuçlar da tam tersi yönde oluşacaktır. Yani gerçekleşen enflasyonun beklentinin yukarısında veya aşağısında oluşması Merkez Bankası'nın tercihleriyle ilgilidir. Ancak, (8)'inci denklemden de görülebileceği gibi, halkın tepkilerinin (α), Merkez Bankacı'nın üretime verdiği önemin ağırlığının (λ) da çıkacak yanlılığın miktarsal büyüklüğüne etkileri vardır.

4.2.3. Ekonometrik Uygulama İçin Bir Denklem:

Her ne kadar modelin bu noktasına kadar bahsedilmese de, aslında modelde gizliiden gizliye yapılan iki varsayım daha vardır. İlki $E_{t-1}(\pi_t) = \pi_t^e$ olduğu, yani halkın enflasyon beklentisi bir önceki dönem enformasyonu üzerinden oluşturulmuştur, ikincisi de aslında kural politikalar altında, yukarıda bahsi geçen Suricco(2003) yöntemiyle çözünce elde edilen $E_{t-1}(\pi_t) = \bar{\pi}_t$ sonucudur. Yani Merkez Bankacı açık hedef belirliyorsa halkın beklentisinden başka bir hedef koyamaz ya da planlanan enflasyonla sosyal olarak arzulanan enflasyon oranı aynıdır.

Eğer bu iki varsayımı da (8)'inci denklemle birleştirilirse enflasyon yanlılığı da bütün olarak gösterilmiş olunur.

$$\pi_t = \bar{\pi}_t - \frac{l_0 - (1+l_1)\epsilon_t + l_2 \epsilon_t^2/2}{1+\alpha^2\lambda} + \frac{\alpha\lambda k_0 - \alpha\lambda(1+k_1+k_2)u_t + (\alpha\lambda k_2 u_t^2)/2}{1+\alpha^2\lambda} \quad (9)$$

Eğer (9)'uncu denklemin iterasyonla beklentiler kanununa göre beklentisi alınırsa;

$$E(\pi_t) = \bar{\pi}_t - \frac{l_0 + l_2\sigma_\pi^2/2}{1+\alpha^2\lambda} + \frac{\alpha\lambda k_0 + (\alpha\lambda k_2 \sigma_y^2)/2}{1+\alpha^2\lambda} \quad (10)$$

enflasyon beklentisi enflasyon hedefinin yanısıra üretim ve enflasyonun varyansı cinsinden tanımlanmış olur.

(10)'uncu denklemi değişkenlere göre yeniden yazarsak;

$$E(\pi_t) = \bar{\pi}_t - \frac{l_0}{1+\alpha^2\lambda} + \frac{\alpha\lambda k_0}{1+\alpha^2\lambda} - \frac{l_2\sigma_\pi^2/2}{1+\alpha^2\lambda} + \frac{\alpha\lambda k_2 \sigma_y^2/2}{1+\alpha^2\lambda} \quad (10)'$$

daha basit görünümlü bir denklem elde ederiz. İlk üç terim sabit oldukları için hepsini birarada yazarsak $a_0 = \bar{\pi}_t - (l_0 + \alpha\lambda k_0) / 1+\alpha^2\lambda$ diğer sabitleri de katsayı haline getirerek;

$$a_1 = \frac{l_2/2}{1+\alpha^2\lambda} \text{ ve } a_2 = \frac{\alpha\lambda k_2/2}{1+\alpha^2\lambda} \quad \text{tüm denklemi daha basit bir yapıya dönüştürülür}$$
$$E(\pi_t) = a_0 + a_1\sigma_\pi^2 + a_2\sigma_y^2 \quad (11)$$

Her ne kadar bu denklemle de enflasyon yanlılığını ekonometrik olarak test etmek mümkün olsa da enflasyon beklentisinin veri olarak bulunması zor olduğundan ve

kesin deęil tahmini bir veri olacaęından tekrardan $E_{t-1}(\pi_t) = \bar{\pi}_t$ varsayımını kullanarak;

$$\bar{\pi}_t = a_0 + a_1 \sigma_\pi^2 + a_2 \sigma_y^2 + v_t \quad (12)$$

şeklinde yazarak nihai ekonometrik denkleme ulaşmış oluruz. Enflasyon hedefi özellikle son on onbeş yıllık dönemde Merkez Bankaları'nca açıklanan şeffaf bir veri haline geldięi için üretim ve enflasyon varyansları da üretim ve enflasyon deęerleri bilindięi müddetçe kolayca hesaplanabileceęi için bu modelin veri sorunu olmayacaktır.

Çıkarım olaraksa a_1 katsayısı l_2 ile ilgili olduęu için eęer anlamlı bir şekilde $a_1 < 0$ olursa enflasyonla ilgili Merkez Bankası yanlılıęının olduęu ve Merkez Bankacı'nın enflasyondaki dalgalanmalara asimetric tepkiler verdięi iddia edilebilir. Eęer anlamlı şekilde $a_2 > 0$ olursa bu durumda da Merkez Bankası'nın üretim ile ilgili asimetric hedefleri var demektir.

4.2.4. Zaman Serileri İçin Ekonometrik Bir Çalışma:

Yukarıdaki bölümde elde edilen (12)'nci denklem her ne kadar ekonometrik kullanıma uygun görünse de, bu denklemdeki açıklayıcı deęişkenler arz şoklarının varyansları ve enflasyonun hedeften sapmasının varyansları olduęu için her ülke için ancak bir ya da zamanı alt dönemlere ayırırsak birkaç veri elde etmek mümkündür. Bu denklemden yola çıkarak ekonometrik bir çıkarım yapmak için veya ülkeleri davranışları bakımından kümelere ayırabilmek için çok daha fazla ülkenin verisine ve daha detaylı bir analize ihtiyaç vardır. Daha önceki bölümdeki gibi sadece birkaç ülke için zaman serisi analizi yapmanın mümkün olması için aynı teorik altyapıdan yola çıkarak başka bir denklem yazmak gerekir.

Bu tür bir ampirik çalışmayı hem Gerlach (2000) hem de Ruge-Murcia (2003) yapmıştır. Ancak Gerlach (2000)'de ABD için yapılan ekonometrik çözüm, önceki bölümde yapılan kural politikalar altında asimetric politikaların ekonometrik denklemlerinden çok da farklı deęildir. Gerlach (2000)'in ekonometrik denklemi, makale boyunca çözdüęü modelden tamamen bağımsız şekilde, Merkez Bankası faiz oranlarının regresyonunu amaçlayan bir yapıdır. Oysa Gerlach (2000) modelinde faiz oranlarını hiç kullanmamıştır. Bu tür bir eklektik kurgu sonucunda ekonometrik

model kurulması burada istenmemektedir, çünkü böyle bir çalışmanın daha önceki bölümdeki ekonometrik modelden söyleyecek çok da farklı birşeyi olmaz.

Ruge-Murcia (2003)'de yapılan ekonometrik çalışma ise kurulan modelin bir uzantısıdır. Buradaki ekonometrik model hem İki Aşamalı En Küçük Kareler, hem Tam Bilgi Maksimum İhtimal hem de Genelleştirilmiş Momentler Metodları kullanılarak çözülmüş ve incelenen ülkeler için asimetrik tercihlerin varlığını destekleyen sonuçlar elde edilmiştir. Ruge-Murcia (2003)'ün yaptığı regresyon denklemi $\pi_t = \bar{\pi}_t - (\alpha/2) \sigma_\pi^2 + (1/\alpha) \ln(1+\alpha\gamma E_{t-1}u_t) + v_t$ şeklindedir. Yani gerçekleşen enflasyonu açıklamak için Merkez Bankacı'nın asimetrik olarak geçmiş işsizlik değerlerinden ve enflasyon hedefinden faydalandığını iddia eden bir modeldir.

Diğer bir değişle model faiz oranlarına hiç bakmadan, Merkez Bankasına enflasyon hedefinden sapmanın yarattığı maliyetlerin yapısını incelemektedir. Model aynı zamanda halkın enflasyon beklentilerinin Merkez Bankası'na nasıl algılandığını ve enflasyonu kontrol eden kurum olarak nasıl bir reaksiyon verildiğini de irdeler. Yukarıdaki denklemdeki α katsayısı Merkez Bankacı'nın asimetrisini gösteren bir değişkendir. Özel durum olarak $\alpha > 0$ olması Merkez Bankacı için enflasyon hedefinden yukarı doğru sapmaların Merkez Bankacı için daha maliyetli olduğu anlamını taşımaktadır. Yeterince büyük değerler için bu aynı zamanda bir deflasyon yanlılığını da işaret edebilir (Ruge-Murcia, 2003). Ayrıca γ sabiti de işsizliğin Merkez Bankacı'nın enflasyon tercihlerinde önemli olup olmadığını gösterir ki Ruge-Murcia (2003) ampirik çalışmayı yaptığı ülkelerde α katsayısı anlamlı çıkarken, γ değişkenin önemsiz çıkmıştır⁷⁰.

Her ne kadar Ruge-Murcia (2003)'deki kadar çeşitli analizler yapılmayacak olsa da buradaki ekonometrik denklemde de önceki bölümde geliştirilen modele sadık kalınacak ve regresyon enflasyonu açıklayacak şekilde kurulacaktır. Modeli çözmek içinse gerçekleşen enflasyonu açıklamak için aynı dönem gerçekleşen üretimin doğal oranından sapmaları ve enflasyonun hedeften sapmaları kullanılacağı için En Küçük Kareler yerine Genelleştirilmiş Momentler Metodu tercih edilecektir. 4.2'nci bölümdeki modelle tutarlı olması için ekonometrik denklem (8)'inci denklemdeki enflasyon yanlılığından yola çıkılarak hazırlanmıştır. Bu denklemdeki sabit katsayılar biraraya getirilirse ekonometrik yazım aşağıdaki hale gelir.

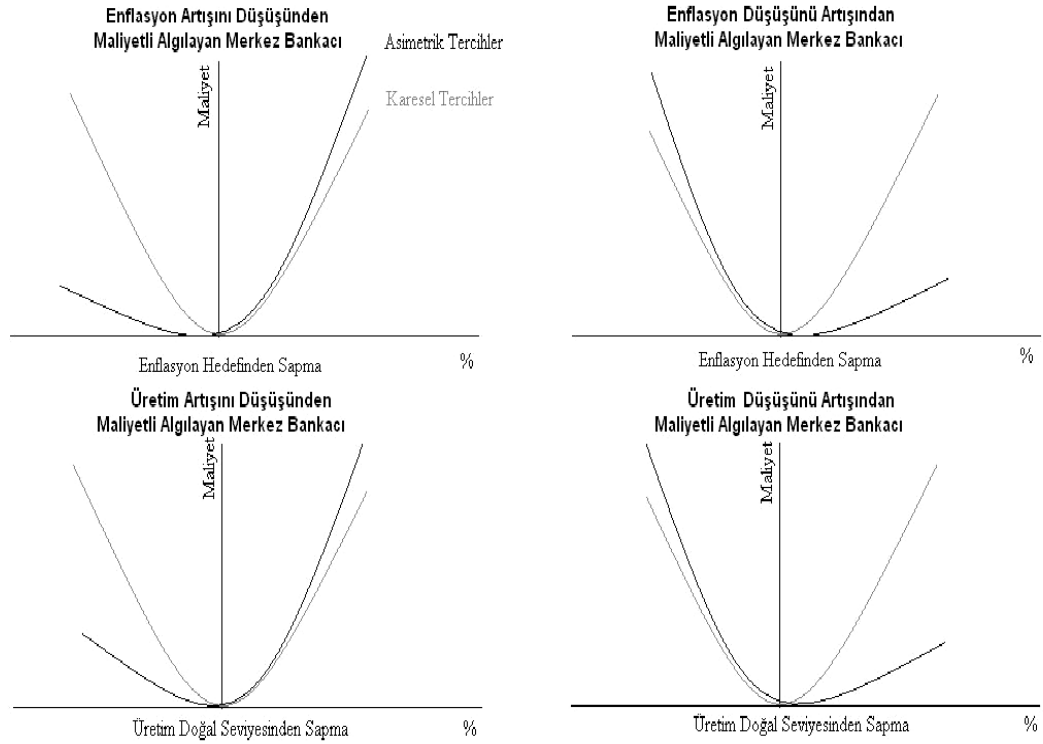
⁷⁰ Ruge-Murcia (2003) İngiltere, Kanada ve İsveç verileriyle ampirik çalışmasını gerçekleştirmiştir.

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_t + \beta_2(1-e^{-\varepsilon_t}) + \beta_3 u_t + \beta_4(1-e^{-u_t}) + v_t$$

Denkleme göre önce halkın beklentileri ve sonra Merkez Bankası politikaları sonucu gerçekleşen enflasyon, enflasyonun hedeften sapmasıyla ilgili Merkez Bankacı'nın düzeltme politikalarıyla ε_t ve aynı zamanda arz şoklarına karşı düzeltme politikalarıyla u_t ilişkilendirilebilir. Bu doğrusal ilişki enflasyon yanlılığına yol açmaz, çünkü yukarıdaki denklemin beklentsi alınırsa $E(\varepsilon_t)=0$ ve $E(u_t)=0$ olduğu halde içinde enflasyon hedefini de içeren β_0 'dan herhangi bir sapmayı gerektirmez. Ancak ε_t^2 ve u_t^2 terimlerinin beklentileri sıfırdan farklı ve 4.2.3'üncü bölümde çözüldükleri halleriyle sırasıyla σ_π^2 ve σ_y^2 oldukları için yanlılığa sebep olurlar. Bu durumda β_1 ve β_3 katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olması Merkez Bankacı'nın hem enflasyondaki dalgalanmalara hem de arz şoklarına aktif müdahale ettiği anlamına gelse de, bu müdahalelerin karesel maliyet fonksiyonuna uygun olarak simetrik olarak yapıldığı anlamını taşır. Ancak β_2 veya β_4 katsayılarının anlamlı çıkmaları, hem Merkez Bankacı'nın şoklara aktif cevap verdiği hem de bu tepkilerin asimetrik oldukları anlamını taşır. Elbette β_2 'nin enflasyonun hedeften sapmasına verilen asimetrik bir tepki, β_4 'ün de üretimin doğal seviyesinden sapmasına verilen asimetrik tepki olduğunu anımsamak gerekir. Ruge-Murcia (2003)'de Merkez Bankacı'nın enflasyon hedefini ıskalamasının maliyetleri, simetrik maliyeti betimleyen bir değişkenini yanı sıra asimetrik maliyetleri betimleyen bir kısmı da regresyon fonksiyonuna eklemiştir. Ancak üretimin doğal seviyesinden sapmaları karesel olarak ele alındığından işin ikinci boyutu gösterilmemiştir. Aşağıda Şekil 4.4'de Merkez Bankacı'nın asimetrisi hem enflasyon hedefinden hem de doğal üretim seviyesinden pozitif ve negatif sapmalara göre grafiklendirilmiştir.

Yine de β_2 ve β_4 katsayıları asimetrik fonksiyonu tek başlarına değil, β_1 ve β_3 ile birlikte tanımlarlar. Fonksiyonun $\beta_1 \varepsilon_t + \beta_2(1-e^{-\varepsilon_t})$ 'den oluşan kısmına odaklanırsak; eğer ε_t pozitif ve büyük bir değer alırsa $(1-e^{-\varepsilon_t})$ birden küçük bir değer alacağından $\beta_1 \varepsilon_t$ kısmı ağır basar ve iki değişken toplanırlar. Tam tersi durumda ε_t negatif ve mutlak değer olarak büyük bir değer alırsa $(1-e^{-\varepsilon_t})$ değeri negatif ve büyük olacağından $\beta_1 \varepsilon_t$ 'den $\beta_2(1-e^{-\varepsilon_t})$ kısmı çıkarılır ve $\beta_2 > 0$ için şekil sol üstteki gibi olur. Eğer $\beta_2 < 0$ olursa tam tersi durum gerçekleşir ve şekildeki sağ üstteki durum gerçekleşir.

Şekil 4.4: Asimetrik Merkez Bankası Davranış Çeşitleri



Benzer açıklamaları $\beta_3 u_t + \beta_4(1-e^{-u_t})$ kısmı için üretim doğal seviyesinden sapmadan yola çıkarak yapmak da mümkündür. β_4 'ün işaretine bağlı olarak asimetri (eğer varsa) altındaki iki durumdan biri olur.

Asimetrinin yönü bir tarafa $\beta_2=0$ hipotezinin t-testiyle incelenmesi enflasyon hedefinden sapmanın asimetrik bir yanlılığa yol açıp açmadığını, $\beta_4=0$ hipotezinin de üretim doğal seviyesinden sapmaya yol açıp açmadığı test edilebilir.

Üretim açığı burada yeniden hesaplanmamış daha önce Kural Para Politikaları Altında Asimetrik Merkez Bankası bölümündeki ekonometrik denklemdeki gibi Türkiye, Polonya ve Brezilya'nın GSYİH büyümesi verileri ile bu verilerin Hodrick-Prescott filtresi ile elde edilen üretim doğal seviyesinin büyüme oranı arasındaki fark alınarak hesaplanmıştır. GSYİH verileri 3 ayda bir açıklandıkları için regresyonlar aylık değil üç aylık veri setleri derlenerek yapılmıştır. Enflasyon için de 12 aylık enflasyon verisi kullanılmıştır ve bu verilerin üretim açığıyla uyumlu olmaları için aylık veri üç ayda bir alınarak yapılmıştır. Bu bahsedilen verilerin geriye dönük zamansal herhangi bir sınırı yoktur. Ancak enflasyonun hedeften sapmasını veri olarak kullanırken enflasyon hedeflemesinin başlangıcı sınırdır. Gelişmekte olan ülkelerin birçoğu ya 1990'ların sonunda ya da 2000'li yılların başında şeffaflaşan Merkez Bankası politikaları sonucu enflasyon hedeflerini açıklamaya başladılar.

Hedeflemenin başlangıç yılları Türkiye için 2002, Polonya için 1999 ve Brezilya için 2000'dir ve son tarihi de 2010'un üçüncü çeyreğidir. Bu yüzden de veri setleri Polonya ve Brezilya için 2000 yılından, Türkiye için ise 2002 yılından başlatılmıştır. Asimetrik politikalarla ilgili veriler de sonuçta enflasyonun hedeften sapması ve üretim açıklarının eksponansiyel fonksyonlarıdır.

Regresyon yapılmadan önce değişkenlerin durağanlık testleri yapılmıştır. Tüm değişkenler %5'lik anlamlılık düzeyinde sıfırıncı mertebeden durağan çıkmıştır. Bu yüzden model kurulurken değişkenlerde herhangi bir modifikasyon yapılmamıştır. Ayrıca değişkenlerin ve regresyon sonucu ortaya çıkan kalıntıların korolelogramına bakılmış ve enflasyon verisinin ve kalıntıların AR(1)'lik otokorelasyona sahip olduğu ve modeldeki açıklama gücünü artırmak için regresyona AR(1)'de değişken olarak eklenmiştir. Regresyon sonucu Tablo 4.3'de verilmiştir.

Regresyon yukarıda da belirtildiği gibi Genelleştirilmiş Momentler Metodu ile kurulmuştur. Rasyonel beklentiler hipotezinin çıkan ortogonalite koşulları GMM'in kısıtlarını da karşılayabileceği için ajanların enformasyonları üzerinde başka keyfi kısıta gerek olmadan e_t ve u_t GMM kısıtları olarak kullanılmıştır. Optimal ağırlık şeması Suricco (2003)'deki gibi Hansen (1982) temeline dayanılarak kullanılmış ve dört dönem gecikmeli Newey-West ile kovaryans matrisi tahmin edilmiştir. Üretim açığı, enflasyonun hedeften sapması ve bunların üslü terimlerinin üçer dönem gecikmeli değerleri de kısıt enstrümanları olarak kullanılmıştır. Örneklem sayısı az olduğu için "küçük örneklem yanlılığı" yaratmamak için çok sayıda kısıt enstrmanı kullanılmamıştır.

4.2.5. Ekonometrik Çalışmanın Sonuçları:

Bu bölümdeki ekonometrik regresyon 4.1.4'deki regresyondan farklı olarak hem üretimle ilgili hem de enflasyonla ilgili asimetrisi araştırmaktadır. 4.1.4'deki regresyon sadece enflasyon kaynaklı asimetriye odaklıydı. Üretim açıklarının yönündeki ve büyüklüğündeki değişiklikleri önemsememekteydi. Tablo 4.4'de ve Ek E'de verilen daha detaylı e-Views sonuçlarına göre kurulan model her üç ülke için de yüksek açıklayıcılığa sahiptir. Ancak sonuçlar ve asimetri ülkeden ülkeye farklılıklar göstermektedir.

Tablo 4.4: Genelleştirilmiş Momentler Metodu Regresyonu Tahmincileri

	Türkiye	Polonya	Brezilya
C	4.275871 (0.0000)	2.419525 (0.0000)	4.501022 (0.0000)
ε_t	0.870490 (0.0000)	1.003555 (0.0000)	0.983437 (0.0000)
u_t	0.028538 (0.4093)	0.006178 (0.6099)	0.000673 (0.8795)
$(1-e^{-\varepsilon_t})$	0.000280 (0.2791)	-0.025575 (0.0106)	0.005514 (0.9429)
$(1-e^{-u_t})$	2.61E-08 (0.1601)	-0.011489 (0.2320)	-3.48E-05 (0.7791)
AR(1)	0.835296 (0.0000)	0.881628 (0.0000)	0.821094 (0.0000)
Gözlem Sayısı	32	40	40
Düzeltilmiş R^2	0.989880	0.977467	0.996010

Notlar:Hücrelerdeki ilk rakamlar katsayıları, ikinci rakamlarsa p-değerlerini belirtmektedir. $(1-e^{-\varepsilon_t})$ enflasyonun hedeften sapmasıyla ilgili asimetriyi, $(1-e^{-u_t})$ üretimin doğal seviyesinden sapmasıyla ilgili asimetriyi göstermektedir.

Regresyon sonucunda modele açıklayıcı olarak AR(1) konulduğu halde Türkiye için sadece sabit terim, ε_t ve AR(1) % 5’lik düzeyde anlamlıdır. Yani Merkez Bankası’nın enflasyonun hedeften sapmasına da üretim açıklarına da asimetrik bir tepki vermemektedir. Üretim açığına verilen tepki de istatistiksel olarak anlamlı değildir ve katsayısı çok küçüktür. Yani üretimdeki büyümenin doğal oranın aşağısında kalmasına Merkez Bankası tepki verse de, bu tepki enflasyondan sapmaya verilen tepkiye göre çok kısıtlıdır. $(1-e^{-\varepsilon_t})$ katsayısının pozitif olması enflasyonun hedeften sapmasını Merkez Bankası’nın karesel durumdan daha az maliyetli algıladığı ve Şekil 4.4’deki ikinci duruma yani TCMB’nin enflasyon düşüşünü artışından maliyetli algılayan bir Merkez Bankası olduğunu söylemeyi mümkün kılar. Diğer taraftan $(1-e^{-u_t})$ ’nin katsayısının da pozitif olması ise, üretim açığı verilmesi durumunda Merkez Bankası’nın bir miktar enflasyonu artırmaya göz yumabileceği anlamı taşır ki, bu da Şekil 4.4’in alt sol köşedeki durumuna yani Merkez Bankası’nın üretim açığının artışını karesel durumdan daha maliyetli, negatif üretim açıklarını da karesel durumdan daha az maliyetli bulduğunu gösterir. Ancak bu modele göre Türkiye’de her iki asimetriyi de görmek mümkün değildir. Bu durumda net etkinin yönü katsayıların büyüklükleri de dikkate alınarak bulunur.

Polonya için ise enflasyonun hedeften sapmasının simetrik ve asimetrik maliyet yarattığı reddedilemezken, üretim açıklarının simetrik ve asimetrik maliyet yarattığı iddia edilemez. Enflasyonun hedeften sapmasına Polonya istatistiksel olarak anlamlı

bir tepki vermektedir. Enflasyonun hedeften sapmasına asimetrik tepki ise istatistiksel olarak anlamlıdır ve Türkiye ve Brezilya'nın tam tersi yönündedir. Yani yanlılık Şekil 4.4'de sol üstde yer alan enflasyon artışını düşüşünden maliyetli algılayan Merkez Bankası'na uygundur. Üretim açığına verilen asimetrik tepki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Yani Polonya için asimetrik yanlılık vardır ve enflasyonu azaltmaya yöneliktir.

Brezilya için üretim açığına simetrik ve asimetrik Merkez Bankası tepkileri istatistiksel olarak anlamlı değildir. Ayrıca asimetrik üretim açığına verilen tepkinin katsayıları Türkiye'ninki gibi çok küçüktür ve Türkiye'nin katsayılarıyla aynı yöndedir. Enflasyonun hedeften karesel sapmasına ise Brezilya Merkez Bankası anlamlı tepki vermektedir. Brezilya Merkez Bankası'nda istatistiksel olarak anlamlı asimetrik enflasyon yanlılığı bulunmamaktadır.

Önemli bir nokta da simetrik Merkez Bankası tepkileri için modele konulan β_1 ve β_3 katsayıları ile ilgilidir. Regresyonda enflasyondaki hataların enflasyona 1,00'lık bir katsayıyla tepki vermeleri doğaldır. Polonya ve Brezilya'nın tepkileri bu rakama oldukça yakinken, Türkiye'nin tepkileri daha az olmaktadır. Üretim açıklarına her üç ülke de aynı yönde pozitif yönlü tepkiler vermektedir.

Son olarak eklenebilecek bir açıklama da denklemdeki sabit terimin, model gereği enflasyonun hedefini de içerdiğidir⁷¹. Enflasyon hedefi son 5 yıldır Brezilya'da % 4,5'dur. Bu değer ekonometrik denklemdeki sabit terimle hemen hemen aynıdır. Benzer şekilde son beş yılda Polonya için de enflasyon hedefi sabittir ve % 2,5 olarak açıklanmaktadır. Her ne kadar Türkiye için enflasyon hedefleri bu iki ülkeninki kadar statik olarak açıklanmasalar da 2010 için % 6,5'lik enflasyon hedefi ile modeldeki sabit terim arasında da bir ilişki olabilir (hatta Suricco 2003 bu sabiti modelinde direkt enflasyon hedefi olarak alır). Kurulan ekonometrik denklemin her iki tarafının da beklentisi alınırsa u_t ve ε_t 'nin beklentilerinin sıfır olduğu daha önceden varsayıldığı için bu sabit değerler aynı zamanda halkın beklentisini $E(\pi_t)$ vermektedir ki bu beklentilerin hedefe eşit olması beklenebilir. Yani Brezilya'lının

⁷¹ (9)'uncu denklemin $E_{t-1}\pi_t = E_{t-1}[\bar{\pi}_t - \frac{l_0 - (1+l_1)\varepsilon_t + l_2 \varepsilon_t^2/2 + \alpha\lambda k_0 - \alpha\lambda(1+k_1+k_2)u_t + (\alpha\lambda k_2 u_t^2)/2}{1+\alpha^2\lambda}]$

beklentisi alınırsa $E_{t-1}\pi_t = \bar{\pi} + c$ 'ye dönüştüğü bulunabilir. Bu durumda c sabiti aynı zamanda hedeften sapmaların yönünü belirtir.

beklentileri hedefin çok az üzerinde olurken, Polonya’lıların hedefin biraz aşağısında bir beklenti oluşturmaları aslında Merkez Bankası’nın “enflasyonu aşağı çekme yönlü asimetrisinden kaynaklanabilir”. Türkiye için ise 2010 enflasyon hedefinin 6,5 % olduğu anımsanırsa 4.2 %’lik beklenti aslında asimetrinin yönünün aşağı doğru olduğunu da gösterebilir.

Tüm bulguları Tablo 4.5 yardımıyla özetlemek ve daha önceki ekonometrik çalışmanın bulgularıyla karşılaştırmak faydalı olabilir:

Tablo 4.5: Ekonometrik Modellerin Özeti

Asimetrinin Türü	Türkiye			Polonya			Brezilya		
	Model Ia	Model Ib	Model II	Model Ia	Model Ib	Model II	Model Ia	Model Ib	Model II
Enflasyonun hedeften sapmasıyla ilgili asimetrik MB algısı	Anlamsız $ \beta_{\text{aşağı}} > \beta_{\text{yukarı}} $	Anlamsız $ \beta_{\text{aşağı}} > \beta_{\text{yukarı}} $	Anlamsız	Anlamlı $ \beta_{\text{aşağı}} > \beta_{\text{yukarı}} $	Anlamlı $ \beta_{\text{aşağı}} > \beta_{\text{yukarı}} $	Anlamlı, düşüş yönlü asimetri	Anlamlı $ \beta_{\text{aşağı}} > \beta_{\text{yukarı}} $	Anlamlı $ \beta_{\text{aşağı}} > \beta_{\text{yukarı}} $	Anlamsız
Üretimin doğal seviyeden sapmasıyla ilgili ZT veya asimetrik MB algısı	Anlamlı	Anlamlı	Anlamsız	Anlamlı	Anlamlı	Anlamsız	Anlamlı	Anlamlı	Anlamsız

Tablo 4.5’de Model Ia ile Asimetrik Para Politikası Kuralı altındaki geniş model, Model Ib ise basitleştirilmiş model kastedilmektedir. Model II ise bu bölümde çözülen GMM modelidir. Sonuçlar tablodan da anlaşılabilceği gibi modeller birebir aynı çıkarımlara sahip değildirler. Yine de çıkan sonuçlar tutarlı kabul edilebilir. Türkiye’de üretimin doğal seviyeden sapmasına Merkez Bankası, Model II’ye göre asimetrik tepkiler vermektedir. Model I ise enflasyon yanlılığını reddedemezken asimetri ile ilgili enformasyon taşımamaktadır. Enflasyonun hedeften sapması Model Ia ve Model Ib’de anlamlı görünmese de Model II’deki çıkarım ve β katsayılarının yönü tutarlıdır. Yani illa da bir asimetri olacaksa veya daha varyansı az verilerle çalışılırsa asimetri artış yönlü bulunabilir.

Brezilya için $|\beta_{\text{aşağı}}| > |\beta_{\text{yukarı}}|$ sonuçları ve Model II’deki düşüşün artıştan daha maliyetli olduğuna dair çıkarımlar, Polonya’nın Model Ia için $|\beta_{\text{aşağı}}| > |\beta_{\text{yukarı}}|$ olsa da $\beta_{\text{aşağı}} > 0$ bulunması ve Model II için artışın düşüşten maliyetli olduğuna dair asimetrik çıkarımlarla tam uyumludur. Yani her iki model de Polonya Merkez Bankası’nın düşük enflasyonu tercih ettiği bir asimetriden bahsederken, Brezilya ve

Türkiye için tersi durum geçerli görünmekte ve uygulanan politikaların en az modellerin birinde asimetrik olarak enflasyon yanlı oldukları reddedilememektedir.

Sonuç olarak her ne kadar teorik modeller birbiriyle tam tutarlı sonuçlar vermese de, gelişmekte olan ülkelerde asimetrik bir yanlılığın olup olmadığı incelenirken “yeni” enflasyon yanlılığının varlığını reddetmek kolay değildir. Asimetrik yanlılığın varlığını ekonometrik olarak daha net ortaya koymak ve farklı ekonomik gelişmeye ve Merkez Bankası bağımsızlığına sahip ülkelerin buradaki iki düzlemli bir yanlılıkta ne tür bir yanlılığa sahip olduklarını incelemek ve ülkeleri gruplandırabilmek için kesit veriyle enflasyon hedeflemesi yapan ülkelerin çoğu dahil edilerek bir çalışma yapmak mümkündür. Literatürde henüz bu tür farklı asimetrikleri gruplandıran bir çalışma eksiktir. Ayrıca Model II’de her ne kadar literatürü takip ederek GMM modeli kullanılmış olsa da bu yöntemi kullanmak için veri sayısı enflasyon hedeflemesinin başlangıç tarihleri açısından sınırlıdır. GMM modeli kullanmak için daha çok veri ile (mesela aylık veriyle 150 civarı veri elde ederek) çalışılacak bir model kurgulamak daha anlamlı olabilir⁷².

⁷² Bu açıklama ve yorum YTU’den hocam Doc. Dr. Hüseyin Taştan tarafından yapılmıştır.

5. SONUÇLAR

Zaman tutarsızlığı ile ilgili makroekonomi literatürü, döneminin klasik maliye ve para politikaları olan optimal kontrol teorisine bir tepki olarak ortaya çıkmıştır. Tinbergen (1952)'nin önerdiği üç adımlı ortodoks politika, ilk adımda ekonomi politikasının hedeflerini seçmeyi (enflasyon, işsizlik, büyüme hedefi...), daha sonra bu hedeflere ulaşmak için gerekli olan politika aletlerini seçmeyi ve son olarak da bu hedeflerle aletleri ilişkilendiren bir ekonomik model oluşturarak hedeflere ulaşmayı öngörmektedir. Her ne kadar bu politikalar, atomistik ajanların oluşturduğu bir toplumda, o toplumun faydasını optimize etmeye çalışsa da, özellikle rasyonel beklentiler hipotezi sonrasında giderek artan eleştirilerle karşılaşmıştır. Bireylerin rasyonel olduğu bir toplumda uygulanan statik makroekonomi politikalarına bireyler kendi faydalarını maksimize edecek şekilde tepki verecek; bu da uygulanacak politikaları etkisiz kılacaktır.

Kydland ve Prescott (1977) sonrasında gelişen literatür para politikalarını odağına alarak ekonomik ajanların rasyonel olduğu bir ortamda uygulanacak olan politikaların zeki oyuncular arasında dinamik bir oyuna dönüştüğünü ve ekonomik sonuçların da oyuncuların arasındaki karşılıklı hamleler sonucunda belirlendiğini öngörür. Zaman tutarsızlığı literatürünün ilk başlarda ağırlıklı olarak mali politikalar değil de para politikaları çevresinde gelişmesinin sebebi mali politikaların daha yavaş ve belirsiz olması, ve/veya eksik bilgi ve mikro ekonomik dalgalanmalar yüzünden Halk/ Özel Sektör ajanının net kararlar alamaması argümanlarıyla açıklanmıştır (Persson ve Tabellini, 2001). Ancak benzer problemler para politikalarında da olabilir ve oyuncuların tepkileri gecikmeli bile olsa, zaman tutarsızlığının tamamen yok edilemeyebileceği de tezin içinde gösterilmiştir.

1990'ların sonunda Merkez Bankacı'nın miyop bakış açısıyla enflasyon yarattığı bir kanalda ilerleyen modellere hem teorik, hem pratik, hem de ampirik eleştiriler gelmiştir. Bu eleştirilerin temel noktasında; Merkez Bankacı'ların üretim ve işsizlik kaygılarıyla enflasyon yaratarak hata yapabileceği (ve 1970'lerde bu hatayı yaptığı) ama literatürde iddia edildiği gibi bu hatayı tekrarlamayacağı ve yanlış niyetlerini sürdürmeyeceği vardır. Tüm bu eleştirilere rağmen Fischer (1994)'ün rasyonel beklentiler sonrası gelişen literatürde altını çizdiği noktaları⁷³ es geçmek ve 'Merkez Bankacılar nasıl olsa hatalarını tekrarlamaz' temennisiyle geçiştirmek mümkün değildir. Elbette bu yanlış niyetleri sürdürmemesi bir taraftan Merkez Bankacı'nın hatasının ağır maliyetlerini görmesiyle ilgiliyken, diğer taraftan da kurumsal yapıların hem hatayı cezalandıran hem de yapıları şeffaflaştıran değişimleriyle ilgilidir.

Bu eleştiriler sonrası zaman tutarsızlığı literatürünün bir tarafı daha çok zaman tutarlı optimal politikalar oluşturmaya yönelmiştir. Optimal politikalarla ilgili "Yeni Keynesyen" bakış açısı daha çok Merkez Bankacı'ların davranışlarını kısıtlayarak ya da tutarsızlık yapamayacağı kalıplara oturtarak optimal kontrol teorisini yeniden yorumlarlar⁷⁴.

Diğer bir grup ise tüm bu regülasyonlara ve Merkez Bankası bağımsızlığına rağmen, içten içe de olsa bir enflasyon yanlılığının sürdüğünü iddia ederler. Ancak burada bahsedilen yanlılık KPBG'daki kadar açık değildir ve kural politikaları uygulayan ve üretimi artırmayı ya da işsizliği azaltmayı amaçlamıyormuş gibi görünen Merkez Bankacıların bile sahip olabileceği bir yanlılıktır. Elbette bu "yeni" yanlılık 1970'lerdeki gibi aşırı yüksek enflasyon yanlılığı yaratmaya sebep olabilecek bir yanlılık değildir. Yine de enflasyon var olduğu müddetçe onu açıklamak için de modellere ve yeni yaklaşımlara ihtiyaç olacaktır. Bu tezde özellikle de 4'üncü bölümde bu "Yeni Enflasyon Yanlılığı" üzerinde durulmuştur. Bu yeniden tanımlanan tutarsızlığı eskisinden ayıran en önemli özellik yanlılığı sadece enflasyon yaratabilen değil aynı zamanda dezenflasyon yaratabilen bir şekle sokmasıdır. Bu tür yanlılığı inceleyenler, kural politikalara rağmen Merkez Bankacı'nın hala bir hareket

⁷³ Fischer (1994): "Makroekonomideki rasyonel beklentiler devrimi ve oyun teorisine dayalı modellerin artan sofistیکasyonu, politika yapmanın akademik analizini radikal bir şekilde değiştirdi. İlk kez iktisatçılar, güvenilirlik, takdir yetkisine karşı kurallar ve Merkez Bankaları'nın bağımsızlığı gibi önemli meseleler hakkında analitik bir şekilde konuşabiliyorlar."

⁷⁴ Bkz. Woodford (2003)

serbestliđi taşıdıđı ortamda, bu hareket serbestliđinde üretimle ilgili, enflasyonla ilgili ve hatta kurla ilgili gizli (asimetrik) güdülerini incelerler.

Tezde 4.1.'inci bölümde kural politikalar altında üretime, enflasyona ve kura asimetrik tepkiler veren Merkez Bankası davranışları klasik Taylor Kuralı modellerinden yola çıkılarak oluşturulmuş ve modellere yukarıdaki deđişkenlerin hedeften pozitif ve negatif sapmaları için benzer tepkiler verip vermedikleri sorgulanmıştır. Türkiye'de de son sekiz yıldır önce gizli sonrasında da açık enflasyon hedeflemesi yapıldıđı düşünülürse bu tarz bir yanlılıđı bu dönem için test etmek yanlış olmaz. Bu tezde de bu tür bir çalışma yapılmış ve benzer şartlardaki ülkelerin benzer tepkiler verip vermediđini de kontrol etmek için Polonya ve Brezilya da analize dahil edilmişlerdir. Katsayılara bakıldıđı zaman (her ne kadar geniş model Türkiye için istatistiksel olarak anlamlı sonuç vermese de) her üç ülke için de enflasyondaki artışlar düşüşlere göre daha maliyetli algılanmaktadır. Yani "yeni" yanlılıđın varlıđını reddetmek en azından bu çalışmada mümkün deđildir.

"Yeni" tutarsızlıđı açıklamak için diđer bir eğilim de üretim şoklarına ve enflasyondaki dalgalanmalara Merkez Bankacı'nın verdiđi enflasyon tepkisine odaklanır. 4.2.'nci bölümde ele aldıđımız bu konuda 'beklenmedik pozitif/negatif bir arz şoku veya enflasyon artışı/düşüşü sonrasında uygulanacak Merkez Bankası politikaları enflasyonu deđiştirir mi?' gibi soruların cevapları araştırılmıştır.. Bu bölümün sonunda, hem enflasyondaki artışı veya düşüşü, hem de arz şoklarına verilen tepkileri aynı çatı altında toplayan kesit veri için kullanılabilecek bir model geliştirilmiş, hem de 4.1.'inci bölümündeki ülkeler için ikinci ve farklı bir model kurulmuştur.

Ayrıca yine zaman serisi verileri ile ama bu kez EKK yerine GMM kullanılarak Türkiye, Polonya ve Brezilya için 'yeni' asimetrik tutarsızlık bir daha test edilmiştir. Üretimin doğal seviyesinden sapmasına her üç ülkenin de asimetrik tepkiler verebildiđi ayrıca Türkiye ve Polonya'nın Merkez Bankaları'nın enflasyondaki artış yönlü ve düşüş yönlü sapmaları simetrik algılamadıkları sonucuna varılmıştır. Kesit veri için kurulan modelde yanlılıđın artık tek boyutlu olarak algılanması yerine Merkez Bankacı'ların aynı anda hem enflasyonla hem de üretimle ilgili hareketlerini simetrik ve asimetrik olarak derlenebilir hale getirilmesi açısından önemlidir. Bu modelle ülkeler davranışları bakımından kümeleştirilerek benzer tepki veren grupların benzer enflasyon oranlarına sahip olup olmadıkları da araştırılabilir.

Sonu olarak, yksek enflasyon her ne kadar birok lke ekonomisi iin eskisi kadar byk tehdit yaratmasa da, enflasyondaki ve retimdeki dalgalanmaları Merkez Bankaları’nın ynetmesi, hem yeteneklerine, hem hareket alanlarına, hem de niyetlerine baėlıdır. Bu noktada Merkez Bankaları’nın karakterlerini/niteliklerini analiz etmek ve gerek niyetlerine ulařmak anlamında Para Politikaları’nda Zaman Tutarsızlıėı literatrnn nemi srmektedir. Ayrıca ıktıėı KPBG modellerinin ıkıř amacının kural politikaları iradi politikalara tercih etme gerekliliėini gstermek olduėu dřnlrse, oėu geliřmiř lkenin makroekonomik hedef politikalarını aıkladıėı ve bunları srdrlebilir hale getirmeye alıřtıėı gnmzde bu modellerin iřlerini yaptıklarını sylemek de yanlıř olmaz.

‘Yeni’ enflasyon yanlılıėı konusu ise aslında deflasyonu da inceleyebilecek ok geniř bakıř aısına sahip bir ilerlemedir. Asimetrik yanlılık konusu henz tam geliřtirilmemiř olsa bile rasyonel beklentiler sonrasında ve belirsizlik altında daha kompleks hale gelen Merkez Bankacı Halk/zel Sektr niyet ve davranıřlarını aıklamak iin olduka verimli bir yoldur.

KAYNAKÇA

- Aguiar A., F.M. Martins. "The Preferences of the Euro Area Monetary Policymaker". **Journal of Common Market Studies**. c.43. s.2. (2005): 221-250.
- _____. 2008. "Testing for Asymmetries in the Preferences of the Euro-Area Monetary Policymaker," **Applied Economics**. c.40. (2008): 1651–1667.
- Alesina, A. "Macroeconomics and politics". **NBER Macroeconomics Annual** 3. (1988): 13-52.
- _____. "Politics and business cycles in the industrial democracies". **Economic Policy** c.8. (1989): 57–98.
- _____, R. Gatti. "Independent Central Banks: Low Inflation at No Cost?". **American Economic Review**. c.85. (1995): 196-200.
- _____, L. Summers. "Central Bank Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence", **Journal of Money, Credit and Banking**. c.25. (1993): 151–162.
- _____, N. Roubini, 1992. "Political Cycles in OECD Economies," **Review of Economic Studies**: Blackwell Publishing, c.59.s.4. (1992): 663-688.
- Andolfatto, D., S. Hendry, K. Moran. "Are Inflation Expectations Rational?". Simon Fraser University and Rimini Centre for Economic Analysis; Bank of Canada; Université Laval, Canada. WP 27-07, 2007.
- Al-Nowaihi, P. Levine. "Independent but Accountable: Walsh Contracts and the Credibility Problem". CEPR Discussion Paper No. 1387, 1996.
- Backus D., J. Drifill, 1985. "Rational Expectations and Policy Credibility Following a Change in Regime". **Review of Economics Studies**. c.52. s.2. (1985): 211-221.
- Ball, L. "Is Equilibrium Indexation Efficient?" **The Quarterly Journal of Economics**: MIT Press, c.103. s.2. (1988): 299-311.

- _____. "The Genesis of Inflation and the Costs of Disinflation". **Journal of Money, Credit and Banking**: Blackwell Publishing. c.23. s.3. (1991): 439-452.
- _____. "Time-consistent policy and persistent changes in inflation," **Journal of Monetary Economics**: Elsevier. c.36. s.2. (1995): 329-350.
- _____. "Efficient Rules for Monetary Policy," **International Finance** c.2. s.1. (1999): 63-83.
- _____, N.G. Mankiw. "A sticky-price manifesto," **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**: Elsevier, c.41. s.1. (1994): 127-151.
- _____, N. Sheridan. "Does Inflation Targeting Matter?". IMF Working Paper 03/129, 2003.
- Barro, R.J. 1986. "Reputation in a Model of Monetary Policy with Incomplete Information", **Journal of Monetary Economics**, c.17. s.1. (1986): 2-20.
- _____, D.B. Gordon. "A Positive Theory of Monetary Policy in a Neutral-Rate Model". **Journal of Political Economy**. c.91. s.4. (1983a): 589-610.
- _____, _____. "Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary policy", **Journal of Monetary Economics**: Elsevier, c.12. s.1. (1983b): 101-121.
- Başar, T., G.J. Olsder. **Dynamic Noncooperative Game Theory**. 2nd revised ed. London and San Diego: Academic Press.1999.
- Bec, F., B.M. Salem, F.Collard. "Asymmetries in Monetary Policy Reaction Function: Evidence for US, French and German Central Banks," **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c.6, s.2. (2002): 1006-1006.
- _____, _____. R.MacDonald. "Real exchange rates and real interest rates : A nonlinear perspective," **Recherches économiques de Louvain, De Boeck Université**. c.72. s.2. (2006): 177-194.
- Blinder, A.S. **Central Banking in Theory and Practice**. Cambridge MA: The MIT Press, 1998.
- _____. "Stop me before I inflate again: the rules-versus-discretion debate revisited". **Proceedings**. Federal Reserve Bank of Chicago, Mayıs Sayısı. (1998): 502-508.
- Bomfim, Antulio N. "The Equilibrium Fed Funds Rate and the Indicator Properties of Term-Structure Spreads". **Economic Inquiry**: Oxford University Press. c.35. s.4. (1997): 830-846.
- Calvo, Guillermo A. "On the Time Consistency of Optimal Policy in a Monetary Economy". **Econometrica**. c.46. (1978): 1411-1428.
- _____, M.Obstfeld. "Time Consistency of Fiscal and Monetary Policy: A Comment," **Econometrica**. c.58. (1990): 1245-1247.

- Caner, M., E. B., Hansen. "Treshold Autoregressions with a Unit Root". **Econometrica**. c.69. (2001): 1555-1597.
- Canzoneri, M. "Monetary Policy Games and the Role of Private Information.". **American Economic Review** c.75. (1985): 1056-1070.
- Christodoulakis, G. A., D. Peel. "The Central Bank Inflation Bias in the Presence of Asymmetric Preferences and Non-Normal Shocks". **Economics Bulletin**. c.29. s.3. (2009): 1608-1620.
- Clarida, R., J.Gali, M. Gertler. "Monetary policy rules in practice: Some international evidence". **European Economic Review** c.42, (1998): 1033–1067.
- _____, _____, _____. "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," **Journal of Economic Literature**. c.37. (1999): 1661-1707.
- _____, _____, _____. "Monetary Policy Rules And Macroeconomic Stability: Evidence And Some Theory". **The Quarterly Journal of Economics**: MIT Press, c.115. s.1. (2000): 147-180.
- Clark, T., S. Kozicki. "Estimating equilibrium real interest rates in real time". **North American Journal of Economics & Finance**. c.16. s.3. (2005): 395-413.
- Cukierman, A. **Central Bank Strategies, Credibility and Independence**. Cambridge:MIT Press, 1992.
- _____. "The Inflation Bias Result Revisited", Tel Aviv Foerder Institute for Economic Research and Sackler Institute for Economic Research Working Paper: 99/38, 1999. İnternet Kaynağı: <http://www.tau.ac.il/~alexcul/pdf/infbias1.pdf>
- _____. "Establishing a reputation for dependability by means of inflation targets". **Economics of Governance**. c.1. (2000): 53–76.
- _____, S.Gerlach. "The inflation bias revisited: theory and some international evidence," **Manchester School**, University of Manchester. c.71. s.5. (2003): 541-565.
- _____, F.Lippi. "Central bank independence, centralization of wage bargaining, inflation and unemployment: theory and some evidence". **European Economic Review**. c.43. (1999): 1395–1434.
- _____, N.Liviatan. "Optimal Accomodation by Strong Policymakers Under Incomplete Information". **Journal of Monetary Economics**. c.27. s.1. (1991): 99-127.
- _____, A., Miller, G.P. ve B.Neyapti. "Central bank reform, liberalization and inflation in transition economies: an international perspective". **Journal of Monetary Economics** c.49. (2002): 237–264.
- _____, A.Muscatelli. "Nonlinearities in Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: evidence from the UK and the US", **The B.E. Journal of Macroeconomics**. c.8. Makale 7 Katkısı, 2008. İnternet kaynağı: <http://www.bepress.com/bejm/vol8/iss1/art7>.

- _____, B.Neyapti, S. Webb, 1992. "Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes". **The World Bank Economic Review** c.6. s.3. (1992):353-398.
- Davradakis, E., M.P. Taylor. "Interest Rate Setting and Inflation Targeting: Evidence of a Nonlinear Taylor Rule for the United Kingdom". **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**. c.10. s.4. (2006).
- Debelle G., S. Fischer. "How independent should a central bank be?," **Conference Series, Proceedings**, Federal Reserve Bank of Boston. (1994): 195-225.
- Dixit, A. "A Repeated Game Model of Monetary Union." **The Economic Journal** c.110. (2000): 759-780.
- Dixit, A., H. Jensen. "Equilibrium Contracts for the Central Bank of a Monetary Union.", University of Princeton ve University of Copenhagen, Mimeographed, 2001.
- Dolado, J., R. Maria-Dolores, A. Naviera. "Are Monetary Policy Reaction Functions Asymmetric? The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve," **European Economic Review**. c.49. (2005): 485–503.
- _____, _____, F. Ruge-Murcia. "Non-Linear Monetary Policy Rules: Some New Evidence for the US". **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c.8. s.2. Article 2. (2004).
- Doyle, M., B. Falk. "Testing Commitment Models of Monetary Policy: Evidence from OECD Countries". **Journal of Money, Credit, and Banking**. c.40. 2008: 409-425.
- Drazen, A. "Political Contagion in Currency Crises," NBER Chapters, in: Currency Crises, National Bureau of Economic Research, Inc. (2000): 47-70.
- Eijffinger, S.C.W., J. de Haan. "The Political Economy of Central-Bank Independence", **Princeton Special Papers in International Economics**, No.19, Princeton:Princeton University, 1996.
- _____, E. Schaling. "Central bank independence in twelve industrial countries", **Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review**. c.184. (1993): 64–68.
- _____, S., E.Schaling, M. Hoeberichts. "Central Bank Independence: A sensitivity analysis," **European Journal of Political Economy**: Elsevier: c.14. s.1. (1998): 73-88.
- Engle, R.F., C.W.J. Granger. "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing". **Econometrica**. c.55. (1987): 251-276.
- Faust, J. 'Whom can we trust to run the fed? Theoretical support for the founders' view.' **Journal of Monetary Economics**. c.37, (1996): 267–283.
- Fischer, S. "Long Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule", **Journal of Political Economy**. c.85. (1977): 191–205.

- Fisher, S. "Why Are Central Banks Pursuing Long-Run Price Stability?", in *Achieving Price Stability*, Federal Reserve Bank of Kansas City, (1996): 7-34.
- Florio, M. "Cost--benefit analysis and the European union cohesion fund: On the social cost of capital and labour," **Regional Studies**: Taylor and Francis Journals. c.40. s.2. (2006): 211-224.
- Florio, M. "The American Crisis: Travel Notes". **QA - Rivista dell'Associazione Rossi-Doria, Associazione Rossi Doria**. s.2. (2009).
- Frattiani, M., van J.Hagen, C. Waller. "Central Banking as a Political Principal-Agent Problem". **Economic Inquiry**. c.35. s.2. (1997): 378-393.
- Friedman, M. 1969. **The Optimum Quantity of Money and Other Essays**. Aldine Publishing Co., Chicago.
- Friedman, M. "Government Revenue from Inflation". **Journal of Political Economy**. c.79. (1971): 846-856.
- Fudenberg, D. and E. Maskin. "The Folk Theorem in Repeated Games with Discounting or with Incomplete Information". **Econometrica**, c.54. s.3. (1986):533-554. Yeni basım ed.A. Rubinstein, **Game Theory in Economics**. London: Edward Elgar, 1995.
- Galí, J. "Monetary Policy and Unemployment," **Economics Working Papers** 1198, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra, 2009.
- _____, M. Gertler, D. López-Salido. "Erratum to European Inflation Dynamics". **European Economic Review** c.47. s.4. (2003): 759–760.
- Gerlach, S., 2000. "Asymmetric Policy Reactions and Inflation". Manuscript, BIS, Nisan. İnternet erişimi <http://home.netvigator.com/~gerlach/sgerlach.htm> [08.09.2009].
- _____. 'Recession Aversion, Output and the Kydland–Prescott Barro–Gordon Model'. **Economics Letters**. c.81. (2003): 389–394.
- Gomez, V. "Three Equivalent Methods for Filtering Finite Nonstationary Time Series". **Journal of Business and Economic Statistics**. c.17. (1999): 109-116.
- Goodhart, C.A.E. (1997), 'One Government, One Money', *Prospect*, March: 1-3. http://www.prospect-magazine.co.uk/highlights/one_gov_one/index.html [11.10.2009].
- _____. 'The Two Concepts of Money: Implications for the Analysis of Optimal Currency Areas', **European Journal of Political Economy**. c.14. (1998): 407-432. Yeni basım ed. S. Bell ve E. Nell. **The State, the Market and the Euro**. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 1-25.
- Gredig, F. "Asymmetric Monetary Policy Rules and the Achievement of the Inflation Target: The Case of Chile," *Working Papers* Central Bank of Chile 451, Central Bank of Chile, 2007.

- Greene, William, 2003. **Econometric Analysis**. 5. bs. New York: Macmillan Publishing Company.
- Grilli, V, D. Masciandaro, G. Tabellini. "Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Countries". **Economic Policy** c.6. (1991): 341-392.
- Haldane, A., D.Quah. "UK Phillips curves and monetary policy". **Journal of Monetary Economics**: Elsevier. c.44. s.2. (1999): 259-278.
- Hammond, P.J. "Changing Tastes and Coherent Dynamic Choice". **Review of Economic Studies**. c.43. (1976): 159-73.
- Hammond, P.J. "Dynamic Restrictions on Metastatic Choice", **Economica**. c.44. (1977): 337-50.
- Harvey, Andrew C.,1993. **Forecasting Structural Time Series and the Kalman Filter**. Camdbridge UK: Cambridge University Press.
- Herrendorf, B. "Optimal collection of time consistent seigniorage: A unifying framework". **Journal of Economic Surveys** s.11, 1997: 1-46.
- _____, B.Lockwood. "Rogoff's 'Conservative' Central Banker Restored," **Journal of Money, Credit and Banking**: Blackwell Publishing. c.29s.4. (1997): 476-495.
- _____, M. Neumann. "A nonnormative theory of inflation and central bank independence," **Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)**: Springer. c.136s.2. (2000): 315-333.
- Hodrick, R.J., N. Kocherlakota, D.Lucas. "The variability of velocity in cash-in-advance models", **Journal of Political Economy** s.99. (1991): 358–384.
- _____, E.P. Prescott. "Postwar Business Cycles: An Empirical Investigation," **Journal of Money, Credit, and Banking**. s.29. (1997): 1–16.
- Horváth R.. "Asymmetric Monetary Policy in the Czech Republic?", Evaluation of the Fulfilment of the CNB's Inflation Targets 1998-2007: Czech National Bank, Prague. (2009): 117-130.
- Hutchison, M.M., C. E. Walsh. "The Output-Inflation Trade-off and Central Bank Reform:Evidence from New Zeland". **Economic Journal**. s.108. (1998): 703-725.
- Ireland, Peter N. "Does the time-consistency problem explain the behavior of inflation in the United States?". **Journal of Monetary Economics**: Elsevier. c.44. s.2. (1999): 279-291.
- Jonsson, G. "Institutions and macroeconomic outcomes - the empirical evidence," **Swedish Economic Policy Review** s.2. (1995): 181-212.
- Jordan, T.J., 1998. "Monetary Control Uncertainty and Inflation Bias", Teknik Rapor, Swiss National Bank.

- _____. "Monetary Control Uncertainty and Inflation Bias". **Journal of Economics**. c.73. s.2. (2001): 125-147.
- Kahneman, D., A. Tversky. "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk". **Econometrica**. c.47. s.2. (1979): 263-272.
- Karagedikli, Ö., K. Lees. "Do Inflation Targeting Central Banks Behave Asymmetrically? Evidence from Australia and New Zealand," Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper, 2004/02.
- Kreps, D.M., R. Wilson. "Sequential Equilibria," **Econometrica**: Econometric Society. c.50. s.4. (1982): 863-894.
- Kiley, M.T. "The Lead of Output over Inflation in Sticky Price Models". **Finance and Economics Discussion Series**: Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.). (1996): 96-133.
- Kydland, F., E. C. Prescott. "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans". **Journal of Political Economy**. c.85. s.3.(1977): 473–492.
- Lotito, G. "Dynamic inconsistency and different models of dynamic choice – a review" **POLIS Working Paper**. No.83. (2006).
- Laubach, T., J. C. Williams. "Measuring the Natural Rate of Interest". **The Review of Economics and Statistics**. c.85. s.4. (2003): 1063-1070.
- Lockwood, B. "State-Contingent Inflation Contracts and Unemployment Persistence," **Journal of Money, Credit and Banking**: Blackwell Publishing. c.29 s.3. (1997): 286-99.
- Lohmann, S. 'Optimal commitment in monetary policy: Credibility versus flexibility', **American Economic Review**. c.82. s.1. (1992): 273–286.
- Lucas Jr., R.E., N.Stokey, N. "Money and interest in a cash-in-advance economy". **Econometrica**. s.55. (1987): 491-513.
- Machina, M. "Choice under uncertainty: problems solved and unsolved." **Journal of Economic Perspectives**. c.1. (1987): 121–154.
- Machina, M. "Dynamic Consistency and Non-expected Utility Models of Choice under Uncertainty". **Journal of Economic Literature**. c.27. (1989): 1622-68.
- Machina, M.J. 1991. Dynamic Consistency and Non-Expected Utility. **Foundations of Decision Theory** Ed. M. Bacharach & S. Hurley., Basil-Blackwell, Oxford. 39–91.
- Martin, S. 1999. "Trade and Competition: An Industrial Economist's Perspective," **The World Economy**: Blackwell Publishing. c.22. s.6. (1999): 895-907.
- Maskin, E., J. Tirole. "A Theory of Dynamic Oligopoly, I: Overview and Quantity Competition with Large Fixed Costs". **Econometrica**: Econometric Society. c.56. s.3. (1988): 549-569.

- McCallum, B.T. "Two Fallacies Concerning Central Bank Independence". **American Economic Review**, Papers and Proceedings. c.85. (1995): 207-211.
- _____. "Crucial issues concerning central bank independence". **Journal of Monetary Economics** c.39. (1997): 99-112.
- _____. "Issues in the design of monetary policy rules". Handbook of Macroeconomics, in: J. B. Taylor & M. Woodford (ed.), Handbook of Macroeconomics:Elsevier. Ed.1, c.1. Ch.23. (1999): 1483-1530.
- McClennen, E.F. 1988. Dynamic Choice and Rationality. ed. Munier B. **Risk, Decision and Rationality**, Dordrecht, Reidel.
- McClennen, E.F. 1990. **Rationality and Dynamic Choice**. Cambridge, Cambridge University Press.
- McKinnon, R.I., K,Ohno. 1997. **Resolving Economic Conflict between the United States and Japan**. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Minford, P., N. Srinivasan. "Opportunistic monetary policy: An alternative rationalization". **Journal of Economics and Business**: Elsevier. c.58. v.5-6. (2006): 366-372.
- _____, _____. 2008. "Are Central Bank Preferences Asymmetric? A Comment," Cardiff Economics Working Papers E2008/5, Cardiff University, Cardiff Business School, Economics Section.
- Mishkin, F.S., 2000. "What Should Central Banks Do?". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*.
- Nobay, R.A., D.A. Peel. "Optimal Monetary Policy with a Nonlinear Phillips Curve". **Economics Letters** s.67. (2000): 159-164.
- Nobay, A. R., D. A. Peel. "Optimal Discretionary Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences". **Economic Journal**. c.113. (2003): 657-665.
- Obstfeld, M., K. Rogoff. "Exchange Rate Dynamics Redux". **Journal of Political Economy**. c.103. (1995): 640-660.
- Orphanides, A., 2001. "Monetary policy rules based on real-time data". **American Economic Review**. c.91. (2001): 964-985.
- Persson, T., G. Tabellini. 1999a. Designing institutions for monetary stability. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. Elsevier, c.39. s.1.: 53-84.
- _____, _____. 1999b. Political economics and macroeconomic policy. **Handbook of Macroeconomics** ed. J. B. Taylor & M. Woodford. Handbook of Macroeconomics, Ed. 1, c.1, b.22. Elsevier: 1397-1482.
- Petersen, K., 2007. "Does Federal Reserve follow a nonlinear Taylor rule?". University of Connecticut, Working Paper, No. 37-2007.

- Posen, A.S., 1995. "Declarations Are Not Enough: Financial Sector Sources of Central Bank Independence". NBER Macroeconomics Annual: 253-274.
- Raiffa, H. 1968. **Decision Analysis**. Random House/McGraw Hill.
- Rogoff, K. "The optimal degree of commitment to a monetary target". **Quarterly Journal of Economics**. c.100. (1985): 1169–1190.
- Romer, D. "The New Keynesian Synthesis". **The Journal of Economic Perspectives**. c.7. s.1. (1993): 5-22.
- _____, C.Romer, 1998. "Monetary Policy and the Well-Being of the Poor," NBER Working Paper 6793, Kasım, Cambridge, MA.
- Rotondi, Z., J. Driffill. 2003. Delegation of Monetary Policy: More than a Relocation of the Time-Inconsistency Problem. **Computing in Economics and Finance 2003**. Society for Computational Economics: 292.
- Ruge-Murcia, Francisco J. "Does the Barro-Gordon model explain the behavior of US inflation? A reexamination of the empirical evidence". **Journal of Monetary Economics**: Elsevier. c.50. s.6. (2003a): 1375-1390.
- _____. "Inflation Targeting Under Asymmetric Preferences". **Journal of Money Credit, and Banking**. c.35. (2003b): 763–785.
- _____. "The Inflation Bias When the Central Bank Targets the Natural Rate of Unemployment". **European Economic Review** c.48. (2004): 91-107.
- Saadon, Y., Ben David N., Benzion U. ve Z. Shiffer. "Asymmetric Preferences and the Central Bank's Interest Rate". **Journal of Money, Investment and Banking**. c.5. (2008): 67-84.
- Sack, B., V.Wieland. "Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence". **Journal of Economics and Business**: Elsevier. c.52. s.1-2. (2000): 205-228.
- Samuelson, P.A. "Probability, Utility and the Independence Axiom". **Econometrica**. c.20. s.4. (1952): 670-678.
- Selten, R. "The Chain Store Paradox". **Theory and Decision**. c.9. (1978): 127 – 159.
- Sibert, A. "Monetary Integration and Economic Reform," **Economic Journal**: Royal Economic Society. c.109. s.452. (1999): 78-92.
- Sidrauski, M. "Rational choices and patterns of growth in a monetary economy". **American Economic Review** c.57. (1967): 534-544.
- Soderstrom, U. " Monetary Policy with Uncertain Parameters". **Scandinavian Journal of Economics**: Blackwell Publishing, c.104. s.1. (2002): 125-145.

- Staiger D.O., J.H. Stock, M.W. Watson. 1997. How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?. **Reducing Inflation: Motivation and Strategy**, National Bureau of Economic Research, Inc: 195-246.
- Strotz, R.H. "Myopia and Inconsistency in Dynamic Utility Maximization". **The Review of Economic Studies**, c.23. s.3. (1955-1956): 165-180.
- Surico, P., 2002. "Asymmetric Central Bank Preferences and Nonlinear Policy Rules", Bocconi University Working Paper EEA 02-5.
- _____, 2003. "Measuring the time-inconsistency of U.S. Monetary Policy". *European Central Bank Working Paper No. 291*.
- _____, 2004. "Inflation Targeting and Nonlinear Policy Rules: the Case of Asymmetric Preferences," CESIFO Working Paper 1280.
- Surico, P.,. "The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences". **Journal of Economic Dynamics and Control**. c.31. (2006): 305–324.
- Svensson, L.E.O. "Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets", **European Economic Review**. c.41. (1997): 1111–1146.
- Tabellini, G., 1988. "Domestic Politics and the International Coordination of Fiscal Policies", UCLA Economics Working Papers 529, UCLA Department of Economics.
- Tambakis, D.N. "Monetary Policy with a Nonlinear Phillips Curve and Asymmetric Loss". **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c.3. (1999): 223-237.
- Taylor, M., E. Davradakis. "Interest rate setting and inflation targeting: Evidence of non-linear Taylor rule for the United Kingdom". **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics** c.10. s.4. (2006): 1359-1359.
- Temple, J. "Openness, Inflation and the Phillips Curve: A Puzzle". **Journal of Money, Credit and Banking**. c.34. (2002): 450-468.
- Trehan, B., T. Wu, 2007. "Time-varying equilibrium real rates and monetary policy analysis," **Journal of Economic Dynamics and Control**: Elsevier. c.31. s.5. (2007): 1584-1609.
- Varian, H. 1974. A Bayesian approach to real estate assessment. **A. Studies in Bayesian Economics in Honour of L.J. Savage**. Ed. Feinberg, S.E., Zellner. North-Holland, Amsterdam.
- Vickers, J. "Signalling in a Model of Monetary Policy with Incomplete Information". **Oxford Economic Papers**. c.38. (1986): 443–455.
- _____. "Inflation Targeting in Practice: the UK Experience". **Bank of England Quarterly Bulletin**. c.38. s.4. (1998): 368–375.
- Waller, C.J. "Monetary Policy Games and Central Bank Politics". **Journal of Money, Credit and Banking**: Blackwell Publishing. c.21. s.4. (1989): 422-431.

- _____. "A bargaining model of partisan appointments to the central bank". **Journal of Monetary Economics**: Elsevier. c.29. s.3. (1992): 411-428.
- Waller, C.J., C.E. Walsh. "Central-Bank Independence, Economic Behavior, and Optimal Term Lengths," **American Economic Review**: American Economic Association. c.86. s.5. (1996): 1139-1153.
- Walsh, C. E. 2003. **Monetary Theory and Policy**. Böl.8. 3.bs. MIT Press.
- _____. "Optimal Contracts for Central Bankers". **American Economic Review** c.85. (1995): 150-167.
- Woodford, M. 2003. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Yun, T. "Nominal Rigidities, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles". **Journal of Monetary Economics** c.37. (1996): 345-370.

EKLER

Ek 1: 4.1'deki Geniş Model İçin E-Views ile OLS Regresyonu Sonuçları Türkiye:

Dependent Variable: INTEF

Method: Least Squares

Date: 05/08/11 Time: 13:08

Sample (adjusted): 2002Q4 2010Q3

Included observations: 32 after adjustments

Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFALT	-0.954831	0.523226	-1.824891	0.0800
ENFUST	0.528975	0.219999	2.404440	0.0239
GDPGAP(-1)	0.226974	0.074924	3.029383	0.0056
INTEF(-1)	0.724370	0.058087	12.47038	0.0000
D(KUR(-1))	2.942597	3.162409	0.930492	0.3610
C	3.226231	1.050375	3.071505	0.0051
AR(1)	-0.063118	0.198478	-0.318011	0.7531
R-squared	0.969016	Mean dependent var	15.66469	
Adjusted R-squared	0.961580	S.D. dependent var	9.782451	
S.E. of regression	1.917459	Akaike info criterion	4.330518	
Sum squared resid	91.91620	Schwarz criterion	4.651148	
Log likelihood	-62.28830	F-statistic	130.3121	
Durbin-Watson stat	1.955193	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	-.06			

Brezilya:

Dependent Variable: INTEF

Method: Least Squares

Date: 05/08/11 Time: 13:12

Sample (adjusted): 2001Q3 2010Q3

Included observations: 37 after adjustments

Convergence achieved after 11 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFALT	-8.775227	3.270509	-2.683138	0.0118
ENFUST	-0.086250	0.416779	-0.206943	0.8375
GDPGAP(-1)	0.669958	0.264993	2.528213	0.0170
INTEF(-1)	0.149299	0.195673	0.763003	0.4514
D(KUR(-1))	4.626398	2.695081	1.716608	0.0964
C	25.46579	8.558363	2.975544	0.0057
AR(1)	0.920361	0.099129	9.284455	0.0000
R-squared	0.896122	Mean dependent var	30.45704	
Adjusted R-squared	0.875346	S.D. dependent var	8.992511	
S.E. of regression	3.174927	Akaike info criterion	5.317104	
Sum squared resid	302.4048	Schwarz criterion	5.621872	
Log likelihood	-91.36643	F-statistic	43.13331	
Durbin-Watson stat	1.817768	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.92			

Polonya:

Dependent Variable: INTEF

Method: Least Squares

Date: 05/08/11 Time: 13:13

Sample (adjusted): 2000Q4 2010Q3

Included observations: 40 after adjustments

Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFALT	0.226654	0.221997	1.020979	0.3147
ENFUST	0.074688	0.049283	1.515485	0.1392
GDPGAP(-1)	0.210786	0.076070	2.770959	0.0091
INTEF(-1)	0.863765	0.069296	12.46486	0.0000
D(KUR(-1))	0.212342	0.413962	0.512950	0.6114
C	0.005335	0.349602	0.015261	0.9879
AR(1)	0.413200	0.178832	2.310546	0.0273
R-squared	0.975403	Mean dependent var	4.458000	
Adjusted R-squared	0.970931	S.D. dependent var	3.903356	
S.E. of regression	0.665512	Akaike info criterion	2.181109	
Sum squared resid	14.61592	Schwarz criterion	2.476663	
Log likelihood	-36.62218	F-statistic	218.1029	
Durbin-Watson stat	2.206494	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.41			

Ek 1.a: 4.1'deki Modelin Kalıntılarının Korelelogramları:**Türkiye İçin Kalıntılarının Otokorelasyonu:**

Date: 02/25/11 Time: 15:36

Sample: 2002Q4 2010Q3

Included observations: 32

Q-statistic
probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.013	-0.013	0.0063	
. * .	. * .	2 0.077	0.077	0.2229	0.637
. .	. .	3 0.005	0.007	0.2240	0.894
. * .	. ** .	4 -0.186	-0.193	1.5663	0.667
. * .	. * .	5 0.151	0.152	2.4862	0.647
. ** .	. * .	6 -0.197	-0.177	4.1045	0.534
. * .	. * .	7 -0.087	-0.112	4.4302	0.619
. * .	. * .	8 0.149	0.166	5.4311	0.608
. ** .	. * .	9 -0.201	-0.166	7.3421	0.500
. .	. * .	10 0.018	-0.099	7.3578	0.600
. * .	. * .	11 -0.156	-0.098	8.6190	0.569
. .	. .	12 -0.007	0.044	8.6216	0.657
. * .	. .	13 0.161	0.047	10.112	0.606
. .	. .	14 -0.033	0.036	10.178	0.679
. .	. .	15 0.054	-0.031	10.367	0.735
. .	. .	16 0.000	-0.029	10.367	0.796

Brezilya İçin Kalıntıların Otokorelasyonu:

Date: 02/25/11 Time: 15:46

Sample: 2000Q4 2010Q3

Included observations: 37

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.024	0.024	0.0233	0.879
. .	. .	2 0.056	0.055	0.1514	0.927
. *	. *	3 0.177	0.175	1.4794	0.687
. *	. *	4 -0.065	-0.077	1.6636	0.797
. *	. *	5 0.129	0.117	2.4110	0.790
. **	. **	6 0.224	0.204	4.7481	0.577
. **	. **	7 -0.203	-0.219	6.7285	0.458
. .	. .	8 0.006	-0.052	6.7306	0.566
. .	. *	9 -0.035	-0.062	6.7935	0.659
. *	. *	10 -0.178	-0.115	8.4958	0.581
. .	. .	11 0.040	-0.018	8.5866	0.660
. *	. *	12 -0.167	-0.157	10.200	0.598
. *	. .	13 -0.082	0.064	10.603	0.644
. .	. .	14 -0.016	-0.039	10.619	0.716
. *	. .	15 -0.085	0.008	11.094	0.746
. *	. .	16 -0.082	-0.049	11.558	0.774

Polonya İçin Kalıntıların Otokorelasyonu:

Date: 02/25/11 Time: 16:05

Sample: 2000Q1 2010Q3

Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.105	-0.105	0.4766	0.490
. **	. **	2 0.208	0.199	2.3888	0.303
. *	. *	3 0.108	0.154	2.9200	0.404
. * .	. * .	4 -0.126	-0.152	3.6562	0.455
. .	. .	5 0.034	-0.053	3.7122	0.592
. * .	. * .	6 -0.105	-0.066	4.2602	0.642
. * .	. * .	7 -0.130	-0.121	5.1217	0.645
. .	. .	8 -0.042	-0.051	5.2134	0.735
. .	. .	9 -0.016	0.060	5.2280	0.814
. * .	. * .	10 -0.088	-0.060	5.6607	0.843
. .	. * .	11 -0.048	-0.108	5.7939	0.887
. .	. .	12 0.014	0.013	5.8054	0.926
. .	. .	13 -0.027	0.012	5.8506	0.951
. .	. .	14 0.006	-0.038	5.8529	0.970
. .	. * .	15 -0.035	-0.067	5.9339	0.981
. .	. .	16 0.016	0.015	5.9512	0.989
. .	. .	17 0.001	-0.010	5.9513	0.994
. .	. .	18 0.015	-0.011	5.9692	0.996
. .	. .	19 -0.001	-0.010	5.9694	0.998
. .	. .	20 0.000	-0.007	5.9694	0.999

Ek 1.b: 4.1'deki Basitleştirilmiş Model İçin E Views ile OLS Regresyonu Sonuçları:

Türkiye:

Dependent Variable: INT

Method: Least Squares

Date: 05/08/11 Time: 14:25

Sample (adjusted): 2002Q2 2010Q3

Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFALT	-5.133376	1.954957	-2.625826	0.0135
ENFUST	2.270268	0.600691	3.779426	0.0007
GDPGAP(-1)	0.595116	0.297413	2.000977	0.0545
C	19.28331	2.269689	8.496016	0.0000
R-squared	0.599032	Mean dependent var	19.64706	
Adjusted R-squared	0.558936	S.D. dependent var	11.64665	
S.E. of regression	7.734851	Akaike info criterion	7.039480	
Sum squared resid	1794.838	Schwarz criterion	7.219052	
Log likelihood	-115.6712	F-statistic	14.93966	
Durbin-Watson stat	0.773241	Prob(F-statistic)	0.000004	

Brezilya:

Dependent Variable: INT

Method: Least Squares

Date: 05/08/11 Time: 14:29

Sample (adjusted): 2001Q1 2010Q3

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFALT	-19.43044	4.291431	-4.527729	0.0001
ENFUST	1.722314	0.610967	2.818998	0.0079
GDPGAP(-1)	0.976240	0.389365	2.507263	0.0170
C	33.69321	1.367122	24.64535	0.0000
R-squared	0.511577	Mean dependent var	32.56963	
Adjusted R-squared	0.469712	S.D. dependent var	8.298590	
S.E. of regression	6.043107	Akaike info criterion	6.532628	
Sum squared resid	1278.170	Schwarz criterion	6.703250	
Log likelihood	-123.3863	F-statistic	12.21971	
Durbin-Watson stat	0.568300	Prob(F-statistic)	0.000013	

Polonya:

Dependent Variable: INT

Method: Least Squares

Date: 05/08/11 Time: 14:20

Sample (adjusted): 2000Q2 2010Q3

Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFALT	0.954974	0.543075	1.758458	0.0867
ENFUST	0.672473	0.075367	8.922605	0.0000
GDPGAP(-1)	0.648838	0.138919	4.670608	0.0000
C	3.700005	0.690256	5.360333	0.0000
R-squared	0.778825	Mean dependent var	7.484286	
Adjusted R-squared	0.761364	S.D. dependent var	4.709609	
S.E. of regression	2.300662	Akaike info criterion	4.594664	
Sum squared resid	201.1358	Schwarz criterion	4.760156	
Log likelihood	-92.48794	F-statistic	44.60325	
Durbin-Watson stat	0.951837	Prob(F-statistic)	0.000000	

Ek 1.c: 4.1'deki Modelin Birim Kök Testleri

Brezilya

Faiz Oranı:

Null Hypothesis: INTEF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.241917	0.0917
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(INTEF)
Method: Least Squares
Date: 02/25/11 Time: 18:15
Sample (adjusted): 2001Q2 2010Q3
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INTEF(-1)	-0.262527	0.080979	-3.241917	0.0027
D(INTEF(-1))	0.357644	0.143218	2.497200	0.0175
C	11.34108	3.459059	3.278662	0.0024
@TREND(2000Q4)	-0.165939	0.064478	-2.573564	0.0146
R-squared	0.329698	Mean dependent var	-0.009168	
Adjusted R-squared	0.270554	S.D. dependent var	4.042121	
S.E. of regression	3.452280	Akaike info criterion	5.415247	
Sum squared resid	405.2200	Schwarz criterion	5.587625	
Log likelihood	-98.88970	F-statistic	5.574467	
Durbin-Watson stat	1.795427	Prob(F-statistic)	0.003203	

% 10'luk anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

π aşağı:

Null Hypothesis: ENFALT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.970881	0.0192
Test critical values: 1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ENFALT)
Method: Least Squares
Date: 02/22/11 Time: 12:13
Sample (adjusted): 2002Q1 2010Q3
Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFALT(-1)	-0.633393	0.159509	-3.970881	0.0005
D(ENFALT(-1))	0.545941	0.171120	3.190389	0.0035
D(ENFALT(-2))	0.128221	0.183367	0.699262	0.4902
D(ENFALT(-3))	0.249422	0.174701	1.427709	0.1644
D(ENFALT(-4))	0.525887	0.179308	2.932867	0.0066
C	-0.103073	0.065020	-1.585250	0.1241
@TREND(2000Q4)	0.009051	0.003307	2.736878	0.0107
R-squared	0.459456	Mean dependent var		0.008857
Adjusted R-squared	0.343625	S.D. dependent var		0.179276
S.E. of regression	0.145244	Akaike info criterion		-0.843949
Sum squared resid	0.590682	Schwarz criterion		-0.532880
Log likelihood	21.76911	F-statistic		3.966615
Durbin-Watson stat	1.722200	Prob(F-statistic)		0.005381

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağıdır.

π yukarı:

Null Hypothesis: ENFUST has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.533956	0.0499
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ENFUST)
Method: Least Squares
Date: 02/22/11 Time: 12:14
Sample (adjusted): 2001Q2 2010Q3
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFUST(-1)	-0.530805	0.150201	-3.533956	0.0012
D(ENFUST(-1))	0.261078	0.164358	1.588471	0.1214
C	1.147236	0.550522	2.083904	0.0448
@TREND(2000Q4)	-0.030447	0.021006	-1.449462	0.1564
R-squared	0.269387	Mean dependent var	-0.026040	
Adjusted R-squared	0.204922	S.D. dependent var	1.489383	
S.E. of regression	1.328041	Akaike info criterion	3.504587	
Sum squared resid	59.96554	Schwarz criterion	3.676965	
Log likelihood	-62.58716	F-statistic	4.178764	
Durbin-Watson stat	1.969983	Prob(F-statistic)	0.012725	

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Üretim Açığı:

Null Hypothesis: GDPGAP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.996551	0.0039
Test critical values: 1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPGAP)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 17:58

Sample (adjusted): 2002Q2 2010Q3

Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPGAP(-1)	-0.727805	0.242881	-2.996551	0.0057
D(GDPGAP(-1))	0.802377	0.241059	3.328549	0.0025
D(GDPGAP(-2))	0.346843	0.183155	1.893715	0.0686
D(GDPGAP(-3))	0.237706	0.183610	1.294623	0.2060
D(GDPGAP(-4))	-0.382674	0.197607	-1.936546	0.0630
D(GDPGAP(-5))	0.471170	0.209522	2.248787	0.0326
R-squared	0.683257	Mean dependent var		0.168824
Adjusted R-squared	0.626696	S.D. dependent var		2.345514
S.E. of regression	1.433077	Akaike info criterion		3.716310
Sum squared resid	57.50387	Schwarz criterion		3.985668
Log likelihood	-57.17727	Durbin-Watson stat		2.030039

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Kur:

Null Hypothesis: D(KUR) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.415259	0.0012
Test critical values: 1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(KUR,2)

Method: Least Squares

Date: 02/22/11 Time: 12:17

Sample (adjusted): 2001Q2 2010Q3

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KUR(-1))	-0.699926	0.158524	-4.415259	0.0001
C	-0.008502	0.037391	-0.227373	0.8214
R-squared	0.351287	Mean dependent var		-0.005603
Adjusted R-squared	0.333267	S.D. dependent var		0.282242
S.E. of regression	0.230461	Akaike info criterion		-0.046275
Sum squared resid	1.912041	Schwarz criterion		0.039914
Log likelihood	2.879216	F-statistic		19.49452
Durbin-Watson stat	1.769033	Prob(F-statistic)		0.000088

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(1) durağandır.

Türkiye:

Faiz Oranı:

Null Hypothesis: INTEF has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.073963	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INTEF)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 18:11

Sample (adjusted): 2002Q2 2010Q3

Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INTEF(-1)	-0.084593	0.016672	-5.073963	0.0000
R-squared	0.281536	Mean dependent var	-1.359118	
Adjusted R-squared	0.281536	S.D. dependent var	2.611896	
S.E. of regression	2.213902	Akaike info criterion	4.456360	
Sum squared resid	161.7449	Schwarz criterion	4.501253	
Log likelihood	-74.75813	Durbin-Watson stat	1.600442	

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

π aşağı:

Null Hypothesis: ENFALT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 8 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.710900	0.0857
Test critical values: 1% level	-3.711457	
5% level	-2.981038	
10% level	-2.629906	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ENFALT)

Method: Least Squares

Date: 02/22/11 Time: 13:27

Sample (adjusted): 2004Q2 2010Q3

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFALT(-1)	-0.797292	0.294106	-2.710900	0.0154
D(ENFALT(-1))	0.614069	0.281187	2.183841	0.0442
D(ENFALT(-2))	0.416836	0.276479	1.507657	0.1511
D(ENFALT(-3))	0.405371	0.272069	1.489955	0.1557
D(ENFALT(-4))	0.645594	0.260551	2.477805	0.0248
D(ENFALT(-5))	0.237771	0.298582	0.796333	0.4375
D(ENFALT(-6))	0.423245	0.302611	1.398643	0.1810
D(ENFALT(-7))	0.264613	0.296670	0.891942	0.3856
D(ENFALT(-8))	0.437411	0.286032	1.529239	0.1457
C	0.585311	0.214531	2.728323	0.0149
R-squared	0.442934	Mean dependent var		0.093077
Adjusted R-squared	0.129584	S.D. dependent var		0.599678
S.E. of regression	0.559476	Akaike info criterion		1.960092
Sum squared resid	5.008221	Schwarz criterion		2.443975
Log likelihood	-15.48120	F-statistic		1.413545
Durbin-Watson stat	2.065257	Prob(F-statistic)		0.261435

%10 anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

π yukarı:

Null Hypothesis: ENFUST has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.399600	0.0180
Test critical values: 1% level	-2.636901	
5% level	-1.951332	
10% level	-1.610747	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ENFUST)

Method: Least Squares

Date: 02/22/11 Time: 13:32

Sample (adjusted): 2002Q3 2010Q3

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFUST(-1)	-0.324448	0.135209	-2.399600	0.0226
D(ENFUST(-1))	-0.124124	0.138535	-0.895981	0.3772
R-squared	0.204036	Mean dependent var	-0.093485	
Adjusted R-squared	0.178360	S.D. dependent var	2.526667	
S.E. of regression	2.290282	Akaike info criterion	4.553918	
Sum squared resid	162.6071	Schwarz criterion	4.644616	
Log likelihood	-73.13965	Durbin-Watson stat	2.280928	

% 5 anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Üretim Açığı:

Null Hypothesis: GDPGAP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.377041	0.0014
Test critical values:		
1% level	-2.636901	
5% level	-1.951332	
10% level	-1.610747	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPGAP)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 18:08

Sample (adjusted): 2002Q3 2010Q3

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPGAP(-1)	-0.436603	0.129286	-3.377041	0.0020
D(GDPGAP(-1))	0.418620	0.165570	2.528352	0.0168
R-squared	0.292668	Mean dependent var		0.023059
Adjusted R-squared	0.269851	S.D. dependent var		4.004551
S.E. of regression	3.421840	Akaike info criterion		5.356926
Sum squared resid	362.9786	Schwarz criterion		5.447623
Log likelihood	-86.38927	Durbin-Watson stat		2.202492

%5 anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Kur:

Hypothesis: D(KUR) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.992152	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.646342	
5% level	-2.954021	
10% level	-2.615817	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(KUR,2)

Method: Least Squares

Date: 02/22/11 Time: 13:37

Sample (adjusted): 2002Q3 2010Q3

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KUR(-1))	-1.010589	0.168652	-5.992152	0.0000
C	-0.004514	0.020376	-0.221542	0.8261
R-squared	0.536663	Mean dependent var	-0.011932	
Adjusted R-squared	0.521716	S.D. dependent var	0.168941	
S.E. of regression	0.116836	Akaike info criterion	-1.397395	
Sum squared resid	0.423172	Schwarz criterion	-1.306697	
Log likelihood	25.05702	F-statistic	35.90588	
Durbin-Watson stat	2.034183	Prob(F-statistic)	0.000001	

% 5 anlamlılık düzeyinde I(1) durağandır.

Polonya

Faiz Oranı:

Null Hypothesis: INTEF has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.333704	0.0207
Test critical values: 1% level	-2.624057	
5% level	-1.949319	
10% level	-1.611711	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INTEF)

Method: Least Squares

Date: 02/22/11 Time: 14:09

Sample (adjusted): 2000Q4 2010Q3

Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INTEF(-1)	-0.042345	0.018145	-2.333704	0.0252
D(INTEF(-1))	0.322440	0.145476	2.216441	0.0329
D(INTEF(-2))	0.296089	0.143650	2.061181	0.0464
R-squared	0.412808	Mean dependent var	-0.227000	
Adjusted R-squared	0.381068	S.D. dependent var	0.882596	
S.E. of regression	0.694358	Akaike info criterion	2.180380	
Sum squared resid	17.83892	Schwarz criterion	2.307046	
Log likelihood	-40.60760	Durbin-Watson stat	2.056576	

% 5 anlamlılık düzeyinde I(0) durağıdır.

π aşağı:

Null Hypothesis: ENFALT has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.990033	0.0457
Test critical values: 1% level	-2.622585	
5% level	-1.949097	
10% level	-1.611824	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ENFALT)
Method: Least Squares
Date: 02/22/11 Time: 14:11
Sample (adjusted): 2000Q3 2010Q3
Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFALT(-1)	-0.134234	0.067453	-1.990033	0.0536
D(ENFALT(-1))	0.273259	0.151288	1.806208	0.0786
R-squared	0.130124	Mean dependent var	-0.023204	
Adjusted R-squared	0.107820	S.D. dependent var	0.457857	
S.E. of regression	0.432470	Akaike info criterion	1.208942	
Sum squared resid	7.294176	Schwarz criterion	1.292531	
Log likelihood	-22.78332	Durbin-Watson stat	1.923824	

% 5 anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

π yukarı:

Null Hypothesis: ENFUST has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.689339	0.0859
Test critical values:		
1% level	-2.621185	
5% level	-1.948886	
10% level	-1.611932	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ENFUST)

Method: Least Squares

Date: 02/22/11 Time: 14:16

Sample (adjusted): 2000Q2 2010Q3

Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENFUST(-1)	-0.133218	0.078858	-1.689339	0.0987
R-squared	0.064564	Mean dependent var		0.090952
Adjusted R-squared	0.064564	S.D. dependent var		3.932115
S.E. of regression	3.803060	Akaike info criterion		5.533010
Sum squared resid	592.9938	Schwarz criterion		5.574384
Log likelihood	-115.1932	Durbin-Watson stat		2.059541

% 10 anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Üretim Açığı:

Null Hypothesis: GDPGAP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.611321	0.0104
Test critical values: 1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPGAP)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 18:01

Sample (adjusted): 2001Q2 2010Q3

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPGAP(-1)	-0.266196	0.101939	-2.611321	0.0135
D(GDPGAP(-1))	0.244635	0.132318	1.848844	0.0735
D(GDPGAP(-2))	0.240982	0.127341	1.892410	0.0672
D(GDPGAP(-3))	0.447179	0.130774	3.419474	0.0017
D(GDPGAP(-4))	-0.306784	0.147451	-2.080588	0.0453
R-squared	0.481633	Mean dependent var	-0.040096	
Adjusted R-squared	0.418801	S.D. dependent var	1.256151	
S.E. of regression	0.957645	Akaike info criterion	2.873399	
Sum squared resid	30.26375	Schwarz criterion	3.088871	
Log likelihood	-49.59459	Durbin-Watson stat	1.887992	

% 5 anlamlılık düzeyinde I(0) durağıdır.

Kur:

Null Hypothesis: D(KUR) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.261435	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.622585	
5% level	-1.949097	
10% level	-1.611824	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(KUR,2)

Method: Least Squares

Date: 02/22/11 Time: 14:17

Sample (adjusted): 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KUR(-1))	-1.020165	0.162928	-6.261435	0.0000
R-squared	0.493802	Mean dependent var		-0.017500
Adjusted R-squared	0.493802	S.D. dependent var		0.366122
S.E. of regression	0.260487	Akaike info criterion		0.171557
Sum squared resid	2.714131	Schwarz criterion		0.213352
Log likelihood	-2.516926	Durbin-Watson stat		1.943728

% 5 anlamlılık düzeyinde I(1) durağandır.

**Ek 2: 4.2'deki Modelin E Views ile GMM Regresyonu Sonuçları:
Türkiye:**

Dependent Variable: INF
Method: Generalized Method of Moments
Date: 05/31/11 Time: 20:25
Sample (adjusted): 2002Q4 2010Q3
Included observations: 32 after adjustments
Kernel: Quadratic, Bandwidth: Fixed (4), No prewhitening
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 22 weight matrices, 23 total coef
Iterations
Instrument list: ET(-1) UT(-1) ET(-2) UT(-2) ET(-3) UT(-3)
Lagged dependent
variable & regressors
added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ET	0.870490	0.055099	15.79871	0.0000
UT	0.028538	0.034030	0.838614	0.4093
EXPET	0.000280	0.000253	1.105469	0.2791
EXPUT	2.61E-08	1.81E-08	1.442490	0.1611
C	4.275871	0.332480	12.86053	0.0000
AR(1)	0.835296	0.003940	212.0189	0.0000
R-squared	0.991513	Mean dependent var	11.76365	
Adjusted R-squared	0.989880	S.D. dependent var	6.990466	
S.E. of regression	0.703218	Sum squared resid	12.85739	
Durbin-Watson stat	1.467826	J-statistic	0.180793	
Inverted AR Roots	.84			

Brezilya:

Dependent Variable: INF

Method: Generalized Method of Moments

Date: 05/31/11 Time: 20:29

Sample (adjusted): 2000Q4 2010Q3

Included observations: 40 after adjustments

Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (4), No prewhitening

Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration

Convergence achieved after: 17 weight matrices, 18 total coefficient iterations

Instrument list: ET(-1) UT(-1) ET(-2) UT(-2) ET(-3) UT(-3)

Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ET	0.983437	0.021986	44.73006	0.0000
UT	0.000673	0.004405	0.152754	0.8795
EXPET	0.005514	0.076419	0.072149	0.9429
EXPUT	-3.48E-05	0.000123	-0.282674	0.7791
C	4.501022	0.036572	123.0716	0.0000
AR(1)	0.821094	0.023389	35.10571	0.0000
R-squared	0.996521	Mean dependent var	6.707328	
Adjusted R-squared	0.996010	S.D. dependent var	3.254712	
S.E. of regression	0.205597	Sum squared resid	1.437186	
Durbin-Watson stat	0.437859	J-statistic	0.083125	
Inverted AR Roots	.82			

Polonya

Dependent Variable: INF

Method: Generalized Method of Moments

Date: 05/31/11 Time: 20:58

Sample (adjusted): 2000Q4 2010Q3

Included observations: 40 after adjustments

Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (4), No prewhitening

Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration

Convergence achieved after: 50 weight matrices, 51 total coef
Iterations

Instrument list: ET(-1) UT(-1) ET(-2) UT(-2) ET(-3) UT(-3)

Lagged dependent
variable & regressors
added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ET	1.003555	0.028136	35.66837	0.0000
UT	0.006178	0.036302	0.170187	0.8659
EXPET	-0.025575	0.009453	-2.705369	0.0106
EXPUT	-0.011489	0.009441	-1.217031	0.2320
C	2.419525	0.055920	43.26766	0.0000
AR(1)	0.881628	0.029600	29.78466	0.0000
R-squared	0.980356	Mean dependent var	2.937500	
Adjusted R-squared	0.977467	S.D. dependent var	1.860064	
S.E. of regression	0.279215	Sum squared resid	2.650670	
Durbin-Watson stat	1.003017	J-statistic	0.064014	
Inverted AR Roots	.88			

Ek 2.a: Kalıntıların Korolelogramları (Q-İstatistiği)

Türkiye:

Date: 05/31/11 Time: 20:26

Sample: 2002Q4 2010Q3

Included observations: 32

Q-statistic
probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.061	0.061	0.1295	
. ** .	. ** .	2 -0.189	-0.193	1.4208	0.233
. * .	. * .	3 0.081	0.111	1.6675	0.434
. * .	. * .	4 0.183	0.138	2.9749	0.396
. .	. .	5 -0.008	0.002	2.9775	0.562
. * .	. .	6 -0.071	-0.022	3.1901	0.671
. .	. .	7 0.022	-0.001	3.2111	0.782
. * .	. * .	8 0.133	0.098	4.0106	0.779
. .	. .	9 -0.002	-0.008	4.0109	0.856
. .	. .	10 -0.039	0.012	4.0856	0.906
. .	. .	11 0.029	0.008	4.1295	0.941
. * .	. .	12 0.087	0.049	4.5369	0.952
. .	. .	13 -0.007	-0.007	4.5399	0.972
. .	. .	14 -0.040	-0.011	4.6380	0.982
. .	. .	15 -0.031	-0.052	4.7011	0.990
. .	. .	16 0.000	-0.034	4.7011	0.994

Brezilya:

Date: 05/31/11 Time: 20:30

Sample: 2000Q4 2010Q3

Included observations: 40

Q-statistic
probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.766	0.766	25.273
. ****	. * .	2	0.515	-0.174	36.995 0.000
. **	. * .	3	0.275	-0.136	40.440 0.000
. *	. * .	4	0.080	-0.077	40.741 0.000
. .	. *	5	0.012	0.132	40.747 0.000
. * .	. * .	6	-0.062	-0.141	40.937 0.000
. * .	. * .	7	-0.125	-0.086	41.736 0.000
** .	. * .	8	-0.200	-0.120	43.833 0.000
** .	. * .	9	-0.270	-0.059	47.776 0.000
** .	. .	10	-0.293	-0.036	52.593 0.000
** .	. * .	11	-0.301	-0.076	57.844 0.000
** .	. * .	12	-0.315	-0.145	63.801 0.000
** .	. *	13	-0.241	0.140	67.418 0.000
. * .	. *	14	-0.131	0.080	68.526 0.000
. .	. .	15	-0.035	-0.042	68.608 0.000
. .	. .	16	0.046	-0.029	68.757 0.000
. *	. .	17	0.069	-0.019	69.100 0.000
. .	. * .	18	0.046	-0.076	69.264 0.000
. .	. .	19	0.033	0.005	69.353 0.000
. .	. * .	20	0.000	-0.109	69.353 0.000

Polonya:

05/31/11 Time: 20:59

Sample: 2000Q4 2010Q3

Included observations: 40

Q-statistic
 probabilities
 adjusted for 1 ARMA
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **	. **	1 0.323	0.323	4.4864	
. **	. *	2 0.255	0.168	7.3522	0.007
. *	. .	3 0.091	-0.036	7.7278	0.021
*** .	*** .	4 -0.359	-0.480	13.741	0.003
*** .	** .	5 -0.343	-0.215	19.384	0.001
** .	. *	6 -0.258	0.094	22.675	0.000
. * .	. **	7 -0.128	0.232	23.509	0.001
. * .	. * .	8 -0.060	-0.158	23.696	0.001
. *	. * .	9 0.102	-0.169	24.265	0.002
. *	. * .	10 0.100	-0.059	24.829	0.003
. .	. *	11 0.049	0.100	24.971	0.005
. .	. .	12 0.030	-0.002	25.024	0.009
. .	. * .	13 -0.026	-0.088	25.068	0.015
. .	. .	14 -0.036	-0.040	25.150	0.022
. .	. .	15 -0.025	0.059	25.192	0.033
. * .	. * .	16 -0.059	-0.079	25.433	0.044
. .	. * .	17 -0.031	-0.098	25.503	0.061
. .	. .	18 -0.047	-0.055	25.668	0.081
. .	. *	19 -0.020	0.103	25.699	0.107
. .	. .	20 0.000	0.022	25.699	0.139

Ek 2.b: Birim Kök Testleri

Brezilya:

Enflasyon

Null Hypothesis: INF has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.411963	0.0070
Test critical values: 1% level	-4.262735	
5% level	-3.552973	
10% level	-3.209642	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 19:02

Sample (adjusted): 2002Q3 2010Q3

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.516097	0.116977	-4.411963	0.0002
D(INF(-1))	1.125354	0.142974	7.871044	0.0000
D(INF(-2))	-0.058292	0.173696	-0.335600	0.7405
D(INF(-3))	0.357556	0.163038	2.193079	0.0397
D(INF(-4))	-0.199817	0.160528	-1.244749	0.2269
D(INF(-5))	0.603914	0.155911	3.873467	0.0009
D(INF(-6))	-0.010348	0.136980	-0.075545	0.9405
D(INF(-7))	0.452591	0.134557	3.363562	0.0029
D(INF(-8))	-0.491624	0.127880	-3.844424	0.0009
D(INF(-9))	0.617300	0.121585	5.077111	0.0000
C	6.374175	1.492316	4.271331	0.0003
@TREND(2000Q1)	-0.108658	0.028353	-3.832396	0.0010
R-squared	0.846324	Mean dependent var	-0.089604	
Adjusted R-squared	0.765826	S.D. dependent var	1.722834	
S.E. of regression	0.833705	Akaike info criterion	2.749414	
Sum squared resid	14.59635	Schwarz criterion	3.293598	
Log likelihood	-33.36533	F-statistic	10.51370	
Durbin-Watson stat	1.782601	Prob(F-statistic)	0.000003	

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Enflasyonun Hedeften Sapması:

Null Hypothesis: ET has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.632625	0.0040
Test critical values: 1% level	-4.262735	
5% level	-3.552973	
10% level	-3.209642	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ET)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 19:04

Sample (adjusted): 2002Q3 2010Q3

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ET(-1)	-0.478546	0.103299	-4.632625	0.0001
D(ET(-1))	1.093561	0.131192	8.335603	0.0000
D(ET(-2))	-0.058100	0.168336	-0.345145	0.7334
D(ET(-3))	0.320094	0.154127	2.076812	0.0503
D(ET(-4))	-0.199406	0.154810	-1.288074	0.2117
D(ET(-5))	0.543796	0.148201	3.669306	0.0014
D(ET(-6))	0.029719	0.132607	0.224112	0.8248
D(ET(-7))	0.401284	0.131102	3.060866	0.0059
D(ET(-8))	-0.495317	0.124555	-3.976689	0.0007
D(ET(-9))	0.612737	0.114491	5.351833	0.0000
C	3.667952	0.923560	3.971535	0.0007
@TREND(2000Q1)	-0.098657	0.026792	-3.682274	0.0014
R-squared	0.852804	Mean dependent var	-0.112332	
Adjusted R-squared	0.775702	S.D. dependent var	1.750711	
S.E. of regression	0.829139	Akaike info criterion	2.738429	
Sum squared resid	14.43690	Schwarz criterion	3.282614	
Log likelihood	-33.18409	F-statistic	11.06066	
Durbin-Watson stat	1.879678	Prob(F-statistic)	0.000002	

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Üretim Açığı

Null Hypothesis: UT has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.205566	0.0021
Test critical values:		
1% level	-2.628961	
5% level	-1.950117	
10% level	-1.611339	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(UT)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 19:05

Sample (adjusted): 2001Q3 2010Q3

Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UT(-1)	-0.742105	0.231505	-3.205566	0.0031
D(UT(-1))	0.839486	0.226828	3.700986	0.0008
D(UT(-2))	0.358232	0.174371	2.054422	0.0484
D(UT(-3))	0.253928	0.175380	1.447876	0.1577
D(UT(-4))	-0.368528	0.189544	-1.944284	0.0610
D(UT(-5))	0.494425	0.197611	2.502013	0.0178
R-squared	0.684641	Mean dependent var		0.089189
Adjusted R-squared	0.633777	S.D. dependent var		2.281923
S.E. of regression	1.380938	Akaike info criterion		3.630796
Sum squared resid	59.11666	Schwarz criterion		3.892026
Log likelihood	-61.16973	Durbin-Watson stat		2.054881

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağıdır.

(1-exp(-e_t)):

Null Hypothesis: EXPET has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.553210	0.0120
Test critical values:		
1% level	-2.622585	
5% level	-1.949097	
10% level	-1.611824	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPET)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 19:07

Sample (adjusted): 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPET(-1)	-0.231739	0.090764	-2.553210	0.0147
D(EXPET(-1))	0.291263	0.152243	1.913145	0.0631
R-squared	0.169887	Mean dependent var		0.020000
Adjusted R-squared	0.148602	S.D. dependent var		0.635108
S.E. of regression	0.586022	Akaike info criterion		1.816631
Sum squared resid	13.39344	Schwarz criterion		1.900220
Log likelihood	-35.24094	Durbin-Watson stat		1.940033

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

(1-exp(-u_t)):

Null Hypothesis: EXPUT has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.444345	0.0053
Test critical values: 1% level	-4.198503	
5% level	-3.523623	
10% level	-3.192902	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPUT)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 19:09

Sample (adjusted): 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPUT(-1)	-0.639139	0.143809	-4.444345	0.0001
D(EXPUT(-1))	0.422144	0.151132	2.793211	0.0082
C	37.91015	48.20244	0.786478	0.4366
@TREND(2000Q1)	-3.214401	2.048393	-1.569231	0.1251
R-squared	0.354500	Mean dependent var		0.006092
Adjusted R-squared	0.302162	S.D. dependent var		171.0021
S.E. of regression	142.8496	Akaike info criterion		12.85393
Sum squared resid	755021.9	Schwarz criterion		13.02111
Log likelihood	-259.5055	F-statistic		6.773292
Durbin-Watson stat	1.971881	Prob(F-statistic)		0.000937

%5'lik düzeyinde I(0) durağıdır.

Türkiye:

Enflasyon

Null Hypothesis: INF has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.870872	0.0055
Test critical values: 1% level	-2.636901	
5% level	-1.951332	
10% level	-1.610747	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 02/13/11 Time: 19:34

Sample (adjusted): 2002Q3 2010Q3

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.082397	0.028701	-2.870872	0.0073
D(INF(-1))	0.212903	0.097482	2.184020	0.0366
R-squared	0.513115	Mean dependent var	-1.175657	
Adjusted R-squared	0.497409	S.D. dependent var	2.801029	
S.E. of regression	1.985751	Akaike info criterion	4.268563	
Sum squared resid	122.2395	Schwarz criterion	4.359261	
Log likelihood	-68.43130	Durbin-Watson stat	1.767393	

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Enflasyonun Hedeften Sapması:

Null Hypothesis: ET has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.034097	0.0418
Test critical values:		
1% level	-2.636901	
5% level	-1.951332	
10% level	-1.610747	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ET)

Method: Least Squares

Date: 02/13/11 Time: 19:40

Sample (adjusted): 2002Q3 2010Q3

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ET(-1)	-0.187262	0.092062	-2.034097	0.0506
D(ET(-1))	0.139648	0.106860	1.306837	0.2009
R-squared	0.125328	Mean dependent var		0.171768
Adjusted R-squared	0.097113	S.D. dependent var		2.058977
S.E. of regression	1.956448	Akaike info criterion		4.238830
Sum squared resid	118.6584	Schwarz criterion		4.329528
Log likelihood	-67.94070	Durbin-Watson stat		1.595057

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Üretim Açığı:

Null Hypothesis: UT has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.377041	0.0014
Test critical values:		
1% level	-2.636901	
5% level	-1.951332	
10% level	-1.610747	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(UT)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 18:50

Sample (adjusted): 2002Q3 2010Q3

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UT(-1)	-0.436603	0.129286	-3.377041	0.0020
D(UT(-1))	0.418620	0.165570	2.528352	0.0168
R-squared	0.292668	Mean dependent var		0.023059
Adjusted R-squared	0.269851	S.D. dependent var		4.004551
S.E. of regression	3.421840	Akaike info criterion		5.356926
Sum squared resid	362.9786	Schwarz criterion		5.447623
Log likelihood	-86.38927	Durbin-Watson stat		2.202492

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

(1-exp(-e_t)):

Null Hypothesis: EXPET has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.823461	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPET)

Method: Least Squares

Date: 02/13/11 Time: 19:42

Sample (adjusted): 2002Q2 2010Q3

Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPET(-1)	-0.826995	0.171453	-4.823461	0.0000
R-squared	0.413498	Mean dependent var		-0.005743
Adjusted R-squared	0.413498	S.D. dependent var		178.5905
S.E. of regression	136.7707	Akaike info criterion		12.70346
Sum squared resid	617305.6	Schwarz criterion		12.74835
Log likelihood	-214.9588	Durbin-Watson stat		1.992901

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

(1-exp(-u_t)):

Null Hypothesis: EXPUT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.059182	0.0035
Test critical values:		
1% level	-3.646342	
5% level	-2.954021	
10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPUT)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 19:13

Sample (adjusted): 2002Q3 2010Q3

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPUT(-1)	-1.063031	0.261883	-4.059182	0.0003
D(EXPUT(-1))	0.032257	0.182479	0.176770	0.8609
C	-704473.9	704439.0	-1.000049	0.3253
R-squared	0.515411	Mean dependent var		0.001384
Adjusted R-squared	0.483105	S.D. dependent var		5455093.
S.E. of regression	3921961.	Akaike info criterion		33.28859
Sum squared resid	4.61E+14	Schwarz criterion		33.42464
Log likelihood	-546.2617	F-statistic		15.95407
Durbin-Watson stat	2.002151	Prob(F-statistic)		0.000019

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Polonya:

Enflasyon

Null Hypothesis: INF has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.542463	0.0123
Test critical values:		
1% level	-2.622585	
5% level	-1.949097	
10% level	-1.611824	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 02/13/11 Time: 21:13

Sample (adjusted): 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.074111	0.029149	-2.542463	0.0151
D(INF(-1))	0.344825	0.137905	2.500448	0.0167
R-squared	0.260549	Mean dependent var	-0.192683	
Adjusted R-squared	0.241589	S.D. dependent var	0.853636	
S.E. of regression	0.743405	Akaike info criterion	2.292398	
Sum squared resid	21.55337	Schwarz criterion	2.375987	
Log likelihood	-44.99416	Durbin-Watson stat	2.014131	

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Enflasyonun Hedeften Sapması:

Null Hypothesis: ET has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.545235	0.0122
Test critical values: 1% level	-2.622585	
5% level	-1.949097	
10% level	-1.611824	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ET)

Method: Least Squares

Date: 02/13/11 Time: 21:17

Sample (adjusted): 2000Q3 2010Q3

Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ET(-1)	-0.161681	0.063523	-2.545235	0.0150
D(ET(-1))	0.434437	0.140243	3.097741	0.0036
R-squared	0.252559	Mean dependent var	-0.078049	
Adjusted R-squared	0.233394	S.D. dependent var	0.896036	
S.E. of regression	0.784534	Akaike info criterion	2.400097	
Sum squared resid	24.00424	Schwarz criterion	2.483686	
Log likelihood	-47.20198	Durbin-Watson stat	2.103495	

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

Üretim Açığı:

Null Hypothesis: UT has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.611321	0.0104
Test critical values: 1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(UT)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 19:16

Sample (adjusted): 2001Q2 2010Q3

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UT(-1)	-0.266196	0.101939	-2.611321	0.0135
D(UT(-1))	0.244635	0.132318	1.848844	0.0735
D(UT(-2))	0.240982	0.127341	1.892410	0.0672
D(UT(-3))	0.447179	0.130774	3.419474	0.0017
D(UT(-4))	-0.306784	0.147451	-2.080588	0.0453
R-squared	0.481633	Mean dependent var	-0.040096	
Adjusted R-squared	0.418801	S.D. dependent var	1.256151	
S.E. of regression	0.957645	Akaike info criterion	2.873399	
Sum squared resid	30.26375	Schwarz criterion	3.088871	
Log likelihood	-49.59459	Durbin-Watson stat	1.887992	

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

(1-exp(-e_t)):

Hypothesis: EXPET has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.536233	0.0126
Test critical values: 1% level	-2.625606	
5% level	-1.949609	
10% level	-1.611593	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPET)

Method: Least Squares

Date: 02/13/11 Time: 21:19

Sample (adjusted): 2001Q1 2010Q3

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPET(-1)	-0.196298	0.077398	-2.536233	0.0158
D(EXPET(-1))	-0.135394	0.144219	-0.938812	0.3543
D(EXPET(-2))	0.244235	0.145847	1.674599	0.1029
D(EXPET(-3))	0.553741	0.140807	3.932624	0.0004
R-squared	0.382166	Mean dependent var	-0.040998	
Adjusted R-squared	0.329209	S.D. dependent var	6.245974	
S.E. of regression	5.115568	Akaike info criterion	6.199369	
Sum squared resid	915.9164	Schwarz criterion	6.369990	
Log likelihood	-116.8877	Durbin-Watson stat	2.072952	

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

(1-exp(-u_t)):

Null Hypothesis: EXPUT has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.041436	0.0153
Test critical values: 1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPUT)

Method: Least Squares

Date: 02/25/11 Time: 19:19

Sample (adjusted): 2001Q1 2010Q3

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPUT(-1)	-0.463645	0.114723	-4.041436	0.0003
D(EXPUT(-1))	-0.173203	0.140715	-1.230881	0.2271
D(EXPUT(-2))	0.353425	0.143776	2.458153	0.0194
D(EXPUT(-3))	0.633591	0.125298	5.056679	0.0000
C	-4.241417	1.512830	-2.803631	0.0084
@TREND(2000Q1)	0.104733	0.051381	2.038336	0.0496
R-squared	0.619726	Mean dependent var	-0.084620	
Adjusted R-squared	0.562109	S.D. dependent var	4.961483	
S.E. of regression	3.283178	Akaike info criterion	5.356139	
Sum squared resid	355.7155	Schwarz criterion	5.612072	
Log likelihood	-98.44471	F-statistic	10.75593	
Durbin-Watson stat	2.154408	Prob(F-statistic)	0.000003	

%5'lik anlamlılık düzeyinde I(0) durağandır.

ÖZGEÇMİŞ

Doğum Tarihi Doğum Yeri Milliyet Medeni Hali Sürücü Ehliyeti Askerlik Durumu	23 Mart 1973 Erzurum / TÜRKİYE T.C. Bekar B Sınıfı Şırnak B-Tipi Gıda Kontrol Müfreze Komutanlığı'nda Kimya Laboratuvar Subayı olarak tamamlandı.(Aralık 2006- Kasım 2007)	Beylerbeyi Şemsibey Sokak 23 / 6 Üsküdar / İstanbul 0 535 2754570 (cep) 0 216 5577236 (ev)
---	--	--

Eğitim

2000 -	Yıldız Üniversitesi, İstanbul İktisat, Doktora Programı Tez konusu Para Politikaları'nda Zaman Tutarsızlığıdır. Konu Yeni Klasik Ekonomi'nin bir uzantısı olarak ortaya çıkmış, ekonomik ajanların rasyonel oldukları bir ortamda uygulanacak olan para politikaların, zeki oyuncular arasında dinamik bir oyuna dönüştüğünü ve ekonomik sonuçlarının da oyuncuları parasal otoriteler ve özel sektör olan bir oyun sonucunda ortaya çıktığını öngörür. Amacım bu literatüre sadık kalarak Türkiye'nin para politikalarını da odağında barındıran bir zaman tutarsızlığı modelini oluşturup, Türkiye için optimal bir parasal kurum oluşturmak için bazı çıkarımlar elde etmekdi. Tez danışmanım Prof.Dr. Turan Yay, tez izleme komitemin üyeleri de Prof.Dr. Gülsün Gürkan Yay ve Prof.Dr. Remzi Sanver'dir.
1997 - 2000	Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul İktisat Yüksek Lisans Bitirme Projesi özellikle Polonya, Macaristan ve Çek Cumhuriyeti gibi Türkiye'den önce Avrupa Birliği'ne girmiş ülkelerin bankacılık sektörlerinin ve ticari banka davranışlarının incelendiği ve Türkiye ile bir karşılaştırma yapıldığı ve bu bilgiler ışığında Türkiye için ticari banka davranışlarının bu ülkelere benzer bir şekilde modellendiği bir makaleydi. (A Model For

		Commercial Bank Behavior in Turkey, 1999). Model bankacılık sektörünün kazançlarının ağırlıklı olarak hangi kaynaklardan geldiğini gözlüyor ve Polomya örneğinden farklılıklarına dikkat çekiyordu. Ayrıca Bankacılık Sektörüne yabancı sermaye akışının da nasıl gerçekleşebileceği bu Doğu Avrupa ülkelerinden yola çıkılarak öngörülmüştü. Proje danışman hocası Prof.Dr. Refik Erzan'dı.
	1992 - 1997	Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul Kimya
	1984 - 1991	İstanbul Erkek Lisesi, İstanbul
Yabancı Diller	İngilizce Almanca İsveççe	(çok iyi) (çok iyi) (başlangıç seviyesi)
Bilgisayar Bilgisi	MS Windows ve MS Office uygulamalarına tam hakimiyet (Access hariç), Ekonometrik Uygulama Programlarını(Econometric Views, Minitab) iyi seviyede kullanım.	

İş Tecrübesi

Ocak 1995 – Ağustos 2008	Özel Ders
	15 yıldan beri özel ders veriyorum. İlk beş yılda iş geçici bir uğraştı. Öğrenciler lise seviyesindeydi ve matematik, fizik, kimya, almanca ve ingilizce dersleri veriyordum. 2000 yılından itibaren daha çok üniversite öğrencilerine ders vermeye başladım. 50 den fazla farklı branşın derslerini verdim. Bunlar arasında sosyal bilimciler için her seviyeden matematik dersleri, temel kimya dersleri, tüm iktisat dersleri (makro iktisat, mikro iktisat, istatistik, ekonometri, uluslararası iktisat ve diğerleri...), neredeyse tüm işletme ve finans dersleri (muhasabe, OM, ...) ve hatta bazı iletişim bölümü dersleri vardır. İstanbul'da Bilgi, Boğaziçi, Yeditepe, Işık, Koç, Sabancı, Bahçeşehir; İngiltere'de Middlesex, City ve British-American Üniversiteleri gibi farklı üniversitelerden 1000'den fazla öğrenciye çeşitli dersler verdim.

Mayıs 1990 - Kasım 2001	Ersa İnşaat, Finans ve Muhasebe Elemanı Ersa İnşaat'ın ilgili departmanlarında bazen yarım zamanlı bazen tam zamanlı çalışıldı.
Ekim 1999 – Haziran 2000	Boğaziçi Üniversitesi, Boğaziçi Üniversitesi Ekonomi ve Ekonometri Merkezi, Yarım Zamanlı Asistan Merkez otonom bir vakıf olarak konusuyla ilgili dergi çıkaran, seminerler organize eden bir oluşumdur. Benim işim bu organizasyonlara yardımcı olmaktı.
Ekim 1996 - Şubat 1997	Boğaziçi Üniversitesi, Kimya Bölümü, Yarım Zamanlı Asistan Kimya laboratuvarında deneyler için solüsyonları hazırlamak ve öğrencilere deneylerinde yardım etmek.
Yayınlar	Yay, Turan, Geyik, E.Ü. Asimetrik Merkez Bankası Tercihleri Altında Yeni Bir Enflasyon Yanlılığı Modeli. 8.Uluslararası Bilgi, Ekonomi ve Yönetim Kongresi, 28-31 Ekim 2010. İstanbul.
Stajlar	- TÜBİTAK Kimya Mühendisliği Laboratuvarı, Gebze-Kocaeli - PETKİM Kalite Kontrol Labratuvarı, Körfez-Kocaeli
İlgi alanları ve Sosyal Aktiviteler	Basketbol Okumak Karting Radyo Programcılığı
Üyelikler	BÜMED
Referanslar	İstendiğinde temin edilecektir.