

BEKLENEN EKONOMİ POLİTİKASININ ETKİNSİZLİĞİ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER

Ar. Gr. Dr. İlyas ŞIKLAR

GİRİŞ:

1980'li yıllar boyunca gerçekleştirilen makro ekonomik araştırmalarda, gerek teorik gerekse ampirik temelde yoğun şekilde incelenen konulardan birisi rasyonel bekleyişler hipotezi olmuştur. Kimi yazarlar tarafından bir «devrim» olarak adlandırılan bu atılımı (1) Robert LUCAS 1972 tarihinde yayınlanan bir çalışmasıyla (2) başlatmış, ancak konu Thomas SARGENT ve Neil WALLACE'nin optimal para politikası üzerine yaptıkları çalışmalarda bu yaklaşımı kullanmaları ile dikkatleri çekmiştir (3). Yeni Klasik Yakla-

- (1) Örneğin bkz. David K.H. BEGG, **The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics: Theories and Evidence**, The Johns Hopkins University Press, Baltimore 1985.
- (2) Robert E. LUCAS, «Expectations and the Neutrality of Money» **JOURNAL OF ECONOMIC THEORY**, Vol. 4, Nisan 1972, s. 716-746.
- (3) Örneğin bkz. Thomas J. SARGENT - Neil WALLAGE, «Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule», **RATIONAL EXPECTATIONS AND ECONOMETRIC PRACTICE** [LUCAS - SARGENT (Eds.)] The University of Minnesota Press Minneapolis, 1989 içinde yeniden basım s.215-228.

şım (New Classical Approach) olarak adlandırılan bu yaklaşımın elde ettiği temel sonuçlardan bir tanesi ekonomik politika değişikliklerinin etkisizliği önermesidir (policy ineffectiveness proposition). Literatürde bu önerme kısaca LSW hipotezi olarak da adlandırılmaktadır.

Bu çalışmada amaç, rasyonel bekleyişler yaklaşımı esas alınarak gerçekleştirilen analizlerde elde edilen ve kısaca politika etkisizliği olarak adlandıracağımız söz konusu hipotezin gelişmekte olan ülkeler bağlamında geçerli olup olmadığını test etmektir. Zira, Khan'ın da belirttiği gibi (4), rasyonel beklentiler yaklaşımı gelişmekte olan ülkeler bağlamında hala test edilmesi gereken bir yaklaşım konumundadır (5). Çalışmanın birinci bölümü politika etkisizliği hipotezinin ne olduğunu ortaya koymaya yöneliktir ve bu amaçla önce Lucas Kritiği (Lucas Critique) ortaya konarak beklenen-beklenmeyen politika ayırımına açıklık kazandırılmaktadır. Bu amaca ulaşabilmek için söz konusu bölümde karmaşık ekonometrik notasyonlardan kaçınmaya ve mümkün olan yerlerde grafik gösterimlere yer vermeye özen gösterilmiştir. İkinci bölüm temel olarak gelişmekte olan bir ülkenin yapısal özellikleri göz önünde tutularak geliştirilecek olan rasyonel bekleyişler modelinin spesifikasyonuna yer vermektedir. Spesifikasyon sonrasında model analitik olarak çözülmekte ve konu teorik temeller çerçevesinde tartışılmaktadır. Tahmin Sonuçları adını alan üçüncü bölümde tahmin aşamasında karşılaşılan ekonometrik sorunlar ve tahmin yöntemleri ortaya konduktan sonra, elde edilen sonuçlar çeşitli yönleriyle tartışılmaktadır. Nihayet sonuç bölümünde önceki bölümlere bağlı olarak ulaşılan sonuçlar özetlenmekte ve karar alıcılara yönelik bazı politika önerilerine yer verilmektedir.

-
- (4) Mohsin S. KHAN, «Macroeconomic Adjustment in Developing Countries: A Policy Perspective», **THE WORLD BANK RESEARCH OBSERVER**, Vol. 2, No. 1, Ocak 1987, s. 26.
 - (5) Gelişmekte olan ülkeler bağlamında rasyonel bekleyişler modeline ilişkin testler yüksek enflasyon geçmişine sahip Arjantin, Brezilya ve Şili gibi Latin Amerika ülkeleri ile sınırlı kalmıştır. Öte yandan bu konudaki çalışmalar tek tek ülkelere ait olmaktan çok genellikle cross-section çalışmalar şeklindedir. Örneğin bkz. Mohsin S. KHAN - Malcolm D. KNIGHT, «Unanticipated Monetary Growth and Inflationary Finance», **JOURNAL OF MONEY, CREDIT, AND BANKING**, Vol. 14, No. 3, Ağustos 1982, s. 347-364.

I. LUCAS KRİTİĞİ VE BEKLENEN-BEKLENMEYEN POLİTİKA:

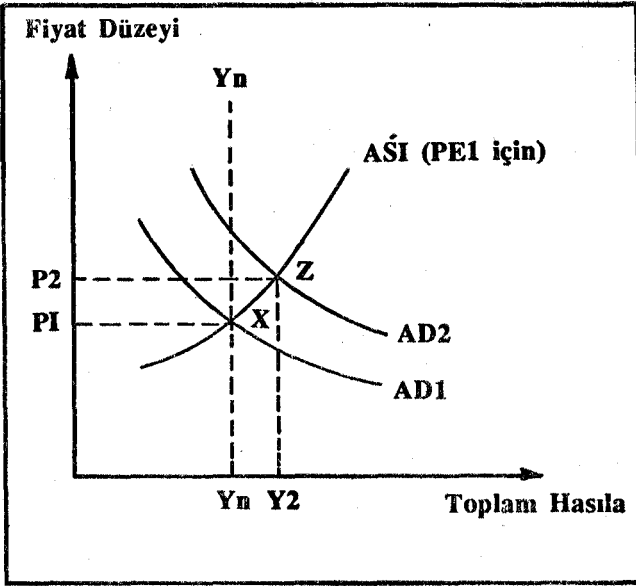
Son 30 yılda, ülke ekonomilerine ilişkin başlangıçta basit eşitliklerle ifade edilen ve gün geçtikçe çok daha karmaşık hale gelen makro ekonometrik modeller geliştirilmiştir. Söz konusu ekonometrik modeller ekonomik büyüklüklerin tahmini ve ekonomik politikaların değerlendirilmesi amacıyla geniş ölçüde kullanılmış ve halen kullanılmaktadır. Öte yandan bu modeller aracılığı ile ekonomik politikada gerçekleştirilecek bir değişimin olası sonuçları simülasyonlar aracılığı ile tespit edilmeye çalışılmıştır. Ancak LUCAS geleneksel makro ekonometrik modellerin yararına ilişkin şaşırtıcı iddialar öne sürmüştür (6). Buna göre iktisadi birimler bekleyişlerinde rasyonel iseler geleneksel ekonometrik modellerin iktisadi politikaları değerlendirmek (policy evaluation) amacıyla kullanılması tamamiyle yanlış sonuçların ortaya çıkmasına neden olabilir (7). Geniş bir ifade biçimiyle rasyonel bekleyişler hipotezi ekonomik birimlerin tahmin hatalarını minimize edecek şekilde tahminlerde bulunacaklarını ve bunu yaparken elde edilebilir bilgi kısıtı ile karşı karşıya kaldıklarını varsaymaktadır. Buna göre rasyonel bekleyişler yaklaşımının temel varsayımı ekonomik birimlerin tahmin işlemlerinde yapabileceklerinin en iyisini yapmaya çalışacaklarını kabul etmektedir. Ancak bu ekonomik birimlerin tahmin hatası yapmayacakları anlamına gelmemekte, sadece bu tür hataların sistematik bir bileşeni olamayacağı anlamına gelmektedir. Lucas'ın iktisadi politikaya ilişkin geleneksel değerlendirmelere yönelttiği eleştiri de yukarıda çok genel olarak özetlenen ras-

(6) LUCAS, *Expectations ...*, s. 103-124.

(7) Bu sorunu giderebilmek amacıyla, yani iktisadi politikadaki veya modelde yer alan egzogen değişkenlerdeki değişimler karşısında sapma göstermeyen yapısal eşitlikler elde edebilmek amacıyla uygulanan yeni yaklaşım üretim ve fayda fonksiyonları parametrelerinin birinci derece şartları kullanılarak tahmin edilmesine dayanmaktadır. Dönemlerarası optimizasyon (intertemporal optimization) olarak adlandırılan bu modellerde birinci derece şartları **Euler** eşitlikleri ile sağlanmaktadır. Dönemler arası optimizasyon modellerinin Yeni Klasik rasyonel bekleyişler yaklaşımını esas alan bir uygulaması için, örneğin, bkz, Robert J. **BARRO**, *Macroeconomics*, 3rd Ed., John Willey and Sons, Inc., New York 1990. Aynı kavramın klasik olmayan (non-classical) rasyonel bekleyişler yaklaşımını esas alan bir uygulaması için, örneğin, bkz. Asaf **RAZIN** ve Diğerleri, *Economic Effects of the Government Budget*, The MIT Press, Cambridge, Mass, 1989.

yonel bekleyişler yaklaşımının temel bir ilkesine dayanmaktadır: Bekleyişlerin oluşma biçimi tahmin edilecek değişkendeki bir değişiklikle birlikte değişecektir. Bu durumda izlenen ekonomik politikada bir değişme olduğunda bekleyişlerin şekillenme biçimi de değişecektir. Bekleyişler ekonomik davranış biçimini belirlediğine göre ekonometrik modellerde öne sürülen yapısal ilişkiler de bekleyişlerle birlikte değişime uğrayacaktır. Özetlenen bu şekliyle Lucas Kritiği'nin ortaya attığı iki önemli husus vardır: Bunlardan birincisi ekonomik politikadaki bir değişimin etkilerini değerlendirebilmek için geleneksel ekonometrik modellerin kullanılmayacağıdır. Lucas Kritiği'nin öne sürdüğü ikinci husus ise daha da önemlidir: Ekonomik politikanın yaratacağı etkiler halkın bu politika konusundaki bekleyişlerine bağlı olduğu için, ekonomik birimlerin bekleyişleri izlenen ekonomik politikadaki değişme karşısında takınacakları tutumu da belirleyecektir. Literatürde ekonomik politikalar konusundaki bu ayrım **beklenen-beklenmeyen politika (anticipated-unanticipated policy)** ayrımı olarak adlandırılmaktadır.

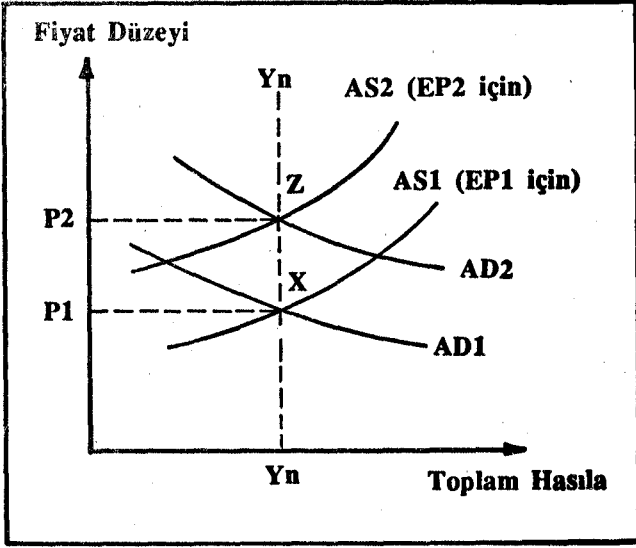
Söz konusu ayrımın etkilerini daha iyi görebilmek için basit bir örnekle analiz genişletilebilir. Başlangıçta ekonomik birimlerin beklemediği, yani sürpriz bir ekonomik politika uygulamasını ele alalım. Aşağıda yer alan Şekil 1'de bu tür bir beklenmeyen (sürpriz) bir politika değişikliğinin etkileri ele alınmaktadır. Politika değişikliği öncesinde ekonomide, ekonomik birimlerin EP_1 gibi bir fiyat düzeyi bekleyişleri sonucu oluşan toplam arz eğrisi AS_1 'dir. Başlangıç toplam talep eğrisi AD_1 , toplam arz eğrisini X noktasında kesmekte, böylece toplam hasıla Y_1 kadar olmaktadır. Öte yandan X noktasında gerçekleşen (P_1) ve beklenen (EP_1) fiyat düzeyleri eşittir. X noktası aynı zamanda uzun dönem arz eğrisi üzerinde de yer aldığından toplam arzda bir kayma eğilimi de mevcut değildir. Böyle bir durumda yönetimin işsizlik oranını çok yüksek bularak, ekonomik birimlerin beklemediği bir şekilde genişlemeci bir para politikası izlemeyi kararlaştırdığını ve bu amaçla merkez bankasının açık piyasadan büyük çaplı bir tahvil alımı gerçekleştirdiğini kabul edelim. Bu durumda artan para arzıyla birlikte toplam talep eğrisi de yukarıya doğru kayarak AD_2 durumuna gelecektir. Talepteki bu artış beklenmediği için beklenen fiyat düzeyi aynı kalacak ve dolayısıyla toplam arz eğrisi yer değiştirmeyecektir. Bu durumda yeni denge AD_2 ve AS_1 eğrilerinin kesiştiği Z noktasında oluşacaktır. Ekonomik politikadaki değişme etkili ol-



ŞEKİL 1

muş, üretim Y_2 noktasına yükselirken fiyatlar P_2 düzeyine çıkmıştır.

Eğer ekonomik birimler yönetimin daha önceki dönemlerde de bu şekilde davrandığını bilerek merkez bankasının açık piyasadaki tahvil satın alma işlemini gerçekleştireceğini bekliyorlarsa söz konusu genişleyici para politikası beklenen bir politika olacaktır. Bu tür bir beklenen politikanın sonuçlarını Şekil 2 yardımıyla açıklamaya çalışalım. Ekonomik birimler bekleşlerinde rasyonel oldukları için, işçiler ve üretici firmalar genişlemeci para politikası sonucunda toplam talep eğrisinin yukarıya kayacağını ve fiyat düzeyinin P_2 olarak gerçekleşeceğini beklerler. Sendikalar fiyatlar yükseldiğinde reel ücretleri aynı düzeyde tutabilmek için daha yüksek ücret talebinde bulunacaklardır. Bu da AS_1 eğrisini AS_2 durumuna getirecek, yeni denge ise AS_2 ve AD_2 eğrilerinin kesiştiği Z noktasında oluşacaktır. Görüldüğü gibi toplam hasılda bir değişme olmaksızın gerçekleşen fiyat düzeyi P_2 'ye yükselmiştir. Bu durumda Yeni Klasik modelin öne sürdüğü diğer hipotez ortaya çıkmaktadır: İktisadi politikada gerçekleştirilecek bir değişim



ŞEKİL 2

min ekonomik birimler tarafından beklenen bir değişiklik olması halinde, bunun ekonomik reel konjonktür üzerinde bir etkisi olmayacaktır, sadece beklenmeyen politika değişiklikleri arzulanan etkiyi yaratabilir. Yeni Klasik modelin ulaştığı bu sonuç politika etkisizliği (policy ineffctiveness) hipotezi olarak adlandırılmaktadır (8).

Politika etkisizliği için ilk ampirik kanıt Robert BARRO tarafından elde edilmiştir (9). BARRO para arzındaki değişimleri beklenen ve beklenmeyen değişimler olarak iki ayrı bileşne ayırmış ve para arzındaki beklenen değişimleri merkez bankası için geliştirdiği «para arzı karşılık fonksiyonundan (money supply reaction function)» yararlanarak tahmin etmiştir. BARRO tarafından benimsenen ampirik yöntem geniş sayıda araştırmacı tarafın-

(8) Bkz. Frederic S. MISHKIN, *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, 2nd Ed., Scott, Foresman and Company, Boston 1990, s. 621-626.

(9) Robert J. BARRO, «Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States», *RATIONAL EXPECTATIONS AND ECONOMETRIC PRACTICE* [LUCAS-SARGENT (Eds.)] içinde yeniden basım s.229-260.

dan da uygulanarak politika etkinsizliği için ampirik kanıtlar sunulmuştur (10). Öte yandan ampirik temeller çerçevesinde aynı hipotezi reddeden araştırmacılar da söz konusudur (11). Bu yüzden politika etkinsizliği hipotezinin geçerliliği ampirik bir mesele konumuna gelmektedir.

II- MODELİN SPESİFİKASYONU:

Bu çalışmada ele alınan model Benett McCALLUM tarafından geliştirilen (12) Sargent-Wallace modelinin bir versiyonuna dayanmaktadır. Ancak burada ele alacağımız model farklı bir para arzı mekanizmasını modele dahil ederek McCALLUM'un modelinden ayrılmaktadır. Yukarıda sözünü ettiğimiz çalışmalarda para arzı mekanizması bir önceki dönemin para arzı ve gelir büyüklüklerini içeren sistematik bileşen ve bir de sistematik olmayan tesadüfi bileşenden oluşan feedback kuralına bağlı para arzı mekanizmasıdır. Kanımızca gelişmekte olan ülkelerde para otoritelerinin kararlarını feedback kuralına bağlayarak kamu otoritelerinin kararlarından ayırmak mümkün değildir. Bir başka deyişle gelişmekte olan ülkelerde para ve maliye politikalarının birbirinden bağımsız olarak ele alınamayacağı, bu politikaların karşılıklı olarak birbirlerine bağımlı olacağı (13) göz önüne alınarak para oto-

- (10) Örneğin bkz. John B. TAYLOR, «Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations», **RATIONAL EXPECTATIONS AND ECONOMETRIC PRACTICE**, [LUCAS-SARGENT (Eds.)] içinde yeniden basım s.659-680; C.L.F. ATTFIELD-N.W. DUCK, «Influence of Unanticipated Money Growth on Real Output: Some Cross-Country Estimates», **JOURNAL OF MONEY, CREDIT, AND BANKING**, Vol. 15, No. 5, Mayıs 1983, s.442-454; Ali F. DARRAT, «Rational Expectations and the Role of Monetary Policy: Some Tests Based on the Fisher Equation», **EASTERN ECONOMIC JOURNAL**, Vol. 14, No. 3, Temmuz-Eylül 1988, s. 211-219.
- (11) Örneğin bkz. Frederic S. MISHKIN, «Does Anticipated Aggregate Demand Policy Matter?», **A RATIONAL EXPECTATION APPROACH TO MACROECONOMETRICS** [MISHKIN (Ed.)], National Bureau of Economic Research Monograph, Chicago 1983, s.110-155.
- (12) Benett T. McCALLUM, «Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy», **JOURNAL OF MONEY, CREDIT, AND BANKING**, Vol. 12, No. 4, Part 2, s. 716-746.
- (13) Örneğin bkz. Yung Chul PARK, «The Role of Money in Stabilization Policy in Developing Countries», **INTERNATIONAL MONETARY FUND STAFF PAPERS**, Vol. 20, No. 2, Temmuz 1973, s. 379-418.

ritelerinin kararlarını kamu kesimi bütçe kısıtı altında değerlendirmek daha doğrudur. Bu yaklaşım temel alınarak kamu kesimi için tanımlanan aşağıdaki bütçe kısıtı modelin temelini oluşturacaktır:

$$(1) \quad G_t = T_t + \Delta D_t + \Delta B_t$$

Yukarıda G toplam kamu harcamalarını, T vergi gelirlerini, ΔD kamu kesimi borçlarındaki değişimi, ΔB baz paradaki değişimi ifade etmektedir. Para arzının belirlenmesinde bilinen mekanizma M para arzını ve m para çarpanını göstermekteyken-

$$(2) \quad M = m \cdot B$$

olduğunu belirtmektedir. (1) ve (2) nolu eşitliklerden yararlanarak para arzı davranışsal bir eşitlik biçiminde (logaritmik olarak)

$$(3) \log M_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log G_t + \alpha_2 \log T_t + \alpha_3 \log D_t \\ + \alpha_4 \log D_{t-1} + \alpha_5 \log B_{t-1} + \epsilon_1$$

şeklinde modele dahil edilecektir. Yukarıdaki eşitlikte ϵ beyaz hata (white noise) terimidir. Reel kamu harcamalarının reel hasılanın ve bir önceki dönem gerçekleşen kamu harcamalarının bir fonksiyonu olduğunu kabul edebiliriz (14). Bu durumda reel kamu harcamalarını şu şekilde yazmak mümkündür:

$$(4) \log G_t = \beta_0 + \beta_1 (\log G_{t-1} - \log P_{t-1}) + \beta_2 \log y_{t-1} \\ + \log P_t + \epsilon_2$$

Devletin temel vergi gelirlerinin kurumlardan ve kişilerden elde edilen vergilerden oluştuğu kabul edilerek, kamu kesiminin reel vergi gelirlerini cari ve bir dönem gecikmeli reel gelirin bir fonksiyonu olarak ele almak mümkündür. Yani reel vergi gelirleri

$$(5) \log T_t = \pi_0 + \pi_1 \log y_t + \pi_2 \log y_{t-1} + \log P_t + \epsilon_3$$

olmaktadır. Bu noktadan sonra modele IS, LM fonksiyonlarını ve Lucas arz fonksiyonunu dahil edebiliriz. Buna göre IS fonksiyonu

$$(6) \log y_t = \delta_0 + \delta_1 [\log(1+r)_t - E_{t-1} (\log P_{t+1} - \log P_t)] \\ + \delta_2 \log G_t - \delta_3 \log T_t + (\delta_2 - \delta_3) \log P_t + \epsilon_4$$

(14) Benett T. McCALLUM-John K. WHITAKER, «The Effectiveness of Fiscal Feedback Rules and Automatic Stabilizers under Rational Expectations», JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS, Vol. 5, No. 2, Nisan 1979 s.174.

LM fonksiyonu,

$$(7) \log M_t = \sigma_0 + \sigma_1 \log y_t + \sigma_2 \log (1+r)_t + \log P_t + \epsilon_5$$

ve Lucas arz fonksiyonu,

$$(8) \log y_t = \theta_0 + \theta_1 (\log P_t + E_{t-1} \log P_t) + \theta_2 \log y_{t-1} + \epsilon_6$$

şeklinde modele dahil edilmektedir. Yukarıdaki eşitliklerde r nominal faiz oranını $E_{t-1} (X_{t+j})$ ise «t-1» dönemi itibariyle mevcut tüm bilgiler veri iken X_{t+j} değişkenine ($j=0,1,\dots,n$ için) ilişkin matematik bekleyişi ifade etmektedir. Bu durumda modelde geçerli olan ve rasyonel bekleyişler hipotezinin bilinen gösterim şekli olarak yorumlanabilecek aşağıdaki ilişkiyi yazmak mümkün olacaktır.

$$(X^e)_{t+1} = E_{t-1} (X_{t+1} | \Omega_{t-1})$$

Yukarıda X^e ile ifade edilen büyüklük ekonomik birimin X değişkeni hakkındaki bekleyişini, Ω ise «t-1» dönemi sonundaki mevcut bilgi kümesini ifade etmektedir. Bu durumda ekonomideki birimler sistemin çalışması hakkında yeterli bilgiye sahiptirler ve bu yüzden aşağıdaki varsayımın yapılmasında bir sakınca yoktur: Bireyler ekonomik konularda tahminlerde bulunurken yukarıda eşitliklerle ifade edilen modelde yer alan her bir endojen değişken için indirgenmiş formları elde etmiş gibi hareket ederler ve bunlardan yararlanarak endojen değişkenlere ilişkin bekleyişlerinin ne olacağını tespit ederler. Bu yüzden ele alınan modele «t-1» dönemindeki mevcut bilgi kümesini tamamlamak için fiyat düzeyine ilişkin bir davranışsal eşitliğin ilave edilmesi gerekir. Bu noktada BARRO'nun yaklaşımını (15) benimseyerek fiyat düzeyine ilişkin davranışsal eşitliği reel para talebi fonksiyonundan yararlanarak aşağıdaki şekilde modele dahil edeceğiz:

$$(9) \log P_t = \log M_t - \mu_0 - \mu_1 \log y_t - \mu_2 \log (1+r)_t + \epsilon_1$$

$$(i = 1, \dots, 6)$$

(15) Robert J. BARRO, «Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States», RATIONAL EXPECTATIONS AND ECONOMETRIC PRACTICE, [LUCAS-SARGENT (Eds.)] içinde yeniden basım, s. 594

Analizin bu aşamadan sonra ulaşması gereken nokta reel hasılaya (y) ilişkin denge düzeyini etkileyen değişken veya değişkenlerin tespit edilmesidir. Çalışmanın bu bölümünde indirgenmiş form eşitliklerin elde edilmesine ilişkin manipülasyonlara değinmeksizin elde edilen indirgenmiş form eşitlikleri vermekle yetineceğiz (16). Söz konusu işlemler sonrası elde edilen indirgenmiş form reel hasıla eşitliği aşağıdaki gibidir:

$$(10) \log y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 (\log G_{t-1} - \log P_{t-1}) + \Gamma_2 \log y_{t-1} \\ + \Gamma_3 \log P_t + \Gamma_4 E_{t-1} (\log P_{t+1} - \log P_t) \\ + \Gamma_5 \log D_t + \Gamma_6 \log D_{t-1} + \Gamma_7 \log B_{t-1} + \epsilon_7$$

Yukarıdaki eşitlikte,

$$\Gamma_0 = [\delta_0 \sigma_2 - \delta_1 \sigma_0 + \delta_1 \alpha_0 + \beta_0 (\delta_1 \alpha_1 + \delta_2 \sigma_2) + \pi_0 (\delta_1 \alpha_2 + \delta_3 \sigma_2)] / \\ \delta_1 \sigma_1 + \sigma_2 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2)$$

$$\Gamma_1 = [\beta_1 (\delta_1 \alpha_1 + \delta_2 \sigma_2)] / \delta_1 \sigma_1 + \sigma_2 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2)$$

$$\Gamma_2 = [\beta_2 (\delta_1 \alpha_1 + \delta_2 \sigma_2) + \pi_2 (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2)] / \delta_1 \sigma_1 + \sigma_2 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2)$$

$$\Gamma_3 = [\delta_1 (\alpha_1 + \alpha_2 - 1)] / \delta_1 \sigma_1 + \sigma_2 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2)$$

$$\Gamma_4 = (-\delta_1 \sigma_2) / \delta_1 \sigma_1 + \sigma_2 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2)$$

$$\Gamma_5 = (\delta_1 \alpha_3) / \delta_1 \sigma_1 + \sigma_2 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2)$$

$$\Gamma_6 = (\delta_1 \alpha_4) / \delta_1 \sigma_1 + \sigma_2 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2)$$

$$\Gamma_7 = (\delta_1 \alpha_5) / \delta_1 \sigma_1 + \sigma_2 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2)$$

$$\epsilon_7 = [\delta_1 \epsilon_1 + (\delta_1 \alpha_1 + \delta_2 \sigma_2) \epsilon_2 + (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2) \epsilon_3 + \sigma_2 \epsilon_4 - \delta_1 \epsilon_5] / \delta_1 \sigma_1 \\ + \sigma_2 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \delta_3 \sigma_2)$$

olarak tanımlanmaktadır. Öte yandan ekonomik birimlerin fiyat düzeyi tahmin hataları ise aşağıdaki şekilde elde edilmektedir:

$$(11) \log P_t - E_{t-1} \log P_t = [1 / (\theta_1 - \Gamma_3)] (\epsilon_7 - \epsilon_6)$$

Bu eşitlik Lucas arz fonksiyonunda yerine konarak toplam hasılaya ilişkin nihai form elde edilmektedir:

$$(12) \log y_t = \theta_0 + \theta_2 \log y_{t-1} + [1 / (\theta_1 - \Gamma_3)] (\theta_1 \epsilon_7 - \Gamma_3 \epsilon_6)$$

(16) Modelin çözümü teorik tartışmalar açısından önemli bir kısıt oluşturduğu için, çözüm yöntemi çalışmanın sonunda EK-I olarak sunulmaktadır.

Görüldüğü gibi toplam hasılayı etkileyen parametreler arasında eşitliğin ilk spesifikasyonunda belirtilen Θ_0 , Θ_1 , Θ_2 ve ϵ_6 parametreleriyle birlikte Γ_3 ve ϵ_7 parametreleri de yer almaktadır. Eşitlik (10)'dan hatırlanacağı gibi Γ_3 ve ϵ_7 parametrelerinin her ikisi de para politikasına ilişkin α_1 ve α_2 parametrelerini ve maliye politikasına ilişkin π_1 parametresini içermektedir. Bu durumda toplam hasıla para ve maliye politikalarından bağımsız olarak ele alınmamakta, her iki politika da toplam hasıladaki değişimler üzerinde, teorik anlamda etkili olmaktadır. Bir başka deyişle birinci bölümde ortaya koyduğumuz «politika etkinsizliği hipotezi» ele alınan model çerçevesinde teorik anlamda geçerliliğini yitirmektedir. Konu bu noktada ampirik bir soruna dönüşmekte ve söz konusu parametrelerin tahmin edilerek istatistiki anlamda geçerliliklerinin araştırılması gerekmektedir. Para ve maliye politikası değişkenlerini de içeren söz konusu parametreler istatistiki olarak da geçerlilik kazanırsa, teorik tespit doğrulanarak politika etkinsizliği hipotezinin gelişmekte olan ülkeler bağlamında doğrulanmadığı sonucuna ulaşılabilir.

III- TAHMİN SONUÇLARI

Yukarıda ele alınmış şekliyle izlenen ekonomik politikadaki bir değişikliğin ekonomik birimler tarafından beklenip beklenmediği konusunda bir ayrıma gidilmemiştir. Bu sorunun üstesinden gelebilmek için model bir bütün olarak tahmin edilerek tahmin sonucunda belirlenen değerler (fitted values) beklenen politika, elde edilen artıklar (residuals) ise beklenmeyen politika değişkenleri olarak değerlendirilecektir. Elde edilen bu seriler kullanılarak yukarıdaki bölümde elde edilen nihai form hasıla eşitliği [Eşitlik (11)] beklenen ve beklenmeyen politika değişkenlerini içerecek şekilde tahmin edilecektir. Nihai form hasıla eşitliğine ilişkin lag yapısı hakkında *apriori* bir bilgiye sahip olmadığımız için, reel hasıla eşitliği aşağıdaki şekilde spesifik edilerek, uygun lag yapısı Akiake'nin «nihai belirleme hatasının minimizasyonu» yöntemi (17) esas alınarak tespit edilecektir. Buna göre nihai form reel hasıla eşitliği aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

(17) Yöntem konusunda ayrıntılı bilgi için bkz. C. HSIAO, «Autoregressive Modelling and Money-Income Causality», *JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS*, Vol. 7, No. 1, Ocak 1981, s. 85-106.

$$(13) \log y_t = \Psi_0 + \Psi_1 \log y_{t-1} + \Psi_2 (L) a_{T_{t-1}} + \Psi_3 (L) a_{M_{t-1}} \\ + \Psi_4 (L) u_{U_{t-1}} + \Psi_5 (L) u_{T_{t-1}} + \Psi_6 (L) u_{M_{t-1}} + \zeta$$

Bu eşitlikte «a» ön indisi beklenen politikayı, «u» ön indisi ise beklenmeyen politikayı ifade etmektedir. Öte yandan L polynomial lag operatörü, ξ ise beyaz hata terimidir. Tahmine ilişkin sonuçlara geçmeden önce (13) nolu eşitlikte dikkati çeken bir noktanın açıklığa kavuşturulması gerekir. Bu eşitlikte beklenen kamu harcamalarına ilişkin değişken (aG) yer almamakta buna karşılık beklenmeyen kamu harcamaları değişkeni (uG) yer almaktadır. Bunun nedeni kamu harcamalarına ilişkin fonksiyonda [Eşitlik (4)] yer alan ve beklenen kamu harcamalarını ifade eden her hangi bir parametrenin (β) bulunmaması buna karşılık beklenmeyen kamu harcamasını ifade eden beyaz hata teriminin (yani eşitlik (4)'teki ε_2) nihai form hasıla eşitliğinde yer alan ε_7 tarafından kapsanmasıdır.

Önceki bölümde geliştirilen model yukarıdaki açıklamalar ışığında, Türkiye uygulamasından elde edilen 1970-1991 dönemine ilişkin yıllık veriler kullanılarak tahmin edilmiştir (18). (3), (4), (5) ve (9) nolu eşitliklerden oluşan modelin tahmininde üç aşamalı en küçük kareler (3SLS) yöntemi kullanılmıştır. Eşitlik sisteminde yer alan her bir eşitlik aşırı belirlenmiş (overidentified) olduğu için, 3SLS yöntemi LIML, 2SLS ve OLS yöntemlerinden daha etkin sonuçlar verecektir (19). Sistemin çözümü ile elde edilen sonuçlar aşağıda verilmektedir:

$$\log G_t = 0.036 + 0.928 [\log G_{t-1} - \log P_{t-1}] + 0.406 \log Y_{t-1} \\ (0.057) \quad (2.295) \quad (0.904) \\ + 0.956 \log P_t \\ (19.91)$$

$$AdjR^2 = 0.998$$

$$SER = 0.112$$

$$SSR = 0212$$

(18) Tahminde kullanılan veriler çalışmanın sonunda EK-II olarak sunulmaktadır.

(19) Jerry H. HAUSMAN, «Specification and Estimation of Simultaneous Equation Models», HANDBOOK OF ECONOMETRICS, VOL I [GRILICHES-INTRILIGATOR (Eds.)], North-Holland Publishing Company Amsterdam 1983 içinde s. 415-416.

$$\log T_t = -2.164 - 1.326 \log y_t + 3.098 \log y_{t-1} + 0.894 \log P_t$$

(8.877) (1.243) (2.806) (11.92)

AdjR² = 0.993 SER = 0.202 SSR = 0.697

$$\log M_t = -0.515 + 0.686 \log G_t - 0.672 \log T_t + 0.008 \log D_t$$

(2.722) (3.626) (4.116) (0.228)

$$- 0.004 \log D_{t-1} + 1.136 \log B_{t-1}$$

(0.114) (7.780)

AdjR² = 0.998 SER = 0.100 SSR = 0.150

$$\log P_t = 1.409 + 0.975 \log M_t + 0.939 \log y_t + 0.034 \log (1+r)_t$$

(9.841) (14.91) (2.661) (0.070)

AdjR² = 0.995 SER = 0.153 SSR = 0.420

RCMD = 1.115E - 08

Yukarıdaki eşitliklerde tahmin edilen katsayıların altında parantez içerisinde yer alan rakkamlar mutlak t-istatistiklerini, AdjR² serbestlik derecesine göre düzeltilmiş determinasyon katsayısını, SER regresyon denkleminin standart hatasını, SSR artık kareler toplamını, RCMD ise artıklara ilişkin kovaryans matrisinin determinant değerini ifade etmektedir. Elde edilen 3SLS tahminleri oldukça tatminkar görünmektedir. Kamu harcamalarına ilişkin eşitlikte gecikmeli reel hasıla, vergilere ilişkin eşitlikte ise cari reel hasıla katsayıları istatistiki olarak % 1 düzeyinde sıfırdan farklıdır. Öte yandan ilk durumda katsayı beklenen işarete sahip iken, vergilere ilişkin eşitlikte sözü edilen katsayının işareti de ters yöndedir. Aynı durum para arzı eşitliğinde yer alan kamu borcuna ilişkin cari ve gecikmeli değişkenler için de geçerlidir.

Dört eşitlikli bu sistemin çözümü sonucu endojen değişkenlere ilişkin belirlenen değerler beklenen politika değişkenlerine ait serileri, artık değerler ise beklenmeyen politika değişkenlerine ait

serileri oluşturmaktadır. Bu şekilde belirlenen seriler ve OLS yöntemi kullanılarak tahmin edilen nihai form reel hasıla eşitliği aşağıdaki tabloda verilmektedir:

TABLO 1
NIHAİ FORM REEL HASILA TAHMİN SONUÇLARI

<u>Değişken</u>	<u>ψ</u>	<u>t-Oranı</u>
Sabit	-0.108	2.118**
Y_{t-1}	0.946	6.868*
aT_t	-0.149	3.018*
aM_{t-1}	0.161	3.884*
uG_t	0.002	0.026
uT_t	0.130	2.272**
uM_{t-1}	0.239	2.779**
AdjR ² = 0.992	Durbin-h = 0.416	
SER = 0.027	Box-Pierce = 6.840	
SSR = 0.010	LM = 0.249	

(*) % 1 düzeyinde sıfırdan farklıdır.

(**) % 5 düzeyinde sıfırdan farklıdır.

Rasyonel beklemeyle ilişkili modeller otokorelasyon sorunu-na karşı aşırı hassas oldukları için yukarıdaki tabloda yer alan Durbin-h, Box-Pierce ve LM otokorelasyon test istatistikleri ayrı ayrı hesaplanmıştır. Tüm test istatistikleri bu tür bir sorunun mevcut olmadığını göstermektedir. Tahmin sonuçlarının hemen gösterdiği gibi, beklenen vergi ve para politikasını ifade eden aT ve aM değişkenleri istatistiki olarak % 1 düzeyinde anlamlıdır. Beklenmeyen kamu harcamaları (uG) değişkeni hariç diğer beklenmeyen politika değişkenleri de (uT ve uM) istatistiki olarak % 5 düzeyinde geçerlilik kazanmaktadır. Bu durumda Lucas Kriğiğinin önemli bir hipotezi olan beklenen iktisadi politika değişkenlerinin reel hasıla üzerinde bir etkisi olmayacağı, sadece ekonomik birimler için sürpriz sayılabilecek beklenmeyen politika değişkenlerinin reel hasılayı etkilediği şeklindeki hipotez Türkiye örneğinde doğrulanmamaktadır. Elde edilen ampirik sonuçlar para ve maliye politikalarında hem beklenen hem de beklenmeyen değişikliklerin reel hasıla üzerinde etkili olduğunu göstermektedir.

SONUÇ :

Yeni klasik yaklaşımın öne sürdüğü hipotezlerden bir tanesi de politika etkinsizliği (policy ineffectiveness) olarak bilinen hipotezdir. Buna göre ekonomik birimlerin beklediği iktisadi politika-nın reel konjonktür üzerinde bir etkisi yoktur; aksine sadece bek-lenmeyen politika reel hasıla üzerinde etkili olacaktır. Hipotez bu yönüyle ampirik bir sorun konumuna gelmekte ve, en azından ge-lişmekte olan ülkeler bağlamında, test edilmesi gereken bir sonuç olmaktadır.

Söz konusu amaçla bu çalışmada ele alınan model para ve maliye politikalarının birbirinden ayrı olarak değerlendirilemeye-ceği esasından hareketle kamu kesimi bütçe kısıtı altında geliştiril-miştir. Modelin analitik çözümü hem beklenen hem de beklenme-yen para ve maliye politikalarının reel hasıla üzerinde etkili ola-cağını göstermiştir. Konu bu yönüyle ampirik kanıt gerektirmekte, yani bu teorik tespitin ampirik olarak da desteklenmesi gerek-mektedir.

Elde edilen tahmin sonuçlarına göre Yeni Klasik yaklaşımın yukarıda özetlenen hipotezi Türkiye örneğinde geçerlilik kazanmamıştır. Türkiye uygulamasından elde edilen verilerle test edilen model hem beklenen hem de beklenmeyen politika değişikliklerinin reel hasıla üzerinde etkili olduğunu göstermiştir.

İNDİRGENMİŞ FORM EŞİTLİKLERİNİN ELDE EDİLiŞİ:

Faiz oranını dışarıda bırakabilmek için öncelikle (7) nolu eşit-likten r çekilerek

$$\log (1+r)_t = (1/\sigma_2)(-\sigma_0 - \sigma_1 \log y_t - \log P_t + \log M_t - \epsilon_5)$$

bulunur ve bu eşitlik (6) nolu eşitlikte yerine koyularak gerekli düzenlemeler yapılırsa önce

$$\begin{aligned} \sigma_2 \log y_t &= \sigma_2 \delta_0 - \delta_1 \sigma_0 - \delta_1 \sigma_1 \log y_t + \delta_1 \log M_t - \delta_1 \epsilon_5 \\ &- \sigma_2 \delta_1 E_{t-1} (\log P_{t+1} - \log P_t) + \sigma_2 \delta_2 \log G_t \\ &- \delta_3 \sigma_2 \log T_t + \sigma_2 \epsilon_4 - [\delta_1 + \sigma_2 (\delta_2 - \delta_3)] \log P_t \end{aligned}$$

elde edilir. Buradan,

$$\begin{aligned} \log y_t &= \{1/[\delta_1 \sigma_1 + \sigma_2]\} \{[\delta_0 \sigma_2 - \delta_1 \sigma_0] + \delta_1 \log M_t \\ &- [\delta_1 + \sigma_2 (\delta_2 - \delta_3)] \log P_t \\ &- \delta_1 \sigma_2 E_{t-1} (\log P_{t+1} - \log P_t) \\ &+ \delta_2 \sigma_2 \log G_t - \delta_3 \sigma_2 \log T_t + \sigma_2 \epsilon_4 - \delta_1 \epsilon_5 \} \end{aligned}$$

bulunur. Metin bölümünde yer alan (3), (4) ve (5) nolu eşitlikler yukarıda yerine konursa, öncelikle

$$\begin{aligned} \log y_t &= [1/(\sigma_2 + \delta_1 \sigma_1)] \{ \sigma_2 \delta_0 - \delta_1 \sigma_0 + \delta_1 \alpha_0 + \delta_1 \alpha_1 \beta_0 \\ &+ \delta_1 \alpha_1 \beta_1 (\log G_{t-1} - \log P_{t-1}) + \delta_1 \alpha_1 \beta_2 \log y_{t-1} \\ &+ \delta_1 \alpha_1 \log P_t + \delta_1 \alpha_1 \epsilon_2 + \delta_1 \alpha_2 \pi_0 + \delta_1 \alpha_2 \pi_1 \log y_t \\ &+ \delta_1 \alpha_2 \pi_2 \log y_{t-1} + \delta_1 \alpha_2 \log P_t + \delta_1 \alpha_2 \epsilon_3 + \delta_1 \alpha_3 \log D_t \\ &+ \delta_1 \alpha_4 \log D_{t-1} + \delta_1 \alpha_5 \log B_{t-1} + \delta_1 \epsilon_1 + \sigma_2 \delta_2 \beta_0 \\ &+ \delta_1 \alpha_4 \log D_{t-1} + \delta_1 \alpha_5 \log \beta_{t-1} + \delta_1 \epsilon_1 + \sigma_2 \delta_2 \beta_0 \\ &+ \sigma_2 \delta_2 \beta_1 (\log G_{t-1} - \log P_{t-1}) + \sigma_2 \delta_2 \beta_2 \log y_{t-1} \\ &+ \sigma_2 \delta_2 \log P_t + \sigma_2 \delta_2 \epsilon_2 - \sigma_2 \delta_3 \pi_0 - \sigma_2 \delta_3 \pi_1 \log y_t \\ &- \sigma_2 \delta_3 \pi_2 \log y_{t-1} - \sigma_2 \delta_3 \log P_t - \sigma_2 \delta_3 \epsilon_3 \\ &- [\delta_1 + \sigma_2 (\delta_2 - \delta_3)] \log P_t - \sigma_2 \delta_1 E_{t-1} (\log P_{t+1} - \log P_t) \\ &- \delta_1 \epsilon_5 + \sigma_2 \epsilon_4 \} \end{aligned}$$

elde edilir, aynı parametreleri taşıyan ifadeler bir araya toplandığında ve eşitlik tekrar düzenlendiğinde,

$$\begin{aligned} (\sigma_2 + \delta_1 \sigma_1) \log y_t - [\pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3)] \log y_t &= \\ \sigma_2 \delta_0 - \delta_1 \sigma_0 + \delta_1 \alpha_0 + \beta_0 (\delta_1 \alpha_1 + \sigma_2 \delta_2) + \pi_0 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) &+ \\ + [\beta_1 (\delta_1 \alpha_1 + \sigma_2 \delta_2)] (\log G_{t-1} - \log P_{t-1}) &+ \\ + [\beta_2 (\delta_1 \alpha_1 + \sigma_2 \delta_2) + \pi_2 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3)] \log y_{t-1} &+ \\ + [\delta_1 (\alpha_1 + \alpha_2 - 1)] \log P_t &+ \\ - \sigma_2 \delta_1 E_{t-1} (\log P_{t+1} - \log P_t) + \delta_1 \alpha_3 \log D_t &+ \\ + \delta_1 \alpha_4 \log D_{t-1} + \delta_1 \alpha_5 \log B_{t-1} &+ \\ + \sigma_2 \epsilon_4 - \delta_1 \epsilon_5 + \delta_1 \epsilon_1 + (\delta_1 \alpha_1 + \sigma_2 \delta_2) \epsilon_2 + (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \epsilon_3 & \end{aligned}$$

elde edilir. Yukarıdaki eşitlikte,

$$\begin{aligned} \Gamma_0 &= [\sigma_2 \delta_0 - \delta_1 \sigma_0 + \delta_1 \alpha_0 + \beta_0 (\delta_1 \alpha_1 + \delta_2 \sigma_2) + \pi_0 (\delta_1 \alpha_2 + \\ &\quad \sigma_2 \delta_3)] / \sigma_2 + \delta_1 \sigma_1 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \\ \Gamma_1 &= [\beta_1 (\delta_1 \alpha_1 + \sigma_2 \delta_2)] / \sigma_2 + \delta_1 \sigma_1 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \\ \Gamma_2 &= [\beta_2 (\delta_1 \alpha_1 + \sigma_2 \delta_2) + \pi_2 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3)] / \sigma_2 + \delta_1 \sigma_1 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \\ \Gamma_3 &= [\delta_1 (\alpha_1 + \alpha_2 - 1)] / \sigma_2 + \delta_1 \sigma_1 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \\ \Gamma_4 &= (-\sigma_2 \delta_1) / \sigma_2 + \delta_1 \sigma_1 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \\ \Gamma_5 &= (\delta_1 \alpha_3) / \sigma_2 + \delta_1 \sigma_1 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \\ \Gamma_6 &= (\delta_1 \alpha_4) / \sigma_2 + \delta_1 \sigma_1 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \\ \Gamma_7 &= (\delta_1 \alpha_5) / \sigma_2 + \delta_1 \sigma_1 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \\ \epsilon_7 &= [\sigma_2 \epsilon_4 - \delta_1 \epsilon_5 + (\delta_1 \alpha_1 + \delta_2 \sigma_2) \epsilon_2 + (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \epsilon_3] \\ &\quad / \sigma_2 + \delta_1 \sigma_1 - \pi_1 (\delta_1 \alpha_2 - \sigma_2 \delta_3) \end{aligned}$$

denir ve yerine konursa, metin bölümündeki (10) nolu eşitlik elde edilir:

$$\begin{aligned} \log y_t &= \Gamma_0 + \Gamma_1 (\log G_{t-1} - \log P_{t-1}) + \Gamma_2 \log y_{t-1} + \Gamma_3 \log P_t \\ &\quad + \Gamma_4 E_{t-1} (\log P_{t+1} - \log P_t) + \Gamma_5 \log D_t + \Gamma_6 \log D_{t-1} \\ &\quad + \Gamma_7 \log B_{t-1} + \epsilon_7 \end{aligned}$$

Elde edilen bu eşitlik Lucas arz fonksiyonunda yerine konur ve gerekli düzenlemeler yapılırsa

$$\begin{aligned} \theta_1 \log P_t - \Gamma_3 \log P_t &= \Gamma_0 + \Gamma_1 (\log G_{t-1} - \log P_{t-1}) \Gamma_2 \log y_{t-1} \\ &\quad + \Gamma_4 E_{t-1} (\log P_{t+1} - \log P_t) + \Gamma_5 \log D_t + \Gamma_6 \log D_{t-1} \\ &\quad + \Gamma_7 \log B_{t-1} + \epsilon_7 - \theta_0 + \theta_1 E_{t-1} \log P_t - \theta_2 \log y_{t-1} \\ &\quad - \epsilon_6 \end{aligned}$$

buradan da,

$$\begin{aligned} \log P_t &= [1/(\theta_1 - \Gamma_3)] [(\gamma_0 - \theta_0) + \Gamma_1 (\log G_{t-1} - \log P_{t-1}) \\ &\quad + (\Gamma_2 - \theta_2) \log y_{t-1} + \Gamma_4 E_{t-1} \log P_{t+1} - \log P_t] \\ &\quad + \Gamma_5 \log D_t + \Gamma_6 \log D_{t-1} + \Gamma_7 \log B_{t-1} + \epsilon_7 - \epsilon_6 \end{aligned}$$

elde edilir. Bu eşitlik bekleme operatörü ile işleme sokulursa $E_{t-1}(\epsilon_7) = 0$ ve $E_{t-1}(\epsilon_6) = 0$ olacağından

$$\begin{aligned} E_{t-1} \log P_t &= [1/(\theta_1 - \Gamma_3)] [(\gamma_0 - \theta_0) + E_{t-1} \Gamma_1 (\log G_{t-1} - \log P_{t-1}) \\ &\quad + E_{t-1} (\Gamma_2 - \theta_2) \log y_{t-1} + E_{t-1} [\Gamma_4 E_{t-1} (\log P_{t+1} - \log P_t)] \\ &\quad + E_{t-1} \Gamma_5 \log D_t + E_{t-1} \Gamma_6 \log D_{t-1} + E_{t-1} \Gamma_7 \log B_{t-1} \end{aligned}$$

bulunur. Bunu bir üstteki log P_t eşitliğinden çıkarır ve gerekli düzenlemeleri yaparsak fiyat düzeyi tahmin hatasını veren eşitliği elde ederiz:

$$\log P_t - E_{t-1} \log P_t = [1/(\theta_1 - \Gamma_3)] (\epsilon_7 - \epsilon_6)$$

Fiyat düzeyi tahmin hatasını veren bu eşitlik Lucas arz fonksiyonunda yerine konur ve eşitlik düzenlenirse

$$\log y_t = \theta_0 + \theta_2 \log y_{t-1} + (\theta_1 \epsilon_7 - \Gamma_3 \epsilon_6) / (\theta_1 - \Gamma_3)$$

ve nihayet

$$\log y_t = \theta_0 + \theta_2 \log y_{t-1} + [1/(\theta_1 - \Gamma_3)] (\theta_1 \epsilon_7 - \Gamma_3 \epsilon_6)$$

biçiminde belirlenen reel hasılaya ilişkin nihai form elde edilmiş olur.

obs	M2	P	R	Y	T	B
1970	44.20000	118.6000	0.085000	147.8000	7.300000	22.30000
1971	56.60000	138.7000	0.085000	192.6000	9.400000	30.30000
1972	70.90000	160.2000	0.085000	240.8000	16.50000	40.40000
1973	90.30000	193.9000	0.105000	309.8000	23.20000	48.70000
1974	113.3000	246.0000	0.115000	427.1000	34.00000	60.60000
1975	146.6000	274.0000	0.115000	535.8000	44.90000	80.90000
1976	181.2000	321.5000	0.115000	670.0000	60.40000	102.6000
1977	243.5000	413.3000	0.115000	872.9000	85.40000	151.6000
1978	328.1000	634.8000	0.160000	1290.700	126.0000	216.1000
1979	510.3000	1111.500	0.192000	2199.500	255.1000	323.6000
1980	812.9000	2115.200	0.288000	4435.200	470.5000	506.2000
1981	1361.700	2836.500	0.375000	6552.000	768.1000	787.4000
1982	2351.200	3613.700	0.375000	8736.000	826.3000	1206.900
1983	3055.800	4628.700	0.519000	11549.00	1149.000	1525.000
1984	5118.600	6778.100	0.569000	18353.00	1381.000	2203.800
1985	8329.000	9606.200	0.501000	27789.00	1826.000	2999.300
1986	12375.60	12251.90	0.431000	39370.00	3106.000	4037.300
1987	18565.50	17064.70	0.475000	58565.00	4492.000	5993.200
1988	31469.20	27443.60	0.750000	100582.0	7066.000	11349.40
1989	57234.60	45281.40	0.527000	170633.0	13645.00	16820.40
1990	86394.20	67731.20	0.785000	286306.0	23657.00	22026.60
1991	159453.0	101997.1	0.740000	426839.0	40746.00	39123.00

obs	DE	G	AT	AM	UT	UM
1970	0.100000	33.00000	NA	NA	NA	NA
1971	6.300000	43.00000	2.492500	4.107320	-0.251791	-0.071311
1972	4.600000	50.00000	2.851450	4.163190	-0.048090	0.098081
1973	7.200000	64.00000	3.186680	4.434970	-0.042528	0.068168
1974	23.10000	87.00000	3.478370	4.608980	0.047991	0.121059
1975	32.50000	128.0000	3.674470	4.933790	0.127968	0.053917
1976	41.10000	168.0000	4.101470	5.249770	-0.000481	-0.050169
1977	78.30000	241.0000	4.505470	5.538820	-0.058124	-0.043703
1978	57.00000	328.0000	4.980960	5.927100	-0.144678	-0.133782
1979	42.10000	579.0000	5.399960	6.243840	0.141695	-0.008842
1980	129.7000	1074.000	5.814510	6.725110	0.339286	-0.024502
1981	24.90000	1577.000	6.127920	7.149280	0.516000	0.067209
1982	208.2000	2001.000	6.583850	7.788900	0.133108	-0.026219
1983	179.6000	2482.000	6.904280	8.191120	0.142367	-0.166324
1984	1026.000	3426.000	7.234790	8.569350	-0.004227	-0.028714
1985	904.0000	5524.000	7.712190	9.119980	-0.202307	-0.092482
1986	1604.000	8748.000	7.995230	9.433430	0.045861	-0.009948
1987	2566.000	12994.00	8.529760	9.796130	-0.119707	0.032930
1988	3941.000	19773.00	9.071260	10.23010	-0.208211	0.126665
1989	8141.000	36282.00	9.685170	10.93360	-0.164042	0.021314
1990	12354.00	70608.00	9.979450	11.46800	0.091964	-0.101324
1991	31736.00	130865.0	10.71470	11.83830	-0.099586	0.141205

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- ATTFIELD, C.L.F - N.W. DUCK: «Influence of Unanticipated Money Growth on Real Output: Some Cross Country Estimates», **JOURNAL OF MONEY, CREDIT, AND BANKING**, Vol. 15, No. 5, Mayıs 1983, s. 442-454.
- BARRO, R.J.: «Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States», **RATIONAL EXPECTATIONS AND ECONOMETRIC PRACTICE** [LUCAS - SARGENT (Eds.)] içinde yeniden basım s. 229-260.
- BARRO, R.J.: «Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States», **RATIONAL EXPECTATIONS AND ECONOMETRIC PRACTICE** [LUCAS - SARGENT (Eds.)] içinde yeniden basım s. 585-616.
- BARRO, R.J.: **Macroeconomics**, 3rd Ed., John Willey and Sons, Inc., New York 1990.
- BEGG, D.K.H.: **The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics: Theories and Evidence**, The Johns Hopkins University Press, Baltimore 1985.

- DARRAT, A.F.: «Rational Expectations and the Role of Monetary Policy: Some Tests Based on the Fisher Equation», **EASTERN ECONOMIC JOURNAL**, Vol. 14, No. 3, Temmuz-Eylül 1988, s. 211-219.
- GIRILICHES, Z. - M.D. INTRILAGATOR (Eds.): **Handbook of Econometrics Vol. I**, North-Holland Publishing Company, Amsterdam 1983.
- HAUSMAN, J.H.: «Specification and Estimation of Simultaneous Equation Models», **HANDBOOK OF ECONOMETRICS VOL. I**, [GRILICHES - INTRILAGATOR (Eds.)] içinde s. 391-448.
- HSIAO, C.: «Autoregressive Modelling and Money-Income Causality», **JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS**, Vol. 7, No. 1, Ocak 1981, s. 85-106.
- KHAN, M.S.: «Macroeconomic Adjustment in Developing Countries: A Policy Perspective», **THE WORLD BANK RESEARCH OBSERVER**, Vol. 2, No. 1, Ocak 1987, s. 23-42.
- KHAN, M.S. - M.D. KNIGHT: «Unanticipated Monetary Growth and Inflationary Finance», **JOURNAL OF MONEY, CREDIT AND BANKING**, Vol. 14, No. 3, Ağustos 1982, s. 347-364.
- LUCAS, R.E. Jr: «Expectations and the Neutrality of Money», **JOURNAL OF ECONOMIC THEORY**, Vol. 4, Nisan 1972, s. 716-746.
- LUCAS R.E. Jr - T.J. SARGENT (Eds.): **Rational Expectations and Econometric Practice**, The University of Minnesota Press, Minneapolis 1989.
- McCALLUM, B.T.: «Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy», **JOURNAL OF MONEY, CREDIT AND BANKING** Vol. 12, No. 4, Part 2, Kasım 1980, s. 716-746.
- MISHKIN, F.S.: «Does Anticipated Aggregate Demand Policy Matter?», **A RATIONAL EXPECTATION APPROACH TO MACROECONOMETRICS** [MISHKIN (Ed.)] içinde s. 110-155.
- MISHKIN, F.S.: **Economics of Money, Banking and Financial Markets**, 2nd Ed, Scott, Foresman and Co., Boston 1990.

MISHKIN, F.S. (Ed.) : **A Rational Expectation Approach to Macroeconomics**, National Bureau of Economic Research, Monograph, Chicago 1983.

RAZIN, A. ve Dig. : **Economic Effects of Government Budget**, The MIT Press, Cambridge, Mass. 1989.

SARGENT, R.E. - N. WALLACE : «Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule», **RATIONAL EXPECTATIONS AND ECONOMETRIC PRACTICE** [LUCAS-SARGENT (Eds.)], içinde yeniden basım s.215-228.

TAYLOR, J.B. : «Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations», **RATIONAL EXPECTATIONS AND ECONOMETRIC PRACTICE**, [LUCAS-SARGENT (Eds.)] içinde yeniden basım s.659-680.