

YENİ KLÂSİK İKTİSAT VE REEL ÜRETİM - ENFLASYON DEĞİŞ - TOKUŞU: TÜRKİYE VE SEÇİLMİŞ BAZI ÜLKELERDE AMPİRİK BİR SINAMA

Dr. G. Emel AKKUŞ*

Özet

Robert E. Lucas'ın toplam arz hipotezine göre, eksik bilgiye sahip ekonomik birimler, toplam fiyat hareketleri ile görelî fiyat hareketlerini birbirinden ayırt edememekte ve beklenmeyen bir talep şoku karşısında reel üretimlerini artırmaktadır. Fakat böyle bir olanak sonsuz olmayıp, toplam talep ve enflasyon değişkenliği arttıkça azalmaktadır. Lucas bu tezini, 1952-1967 dönemi ve on sekiz ülke için test etmiş ve olumlu sonuçlar elde etmiştir. Bu çalışmada, Lucas'a paralel bir şekilde, üretim-enflasyon değiş-tokuşu ile nominal gelirdeki değişkenlik arasındaki ilişki incelenmekte ve böylece Lucas'ın doğal oran hipotezi sınanmaktadır. 1980-2002 dönemi ve alt-dönemler için, aralarında Türkiye'nin de bulunduğu on dokuz ülke için gerçekleştirilen ekonometrik çalışmanın sonuçları, Lucas'ın ve diğer bazı yazarların elde ettiği sonuçlara paralellik göstermektedir. Bu sonuçlara göre, A.B.D. gibi, geliri istikrarlı olan ülkelerde, öngörülemeyen talep politikaları, reel üretimi etkilemekte ve böylece bir üretim-enflasyon değiş-tokuşu ortaya çıkmaktadır. Türkiye ve Arjantin gibi, geliri istikrarlı olmayan ülkelerde ise, öngörülemeyen talep kaymaları, etkisini daha çok enflasyon oranı üzerinde göstermekte, reel üretimi etkilememekte ve böylece üretim-enflasyon değiş-tokuşu ortadan kalkmaktadır. Bu sonuçlar, Lucas'ın toplam arz yaklaşımını doğrulamaktadır. Diğer taraftan, üretim-enflasyon değiş-tokuşu konusundaki yeni klâsik görüş halâ tartışmalı olup, daha fazla ampirik kanıtlara gereksinim vardır.

Abstract

According to Robert E. Lucas' aggregate supply hypothesis, the economic agents with imperfect knowledge can not distinguish relative price movements from general price movements and increase their real output when they encounter

* İ.Ü. İktisat Fakültesi, İngilizce İktisat Bölümü.

an unexpected demand shock. However, such an opportunity is not permanent and it will decline as the variability of aggregate demand and inflation increases. Lucas has tested his thesis with eighteen countries for 1952-1967 period and has reached positive results. In our study, parallel to Lucas, the correlation between the variation in nominal income and output-inflation trade-off and thus the natural rate hypothesis has been tested across countries. The results of this study, which has been realised for 1980-2002 period, sub-periods and for nineteen countries, including Turkey, correspond to Lucas' and some other authors' findings. According to these results, in the countries that have stable income, such as United States, unanticipated demand policies do affect real output and thus an output-inflation trade-off arises. On the other hand, in the countries that have not stable income, such as Turkey and Argentina, unanticipated demand shifts do not affect real output, they show their influence on inflation rate instead and thus output-inflation trade-off disappears. These results verify the aggregate supply approach of Lucas. On the other hand, the new classical view on output-inflation trade-off is still disputable and needs more empirical evidence.

GİRİŞ: LUCAS'IN EKSİK BİLGİ TEORİSİ

Üretim-enflasyon değiş-tokuşu konusundaki yeni-klâsik görüş, Robert E. Lucas'ın toplam arz modeli ve bu modelin gerisindeki eksik bilgi teorisine dayanmaktadır. Lucas, bu konudaki yaklaşımını ve modelini, “*Expectations and the Neutrality of Money*” (Lucas, 1972, s.103-124) ve “*Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs*” (Lucas, 1973, s. 326-334) başlıklı ünlü makalelerinde ortaya koymaktadır.

Söz konusu makalelerde ortaya konan makro denge modeli, yeni klâsik yaklaşımı yansıtmakta ve dolayısıyla yeni klâsik iktisadın temel varsayımlarını içermektedir: Sürekli olarak dengelenen piyasalar (denge fiyatlar), rasyonel beklentiler ve eksik bilgi.

Lucas'ın ve dolayısıyla yeni klâsik yaklaşımın önemli bir katkısı, eksik bilgi varsayımıyla rasyonel beklentiler hipotezini bir arada kullanmasıdır. Eksik bilgi varsayımı, mevcut tüm bilgiyi rasyonel bir şekilde kullanarak geleceğe yönelik beklentilerini oluşturan ekonomik birimlerin neden doğru kararlar alamadıkları sorusuna kabul edilebilir bir yanıt sağlamaktadır.

Bu analizdeki önemli bir unsur, üreticilerin sahip olduğu bilgi setinin yapısı ile ilgilidir. Buna göre, bir firma, kendi mallarına ilişkin cari fiyat hakkında bilgi sahibiyken, diğer piyasalara ilişkin genel fiyat seviyesi, ancak gecikmeli olarak bilinebilmektedir.

Lucas, bu bilgi eksikliğinin ve onun ekonomide neden olduğu sorunların (iş çevrimlerinin) kaynağı olarak, iki temel faktörü ön plâna çıkarmaktadır: 1)- İncelenen ekonomide değişimin (alım-satımın), birbirinden fiziksel olarak ayrı piyasalarda yer alması ve üreticilerin (traders), her dönemde piyasalar arasındaki dağılımının kısmen stokastik olması, söz konusu piyasalar arasındaki görelî (relative) fiyatlarda dalgalanmalara neden olmaktadır. 2)- Para miktarında meydana gelen stokastik değişiklikler ise, nominal fiyat düzeyinde dalgalanmalara neden olmaktadır (Lucas, 1972, s. 103).

Böylece, reel ve parasal dalgalanmaların mevcut durumuna ilişkin bilgi, sadece, her birimin tesadüfen yer aldığı piyasadaki fiyatlar vasıtasıyla ekonomik birimlere iletilmektedir. Yani her ekonomik birim, sadece kendi piyasasındaki fiyatlar hakkında bilgi sahibi olabilmektedir. Bu çerçevede, fiyatların bu bilgiyi sadece eksik bir şekilde taşıdıkları ve bu yüzden de, belirli bir fiyat hareketinin, görelî (relative) bir talep kaymasından mı, yoksa nominal (parasal) bir kaymadan mı kaynaklandığı hususu önem kazanmaktadır. Bilgi eksikliği ekonomik birimleri daha dikkatli davranmaya yöneltmekte, bu tedbirli davranış da, paranın yanlı olmasına (nonneutral) yol açmaktadır. Daha açık bir ifadeyle, üretim ve enflasyon arasında pozitif bir ilişkinin olduğu, kısa-dönemli Phillips eğrisine yol açmaktadır. Ancak, paranın uzun-dönem yansızlığı veya reel ve nominal büyüklüklerin birbirinden bağımsızlığına ilişkin klâsik sonuçlar geçerliliğini korumaktadır (Lucas, 1972, s.103).

Lucas, 1972 tarihli makalesinde oluşturduğu model ekonomisinde, herhangi bir dönemde ekonominin durumunu, üç değişken aracılığıyla tanımlamaktadır (m, x, θ): - Para transferi öncesindeki para arzı miktarı (m); para arza ilişkin transfer değişkeni (x) ve ekonomik birimlerin piyasalar arasında dağıtım değişkeni (θ). Ekonominin durumdan duruma hareketi ise, ekonomide bireylerin aldığı kararlardan bağımsız olup, $m' = mx$ eşitliği tarafından belirlenmektedir; burada m' , transfer sonrası para arzı miktarını göstermektedir.

Lucas'ın modelinde, ekonominin durumunu açıklayan değişkenlerden ikisi, para arza ilişkin transfer değişkeni ve ekonomik birimlerin piyasalar arasında dağıtım değişkeni (x ve θ), rastlantısal değişkenlerdir ve ekonomik birimler tarafından, görelî ve nominal fiyatlardan alınan sinyaller dışında, netlikle bilinmemektedir. Diğer taraftan, ekonominin zaman içindeki hareketi de ($m' = mx$), rastlantısal bir değişken tarafından (x) belirlenmekte ve dolayısıyla

transfer sonrası balanslar (m), (gelecek döneme kadar) genellikle bilinmemektedir (Lucas, 1972, s. 105-106).

Ekonominin durumunu açıklayan söz konusu üç değişkenden m (para transferi öncesindeki para arzı miktarı), herkes tarafından bilinen bir değişken olduğundan, denge fiyat düzeyi, geriye kalan iki rastlantısal değişken, daha doğrusu bunlar arasındaki oran (x / θ) tarafından belirlenmektedir. Bu oranın payında yer alan değişken (x), nominal fiyat dalgalanmalarını açıklarken, paydasında yer alan değişken (θ), görelî fiyat dalgalanmalarını açıklamaktadır. Bir başka deyişle, (x), parasal rahatsızlıklara karşılık gelirken, (θ), reel rahatsızlıklara karşılık gelmektedir.

Lucas'a göre, eğer ekonomiyi rahatsız eden faktör, sadece parasal bir faktör ise, cari fiyat, para arzındaki değişikliklerle orantılı bir şekilde değişir. Bu durumda, para kısa dönemde de yansızdır, klâsik anlamda, reel nakit balanslarının, istihdamın ve tüketimin denge düzeyi, öngörülemeyen parasal değişiklikler karşısında bile değişmeden kalır. Diğer taraftan, eğer ekonomiyi rahatsız eden faktörler sadece reel ise, para arzı sabit tutulmak şartıyla, rahatsızlıkların reel sonuçları olur.

Ancak burada genel durum, her iki değişkenin de dalgalandığı durumdur; bu durumda cari fiyat düzeyi, sadece bu iki değişkenin oranı (x / θ) hakkında ekonomik birimleri bilgilendirir. Ekonomik birimler, arz ettikleri mala yönelik talepteki reel ve parasal değişiklikler arasında kesin bir ayırım yapamazlar; fakat $f(x)$ ve $g(\theta)$ fonksiyonlarının bilinen dağılımları ve cari fiyat düzeyinin gösterdiği değere dayalı olarak çıkarsamalar yapmak zorundadırlar. Bu durumda, ekonomik birimlerin davranışları, yukarıda uç durumlar için tanımlanan stratejilerin bir karışımını yansıtır (Lucas, 1972, s. 111-114).

Bu çerçevede Lucas'ın ulaştığı nokta, parasal değişikliklerin reel etkiler yapmasının, sadece ekonomik birimlerin, reel ve parasal talep kaymaları arasında tam bir ayırım yapamamalarının bir sonucu olmasıdır. Böylece ekonomideki talep artışları, hem fiyatların, hem de istihdamın ve reel üretimin artmasına neden olmaktadır.

Lucas'ın ortaya koyduğu ekonomik tabloda, kısa-dönemli üretim-enflasyon değiş-tokuşunun kökeninde, söz konusu rastlantısal değişkenlerin neden olduğu eksik bilgi sorunsalı yatmaktadır. Bu sorunsalın sonucu olarak, ekonomideki üreticiler, genel fiyat düzeyindeki değişikliklerle görelî fiyatlardaki değişiklikleri birbirinden ayırt edememektedirler. Lucas bu durumu,

“sinyal elde etme” (signal extraction) sorunu şeklinde adlandırmaktadır. Böylece, genel fiyat düzeyindeki ve nominal toplam talepteki öngörülemez cari bir artış, üreticiler tarafından, kısmen kendi ürünlerine yönelik göreceli fiyattaki ve göreceli talepteki bir artış olarak algılanmakta ve üretimlerini geçici olarak artırmalarına neden olmaktadır.

Ancak Lucas’a göre, genel fiyat düzeyindeki ve nominal toplam talepteki değişkenlik arttıkça, bir üretici için doğru sinyali elde etmek daha da güçleşmekte ve bunun sonucunda, fiyatlardaki herhangi bir değişiklik karşısındaki arz yanıtı da giderek küçülmektedir. Bir başka ifadeyle, genel fiyat düzeyinin ve nominal toplam talebin değişkenliği arttıkça, fiyatlardaki değişiklik daha çok genel fiyatlara atfedilmekte ve kısa-dönemli üretim-enflasyon değiş-tokuşu da giderek zayıflamaktadır. Böylece Lucas, üretim-enflasyon değiş-tokuşu ile, enflasyon oranının ve nominal toplam talebin değişkenliği arasında tersine bir ilişki öngörmektedir.

İşte Lucas’ın bu öngörüsü, üretim-enflasyon değiş-tokuşu konusundaki yeni klâsik yaklaşımın özünü oluşturmakta olup, kendisinin 1973 tarihli çalışmasında olduğu gibi, bizim de bu makale kapsamında gerçekleştirdiğimiz ampirik çalışmanın konusunu oluşturmaktadır.

Çalışmamızın ilk bölümünde, Lucas’ın, yukarıda adı geçen çalışmasında yer alan toplam arz modeli ve bu model çerçevesinde, üretim-enflasyon değiş-tokuşu ile nominal toplam talebin değişkenliği arasındaki ilişkiyi, 1951-67 dönemi için, on sekiz ülke kapsamında test ettiği ampirik çalışması özetlenmektedir. İkinci bölümde, üretim-enflasyon değiş-tokuşu konusunda, Lucas’ın ve dolayısıyla yeni klâsik iktisadın, yukarıda özetlediğimiz tezi, 1980-2002 dönemi ve aralarında Türkiye’nin de bulunduğu on dokuz ülke kapsamında test edilmektedir. Üçüncü bölümde ise, aynı teze yönelik olarak, daha önce gerçekleştirilmiş olan diğer ampirik çalışmalara ilişkin ayrıntılı bir özet sunulmaktadır. Son bölümde sonuç ve değerlendirme yer almaktadır.

I. LUCAS’IN TOPLAM ARZ MODELİ VE ÜLKELER-ARASI KANITLAR

Robert E. Lucas’ın, “*Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs*” başlıklı makalesi (Lucas, 1973, s. 326-334), hem kendisinin toplam arz modelini, hem de reel üretim-enflasyon değiş-tokuşuna ilişkin yeni klâsik tezin ampirik testini içermesi açısından, yeni klâsik literatürün temel

taşlarından biridir ve bizim ampirik çalışmamızın da çıkış noktasını oluşturmaktadır.

Lucas'ın buradaki çıkış noktası "doğal oran" hipotezidir ve aslında bu çalışmasıyla söz konusu oranın varlığını test etmektedir; bir başka deyişle, zaman serilerinin işaret ettiği üretim-enflasyon ilişkisine, doğal oran hipotezi çerçevesinde bir açıklama getirmeye ve bunu ekonometrik anlamda kanıtlamaya çalışmaktadır.

Lucas'ın toplam arz fonksiyonu, yeni klâsik iktisada, gerçek hayatta gözlenen iş çevrimlerini açıklarken önemli bir dayanak oluşturmaktadır. Lucas, toplam arz fonksiyonu çerçevesinde, ekonomik kararları sadece *görelî* fiyatlara bağlı olan rasyonel birimleri, görelî ve genel fiyat hareketlerini birbirinden ayıramadıkları bir ekonomik ortama yerleştirmekte ve böylece, doğal üretim oranından sapmaları, bir başka deyişle, kısa-dönemli üretim-enflasyon değiş-tokuşunu (kısa-dönemli Phillips eğrisini), eksik bilgi varsayımıyla açıklayabilmektedir.

Lucas'ın toplam arz modeline göre (bu modeldeki tüm değişkenler log olarak ifade edilmektedir), her piyasada arz edilen miktar, tüm piyasalar için ortak olan normal bir kısım (y_{nt}), piyasadaki piyasaya değişen çevrimsel bir kısmın (y_{ct}) toplamından oluşmaktadır. Böylece z piyasasındaki arz şöyle formüle edilmektedir:

$$y_t(z) = y_{nt} + y_{ct}(z) \quad (1)$$

Bu formülde yer alan normal veya düzenli kısım, sermaye birikimini ve nüfus değişikliğini yansıtmakta olup, bir trend izlemektedir:

$$y_{nt} = \alpha + \beta t \quad (2)$$

Çevrimsel bölüm ise, söz konusu piyasadaki arz sahipleri tarafından algılanan *görelî* fiyatlar ve kendi gecikmeli değerine bağlı olarak değişmektedir:

$$y_{ct}(z) = \gamma [P_t(z) - E(P_t | I_t(z))] + \lambda y_{c,t-1}(z) \quad (3)$$

Yukarıdaki formülde, $P_t(z)$, z piyasasına ait, t dönemindeki gerçek fiyatı; $E(P_t | I_t(z))$, t döneminde z 'de mevcut bilgiye ($I_t(z)$) dayalı olarak beklenen genel fiyat düzeyini göstermektedir. Trendden sapmayı gösteren y_{ct} formülünden de anlaşılacağı gibi, z piyasasındaki gerçek görelî fiyatla, genel fiyat düzeyi hakkında z piyasasındaki beklenti arasındaki farka ve bir dönem önceki trendden sapmaya bağlı olmaktadır. Burada γ katsayısı, öngörülemeyen bir fiyat değişikliği karşısındaki arz yanıtını göstermektedir.

Gözlenemeyen P_t fiyatının tahminiyle ilgili olarak, z piyasasında t döneminde arz sahiplerinin sahip olduğu bilgi ($I_t(z)$), gözlenen fiyatı ($P_t(z)$) ve geçmiş verilerin ışığında bilinen ortalama $\overline{P_t}$ 'yi içermektedir:

$$E(P_t | I_t(z)) = E(P_t | P_t(z), \overline{P_t}) = (1 - \theta) P_t(z) + \theta \overline{P_t} \quad (4)$$

Burada, $\theta = \tau^2 / (\sigma^2 + \tau^2)$ olup, $\sigma^2 =$ genel fiyat düzeyine ilişkin varyansı ve $\tau^2 =$ genel fiyat düzeyi ortalaması etrafındaki piyasa-spesifik fiyata (görelî fiyata) ilişkin varyansı göstermektedir.

Yukarıdaki (1), (3) ve (4) no'lu eşitlikler birleştirildiğinde, z piyasasına ilişkin arz fonksiyonuna ulaşılmaktadır:

$$y_t(z) = y_{nt} + \theta \gamma [P_t(z) - \overline{P_t}] + \lambda y_{c,t-1}(z) \quad (5)$$

Formülün de gösterdiği gibi, z piyasasındaki üretimin, normal üretimden (veya doğal üretimden - y_{nt} -) sapması, genel ve görelî fiyatların varyanslarına (θ), z piyasasındaki fiyatın ortalama genelleşen fiyattan gösterdiği sapmaya ve z piyasasında bir dönem önceki çevrimsel üretime (trendden sapmaya) bağlıdır.

Tek bir piyasaya ilişkin bu arz fonksiyonu, tüm piyasalar için genelleştirildiğinde, toplam arz fonksiyonuna ulaşılmaktadır:

$$y_t = y_{nt} + \theta \gamma [P_t - \overline{P_t}] + \lambda [y_{t-1} - y_{n,t-1}] \quad (6)$$

Görüldüğü gibi, toplam arz fonksiyonunun eğimi, *görelî* fiyatlara (piyasa-spesifik fiyatlara) ilişkin varyansın toplam varyansa oranına ($\theta = \tau^2 / (\sigma^2 + \tau^2)$) bağlı olarak değişmektedir. τ^2 'nin nispeten küçük olduğu durumlarda, bireysel fiyat değişiklikleri, genel fiyat değişikliklerini yansıttığından, arz eğrisi hemen hemen dikey olmakta (yani, doğal üretim düzeyi geçerli olmakta); genel fiyatların istikrarlı olduğu (σ^2 'nin nispeten küçük olduğu) diğer uç durumda ise, bireysel fiyat değişiklikleri, *görelî* fiyat değişikliklerini yansıttığından, arz eğrisi, doğal düzeyinden sapma, yani trendden sapma göstermektedir.

Lucas, yukarıdaki toplam arz fonksiyonuna toplam talep fonksiyonunu ekleyerek modelini tamamlamaktadır. Yazar burada basitleştirici bir varsayımda bulunmakta ve toplam talep eğrisinin birim esnek olduğunu kabul etmektedir.

Bu durumda, nominal üretim düzeyini, mal piyasası açısından, “dışsal” bir değişken olarak almak mümkün olabilmekte ve nominal gelirin, reel üretim ve fiyat şeklinde bölünmesi tamamıyla toplam arz tarafına atfedilebilmektedir.

Lucas, talep fonksiyonunu şöyle formüle etmektedir:

$$x_t = y_t + P_t \quad (7)$$

Burada x_t , gözlenebilen nominal GSMH (log) olup, dışsal kayma değişkenini ifade etmektedir. Ayrıca, aşağıda göreceğimiz gibi, Lucas’ın ve dolayısıyla bizim ekonometrik çalışmamız açısından belirleyici bir bağımsız değişken niteliğindeki Δx_t , sözkonusu nominal GSMH’deki değişiklikleri göstermekte ve bir anlamda, öngörülemeyen, birbirinden bağımsız dışsal talep şoklarına (ortalaması δ ve varyansı σ_x^2 olan) karşılık gelmektedir.

Buradaki önemli bir varsayım, arz davranışının, gözlenemeyen cari fiyat düzeyinin (P_t) doğru dağılımına dayanması olduğundan, söz konusu doğru dağılımı belirlemek gerekmektedir. Rasyonel beklentiler hipotezi gereği (Muth, 1961, s. 315-335), ekonomik birimlerin, cari fiyat düzeyine ilişkin beklentilerini oluştururken, mevcut tüm bilgiyi optimal bir şekilde kullandıkları kabul edildiğinden ve söz konusu bilgi, doğal üretim oranını (y_{nt}), talep kaymalarını (x_t, x_{t-1}, \dots) ve geçmişe ait gerçekleşen reel üretimleri ($y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots$) içerdiğinden, fiyat (P_t) ve onun beklentisi olan ortalama fiyata ilişkin eşitlikleri aşağıdaki şekilde formüle etmek mümkündür:

$$P_t = \pi_0 + \pi_1 x_t + \pi_2 x_{t-1} + \pi_3 x_{t-2} + \dots + \eta_1 y_{t-1} + \eta_2 y_{t-2} + \dots + \xi_0 y_{nt} \quad (8)$$

$$\bar{P}_t = \bar{P}_0 + \pi_1(x_{t-1} + \delta) + \pi_2 x_{t-1} + \pi_3 x_{t-2} + \dots + \eta_1 y_{t-1} + \eta_2 y_{t-2} + \dots + \xi_0 y_{nt} \quad (9)$$

Görüldüğü gibi, P_t ’nin beklenen değerine karşılık gelen \bar{P}_t , x_t (cari talep düzeyi) *dışındaki* tüm bilgiye dayanmaktadır.

(6) ve (7) no’lu eşitlikler, yani arz ve talep, birbirine eşitlenip, (8) ve (9) no’lu eşitliklerin içeriği, P_t ve ortalama \bar{P}_t yerine konup gerekli çözümler yapıldığında, Lucas, kendisinin ve bizim ekonometrik çalışmamızın özünü oluşturan, aşağıdaki iki temel eşitliğe ulaşmaktadır:

$$y_{ct} = -\pi\delta + \pi\Delta x_t + \lambda y_{c,t-1} \quad (10)$$

$$\Delta P_t = -\beta + (1 - \pi)\Delta x_t + \pi\Delta x_{t-1} - \lambda\Delta y_{c,t-1} \quad (11)$$

(10) ve (11) no'lu eşitlikler, reel üretim (trendden yüzde sapma olarak) ve enflasyon oranının *denge değerlerini* vermektedir. Daha açık bir ifadeyle, x_t 'deki (nominal GSMH'daki) değişikliklere bağlı olarak kayan bir toplam talep eğrisi ile, beklentileri belirleyen değişkenler vasıtasıyla kayan bir toplam arz eğrisinin kesişme noktalarını vermektedir.

Eşitliklerin de gösterdiği gibi, enflasyon ile reel üretimin çevrimsel bölümüne ilişkin denge değerleri açısından belirleyici olan, nominal talepteki cari (Δx_t) ve geçmiş (Δx_{t-1}) değişikliklerdir. Nominal genişleme oranındaki (talep politikasındaki) bir değişikliğin (Δx_t), reel üretim üzerinde derhal ve geometrik bir şekilde azalan gecikmeli etkileri bulunmaktadır. Fiyatlar üzerindeki gecikmesiz (immediate) etkisi, 1-reel üretim etkisi ($1-\pi$) olup, etkinin geri kalanı izleyen dönemde gerçekleşmektedir.

Öngörülemeyen nominal toplam talep şokları, (Δx_t), π parametresinin gösterdiği büyüklükte üretim kaymalarına neden olmaktadır. Bu bağlamda, Lucas'ın ve yeni klâsik iktisadın tezi (öngörülemeyen talep şoklarının üretim üzerindeki söz konusu etkisi, arz sahiplerini "aldatma"ya bağlı olduğuna göre), nominal toplam talep şokunun varyansı (σ_x^2) küçüldükçe, π parametresinin büyüyeceğidir.

Bir başka deyişle, nominal gelirin değişkenliği arttıkça (σ_x^2 büyüdükçe), arz sahiplerini "aldatmak" güçleşmekte ve dolayısıyla onların, genel fiyat artışlarıyla görece fiyat artışlarını birbirine karıştırıp üretimi artırmaları (reel üretimin trendden sapması) pek olası görünmemektedir; yani π parametresi küçülmekte ve talep şokları etkisini daha çok fiyatlar üzerinde göstermektedir (çünkü $1-\pi$ parametresi büyümektedir). Oysa, σ_x^2 küçüldükçe, istikrarlı bir talep politikası alışkanlığında olan arz sahiplerini, beklenmeyen bir şokla kandırıp üretimi artırmaya yöneltmek daha kolay olmakta ve böylece π parametresi büyümektedir. Yani öngörülemeyen talep şoklarının esas etkisi, fiyatlardan ziyade reel üretim üzerinde olmaktadır.

Lucas'ın, yukarıda özetlediğimiz modelinde, π parametresi şöyle formüle edilmektedir:

$$\pi = \frac{\tau^2 \gamma}{(1 - \pi)^2 \sigma_x^2 + \tau^2 (1 + \gamma)} \quad (12)$$

τ^2 (görelî – piyasa-spesifik – fiyatların varyansı) ve γ (öngörülemeyen fiyat değışiklikleri karşısındaki arz yanıtını gösteren katsayı) büyüklüklerinin ülkeler arasında oldukça istikrarlı olduđu varsayımı altında, π parametresinin değeri, σ_x^2 'in büyüklüğüne, yani nominal gelirin değışkenliğine bağıdır. (12) no'lu eşitliğin de gösterdiği gibi, $\sigma_x^2 = 0$ olduğunda, π parametresi $\gamma / (1 + \gamma)$ maksimum değerini almakta; σ_x^2 sonsuza yaklaştığında ise, π değeri sıfıra doğru gitmektedir.

Bu eşitliklerin ve açıklamaların ışığında, Lucas'ın modelinin üç önemli önerme içerdiği söylenebilir (Froyen ve Waud, 1980, s. 411) : 1) - π ve σ_x^2 arasında negatif bir korelasyon vardır (12 no'lu eşitlik); 2)- σ_x^2 ile genel fiyat düzeyi varyansı (σ^2) ve dolayısıyla enflasyon oranı varyansı (σ_p^2) arasında pozitif bir korelasyon vardır (çünkü $\sigma^2 = \sigma_x^2 / (1 + \theta\gamma)^2$); 3)- yukarıdaki iki hipotezin doğal bir sonucu olarak da, π ve σ_p^2 arasında negatif bir korelasyon vardır.

Bu üç önermenin birbirine bağı olduğu veya daha doğru bir deyişle, birbirlerini destekledikleri açıktır. Çünkü Lucas'ın modeline göre, σ_x^2 'deki bir artışın, π değerini azaltmasının nedeni, genel fiyat düzeyi varyansını (σ^2) artırması ve böylece ekonomik birimlerin, kendi piyasalarında gözlenen fiyat değışikliğinin daha büyük bir bölümünü, genel bir fiyat rahatsızlığına atfetmeleri ve üretimlerini artırmaktan kaçınmalarıdır. Bu durumda, σ_x^2 ve σ^2 (dolayısıyla σ_p^2) büyüklüklerinin aynı yönde hareket etmeleri; π değerinin ise, onlarla ters yönde hareket etmesi, Lucas'ın modelinin doğal bir sonucudur.

Lucas, (10) ve (11) no'lu eşitlikleri, yani reel üretim ve enflasyon eşitliklerini, on sekiz ülkeye¹ ilişkin yıllık verileri kullanarak, en küçük kareler yöntemi ile, 1952-1967 dönemi için tahmin etmiştir. Çalışmasının esas amacı, O'nun ifadesiyle, "... belirli bir ülke içindeki üretim ve fiyat düzeyi hareketlerini "açıklamak" değil, fakat daha çok, üretim-enflasyon "değiş-tokuşu"na ilişkin koşulların, ülkeler arasında, doğal oran hipotezinin öngördüğü şekilde değışip değışmediğini görmektir"(Lucas, 1973, s. 330).

Bu amaçla, Lucas, (12) no'lu eşitliğin ifade ettiği teorik ilişki ve σ_x^2 ile π 'nin tahmin değerlerinden yararlanmaktadır. τ^2 ve γ büyüklüklerinin ülkeler arasında oldukça istikrarlı olduđu varsayımı altında, Lucas'ın eksik bilgi

¹ A.B.D. Arjantin, Avusturya, Batı Almanya, Belçika, Danimarka, Guatamela, Hollanda, Honduras, İngiltere, İrlanda, İsveç, İtalya, Kanada, Norveç, Paraguay, Porto Rico ve Venezuela.

teorisine göre, π parametresinin tahmin değerlerinin, σ_x^2 büyüdükçe küçülmesi gerekmektedir. Bu bağlamda, doğal oran hipotezinin testi, gözlenebilen bir varyans (σ_x^2) ile bir eğim parametresi (π) arasındaki ilişkiye dayandırılmaktadır.

Lucas'ın çalışmasının konusunu oluşturan on sekiz ülkede, esas olarak iki tür nominal gelir davranışı gözlenmektedir: nominal geliri oldukça değişken ve dolayısıyla σ_x^2 değeri diğer ülkelere göre oldukça yüksek olan Arjantin ve Paraguay ile, nominal geliri istikrarlı ve σ_x^2 değerleri birbirine nispeten yakın olan, geri kalan on altı ülke. Lucas'ın hesaplamalarına göre, yüksek enflasyonlu ülkelerdeki nominal talep varyansı, fiyat istikrarı olan ülkelere göre on kat daha yüksektir(Lucas, 1973, s. 331).

Diğer taraftan, Lucas'ın, on sekiz ülkeye ilişkin verilerden çıkardığı önemli bir sonuç, ortalama reel büyüme oranları ile ortalama enflasyon oranları arasında bir ilişki olmadığı yönündedir ve bu sonuç, değiş-tokuş konusundaki yeni-klâsik görüşle (doğal oran görüşü ile) tutarlı görünmektedir (Lucas, 1973, s. 330-331). Parasal kesimdeki *öngörülen* değişiklikler, reel değişkenleri etkilememektedir.

Lucas çalışmasında daha çok reel üretim eşitliğine (10 no'lu eşitlik) ilişkin tahmin sonuçlarını yansıtmaktadır. Bu sonuçlara göre, her ülke için ayrı ayrı tahmin edilen π değerleri (nominal gelirdeki öngörülemeyen bir değişiklik - Δx_t -, reel üretimdeki trendden sapma - y_{et} - arasındaki ilişkiyi gösteren katsayı ya da değiş-tokuş katsayısı), doğal oran hipotezi ile, kendisinin ifadesiyle, "çarpıcı" bir uyum içindedir.

İstikrarlı nominal gelire sahip on altı ülkede bu katsayı, 0.287 ile 0.910 arasında değişirken (söz konusu ülkelerin on ikisinde 0.50'nin üzerindedir); değişken gelire sahip iki ülkede (Arjantin ve Paraguay) ise, sırasıyla 0.011 ve 0.022 dir. Diğer taraftan, reel üretim ve özellikle enflasyon oranı eşitliğine ilişkin R^2 değerleri çok iyi değildir. Lucas, bu durumun, çoğu ülke için, önemli değişkenlerin modelin dışında bırakıldığını gösterdiğini yazmaktadır (Lucas, 1973, s. 331-332).

Lucas, nominal gelirdeki değişikliklerin etkisi açısından, söz konusu iki grup ülke arasındaki farklılığı daha açık bir şekilde ortaya koyabilmek için, A.B.D. ve Arjantin'e ilişkin tüm tahmin sonuçlarını vermektedir. A.B.D. için, reel üretim ve enflasyon eşitliklerinin tahmin sonuçları aşağıdaki gibidir :

$$y_{ct} = - 0.049 + 0.910 \Delta x_t + 0.887 y_{c,t-1} \quad R^2 = 0.945$$

$$\Delta P_t = - 0.028 + 0.119 \Delta x_t + 0.758 \Delta x_{t-1} - 0.637 \Delta y_{c,t-1} \quad R^2 = 0.571$$

Lucas'ın, Arjantin için ulaştığı sonuçlar ise şöyledir:

$$y_{ct} = - 0.006 + 0.011 \Delta x_t - 0.126 y_{c,t-1} \quad R^2 = 0.018$$

$$\Delta P_t = - 0.047 + 1.140 \Delta x_t - 0.083 \Delta x_{t-1} + 0.102 \Delta y_{c,t-1} \quad R^2 = 0.929$$

Lucas'ın ulaştığı bu sonuçlar, üretim-enflasyon değiş-tokuşu konusundaki yeni klâsik tezi destekler görünmektedir. A.B.D. gibi, nominal gelirin ve fiyatların istikrarlı olduğu bir ülkede, nominal geliri artıran politikalar, ilk etkisini büyük ölçüde reel üretim üzerinde gösterirken, enflasyon oranı üzerinde küçük bir pozitif ilk etki yapmaktadır. Arjantin gibi, değişken nominal gelire ve fiyatlara sahip bir ülkede ise, nominal gelir değişiklikleri, kendisine eşit büyüklükte ve eş zamanlı fiyat hareketlerine yol açarken, reel üretim üzerinde pek bir etki yapmamaktadır.

Lucas'a göre, bu sonuçlar, istikrarlı Phillips eğrilerinin varlığıyla tutarlı olmamakla birlikte; enflasyonun reel üretimi canlandırabilmesinin tek koşulunun, emek ve mal arzedenleri, *görelî* fiyatların kendi lehlerine hareket ettiği yönünde "aldatma"yı başarabilmesi olduğu görüşünü desteklemektedir (Lucas, 1973, s. 333). Bir başka deyişle, kendisinin eksik bilgi teorisini desteklemektedir.

Lucas, ekonometrik çalışmasında, yukarıda sözünü ettiğimiz üç ilişkiden, sadece π ve σ_x^2 arasındaki ilişki üzerinde yoğunlaşmıştır; biz de aşağıda açıklanan çalışmamızda, O'nu izleyerek, aynı ilişki üzerinde yoğunlaşacağız.

II. ÜRETİM-ENFLASYON DEĞİŞ-TOKUŞU KONUSUNDAKİ YENİ KLÂSİK TEZİN AMPİRİK OLARAK SINANMASI: ULUSLARARASI KANITLAR

ÖRNEK SEÇİMİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM :

Burada gerçekleştirdiğimiz ampirik çalışmada, Lucas'ın ekonomik modeline ve ülkelerarası ekonometrik testine dayalı olarak, daha önce açıkladığımız iki denklem (10 ve 11 no'lu denklemler), üretim ve fiyat denklemleri, her ülke için ayrı ayrı olmak üzere, en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmektedir. Söz konusu denklemler :

Üretim Denklemi : $y_{ct} = \alpha + \pi \Delta x_t + \lambda y_{c,t-1}$

Fiyat Denklemi : $\Delta P_t = \beta + (1 - \pi) \Delta x_t + \pi \Delta x_{t-1} - \lambda \Delta y_{c,t-1}$

Yukarıdaki denklemlerde,

y_{ct} = üretimdeki doğal orandan sapmayı veya başka bir deyişle, üretimin çevrimsel bölümünü,

Δx_t = nominal gelirdeki değişikliği, veya bir başka deyişle, öngörülemeyen talep dalgalanmalarını,

ΔP_t = enflasyon oranını,

Δx_{t-1} ve $y_{c,t-1}$ = ilk iki değişkenin gecikmeli değerlerini ve

$\Delta y_{c,t-1}$ = üretimdeki trendden sapmanın gösterdiği değişimi (bir gecikmeli olarak) ifade etmektedir.

Burada esas olarak test edilen ilişki, yukarıdaki (12) no'lu denklemin ifade ettiği teorik ilişki, yani π parametresi ile σ_x^2 arasındaki ilişkidir. π parametresi, öngörülemeyen talep kaymalarının (Δx_t) üretim üzerindeki etkisini göstermektedir. Lucas'ın tezine göre, bu etki, arz sahiplerini "aldatma" ya (fooling) bağlı olduğuna göre, talep kaymalarının varyansı (σ_x^2) küçüldükçe, teorik olarak sıfır ve bir arasında değerler alması gereken π parametresinin büyümesi ve bire yaklaşması beklenmektedir. Diğer taraftan, π parametresi büyüdükçe, söz konusu talep kaymalarının enflasyon oranı üzerindeki etkisini gösteren $1-\pi$ parametresinin de küçülmesi ve sıfıra yaklaşması gerekmektedir².

Doğal oran hipotezinden sapmalar ve üretim-enflasyon değiş-tokuşu, nominal geliri istikrarlı olan ve böylece, öngörülemeyen talep kaymalarıyla arz sahiplerini aldatmanın olası olduğu ülkelerde mümkün görünmektedir.

Amacımız, π parametresinin aldığı değerler açısından, nominal geliri istikrarlı olan ülkelerle, olmayan ülkeler arasında bir karşılaştırma yapmak ve istikrarlı olan ülkelerde söz konusu parametrenin yüksek, istikrarsız olanlarda ise nispeten düşük olup olmadığını, yani toplam arz hipotezini test etmektir.

² σ_x^2 küçüldükçe, yani nominal gelir istikrarlı bir seyir izledikçe, genel fiyat düzeyi varyansı (σ^2) da küçüleceğinden, öngörülemeyen talep şoklarıyla arz sahiplerini aldatmak daha kolay olmakta, talep kaymalarının (Δx_t) üretim üzerindeki etkisi artmakta ve böylece üretimde doğal orandan sapmalar meydana gelmektedir; buna karşılık enflasyon oranı üzerindeki gecikmesiz etkisi azalmaktadır. Bunun tersi durumda, yani nominal gelirin istikrarsız ve σ_x^2 değerinin büyük olduğu durumlarda ise, genel fiyat düzeyi varyansı (σ^2) da büyük olduğundan, insanları beklenmeyen politikalarla aldatmak güçleşmekte, talep kaymalarının (Δx_t) üretim üzerindeki etkisi düşüp, sıfıra yaklaşmakta ve böylece üretimde doğal orandan sapmalar meydana gelmemekte; buna karşılık enflasyon oranı üzerindeki gecikmesiz etkisi artmaktadır. Dolayısıyla, bu ikinci durumda, doğal oran hipotezi geçerliliğini korumaktadır.

Bu çalışmada, Lucas'ın çalışmasından farklı olarak, talep politikalarının değişkenliğine bağlı olarak üretim-enflasyon değiş-tokuşunun gösterdiği nitelik, hem ülkeler arasında karşılaştırmalı olarak, hem de aynı ülke için farklı dönemler açısından (zamanlar-arası) test edilmektedir.

Bunun için, Türkiye'nin de aralarında bulunduğu on dokuz ülke (on beş Avrupa Birliği ülkesi, Arjantin, Meksika, A.B.D. ve Türkiye) belirlenmiştir. Bu ülkelerin seçiminin gerisindeki düşünce, ekonomisi istikrarlı olan ülkeler (Avrupa Birliği ülkeleri ve A.B.D.) ile istikrarsız olan ülkeleri (Arjantin, Meksika ve Türkiye) bir araya getirmektir; böylece, bu ülkeler arasında, talep dalgalanmaları karşısında üretim ile fiyat düzeyi davranışının gösterdiği farklılıkların ortaya konması amaçlanmaktadır. İstikrarsız ülkeler grubuna, Arjantin, Meksika ve Türkiye dışındaki ülkeler de dahil edilmek istenmiş, ancak bu gruptaki ülkeler için genellikle düzenli GSMH serilerinin elde edilememesi nedeniyle gerçekleştirilememiştir.

Bu çalışma için gerekli olan veriler, yıllık reel ve nominal GSMH ile fiyat istatistikleridir. Bu verileri elde ettiğimiz kaynaklar, Türkiye dışındaki ülkeler için, International Monetary Fund (IMF)'un, *International Financial Statistics Yearbook* başlıklı yıllık istatistikleri; Türkiye için ise, T.C. Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü'nün yayınladığı istatistiklerdir.

Araştırma için 1980-2002 dönemi esas alınmakla birlikte, gerek üretim ve fiyat denklemlerinde nominal gelir ve fiyat değişkenlerinin birinci derece farklarının kullanılması ve gerekse durağanlık testleri sonucunda alınan farklar nedeniyle, her ülke için farklı olmak üzere, gözlem sayısı düşmüştür ve bu sayılar aşağıdaki tablolarda yer almaktadır. Diğer taraftan, Arjantin ve Lüksemburg için, verilerin düzensizliği ve yetersizliği nedeniyle, sırasıyla 1985-1991 ve 1969-1991 dönemleri esas alınmıştır.

Aynı ülkenin, nominal gelirdeki beklenmeyen gelişmeler karşısında, zaman içinde gösterdiği değişiklikleri inceleyebilmek için ise, 1980-2002 dönemi, 1980-1990 ve 1991-2002 olarak iki eşit alt-döneme ayrılarak, yine her ülke için üretim ve fiyat denklemleri ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Yukarıda da belirttiğimiz gibi, verilerin yetersizliği nedeniyle, Arjantin için böyle bir işlem uygulanamamış, Lüksemburg için ise, söz konusu 1969-1991 dönemi, 1969-1979 ve 1980-1991 olarak iki alt-döneme indirgenebilmiştir.

Her ülkeye ilişkin yıllık nominal GSMH (X_t) serileri ilgili kaynaklardan derlenip, reel GSMH (Y_t) serileri ise, sözkonusu nominal GSMH rakamları,

yine aynı kaynaklardan derlenen, GSYİH deflatörü rakamlarıyla bölünerek hesaplanmıştır. Sadece, Meksika ve Portekiz için, GSMH rakamları bulunamadığından, onun yerine GSYİH rakamları kullanılmıştır. Reel GSMH'yı hesaplamak için kullandığımız GSYİH deflatörü için temel yıl genellikle 1995 olup (1995=100), sadece Lüksemburg için 1990 yılı esas alınmıştır (1990=100)³.

Böylece elde edilen nominal ve reel gelir serilerinin logaritmaları alınmış ve ilgili üretim ve fiyat eşitliklerinde bu logaritmik değerler (x_t ve y_t) kullanılmıştır. Fiyat düzeyi için ise, Lucas'ı izleyerek, $P_t = x_t - y_t$ formülü kullanılmış ve böylece her ülke için, ilgili döneme ilişkin fiyat düzeyi verileri (log olarak) elde edilmiştir.

Üretim denkleminin bağımlı değişkeni olan y_{ct} , $y_{nt} = a + bt$ trend denkleminin, incelenen dönem için en küçük kareler yöntemiyle hesaplanan hata terimleri (residuals = $y_t - y_{nt}$) olup, üretimdeki trendden sapmayı göstermektedir. y_{nt} , düzenli bir trend izleyen, sermaye birikimini ve nüfustaki değişikliği yansıtan, doğal üretim düzeyine karşılık gelmekte; y_{ct} ise, bu doğal orandan sapmayı ifade etmektedir. Söz konusu bu trend denklemi, her ülke için ayrı ayrı olmak üzere, en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilerek, y_{ct} değerleri hesaplanmıştır.

Bu şekilde belirlenen, y_{ct} , Δx_t , ΔP_t ve Δy_{ct} zaman serilerine durağanlık testlerinin uygulanması amacıyla, hem Korelogram ve grafik sonuçlarına bakılmış, hem de birim kök (Unit Root) testi uygulanmıştır. Birim kök testi olarak, Geliştirilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) testinden yararlanılmıştır. Söz konusu test sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır (Tablo 1).

³ Türkiye için, gerek nominal gerekse reel GSMH (1987=100 olmak üzere) serileri, deflatör kullanmaya gerek kalmaksızın, D.İ.E. istatistiklerinden derlenmiştir.

Tablo 1. Ülkelere Göre Durağanlık Testleri Sonuçları

ÜLKELER	1980-2002 DÖNEMİ				1980-1990 ALT-DÖNEMİ				1991-2002 ALT-DÖNEMİ			
	y_{ct}	Δx_t	Δp_t	Δy_{ct}	y_{ct}	Δx_t	Δp_t	Δy_{ct}	y_{ct}	Δx_t	Δp_t	Δy_{ct}
A.B.D.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	DURA.	DURA.	DURA.	DURA.	II.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.
ARJANTİN	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
ALMANYA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	DURA.	I.DER.	DURA.
AVUSTURYA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.
BELÇİKA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	II.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.
DANİMARKA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.
FİNLANDIYA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	II.DER.	I.DER.	II.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.
FRANSA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.
HOLLANDA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	DURA.	DURA.	II.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.
İNGİLTERE	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	II.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.
İRLANDA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	II.DER.	II.DER.	II.DER.	I.DER.	II.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.
İSPANYA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	II.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.
İSVEÇ	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	DURA.	I.DER.	I.DER.	DURA.
İTALYA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	II.DER.	DURA.	DURA.	I.DER.	I.DER.	DURA.
LÜKSEMBURG	DURA.	DURA.	I.DER.	II.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.
MEKSİKA	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.
PORTEKİZ	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	II.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.
TÜRKİYE	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.
YUNANİSTAN	I.DER.	I.DER.	I.DER.	DURA.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.	I.DER.

Her dönem ve her dönem içinde her bir ülke için ayrı ayrı yapılan bu durağanlık testleri ve tespitler sonucunda, durağan olmayan seriler, yine her dönem ve her ülke için ayrı ayrı olmak üzere, birinci farkları veya gerekiyorsa ikinci farkları alınarak durağan hale getirilmiştir.

Diğer taraftan, üretim denklemini oluşturan y_{ct} ve Δx_t serilerinin aynı dereceden entegre olmasından yola çıkılarak, 1980-2002 dönemi için, Almanya, İrlanda ve Yunanistan; 1980-1990 alt-dönemi için, Almanya, Avusturya, Danimarka, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İtalya, Lüksemburg, Meksika ve Yunanistan; 1991-2002 alt-dönemi için ise, Fransa, İngiltere, Türkiye ve Yunanistan'a ait üretim denklemlerinde, *Eş-Bütünleme (Cointegration)* kuralı uygulanmıştır. Aynı şekilde, fiyat denklemini oluşturan Δp_t , Δx_t ve Δy_{ct} serilerinin aynı dereceden entegre olmasından yola çıkılarak, 1980-1990 alt-dönemi için, Almanya ve Portekiz ve 1991-2002 alt-dönemi için ise, sadece Fransa'ya ait fiyat denklemlerinde, *Eş-Bütünleme (Cointegration)* kuralı uygulanmıştır.

Bu kural gereği, söz konusu ülkeler için, üretim ve/veya fiyat denklemlerini oluşturan ve aynı dereceden entegre olan değişkenlere tekrar herhangi bir fark alma işlemi uygulanmamış ve en küçük kareler yöntemiyle hesaplanan denklemlerin hata terimlerinin durağan olup olmadığı kontrol edilmiştir. Yukarıda belirtilen tüm ülkeler bu kurala uygun sonuçlar verdiklerinden, ilgili denklemler için *Eş-Bütünleme (Cointegration)* kuralı uygulanabilmiştir.

TEST SONUÇLARI:

Yukarıda özetlediğimiz durağanlık testleri ve bu testlerin sonuçlarına göre yapılan düzeltmelerden sonra, 1980-2002 dönemi ile 1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemleri için, her ülke için ayrı ayrı olmak üzere, üretim ve fiyat denklemlerinin En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle tahminine geçilmiştir. Bu tahmin sonuçları aşağıdaki tablolarda özetlenmektedir.

Ancak bu tablolara geçmeden önce, bu çalışmanın konusunu oluşturan on dokuz ülkeye ilişkin tanımlayıcı istatistikler, her dönem için ayrı ayrı olmak üzere, Tablo 2, 2A ve 2B'de yer almaktadır. Bu istatistikler, söz konusu ülkelerin, nominal gelir (x), reel gelir (y), reel gelirin çevrimsel bölümü (y_{ct}) ve fiyat (P) serilerinden yararlanarak hesaplanmıştır. Bu tablonun oluşturulmasındaki temel amaç, çalışmamızın ana hipotezinin önemli bir parçasını oluşturan, nominal gelir davranışının (yani σ_x^2 değerinin) ülkeler arasında gösterdiği farklılıkları göz önüne sermektir.

Bu tablolarda ayrıca, on dokuz ülkeye ilişkin, ortalama reel büyüme oranları (Δy_t) ve ortalama enflasyon oranları (ΔP_t) yer almaktadır. Lucas'ın bulgularına da paralel şekilde, söz konusu ortalama oranlar arasında çarpıcı bir paralellik gözlenmemektedir ve bu durum, üretim-enflasyon değiş-tokuşu hakkındaki hem geleneksel hem de doğal oran görüşleriyle tutarlıdır.

1980-2002 dönemi ile 1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemlerine ait tablolar incelendiğinde; her üç tabloda da iki tür nominal gelir davranışı (Var Δx_t) gözlenmektedir: 1980-2002 dönemi için, bir tarafta, Arjantin (1985-1991), Lüksemburg (1969-1991), Meksika, Portekiz, Türkiye ve Yunanistan'ı içeren nominal geliri değişken olan ülkeler (σ_x^2 değeri yüksek olan ülkeler) grubu ile, diğer tarafta, nominal geliri istikrarlı olan, değişken olmayan, geri kalan on üç ülkeden (σ_x^2 değeri düşük olan ülkeler) oluşan grup yer almaktadır* (Tablo 2). Bu iki grup arasındaki farklılık gerçekten çarpıcıdır: geliri değişken olan ülkelerle (özellikle, Arjantin, Meksika ve Türkiye ile), istikrarlı olan ülkeler arasında, varyans değeri açısından çok büyük bir farklılık vardır.

Ayrıca, Tablo'da da görüldüğü gibi, Lucas'ın tezini doğrular bir şekilde, nominal gelir davranışı istikrarlı olmayan ülkelerde, fiyatlar da genellikle istikrarlı değildir (Var ΔP_t). Ancak, nominal gelir davranışı ile, reel gelirdeki çevrimsel dalgalanmalar (Var y_{ct}) arasında düzenli bir ilişki gözlenmemektedir.

* Aslında, Portekiz ve Yunanistan, enflasyon ve talep değişkenliği açısından daha ılımlı ülkeler olarak bu iki grup ülke arasında yer almaktadır.

1980-1990 alt dönemi için de, veri yetersizliği nedeniyle dahil edemediğimiz Arjantin dışında, bu iki grup ülke varlığını korumaktadır. Ancak, nominal geliri değişken olan grupta yer alan ülkelerin, özellikle Portekiz ve Yunanistan'ın, (Var Δx_t) ve (Var ΔP_t) değerlerinde önemli düşüşler gözlenmektedir (Tablo 2A).

1991-2002 alt-döneminde de bu eğilim hızlanarak devam etmekte ve Portekiz ile Yunanistan, özellikle Portekiz, nominal geliri değişken olan grubun dışına çıkarak, geliri istikrarlı olan gruba dahil olmaktadır. Bu gelişmede şüphesiz söz konusu iki ülkenin Avrupa Birliği'ne dahil olmaları ve bunun ekonomilerine yaptığı olumlu katkılar çok etkili olmuştur. Bu dönemde, Meksika'nın da (Var Δx_t) ve (Var ΔP_t) değerlerinde önemli düşüşler gözlenmekte; oysa Türkiye'nin nominal gelirin değişkenliği (Var Δx_t) artmaktadır. Ancak bu alt dönemde de söz konusu iki ülke grubunun varlığından söz edebiliriz: Bir tarafta, Türkiye ile, nominal gelir istikrarlılığı açısından daha ılımlı ülkeler olan Lüksemburg ve Meksika; diğer tarafta ise, nominal geliri istikrarlı olan on beş ülke (Tablo 2B).

Tablo 2. Seçilmiş Ülkelere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler, 1980-2002

İSTIKRARLI ÜLKELER	ORTALAMA Δy_t	ORTALAMA ΔP_t	VARYANS y_{st}	VARYANS ΔP_t	VARYANS Δx_t
A.B.D.	0,013	0,013	0,00008	0,00006	0,00008
ALMANYA	0,010	0,011	0,00033	0,00005	0,00025
AVUSTURYA	0,009	0,012	0,00006	0,00005	0,00004
BELÇİKA	0,009	0,013	0,00005	0,00006	0,00005
DANIMARKA	0,008	0,017	0,00011	0,00015	0,00012
FINLANDIYA	0,011	0,018	0,00078	0,00017	0,00044
FRANSA	0,009	0,016	0,00007	0,00018	0,00017
HOLLANDA	0,011	0,009	0,00022	0,00007	0,00007
İNGİLTERE	0,011	0,019	0,00010	0,00010	0,00007
İRLANDA	0,020	0,023	0,00130	0,00027	0,00023
İSPANYA	0,012	0,028	0,00015	0,00020	0,00020
İSVEÇ	0,009	0,020	0,00023	0,00022	0,00025
İTALYA	0,008	0,028	0,00006	0,00037	0,00035
İSTIKRARSIZ ÜLKELER					
ARJANTİN	0,013	0,282	0,00079	0,23444	0,22721
LÜKSEMBURG	0,014	0,029	0,00061	0,00079	0,00069
MEKSİKA	0,010	0,132	0,00036	0,00979	0,00878
PORTEKİZ	0,012	0,048	0,00019	0,00119	0,00114
TÜRKİYE	0,016	0,198	0,00064	0,00303	0,00304
YUNANİSTAN	0,009	0,057	0,00018	0,00107	0,00102

Tablo 2A. Seçilmiş Ülkelere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler, 1980-1990

İSTIKRARLI ÜLKELER	ORTALAMA Δy_t	ORTALAMA ΔP_t	VARYANS y_{et}	VARYANS ΔP_t	VARYANS Δx_t
A.B.D.	0,013	0,018	0,00007	0,00007	0,00009
ALMANYA	0,010	0,012	0,00010	0,00002	0,00005
AVUSTURYA	0,009	0,015	0,00008	0,00004	0,00003
BELÇİKA	0,009	0,018	0,00009	0,00006	0,00003
DANİMARKA	0,006	0,026	0,00007	0,00016	0,00015
FINLANDIYA	0,013	0,030	0,00003	0,00008	0,00012
FRANSA	0,010	0,026	0,00007	0,00020	0,00012
HOLLANDA	0,009	0,009	0,00010	0,00009	0,00006
İNGİLTERE	0,011	0,027	0,00006	0,00008	0,00003
İRLANDA	0,013	0,032	0,00027	0,00042	0,00029
İSPANYA	0,013	0,039	0,00019	0,00015	0,00003
İSVEÇ	0,008	0,034	0,00004	0,00008	0,00008
İTALYA	0,009	0,044	0,00006	0,00033	0,00018
İSTIKRARSIZ ÜLKELER					
LÜKSEMBURG	0,019	0,028	0,00009	0,00060	0,00101
MEKSİKA	0,008	0,211	0,00015	0,00868	0,00719
PORTEKİZ	0,012	0,078	0,00023	0,00082	0,00067
TÜRKİYE	0,022	0,165	0,00007	0,00245	0,00218
YUNANİSTAN	0,005	0,082	0,00009	0,00064	0,00092

Tablo 2B. Seçilmiş Ülkelere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler, 1991-2002

İSTIKRARLI ÜLKELER	ORTALAMA Δy_t	ORTALAMA ΔP_t	VARYANS y_{et}	VARYANS ΔP_t	VARYANS Δx_t
A.B.D.	0,013	0,008	0,00003	0,00000	0,00002
ALMANYA	0,006	0,007	0,00002	0,00004	0,00004
AVUSTURYA	0,008	0,009	0,00002	0,00003	0,00003
BELÇİKA	0,009	0,008	0,00002	0,00002	0,00003
DANİMARKA	0,011	0,008	0,00002	0,00001	0,00003
FINLANDIYA	0,013	0,008	0,00028	0,00003	0,00029
FRANSA	0,001	0,001	0,00006	0,00001	0,00001
HOLLANDA	0,013	0,009	0,00014	0,00007	0,00009
İNGİLTERE	0,012	0,012	0,00001	0,00001	0,00002
İRLANDA	0,028	0,017	0,00020	0,00003	0,00016
İSPANYA	0,011	0,018	0,00010	0,00007	0,00011
İSVEÇ	0,011	0,007	0,00010	0,00001	0,00015
İTALYA	0,007	0,014	0,00002	0,00003	0,00004
PORTEKİZ	0,012	0,021	0,00014	0,00009	0,00011
YUNANİSTAN	0,011	0,032	0,00010	0,00033	0,00019
İSTIKRARSIZ ÜLKELER					
LÜKSEMBURG	0,010	0,029	0,00100	0,00111	0,00051
MEKSİKA	0,012	0,065	0,00019	0,00129	0,00118
TÜRKİYE	0,012	0,227	0,00061	0,00216	0,00298

Tablo 3, 3A ve 3B ile Tablo 4, 4A ve 4B, üretim ile fiyat denklemlerinden, en küçük kareler yöntemiyle elde edilen sonuçları, sırasıyla, 1980-2002 dönemi ile, 1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemleri için özetlemektedir.

Tablo 3, 3A ve 3B'de yansıtılan üretim denkleminde elde edilen sonuçlar, özellikle, öngörülemez talep dalgalanmalarıyla (Δx_t), üretimdeki trendden sapmalar (y_{ct}) arasındaki gecikmesiz ilişkiyi gösteren π parametresinin tahmin edilen değerleri açısından önem taşımaktadır. Lucas ve bu konudaki, aşağıda özetleyeceğimiz, benzer çalışmaların bulgularına paralel şekilde, teorik olarak sıfır ve bir arasında değerler alması beklenen söz konusu parametrenin, genellikle bu sınırlamaya uyduğu söylenebilir.

1980-2002 dönemi için, çalışmaya konu olan on dokuz ülkenin on altısında, π parametresinin tahmin değerleri, teorik beklentilere uygun olarak, pozitifdir; bu on altı ülkenin altısı %1 düzeyinde, üçü %5 düzeyinde ve yine üçü %10 düzeyinde anlamlı π değerlerine sahiptir. Negatif π tahmin değerine sahip üç ülkenin (Arjantin, Meksika ve Portekiz) sadece bir tanesinde (Arjantin), söz konusu değer %5 düzeyinde anlamlıdır (Tablo 3).

Nominal gelir ve dolayısıyla fiyat davranışı istikrarlı olan on üç ülkede, aslında ülkelerin büyük çoğunluğunun (on ülkenin) anlamlı t değerlerine sahip olmasına karşın, π parametresinin aldığı değerler, en düşük 0.067 (İspanya) ile en yüksek 0.663 (Finlandiya) arasında değişmektedir. Bu ülkelerin sadece dördünde (Almanya, Avusturya, Finlandiya ve İrlanda), π parametresinin tahmin değeri 0.50'nin üzerindedir (Tablo 3).

1980-1990 alt döneminde, on sekiz ülkenin (alt-dönemlerde, veri yetersizliği nedeniyle Arjantin test edilememiştir) on birinde pozitif π tahmin değeri söz konusudur; bu ülkelerin de, üçünde %1 düzeyinde, ikisinde %5 düzeyinde ve yine ikisinde %10 düzeyinde anlamlı π değerleri elde edilebilmiştir. Negatif π değeri veren ülkelerden (Danimarka, Fransa, İspanya, İtalya, Meksika, Portekiz ve Türkiye) sadece Portekiz (%1 anlamlılık düzeyinde) ile Danimarka ve Meksika (%5 anlamlılık düzeyinde) anlamlı t değerleri vermektedir (Tablo 3A).

Nominal geliri istikrarlı olan on üç ülkeden altısının anlamlı t değerlerine sahip olduğu 1980-1990 alt döneminde, π parametresi, en düşük -0.276 (İspanya) ile en yüksek 0.888 (Almanya) arasında değişmekte ve beş ülkede (Almanya, Avusturya, Belçika, Hollanda ve İrlanda) 0.50'nin üzerinde bulunmaktadır. En yüksek π değeri veren bu beş ülkenin dördü (Avusturya hariç) anlamlı t değerlerine sahiptir (Tablo 3A).

1991-2002 alt döneminde, on sekiz ülkenin on dördünde pozitif π değerleri söz konusuyken, bunlardan üçü %1, ikisi %5 ve üçü de %10 düzeyinde anlamlı t değerlerine sahiptir. Negatif π tahmin değeri veren dört ülkeden (İsveç, Lüksemburg, Meksika ve Yunanistan,) Lüksemburg ve Meksika %1 düzeyinde, İsveç ise %10 düzeyinde anlamlı t değerleri vermektedir (Tablo 3B).

Bu alt-dönemde, istikrarlı grupta yer alan bu defa on beş ülke (nominal geliri istikrarlı hale gelen Portekiz ve Yunanistan ile birlikte) için elde edilen π değerleri, en düşük -0.237 (İsveç) ile en yüksek 0.961 (İrlanda) arasında değişmektedir. Söz konusu ülkelerin sadece altısında (Avusturya, Danimarka, Fransa, İngiltere, İrlanda ve Portekiz!) bu değer 0.50'nin üzerindedir. On beş ülkenin dokuzunun anlamlı t değerlerine sahip olduğu bu alt dönemde, π parametresi 0.50'nin üzerinde olan altı ülkenin, İngiltere dışındaki, beşinde t değerleri yüksektir (Tablo 3B).

Böylece, nominal geliri istikrarlı olan ülkeler için, üretim denkleminin tahmininden elde edilen π parametrelerinin (öngörülemeyen nominal gelir değişikliklerinin, üretimin çevrimsel kısmı üzerinde yaptığı etki açısından), genel olarak Lucas'ın doğal oran hipotezini desteklemekle birlikte, beklenildiği ölçüde yüksek değerler almadığı sonucu ortaya çıkmaktadır. Diğer taraftan, her üç tabloda da, negatif π değerine sahip ülkelerin çoğunlukla nominal geliri istikrarsız grupta yer alması da, çalışmamızın temel hipotezini destekler niteliktedir.

1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemleri, gözlem sayısının yetersizliği nedeniyle, gerek t istatistikleri, gerek R^2 ve F değerleri açısından tatmin edici sonuçlar vermemektedir. Ancak, özellikle istikrarsız gruptaki ülkelerin zamanlar arasında gösterdiği yapısal değişiklikleri göz önünde bulundurmak ve doğal oran hipotezini bu bağlamda da değerlendirmek açısından, zamanlar arası bir incelemenin yararlı olduğu kanısındayız.

Nominal geliri istikrarlı olan ülkeler için tahmin edilen üretim denklemlerinin, belirli bir açıklayıcılık gücüne sahip olduğu söylenebilir: 1980-2002 dönemi ile, 1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemlerinin tahmin sonuçlarına göre, söz konusu ülkelere ilişkin R^2 ve F değerleri incelendiğinde, bu çıkarsamayı yapmak mümkün olmaktadır (Tablo 3, 3A ve 3B).

Nominal geliri değişken olan ülkelerin (Arjantin, Lüksemburg, Meksika, Portekiz, Türkiye ve Yunanistan) üretim denklemlerinin tahmininden elde edilen sonuçlar ise, Lucas'ın tezine paralel bir şekilde, bu ülkelerde, öngörülemeyen nominal gelir değişikliklerinin, üretimin çevrimsel kısmı

üzerinde hemen hemen hiç bir etki yapmadığını göstermektedir. İlgili π parametresinin değeri, 1980-2002 döneminde, (1985-1991 döneminin esas alındığı) Arjantin için -0.046, Meksika için -0.073, Portekiz için -0.008, Türkiye için 0.142, Yunanistan için 0.001 ve (1969-1991 döneminin esas alındığı) Lüksemburg için ise 0.415'tir. Bu ülkelerden sadece Arjantin, Lüksemburg ve Türkiye anlamlı t değerlerine sahiptir (Tablo 3). Görüldüğü gibi, Lüksemburg dışında, yukarıdaki değerler Lucas'ın doğal oran hipotezini destekler niteliktedir.

1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemlerinde de paralel sonuçlar elde edilmiştir (Tablo 3A ve 3B). Burada en dikkat çekici husus, 1991-2002 alt-döneminde Portekiz'in değerinde ortaya çıkan çarpıcı değişikliktir. Söz konusu dönemde, Portekiz ve Yunanistan'ın, geliri istikrarlı olan ülkeler grubuna dahil olmaları ile birlikte, bu ülkelerden özellikle Portekiz'de, Lucas'ın tezine uygun şekilde, nominal gelirdeki beklenmeyen değişiklikler artık reel üretimi etkilemeye başlamış ve bu nedenle, söz konusu etkiyi ifade eden π parametresinin aldığı değer büyük ölçüde yükselmiştir (Tablo 3B).

Nominal geliri değişken olan grupta yer alan ülkelerin üretim denklemlerinden elde edilen R^2 ve F değerleri incelendiğinde, her üç dönemde de, ülkelerin, bir iki istisna dışında yüksek değerler verdiği görülmektedir (Tablo 3, 3A ve 3B).

Diğer taraftan, üretim denkleminin diğer bağımsız değişkenine ($y_{c,t-1}$) ilişkin tahmin sonuçları, üretimdeki doğal orandan sapmaların bir gecikmeli değerinin (λ katsayısı), üretimdeki cari sapmaları açıklamak açısından, sadece bazı ülkeler için önemli ve anlamlı bir değişken olduğunu göstermektedir⁴.

Sonuç olarak, Tablo 3, 3A ve 3B'de görülen tahmin sonuçları, Lucas'ın doğal oran hipotezini önemli ölçüde desteklemektedir. Nominal geliri istikrarlı olan ülkelerde, öngörülemez talep dalgalanmalarının üretimi genellikle etkilediğini; buna karşılık, nominal geliri değişken olan ülkelerde böyle bir etkinin görülmediğini söyleyebilmekteyiz. Böylece, yüksek enflasyonlu ülkelerde, beklenmedik talep şoklarıyla, ekonomik birimleri "aldatmak" ve böylece onları üretimi artırmaya yöneltmek pek olası görünmemekte; fiyat istikrarı olan ülkelerde ise, böyle bir olanağın olduğuna ilişkin bir izlenim edinilmektedir. Ancak, istikrarlı olan ülkeler açısından, söz konusu etkinin boyutları, ülkeler arasında çok dalgalı bir seyir izlemektedir.

⁴ Örneğin; 1980-2002 döneminde, $y_{c,t-1}$ değişkenine ilişkin t değerleri, on dokuz ülkenin altı tanesinde %1, üç tanesinde de %10 düzeyinde anlamlıdır (Tablo 3).

Tablo 3. Üretim Denkleminde Elde Edilen Ülkelere Göre Tahmin Sonuçları
($y_{ct} = \alpha + \pi \Delta x_t + \lambda y_{c,t-1}$), 1980-2002

ÜLKELER	SABİT	Δx_t (π)	$y_{c,t-1}$ (λ)	t (Δx_t)	t ($y_{c,t-1}$)	DW-d	Durbın-h	R ²	F- ista.	N Gözlem Sayısı
A.B.D.	0.001 (0.002)	0.398 (0.126)	0.192 (0.182)	3.154*	1.054	2.276	-1.15	0.368	5.246	21(1982-2002)
ARJANTİN	-0.006 (0.005)	-0.046 (0.016)	-0.034 (0.182)	-2.832**	-0.186	1.938	0.17	0.401	4.024	15(1987-2001)
ALMANYA	-0.014 (0.002)	0.646 (0.078)	0.787 (0.069)	8.258*	11.395*	2.325	-0.81	0.910	95.930	22(1981-2002)
AVUSTURYA	-0.000 (0.002)	0.651 (0.254)	-0.031 (0.204)	2.562**	-0.153	1.984	0.11	0.306	3.977	21(1982-2002)
BELÇİKA	-0.000 (0.002)	0.423 (0.252)	0.447 (0.266)	1.677	1.679	1.968	—	0.165	1.773	21(1982-2002)
DANİMARKA	0.001 (0.001)	0.338 (0.190)	0.266 (0.188)	1.773***	1.418	2.266	-1.19	0.179	1.968	21(1982-2002)
FİNLANDIYA	0.001 (0.002)	0.663 (0.132)	-0.310 (0.176)	5.025*	-1.768***	2.446	-1.61	0.604	12.960	20(1983-2002)
FRANSA	0.000 (0.000)	0.209 (0.117)	0.014 (0.039)	1.783***	0.346	1.586	0.94	0.954	110.981	20(1983-2002)
HOLLANDA	0.001 (0.002)	0.468 (0.195)	0.314 (0.203)	2.401**	1.550	2.288	-1.78	0.283	3.547	21(1982-2002)
İNGİLTERE	0.001 (0.001)	0.374 (0.222)	0.298 (0.164)	1.690	1.816***	2.139	-0.48	0.250	3.003	21(1982-2002)
İRLANDA	-0.013 (0.001)	0.544 (0.063)	0.669 (0.048)	8.638*	14.004*	1.613	0.91	0.958	128.700	21(1982-2002)
İSPANYA	0.000 (0.002)	0.067 (0.123)	0.281 (0.197)	0.544	1.431	2.240	-1.27	0.115	1.167	21(1982-2002)
İSVEÇ	0.001 (0.002)	0.281 (0.117)	0.374 (0.180)	2.400**	2.078***	2.421	-1.70	0.321	4.246	21(1982-2002)
İTALYA	0.001 (0.001)	0.360 (0.182)	0.310 (0.214)	1.973***	1.451	2.181	-2.05	0.217	2.494	21(1982-2002)
LÜKSEMBURG	-0.011 (0.002)	0.415 (0.040)	0.389 (0.098)	10.304*	3.982*	2.852	-2.25	0.977	253.118	22(1970-1991)
MEKSİKA	-0.002 (0.003)	-0.073 (0.049)	-0.092 (0.204)	-1.510	-0.451	2.133	-0.87	0.118	1.200	21(1982-2002)
PORTEKİZ	-0.001 (0.001)	-0.008 (0.023)	0.407 (0.063)	-0.331	6.417*	1.395	1.41	0.937	79.539	20(1983-2002)
TÜRKİYE	-0.001 (0.001)	0.142 (0.016)	-0.219 (0.027)	8.981*	-8.221*	2.502	-1.13	0.989	497.836	20(1983-2002)
YUNANİSTAN	-0.000 (0.005)	0.001 (0.064)	0.714 (0.163)	0.010	4.394*	1.504	1.80	0.510	9.875	22(1981-2002)

NOTLAR: 1)- Katsayıların altında yer alan parantez içindeki rakamlar standart hataları göstermektedir. 2)- Yunanda (*) olanlar %1 düzeyinde anlamlı t değerlerini, (**) olanlar %5 düzeyinde anlamlı t değerlerini ve (***) olanlar ise %10 düzeyinde anlamlı t değerlerini ifade etmektedir. 3)- Üretim denklemi, bağımsız değişkenleri arasında, bağımlı değişkenin (y_{ct}) gecikmeli değerinin ($y_{c,t-1}$) bulunması nedeniyle otoregresif bir model olduğundan, otokorelasyon tespiti için Durbin-Watson d testi değil, Durbin-h testi uygulanmıştır. Bu test uygulanırken, anlamlılık düzeyi olarak %5 alınmıştır. 4)- Durbin-h testi sonucunda, Belçika, Fransa, İrlanda, Lüksemburg, Portekiz ve Türkiye için elde edilen sonuçların otokorelasyon içerdiği anlaşılmıştır. Bu ülkelerden Belçika ve Lüksemburg için otokorelasyon sorunu giderilmiştir. Bu iki ülke dışındaki ülkelere ilişkin olarak tabloda yer alan değerler, sBz konusu sorun giderildikten sonra ulaşılan tahmin sonuçlarını yansıtmaktadır. 5)- Görüldüğü gibi, ayrıca tabloda, tüm ülkeler için hesaplanmış Durbin-h değerleri (otokorelasyon tespit edilen ülkeler için, bu sorun giderildikten sonra elde edilen değerler olanak üzere) yunanda, bu değerlerin hesaplanmasında kullanılan Durbin-Watson-d istatistiği sonuçları yer almaktadır. 6)- Ayrıca, heteroskedasticity sorununun olup olmadığını tespit etmek için White testinden yararlanılmış ve bu testin sonucunda, sadece Fransa ve İngiltere için heteroskedasticity sorunu olduğu ortaya çıkmıştır. Bunun için, E-views programında yer alan, 'Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors, Covariance' işlevinden yararlanarak gerekli düzeltme yapılmıştır.

Tablo 3A. Üretim Denkleminde Elde Edilen Ülkelere Göre Tahmin Sonuçları
 $(Y_{ct} = \alpha + \pi \Delta X_t + \lambda Y_{c,t-1})$, 1980-1990

ÜLKELER	SABİT	ΔX_t (π)	$Y_{c,t-1}$ (λ)	t (ΔX_t)	t ($Y_{c,t-1}$)	DW-d	Durbin-h	R ²	F- İsta.	N Gözlem Sayısı
A.B.D.	-0.014 (0.007)	0.399 (0.224)	0.168 (0.282)	1.782	0.597	1.411	2.05	0.323	1.673	10(1981-1990)
ALMANYA	-0.020 (0.005)	0.888 (0.241)	0.356 (0.205)	3.682*	1.743	2.547	-1.13	0.707	8.459	10(1981-1990)
AVUSTURYA	-0.019 (0.010)	0.649 (0.422)	0.206 (0.230)	1.538	0.897	1.865	0.31	0.321	1.651	10(1981-1990)
BELÇİKA	0.002 (0.001)	0.500 (0.204)	-0.167 (0.236)	2.449***	-0.707	2.333	-0.63	0.884	10.167	8(1983-1990)
DANİMARKA	0.002 (0.002)	-0.180 (0.073)	-0.165 (0.087)	-2.450**	-1.903***	2.466	-0.77	0.957	44.832	10(1981-1990)
FİNLANDİYA	-0.009 (0.004)	0.352 (0.159)	0.420 (0.245)	2.220***	1.715	2.478	-1.06	0.889	13.376	9(1982-1990)
FRANSA	0.005 (0.007)	-0.150 (0.182)	0.723 (0.293)	-0.821	2.466**	1.455	2.30	0.465	3.039	10(1981-1990)
HOLLANDA	-0.013 (0.004)	0.602 (0.219)	0.162 (0.201)	2.751**	0.808	1.395	1.24	0.567	4.580	10(1981-1990)
İNGİLTERE	-0.001 (0.004)	0.129 (0.461)	-0.011 (0.406)	0.280	-0.027	2.110	—	0.013	0.040	9(1982-1990)
İRLANDA	-0.007 (0.002)	0.537 (0.124)	0.070 (0.162)	4.340*	0.432	3.325	-2.27	0.944	28.315	9(1982-1990)
İSPANYA	0.012 (0.025)	-0.276 (0.490)	0.500 (0.197)	-0.563	2.541**	1.277	1.46	0.492	3.386	10(1981-1990)
İSVEÇ	0.000 (0.002)	0.095 (0.203)	0.405 (0.328)	0.470	1.234	2.004	-0.03	0.202	0.761	9(1982-1990)
İTALYA	0.013 (0.008)	-0.272 (0.155)	0.400 (0.208)	-1.756	1.920***	2.070	-0.15	0.459	2.966	10(1981-1990)
LÜKSEMBURG	-0.010 (0.004)	0.212 (0.065)	0.606 (0.209)	3.249**	2.897**	1.684	0.67	0.701	8.206	10(1970-1979)
MEKSİKA	0.023 (0.009)	-0.100 (0.037)	0.050 (0.307)	-2.692**	0.164	2.035	-0.23	0.514	3.707	10(1981-1990)
PORTEKİZ	0.001 (0.001)	-0.083 (0.015)	0.135 (0.068)	-5.496*	1.975	1.557	0.64	0.985	89.194	8(1983-1990)
TÜRKİYE	-0.001 (0.001)	-0.007 (0.032)	-0.287 (0.111)	-0.225	-2.595**	3.339	-2.13	0.947	29.833	9(1982-1990)
YUNANİSTAN	-0.007 (0.008)	0.073 (0.084)	0.609 (0.301)	0.859	2.025***	1.740	1.34	0.384	2.186	10(1981-1990)

NOTLAR: 1)- Katsayıların altında yer alan parantez içindeki rakamlar standart hataları göstermektedir. 2)- Yarımda (*) olanlar %1 düzeyinde anlamlı 1 değerlerini, (**) olanlar %5 düzeyinde anlamlı 1 değerlerini ve (***) olanlar ise %10 düzeyinde anlamlı 1 değerlerini ifade etmektedir. 3)- Üretim denklemini, bağımsız değişkenleri arasında, bağımlı değişkenin (Y_{ct}) bulunması nedeniyle, otoregresif bir model olduğundan, otokorelasyon tespit için Durbin-Watson d testi değil, Durbin-h testi uygulanmıştır. Bu test uygulanırken, anlamlılık düzeyi olarak %5 alınmıştır. 4)- Durbin-h testi sonucunda, A.B.D., Almanya, Avusturya, Fransa, Hollanda, İspanya, İtalya, İsveç, Lüksemburg, Meksika ve Yunanistan dışındaki ülkeler için elde edilen tahmin sonuçlarının otokorelasyon içerdiği anlaşılmıştır. Bu nedenle, bu ülkelere ilişkin olarak tabloda yer alan değerler, söz konusu sorun giderildikten sonra ulaşılan tahmin sonuçlarını yansıtmaktadır; sadece İngiltere için bu sorun giderilmiştir. 5)- Gözlemlü gibi, ayrıca tabloda, tüm ülkeler için hesaplanan Durbin-h değerleri otokorelasyon tespit edilen ülkeler için, bu sorun giderildikten sonra elde edilen değerler olarak listeye yarımda, bu değerlerin hesaplanmasında kullanılan Durbin-Watson-d istatistiği sonuçları yer almaktadır. 6)- Ayrıca, heteroskedasticity sorununun olup olmadığını tespit etmek için White testinden yararlanılmış ve bu testin sonucunda, hiçbir ülke için bu sorunun varlığı tespit edilmemiştir.

Tablo 3B. Üretim Denkleminde Elde Edilen Ülkelere Göre Tahmin Sonuçları
($y_{ct} = \alpha + \pi \Delta x_t + \lambda y_{c,t-1}$), 1991-2002

ÜLKELER	SABİT	Δx_t (π)	$y_{c,t-1}$ (λ)	t (Δx_t)	t ($y_{c,t-1}$)	DW-d	Durbin-h	R ²	F-İsta.	N Gözlem Sayısı
A.B.D.	-0.001 (0.002)	0.167 (0.275)	-0.205 (0.482)	0.607	-0.426	1.940	—	0.059	0.189	9(1994-2002)
ALMANYA	-0.004 (0.002)	0.375 (0.164)	0.063 (0.054)	2.288***	1.165	1.100	1.52	0.809	9.885	11(1992-2002)
AVUSTURYA	0.000 (0.002)	0.548 (0.234)	-0.285 (0.234)	2.342***	-1.218	1.351	1.53	0.554	4.343	10(1993-2002)
BELÇİKA	-0.001 (0.001)	0.418 (0.163)	0.015 (0.174)	2.564**	0.085	2.566	-0.997	0.940	26.115	9(1994-2002)
DANİMARKA	0.001 (0.001)	0.625 (0.324)	0.438 (0.497)	1.930***	0.880	1.319	—	0.719	8.944	10(1993-2002)
FİNLANDIYA	0.002 (0.003)	0.029 (0.153)	0.414 (0.179)	0.191	2.316***	2.409	-0.78	0.455	2.920	10(1993-2002)
FRANSA	-0.015 (0.004)	0.933 (0.254)	0.625 (0.148)	3.674*	4.213*	2.977	-1.86	0.796	15.623	11(1992-2002)
HOLLANDA	-0.000 (0.001)	0.289 (0.089)	-0.222 (0.103)	3.250**	-2.153***	1.995	0.007	0.958	38.291	9(1994-2002)
İNGİLTERE	-0.013 (0.008)	0.525 (0.311)	0.246 (0.291)	1.687	0.845	2.049	-0.31	0.262	1.422	11(1992-2002)
İRLANDA	0.001 (0.001)	0.961 (0.100)	0.080 (0.106)	9.565*	0.754	1.375	0.93	0.964	35.846	8(1995-2002)
İSPANYA	0.002 (0.003)	0.158 (0.116)	-0.417 (0.246)	1.355	-1.696	0.942	-2.35	0.755	5.131	9(1994-2002)
İSVEÇ	-0.000 (0.001)	-0.237 (0.103)	0.069 (0.171)	-2.301***	0.401	1.413	1.10	0.877	14.197	10(1993-2002)
İTALYA	-0.000 (0.002)	0.333 (0.298)	0.833 (0.522)	1.118	1.597	1.381	—	0.271	1.300	10(1993-2002)
LÜKSEMBURG	0.016 (0.002)	-0.317 (0.090)	-1.043 (0.179)	-3.535*	-5.812*	2.284	-0.55	0.982	110.373	10(1982-1991)
MEKSİKA	-0.001 (0.001)	-0.245 (0.039)	-0.268 (0.082)	-6.268*	-3.257**	1.652	0.57	0.971	65.982	10(1993-2002)
PORTEKİZ	0.001 (0.001)	0.625 (0.091)	0.585 (0.144)	6.842*	4.070*	2.114	-0.20	0.876	24.691	10(1993-2002)
TÜRKİYE	-0.059 (0.033)	0.248 (0.134)	0.422 (0.282)	1.849	1.495	2.161	-0.76	0.379	2.444	11(1992-2002)
YUNANİSTAN	-0.009 (0.006)	-0.241 (0.147)	0.537 (0.197)	-1.640	2.725**	2.433	-0.95	0.556	5.005	11(1992-2002)

NOTLAR: 1)- Katsayıların altında yer alan parantez içindeki rakamlar standart hataları göstermektedir. 2)- Yanında (*) olanlar %1 düzeyinde anlamlı t değerlerini, (**) olanlar %5 düzeyinde anlamlı t değerlerini ve (***) olanlar ise %10 düzeyinde anlamlı t değerlerini ifade etmektedir. 3)- Üretim denklemini bağımsız değişkenleri arasında, bağımlı değişkenin (y_{ct}) gecikmeli değerinin ($y_{c,t-1}$) bulunması nedeniyle, otoregresif bir model olduğundan, otokorelasyon tespiti için Durbin-Watson d - testi değil, Durbin-h testi uygulanmıştır. Bu test uygulanırken, anlamlılık düzeyi olarak %5 alınmıştır. 4)- Durbin-h testi sonucunda, Avusturya, Finlandiya, Fransa, İngiltere, Portekiz, Türkiye ve Yunanistan dışındaki ülkeler için elde edilen tabanın sonuçlarını otokorelasyon içerdiği anlaşılmıştır. Bu nedenle, bu ülkelere ilişkin olarak tabloda yer alan değerler, söz konusu sorun giderildikten sonra ulaşılan tahmini sonuçlarını yansıtmaktadır. Ancak, A.B.D., Danimarka ve İtalya için bu sorun giderilememiştir. 5)- Gözetildiği gibi, ayrıca tabloda, tüm ülkeler için hesaplanan Durbin-h değerleri (otokorelasyon tespit edilen ülkeler için, bu sorun giderildikten sonra elde edilen değerler olarak üzere) yanında, bu değerlerin hesaplanmasında kullanılan Durbin-Watson d - istatistiği sonuçları yer almaktadır. 6)- Ayrıca, heteroskedastisite sorununun olup olmadığını tespit etmek için White testinden yararlanılmış ve bu testin sonucunda, sadece Almanya ve Danimarka için heteroskedastisite sorunu olduğu ortaya çıkmıştır. Bunun için, E-views programında yer alan, "Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors, Covariance" işlevinden yararlanılarak gerekli düzeltme yapılmıştır.

Fiyat denkleminin tahmin sonuçları (Tablo 4, 4A ve 4B), doğal oran hipotezini, üretim denkleminin sonuçlarına kıyasla daha güçlü bir şekilde desteklemektedir.

1980-2002 döneminde, Δx_t değişkeninin enflasyon oranı üzerindeki gecikmesiz etkisini gösteren katsayı, on dokuz ülkenin on sekizinde pozitif bir değer almakta ve bu ülkelerin on üçünde %1, bir tanesinde de %5 düzeyinde anlamlı görünmektedir. Söz konusu dönemde, geliri istikrarsız olan grupta yer alan ülkelerin tamamında, bu katsayı %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur (Tablo 4).

1980-1990 alt-döneminde, on sekiz ülkenin on yedisinde ilgili katsayı pozitif olup, beş ülkede %1, bir ülkede %5 ve iki ülkede de %10 düzeyinde anlamlıdır. %1 düzeyinde anlamlı t değerleri veren beş ülkenin tamamı da, geliri istikrarsız olan ülkelerdir. 1991-2002 alt-döneminde ise, fiyat denklemi sonuç veren (A.B.D. ve İngiltere'nin fiyat denklemleri sonuç vermemiştir) on altı ülkenin on dördünde, nominal gelirdeki değişikliğin (Δx_t) fiyattaki değişim (ΔP_t) üzerindeki etkisi pozitifdir; ancak sadece iki ülke (%1 düzeyinde) anlamlı t değerleri verebilmiştir (Tablo 4A ve 4B).

1980-2002 dönemi için, nominal geliri istikrarlı olan on üç ülkenin büyük bir çoğunluğunda, söz konusu gelirdeki değişikliklerin, enflasyon oranı üzerindeki gecikmesiz etkisi büyük değildir; bu ülkelerin on ikisinde, ilgili katsayı 0.50'nin, dokuzunda da 0.40'ın altındadır. Bu değerlere ilişkin t istatistikleri, on üç ülkenin sekizinde %1 ve birinde de %5 düzeyinde anlamlıdır. Ayrıca R^2 ve F değerleri açısından da, elde edilen sonuçların anlamlı olduğunu söyleyebiliriz (Tablo 4).

1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemlerinde de, nominal geliri istikrarlı olan ülkelerin büyük çoğunluğunda, nominal gelirdeki değişikliklerin enflasyon oranı üzerindeki gecikmesiz etkisi 0.50'nin altındadır. Ancak bu alt-dönemlere ait R^2 ile özellikle t ve F değerlerinin, gözlem sayısının çok düşük olması nedeniyle pek sağlıklı olmadığını ve zaten bu bağlamda pek parlak sonuçlar elde edilmediğini söylemek zorundayız (Tablo 4A ve 4B).

Nominal geliri değişken olan altı ülkenin (Arjantin, Lüksemburg, Meksika, Portekiz Türkiye ve Yunanistan) fiyat denkleminde elde edilen tahmin sonuçları, söz konusu ülkelerin tümü için, hemen hemen tam anlamıyla

Lucas'ın tezini doğrular niteliktedir. İlgili katsayı, 1980-2002 döneminde, Arjantin için 1.042, Lüksemburg için 0.482, Meksika için 1.037, Portekiz için 0.900, Türkiye için 0.821 ve Yunanistan için 0.812 olup, söz konusu ülkelerde, öngörülemeyen talep şoklarıyla ekonomik birimleri aldatmanın olanaklı olmadığını, bu şokların hemen hemen tamamıyla fiyatlara yansıdığını göstermektedir. Tüm bu ülkeler için elde edilen sonuçlar, R^2 , F ve t istatistikleri açısından da tatmin edici ve anlamlıdır (Tablo 4).

Veri yetersizliği nedeniyle Arjantin'in dahil edilemediği 1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemleri için elde edilen sonuçlar ise, Lüksemburg için (1969-1979 ve 1980-1991 alt-dönemleri için) sırasıyla 0.837 ve 0.220, Meksika için 0.963 ve 1.052, Portekiz için 0.921 ve 0.145, Türkiye için 1.096 ve 0.673 ve Yunanistan için 0.814 ve 0.503'tür. 1980-1990 alt-dönemi için elde edilen sonuçların tümü, R^2 , F ve t değerleri açısından anlamlıyken; 1991-2002 alt-dönemi için elde edilen sonuçlar, Meksika dışındaki ülkeler için anlamlı bulunmamıştır (Tablo 4A ve 4B).

1991-2002 alt-döneminde, Portekiz ve Yunanistan nominal geliri istikrarlı ülkeler grubuna transfer olurken, Meksika'nın fiyat ve nominal gelir değişkenliği büyük ölçüde azalmıştır (Tablo 2A ve 2B).

Fiyat denkleminin tahmin sonuçları arasında da, Lucas'ın doğal oran hipotezini asıl destekleyen, nominal geliri değişken olan ülkelere ilişkin sonuçlardır. Bu ülkelerin tamamında, öngörülemeyen toplam talep şokları, etkisini, Lucas'ın da öngördüğü gibi, hemen hemen tamamıyla fiyatlar üzerinde göstermekte; dönemler arasında, fiyat ve nominal gelir istikrarında meydana gelen değişikliklerin sonuçları da bu desteği güçlendirmektedir (Portekiz örneğinde olduğu gibi).

Tablo 4. Fiyat Denkleminden Elde Edilen Ülkelere Göre Tahmin Sonuçları
 $(\Delta P_t = \beta + (1 - \pi) \Delta X_t + \pi \Delta X_{t-1} \cdot \lambda \Delta y_{c,t-1})$, 1980-2002

ÜLKELER	SABİT	ΔX_t (1- π)	ΔX_{t-1} (π)	$\Delta y_{c,t-1}$ (λ)	t (ΔX_t)	t (ΔX_{t-1})	t ($\Delta y_{c,t-1}$)	DW	R ²	F- ista.	N Gözlem Sayısı
A.B.D.	-0.001 (0.001)	0.057 (0.113)	0.051 (0.126)	0.146 (0.182)	0.505	0.403	0.806	1.958	0.123	0.747	20(1983-2002)
ARJANTİN	0.005 (0.007)	1.042 (0.021)	0.012 (0.028)	0.694 (0.403)	49.317*	0.410	1.722	1.855	0.997	1047.079	14(1988-2001)
ALMANYA	-0.000 (0.001)	0.348 (0.083)	-0.092 (0.090)	0.359 (0.135)	4.213*	-1.020	2.660**	2.290	0.533	6.084	20(1983-2002)
AVUSTURYA	-0.000 (0.001)	0.308 (0.229)	0.183 (0.229)	0.313 (0.258)	1.349	0.802	1.212	2.331	0.183	1.198	20(1983-2002)
BELÇİKA	-0.001 (0.001)	-0.051 (0.090)	-0.094 (0.086)	0.153 (0.120)	-0.564	-1.103	1.271	1.927	0.854	20.506	19(1984-2002)
DANİMARKA	-0.001 (0.002)	0.424 (0.263)	-0.120 (0.246)	0.654 (0.351)	1.613	-0.486	1.864***	1.943	0.211	1.422	20(1983-2002)
FİNLANDIYA	-0.003 (0.001)	0.398 (0.055)	-0.098 (0.086)	0.117 (0.136)	7.299*	-1.144	0.863	1.737	0.884	26.746	19(1984-2002)
FRANSA	0.001 (0.001)	0.305 (0.078)	-0.262 (0.067)	0.536 (0.084)	3.913*	-3.920*	6.372*	1.891	0.890	28.381	19(1984-2002)
HOLLANDA	-0.000 (0.002)	0.418 (0.154)	-0.069 (0.181)	0.381 (0.224)	2.711**	-0.379	1.702	2.472	0.405	3.633	20(1983-2002)
İNGİLTERE	-0.001 (0.001)	0.212 (0.123)	-0.215 (0.141)	0.485 (0.126)	1.720	-1.525	3.868*	1.490	0.545	6.389	20(1983-2002)
İRLANDA	-0.001 (0.001)	0.295 (0.093)	0.093 (0.123)	-0.139 (0.153)	3.165*	0.760	-0.908	1.708	0.399	3.537	20(1983-2002)
İSPANYA	-0.002 (0.002)	0.498 (0.152)	-0.121 (0.176)	0.511 (0.262)	3.282*	-0.687	1.951***	1.996	0.537	6.193	20(1983-2002)
İSVEÇ	-0.001 (0.001)	0.568 (0.084)	-0.069 (0.092)	0.537 (0.164)	6.728*	-0.753	3.272*	1.972	0.749	15.930	20(1983-2002)
İTALYA	-0.001 (0.001)	0.298 (0.080)	0.255 (0.113)	-0.102 (0.177)	3.716*	2.250**	-0.577	1.964	0.813	15.228	19(1984-2002)
LÜKSEMBURG	0.008 (0.003)	0.482 (0.055)	-0.631 (0.058)	-0.198 (0.056)	8.745*	-10.805*	-3.527*	2.168	0.982	188.005	19(1973-1991)
MEKSİKA	0.001 (0.004)	1.037 (0.057)	0.032 (0.057)	1.148 (0.276)	18.338*	0.566	4.156*	1.710	0.955	113.336	20(1983-2002)
PORTEKİZ	0.000 (0.003)	0.900 (0.112)	0.005 (0.109)	0.656 (0.285)	8.075*	0.042	2.303**	1.836	0.841	28.315	20(1983-2002)
TÜRKİYE	0.002 (0.005)	0.821 (0.132)	0.035 (0.134)	1.256 (0.269)	6.210*	0.262	4.662*	2.072	0.759	16.788	20(1983-2002)
YUNANİSTAN	-0.001 (0.002)	0.812 (0.067)	-0.039 (0.062)	0.267 (0.212)	12.127*	-0.630	1.258	2.584	0.944	90.303	20(1983-2002)

NOTLAR: 1-) Katsayıların altında yer alan parantez içindeki rakamlar standart hataları göstermektedir. 2-) Yarımda (*) olanlar %1 düzeyinde anlamlı t değerlerini, (**) olanlar %5 düzeyinde anlamlı t değerlerini ve (***) olanlar ise %10 düzeyinde anlamlı t değerlerini ifade etmektedir. 3-) Fiyat denklemi, Üretim denklemi gibi otoregresif olmadıktan, otokorelasyon tespiti için Durbin-Watson d-testi uygulanabilmiştir. Bu test uygulanırken, anlamlılık düzeyi olarak %5 alınmıştır. Uygulanan bu test sonucunda, sadece Belçika, Finlandiya, Fransa, İtalya ve Lüksemburg'a ilişkin fiyat denklemlerinden elde edilen sonuçların otokorelasyon içerdiği anlaşılmıştır. Ancak, otokorelasyon sorunu bulunmayan ülkeler arasında, Avusturya, Hollanda, İngiltere ve Yunanistan'da bu sorunu %1 anlamlılık düzeyinde mevcut değildir. Otokorelasyon içeren ülkeler için tabloya yer alan değerler, söz konusu sorunu giderdikten sonra ulaşılan tahmin sonuçlarını yansıtmaktadır. Bu ülkelerden Finlandiya ve Lüksemburg, Durbin-Watson d-testinden %1, diğerleri ise %5 anlamlılık düzeyinde başarıyla geçmişlerdir. 4-) Ayrıca, heteroskedastisite sorununun olup olmadığını tespit etmek için White testinden yararlanmış ve bu testin sonucunda, hiçbir ülke için bu sorunun varlığı tespit edilememiştir.

Tablo 4A. Fiyat Denkleminde Elde Edilen Ülkelere Göre Tahmin Sonuçları
 $(\Delta P_t = \beta + (1 - \pi) \Delta x_t + \pi \Delta x_{t-1} + \lambda \Delta y_{t-1})$, 1980-1990

ÜLKELER	SABİT	Δx_t (1- π)	Δx_{t-1} (π)	Δy_{t-1} (λ)	t (Δx_t)	t (Δx_{t-1})	t (Δy_{t-1})	DW	R ²	F-İsta.	N Gözlem Sayısı
A.B.D.	-0.009 (0.012)	0.125 (0.213)	0.670 (0.248)	-0.753 (0.265)	0.585	2.697**	-2.840**	1.997	0.645	3.030	9(1982-1990)
ALMANYA	0.006 (0.005)	-0.051 (0.173)	0.327 (0.215)	-0.362 (0.248)	-0.294	1.522	-1.461	1.423	0.512	1.749	9(1982-1990)
AVUSTURYA	-0.003 (0.001)	0.429 (0.160)	-0.286 (0.295)	0.571 (0.215)	2.683***	-0.970	1.393	1.643	0.673	2.750	8(1983-1990)
BELÇİKA	-0.003 (0.002)	0.500 (0.382)	-0.167 (0.334)	0.833 (0.334)	1.309	-0.498	2.492***	2.286	0.667	2.667	8(1983-1990)
DANİMARKA	-0.003 (0.005)	0.424 (0.659)	-0.207 (0.527)	0.566 (0.664)	0.643	-0.393	0.852	1.625	0.186	0.304	8(1983-1990)
FİNLANDIYA	-0.002 (0.004)	0.192 (0.369)	0.369 (0.450)	0.031 (0.566)	0.521	0.821	0.054	2.607	0.347	0.531	7(1984-1990)
FRANSA	-0.004 (0.002)	0.290 (0.165)	-0.065 (0.177)	0.548 (0.194)	1.757	-0.365	2.824**	2.623	0.839	6.933	8(1983-1990)
HOLLANDA	0.007 (0.001)	0.229 (0.114)	0.199 (0.122)	-0.381 (0.214)	2.011	1.624	-1.778	2.673	0.699	3.092	8(1983-1990)
İNGİLTERE	0.001 (0.003)	0.438 (0.322)	-0.001 (0.348)	-0.119 (0.272)	1.361	-0.002	-0.437	1.875	0.359	0.745	8(1983-1990)
İRLANDA	-0.002 (0.004)	0.561 (0.298)	-0.572 (0.214)	1.332 (0.545)	1.883	-2.674***	2.446***	2.475	0.773	3.401	7(1984-1990)
İSPANYA	-0.006 (0.004)	0.948 (0.443)	-0.362 (0.392)	0.929 (0.381)	2.138***	-0.925	2.440***	1.519	0.823	6.207	8(1983-1990)
İSVEÇ	0.000 (0.002)	0.952 (0.243)	-0.262 (0.285)	0.452 (0.462)	3.922**	-0.920	0.979	3.210	0.835	6.744	8(1983-1990)
İTALYA	0.001 (0.002)	0.133 (0.229)	-0.200 (0.229)	0.167 (0.342)	0.582	-0.873	0.488	2.697	0.200	0.333	8(1983-1990)
LÜKSEMBURG	0.001 (0.002)	0.837 (0.070)	0.063 (0.076)	0.374 (0.393)	11.919*	0.824	0.950	1.821	0.982	72.600	8(1972-1979)
MEKSİKA	-0.003 (0.011)	0.963 (0.122)	-0.005 (0.109)	-0.067 (0.590)	7.897*	-0.046	-0.113	2.747	0.951	26.117	8(1983-1990)
PORTEKİZ	-0.003 (0.026)	0.921 (0.206)	-0.018 (0.199)	-0.465 (0.521)	4.471*	-0.093	-0.894	1.718	0.845	9.106	9(1982-1990)
TÜRKİYE	0.055 (0.005)	1.096 (0.134)	0.144 (0.104)	0.772 (0.372)	8.169*	1.389	2.075	2.119	0.962	34.050	8(1983-1990)
YUNANİSTAN	-0.002 (0.004)	0.814 (0.103)	-0.038 (0.084)	0.040 (0.462)	7.875*	-0.455	0.087	2.537	0.977	56.375	8(1983-1990)

NOTLAR: 1- Katsayıların altında yer alan parantez içindeki rakamlar standart hataları göstermektedir. 2- Yanında (*) olanlar %1 düzeyinde anlamlı t değerlerini, (**) olanlar %5 düzeyinde anlamlı t değerlerini ve (***) olanlar ise %10 düzeyinde anlamlı t değerlerini ifade etmektedir. 3- Fiyat denklemleri, üretim denklemleri gibi otoregresif olmadıklarından, otokorelasyon tespiti için Durbin-Watson d-testi uygulanabilmektedir. Ancak, 1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemlerinde, gözlem sayısının küçük olması nedeniyle, Durbin-Watson d-testi kullanılmamış ve 'Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test'inden yararlanılmıştır. Bu testin sonuçlarına göre, İsveç dışındaki ülkeler için otokorelasyon sorunu söz konusu değildir. 4- Ayrıca, heteroskedasticity sorununun olup olmadığını tespit etmek için White testinden yararlanılmış ve bu testin sonucunda, hiçbir ülke için bu sorunun varlığı tespit edilememiştir.

Tablo 4B. Fiyat Denkleminde Elde Edilen Ülkelere Göre Tahmin Sonuçları
 $(\Delta P_t = \beta + (1 - \pi) \Delta X_t + \pi \Delta X_{t-1} + \lambda \Delta y_{t-1})$, 1991-2002

ÜLKELER	SABİT	ΔX_t (1- π)	ΔX_{t-1} (π)	Δy_{t-1} (λ)	t (ΔX_t)	t (ΔX_{t-1})	t (Δy_{t-1})	DW	R ²	F-İsta.	N Gözlem Sayısı
A.B.D.											
ALMANYA	-0.001 (0.005)	0.208 (0.343)	-0.146 (0.172)	1.104 (0.306)	0.607	-0.850	3.608**	1.993	0.734	5.524	10(1993-2002)
AVUSTURYA	0.001 (0.003)	0.396 (0.437)	-0.189 (0.557)	0.811 (0.557)	0.906	-0.339	1.458	2.213	0.358	0.931	9(1994-2002)
BELÇİKA	-0.001 (0.001)	-0.087 (0.217)	-0.107 (0.154)	0.148 (0.250)	-0.400	-0.696	0.592	1.128	0.288	0.675	9(1994-2002)
DANİMARKA	-0.001 (0.002)	0.750 (0.566)	-0.250 (0.566)	1.500 (1.462)	1.324	-0.441	1.026	2.864	0.260	0.584	9(1994-2002)
FİNLANDIYA	-0.002 (0.002)	0.132 (0.130)	-0.421 (0.188)	0.717 (0.214)	1.011	-2.242***	3.345**	1.866	0.835	8.461	9(1994-2002)
FRANSA	0.020 (0.007)	-0.520 (0.349)	-0.333 (0.336)	0.067 (0.336)	-1.491	-0.993	0.199	1.974	0.517	2.145	10(1993-2002)
HOLLANDA	-0.000 (0.004)	0.558 (0.313)	0.060 (0.382)	0.370 (0.418)	1.781	0.157	0.887	2.045	0.468	1.468	9(1994-2002)
İNGİLTERE											
İRLANDA	0.001 (0.002)	0.202 (0.173)	-0.086 (0.145)	-0.084 (0.196)	1.173	-0.596	-0.427	1.059	0.433	1.272	9(1994-2002)
İSPANYA	-0.001 (0.002)	0.622 (0.138)	0.200 (0.112)	0.228 (0.267)	4.509*	1.785	0.854	1.511	0.825	7.859	9(1994-2002)
İSVEÇ	0.000 (0.002)	0.200 (0.161)	-0.118 (0.117)	0.352 (0.246)	1.246	-1.005	1.433	1.400	0.335	0.840	9(1994-2002)
İTALYA	-0.001 (0.002)	0.333 (0.322)	0.333 (0.426)	0.333 (0.644)	1.035	0.782	0.518	2.071	0.462	1.429	9(1994-2002)
LÜKSEMBURG	0.076 (0.037)	0.220 (0.493)	-2.085 (1.248)	4.311 (2.419)	0.445	-1.671	1.782	1.331	0.349	1.070	10(1982-1991)
MEKSİKA	-0.000 (0.007)	1.052 (0.231)	-0.480 (0.191)	0.453 (0.336)	4.557*	-2.513***	1.349	1.920	0.871	11.205	9(1994-2002)
PORTEKİZ	-0.000 (0.002)	0.145 (0.237)	0.339 (0.328)	-0.719 (0.339)	0.614	1.036	-2.119***	2.227	0.610	2.603	9(1994-2002)
TÜRKİYE	0.004 (0.015)	0.673 (0.363)	0.095 (0.396)	0.727 (0.441)	1.853	0.239	1.646	1.660	0.496	1.638	9(1994-2002)
YUNANİSTAN	-0.004 (0.004)	0.503 (0.308)	-0.021 (0.379)	0.303 (0.424)	1.633	-0.055	0.716	1.812	0.377	1.009	9(1994-2002)

NOTLAR: 1)- Katsayıların altında yer alan parantez içindeki rakamlar standart hataları göstermektedir. 2)- Yamanda (*) olanlar %1 düzeyinde anlamlı t değerleridir, (**) olanlar %5 düzeyinde anlamlı t değerleridir ve (***) olanlar ise %10 düzeyinde anlamlı t değerlerini ifade etmektedir. 3)- 1991-2002 alt-döneminde, A.B.D. ve İngiltere için fiyat denkleminin anlamlı sonuçlar vermesi nedeniyle herhangi bir veri elde edilememiştir. 4)- Fiyat denklemini, Üretim denklemini gibi otoregresif olmadığından, otokorelasyon tespiti için Durbin-Watson d-testi uygulanabilmektedir. Ancak, 1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemlerinde, gözlem sayısının küçük olması nedeniyle, Durbin-Watson d-testi kullanılmamıştır ve 'Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test'inden yararlanılmıştır. Bu testin sonuçlarına göre, hiçbir ülke için otokorelasyon sorunu söz konusu değildir. 5)- Ayrıca, heteroskedasticity sorununun olup olmadığını tespit etmek için White testinden yararlanılmış ve bu testin sonucunda, ülkelerin hiçbirinde bu sorunun varlığı tespit edilememiştir.

Tablo 5, 5A ve 5B, Δx_t bağımsız değişkeni için üretim ve fiyat denkleminin tahminlerini (π ve $1-\pi$), nominal gelirin ve fiyatların istikrarlı olup olmama ($\text{Var } \Delta x_t$ ve $\text{Var } \Delta P_t$) durumlarıyla birlikte özetlemektedir.

Tablolar incelendiğinde, gelir ve fiyatı istikrarsız olan ülkelerde fiyat katsayısının ($1-\pi$) belirgin bir şekilde yüksek olduğu; gelir ve fiyatı istikrarlı olan ülkelerde ise üretim katsayısının (π) genellikle daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Örneğin; 1980-2002 döneminde, istikrarlı grupta yer alan on üç ülkenin dokuzunda, üretim katsayısı fiyat katsayısına göre daha yüksek olup, bu dokuz ülkenin dört tanesinde, ilgili katsayı %1 düzeyinde, iki tanesinde %5 düzeyinde ve bir tanesinde de %10 düzeyinde anlamlıdır; geri kalan iki ülke (Belçika ve İngiltere) anlamlı t değerlerine sahip değildir. Nominal geliri istikrarlı olan grupta yer alan, Danimarka, Fransa, İspanya ve İsveç'te ise, talep şokları etkisini daha çok enflasyon oranı üzerinde göstermektedir (Tablo 5).

Geliri ve fiyatı istikrarsız grupta yer alan altı ülkenin tamamında, tanım gereği $1-\pi$ şeklinde belirtilen nominal gelir-fiyat katsayısı, genellikle bire yakın bir değerde tahmin edilmiştir; çok yüksek t istatistiklerine sahiptir ve tamamıyla Lucas'ın tezini desteklemektedir. Diğer taraftan, 1980-2002 dönemi ve 1980-1990 alt-dönemi verileri incelendiğinde, söz konusu ülkelerin tamamında, nominal gelirdeki değişim-üretim (ΔX_t ÜRETİM) ilişkisini ifade eden π katsayısının çok düşük olduğu ve bir-iki ülke dışında pek anlamlı olmadığı görülmektedir.

Ayrıca, özellikle fiyat denkleminine ilişkin olarak elde edilen yüksek R^2 değerleri de, kurulan regresyonların açıklama gücünün oldukça yüksek olduğunu göstermektedir (Tablo 5 ve 5A).

1991-2002 alt-döneminde ise, bazı ülkelerin daha istikrarlı bir ekonomik duruma kavuşmasıyla birlikte, söz konusu ülkelerin (özellikle Portekiz'in), nominal gelirdeki değişim-enflasyon (ΔX_t ENFLASYON) ilişkisini ifade eden $1-\pi$ katsayısında düşüşler meydana gelmiş ve nominal gelirdeki değişim-üretim (ΔX_t ÜRETİM) ilişkisini ifade eden π katsayısı yükselmiştir. Ancak 1991-2002 alt-döneminde, istikrarsız grupta yer alan ülkeler için elde edilen sonuçlar, bir iki ülke dışında, anlamlı t değerlerine sahip değildir (Tablo 5B).

Üretim ve fiyat denkleminine ilişkin sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde, fiyat ve nominal gelir değişkenliği yüksek olan ülkelere ait sonuçların, hem aynı dönem içinde, hem de dönemler arasında, Lucas'ın toplam arz ve dolayısıyla

doğal oran hipotezini daha güçlü bir şekilde desteklediğini; ancak fiyatları ve nominal geliri istikrarlı olan ülkelerden, ampirik anlamda aynı ölçüde güçlü bir desteğin elde edilemediğini söyleyebiliriz.

Çalışmamızın konusunu oluşturan bu iki grup ülke arasında, ekonominin davranışı açısından olan farklılığı daha iyi ortaya koyabilmek için, aşağıda A.B.D., Türkiye ve Arjantin için elde edilen bütün sonuçlar, 1980-2002 dönemine ilişkin olarak, üretim ve fiyat denklemleri halinde verilmektedir.

A.B.D. için:

$$y_{ct} = 0.001 + 0.398 \Delta x_t + 0.192 y_{c,t-1} \quad R^2 = 0.368$$

$$\Delta P_t = -0.001 + 0.057 \Delta x_t + 0.051 \Delta x_{t-1} + 0.146 \Delta y_{c,t-1} \quad R^2 = 0.123$$

Türkiye için:

$$y_{ct} = -0.001 + 0.142 \Delta x_t - 0.219 y_{c,t-1} \quad R^2 = 0.989$$

$$\Delta P_t = 0.002 + 0.821 \Delta x_t + 0.035 \Delta x_{t-1} + 1.256 \Delta y_{c,t-1} \quad R^2 = 0.759$$

ve Arjantin için:

$$y_{ct} = -0.006 - 0.046 \Delta x_t - 0.034 y_{c,t-1} \quad R^2 = 0.401$$

$$\Delta P_t = 0.005 + 1.042 \Delta x_t + 0.012 \Delta x_{t-1} + 0.694 \Delta y_{c,t-1} \quad R^2 = 0.997$$

Yukarıdaki eşitliklere göre, A.B.D. gibi, fiyat istikrarı olan bir ülkede, nominal geliri artıran politikalar, daha çok reel üretim üzerinde etki yaparken, enflasyon oranı üzerindeki gecikmesiz etkisi önemsizdir; aslında fiyat tablosunda da görüldüğü gibi, A.B.D. için, nominal gelirdeki değişikliklerle (Δx_t), enflasyon oranı (ΔP_t) arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Buna karşılık, Türkiye ve Arjantin gibi, istikrarsız fiyatlara ve nominal gelire sahip ülkelerde, nominal gelir değişiklikleri, eş zamanlı fiyat hareketlerine neden olmakta ve reel üretim üzerinde hemen hemen hiçbir etki yapmamaktadır. Gerek Türkiye'nin, gerekse Arjantin'in üretim ve fiyat denklemleri anlamlı t değerlerine sahiptir.

Şüphesiz, bu sonuçlar, istikrarlı Phillips eğrilerinin varlığıyla tutarlı olmayıp, Lucas'ın tezini desteklemektedir: "... enflasyon, eğer, ve yalnızca eğer, *görelî* fiyatların kendi lehlerine hareket ettiği yönünde, emek ve mal arz edenleri "aldatma" yı başarır, reel üretimi canlandırır"(Lucas, 1973, s.333). Görüldüğü gibi, üretim ve enflasyon arasındaki kısa-dönemli değiş-tokuş, pek fazla kullanılmadığı sürece elverişli olmaktadır.

Tablo 5. Tahmin Özetleri: Seçilmiş Ülkelerde Nominal Gelirdeki Değişim – Üretim ($\Delta X_{\text{ÜRETİM}}$) ve Nominal Gelirdeki Değişim – Enflasyon ($\Delta X_{\text{ENFLASYON}}$) İlişkisi, 1980-2002

ÜLKELER	$\Delta X_{\text{ÜRETİM}}$ (π)	$\Delta X_{\text{ENFLASYON}}$ ($1-\pi$)	VARYANS ΔX_1	VARYANS ΔP_1	$R^2_{\text{ÜRETİM}}$	$R^2_{\text{ENFLASYON}}$
A.B.D.	0.398 (3.154*)	0.057 (0.505)	0,00008	0,00006	0.368	0.123
ARJANTİN	-0.046 (-2.832**)	1.042 (49.317*)	0,22721	0,23444	0.401	0.997
ALMANYA	0.646 (8.258*)	0.348 (4.213*)	0,00025	0,00005	0.910	0.533
AVUSTURYA	0.651 (2.562**)	0.308 (1.349)	0,00004	0,00005	0.306	0.183
BELÇİKA	0.423 (1.677)	-0.051 (-0.564)	0,00005	0,00006	0.165	0.854
DANİMARKA	0.338 (1.773**)	0.424 (1.613)	0,00012	0,00015	0.179	0.211
FİNLANDİYA	0.663 (5.025*)	0.398 (7.299*)	0,00044	0,00017	0.604	0.884
FRANSA	0.209 (1.783**)	0.305 (3.913*)	0,00017	0,00018	0.954	0.890
HOLLANDA	0.468 (2.401**)	0.418 (2.711**)	0,00007	0,00007	0.283	0.405
İNGİLTERE	0.374 (1.690)	0.212 (1.720)	0,00007	0,00010	0.250	0.545
İRLANDA	0.544 (8.638*)	0.295 (3.165*)	0,00023	0,00027	0.958	0.399
İSPANYA	0.067 (0.544)	0.498 (3.282*)	0,00020	0,00020	0.115	0.537
İSVEÇ	0.281 (2.400**)	0.568 (6.728*)	0,00025	0,00022	0.321	0.749
İTALYA	0.360 (1.973**)	0.298 (3.716*)	0,00035	0,00037	0.217	0.813
LÜKSEMBURG	0.415 (10.304*)	0.482 (8.745*)	0,00069	0,00079	0.977	0.982
MEKSİKA	-0.073 (-1.510)	1.037 (18.338*)	0,00078	0,00079	0.118	0.955
PORTEKİZ	-0.008 (-0.331)	0.900 (8.075*)	0,00114	0,00119	0.937	0.841
TÜRKİYE	0.142 (8.981*)	0.821 (6.210*)	0,00304	0,00303	0.989	0.759
YUNANİSTAN	0.001 (0.010)	0.812 (12.127*)	0,00102	0,00107	0.510	0.944

Not: Bu tabloda, önceki tablolardan farklı olarak, katsayıların altında yer alan parantez içindeki rakamlar, (t) istatistiklerini göstermektedir. Yanında (*) olanlar %1 düzeyinde anlamlı t değerlerini, (**) olanlar %5 düzeyinde anlamlı t değerlerini ve (***) olanlar ise %10 düzeyinde anlamlı t değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 5A. Tahmin Özetleri: Seçilmiş Ülkelerde Nominal Gelirdeki Değişim – Üretim ($\Delta X_{\text{ÜRETİM}}$) ve Nominal Gelirdeki Değişim – Enflasyon ($\Delta X_{\text{ENFLASYON}}$) İlişkisi, 1980-1990

ÜLKELER	$\Delta X_{\text{ÜRETİM}}$ (t)	$\Delta X_{\text{ENFLASYON}}$ (1-t)	VARYANS ΔX_t	VARYANS ΔP_t	$R^2_{\text{ÜRETİM}}$	$R^2_{\text{ENFLASYON}}$
A.B.D.	0.399 (1.782)	0.125 (0.585)	0,00009	0,00007	0.323	0.645
ALMANYA	0.888 (3.682*)	-0.051 (-0.294)	0,00005	0,00002	0.707	0.512
AVUSTURYA	0.649 (1.538)	0.429 (2.683**)	0,00003	0,00004	0.321	0.673
BELÇİKA	0.500 (2.449***)	0.500 (1.309)	0,00003	0,00006	0.884	0.667
DANİMARKA	-0.180 (-2.450**)	0.424 (0.643)	0,00015	0,00016	0.957	0.186
FİNLANDİYA	0.352 (2.220***)	0.192 (0.521)	0,00012	0,00008	0.889	0.347
FRANSA	-0.150 (-0.821)	0.290 (1.757)	0,00012	0,00020	0.465	0.839
HOLLANDA	0.602 (2.751**)	0.229 (2.011***)	0,00006	0,00009	0.567	0.699
İNGİLTERE	0.129 (0.280)	0.438 (1.361)	0,00003	0,00008	0.013	0.359
İRLANDA	0.537 (4.340*)	0.561 (1.883)	0,00029	0,00042	0.944	0.773
İSPANYA	-0.276 (-0.563)	0.948 (2.138***)	0,00003	0,00015	0.492	0.823
İSVEÇ	0.095 (0.470)	0.952 (3.922**)	0,00008	0,00008	0.202	0.835
İTALYA	-0.272 (-1.756)	0.133 (0.582)	0,00018	0,00033	0.459	0.200
LÜKSEMBURG	0.212 (3.249**)	0.837 (11.919*)	0,00101	0,00060	0.701	0.982
MEKSİKA	-0.100 (-2.692**)	0.963 (7.897*)	0,00719	0,00868	0.514	0.951
PORTEKİZ	-0.083 (-5.496*)	0.921 (4.471*)	0,00067	0,00082	0.985	0.845
TÜRKİYE	-0.007 (-0.225)	1.096 (8.169*)	0,00218	0,00245	0.947	0.962
YUNANİSTAN	0.073 (0.859)	0.814 (7.875*)	0,00092	0,00064	0.384	0.977

Not: Bu tabloda, önceki tablolardan farklı olarak, katsayıların altında yer alan parantez içindeki rakamlar, (t) istatistiklerini göstermektedir. Yanında (*) olanlar %1 düzeyinde anlamlı t değerlerini, (**) olanlar %5 düzeyinde anlamlı t değerlerini ve (***) olanlar ise %10 düzeyinde anlamlı t değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 5B. Tahmin Özetleri: Seçilmiş Ülkelerde Nominal Gelirdeki Değişim - Üretim ($\Delta X_{\text{ÜRETİM}}$) ve Nominal Gelirdeki Değişim - Enflasyon ($\Delta X_{\text{ENFLASYON}}$) İlişkisi, 1991-2002

ÜLKELER	$\Delta X_{\text{ÜRETİM}}$ (π)	$\Delta X_{\text{ENFLASYON}}$ (π)	VARYANS ΔX_1	VARYANS ΔP_1	$R^2_{\text{ÜRETİM}}$	$R^2_{\text{ENFLASYON}}$
A.B.D.	0.167 (0.607)		0,00002	0,00000	0.059	
ALMANYA	0.375 (2.288***)	0.208 (0.607)	0,00004	0,00004	0.809	0.734
AVUSTURYA	0.548 (2.342***)	0.396 (0.906)	0,00003	0,00003	0.554	0.358
BELÇİKA	0.418 (2.564**)	-0.087 (-0.400)	0,00003	0,00002	0.940	0.288
DANİMARKA	0.625 (1.930***)	0.750 (1.324)	0,00003	0,00001	0.719	0.260
FİNLANDIYA	0.029 (0.191)	0.132 (1.011)	0,00029	0,00003	0.455	0.835
FRANSA	0.933 (3.674*)	-0.520 (-1.491)	0,00001	0,00001	0.796	0.517
HOLLANDA	0.289 (3.250**)	0.558 (1.781)	0,00009	0,00007	0.958	0.468
İNGİLTERE	0.525 (1.687)		0,00002	0,00001	0.262	
İRLANDA	0.961 (9.565*)	0.202 (1.173)	0,00016	0,00003	0.964	0.433
İSPANYA	0.158 (1.355)	0.622 (4.309*)	0,00011	0,00007	0.755	0.825
İSVİÇ	-0.237 (-2.301***)	0.200 (1.246)	0,00015	0,00001	0.877	0.335
İTALYA	0.333 (1.118)	0.333 (1.035)	0,00004	0,00003	0.271	0.462
LÜKSEMBURG	-0.317 (-3.535*)	0.220 (0.445)	0,00051	0,00111	0.982	0.349
MEKSİKA	-0.245 (-6.268*)	1.052 (4.557*)	0,00118	0,00129	0.971	0.871
PORTEKİZ	0.625 (6.842*)	0.145 (0.614)	0,00011	0,00009	0.876	0.610
TÜRKİYE	0.248 (1.849)	0.673 (1.853)	0,00298	0,00216	0.379	0.496
YUNANİSTAN	-0.241 (-1.640)	0.503 (1.633)	0,00019	0,00033	0.556	0.377

Not: Bu tabloda, önceki tablolardan farklı olarak, katsayıların altında yer alan parantez içindeki rakamlar, (t) istatistiklerini göstermektedir. Yanında (*) olanlar %1 düzeyinde anlamlı t değerlerini, (**) olanlar %5 düzeyinde anlamlı t değerlerini ve (***) olanlar ise %10 düzeyinde anlamlı t değerlerini ifade etmektedir.

III. ÜRETİM – ENFLASYON DEĞİŞ-TOKUŞUNA YENİ KLÂSİK YAKLAŞIMI TEST EDEN DİĞER AMPİRİK ÇALIŞMALAR

Daha önce de açıkladığımız gibi, Lucas'ın toplam arz hipotezine göre, üretim-enflasyon değiş-tokuşu, emek ve mal arz edenlerin, toplam ile görelî (aggregate-relative) olanı birbirine karıştırmamasından kaynaklanmaktadır ve bu durum kötüye kullanılmadıkça (exploit) var olacaktır. Nominal toplam talepteki değişkenlik, arz sahiplerinin, genel fiyat değişiklikleri ile kendilerine ilişkin spesifik fiyatlardaki görelî değişiklikleri birbirinden ayırt edebilme kabiliyetlerini güçlendirecek ve üretim-enflasyon değiş-tokuşunda bir gerilemeye neden olacaktır.

Lucas'ın modeli üç temel önerme içermektedir: 1)- üretim-enflasyon değiş-tokuşu (π) ile nominal gelirdeki değişime ilişkin varyans (σ_x^2) arasında negatif bir korelasyonun varlığı, 2)- üretim-enflasyon değiş-tokuşu (π) ile genel fiyat düzeyine ilişkin varyans (σ^2) arasında negatif bir korelasyonun varlığı, ve 3)- 1 ve 2'nin doğal bir sonucu olarak, σ_x^2 ile σ^2 arasında pozitif bir korelasyonun varlığı. Doğal olarak, Lucas'ın modelinin gerçeklere uygunluğu, söz konusu bu üç hipotezin ampirik geçerliliğine bağlı olmaktadır.

Başta, bizim de çalışmamızı dayandırdığımız Lucas (1973) olmak üzere, Alberro (1981), Attfield and Duck (1983), Fernandez (1977), Hanson (1980) ve Hercowitz (1983), π ve σ_x^2 arasında negatif bir ilişki olduğuna dair (1) no'lu önermeyi destekleyen ülkeler arası kanıtlar sunmaktadırlar. Buna karşılık, Froyen and Waud (1980), (2) ve (3) no'lu hipotezleri destekleyen fakat (1) no'luyu desteklemeyen, ülkeler arası ve sınırlı ölçüde ülke içi kanıtlar sunmaktadır.

Alberro (1981)'in, ülkeler arasında yaptığı karşılaştırmalar, Lucas'ın sonuçlarını destekleyen kanıtlar sunmaktadır; dalgalı dışsal şoklara sahip ülkeler, daha dik bir Phillips eğrisine sahiptir, çünkü bu ülkelerde yaşayan kişilerin reel ve nominal şokları birbirinden ayırt etme yetenekleri gelişmektedir (Alberro, 1981, s. 239-250).

Attfield and Duck (1983), aslında yeni klâsik iş çevrimi teorisinin iki önemli önermesini test etmektedir: 1)- Sadece öngörülemeyen parasal büyüme reel üretimi etkiler ve 2)- Öngörülemeyen parasal büyümenin üretim üzerindeki etkisi, daha fazla öngörülemez oldukça, azalmaktadır. Para arzındaki rastlantısal hareketleri tahmin ederken optimal yöntemlerden yararlanan rasyonel ekonomik birimler, para arzındaki rastlantısal hareketler, rastlantısal görelî talep kaymalarındaki değişkenlikle kıyaslandığında, daha değişken oldukça, daha az

aldatılabilmektedir. Böylece, rastlantısal para arzı büyümesi, reel üretim düzeyini değiştirmekle birlikte, söz konusu büyümenin değişkenliği arttıkça, etkisi giderek düşmektedir. Öngörülen para arzı büyümesi ise üretim üzerinde hiçbir etki yapmamaktadır (Attfield and Duck, 1983, s. 442-454).

Attfield and Duck, Lucas'ın, üretim-enflasyon değiş-tokuşu konusunda yaptığı testi, yukarıdaki iki no'lu önermenin testi aracılığıyla gerçekleştirmektedir. Bilindiği gibi Lucas, toplam talepteki öngörülemeden hareketlerin üretim üzerindeki etkisini, bu hareketleri para stoğundaki değişikliklerle ilişkilendirmeden test etmektedir (Attfield and Duck, 1983, s. 442, not: 1).

Attfield and Duck, yukarıdaki iki önermeyi, birbirinden farklı gelişme düzeyinde olan on bir ülkeye⁵ ilişkin yıllık verileri kullanarak, 1951-1978 dönemi için test etmektedir. Yazarlar, her ülke için ayrı ayrı olmak üzere, öngörülemeden parasal büyümenin reel üretim üzerindeki etkilerinin yanında, öngörülemeden parasal büyümedeki değişkenlik⁶ ile öngörülemeden parasal büyümenin reel üretim üzerindeki etkisi arasındaki ilişkiyi tahmin etmektedirler. Elde ettikleri sonuçlar iki önermeyi de desteklemektedir: Öngörülemeden parasal büyüme üretim üzerinde genellikle pozitif bir etki yapmaktadır ve öngörülemeden parasal büyümenin değişkenliği arttıkça, reel üretim üzerindeki etkisi azalmaktadır⁷ (Attfield and Duck, 1983, s. 448-453).

Fernandez (1977), yeni klâsik makroekonomik bir model çerçevesinde, üretim ve enflasyon arasındaki kısa dönemli ilişkiyi incelemekte ve böylece, Lucas'inkine benzeyen bir analizle, "doğal oran" hipotezini test etmektedir. Fernandez'in ampirik çalışmasının konusunu Arjantin ve Brezilya gibi, ekonomik açıdan problemlili iki Latin Amerika ülkesi oluşturmaktadır (Fernandez, 1977, s.595-609).

⁵ A.B.D., Avusturalya, Danimarka, Hollanda, İngiltere, Kanada, Arjantin, El Salvador, Filipinler, Guatemala ve Kolombiya.

⁶ Parasal büyüme eşitliğinin hata terimlerinin varyansı olarak ölçülmektedir.

⁷ Diğer taraftan, Attfield and Duck, üretim denkleminde yer alan, bağımlı değişkenin gecikmeli değeri ($y_{c,t-1}$) vasıtasıyla, öngörülemeden parasal büyümenin üretim üzerindeki "uzun-dönem" li etkisini de ölçmektedir. λ = üretim denkleminde yer alan gecikmeli bağımlı değişkene ($y_{c,t-1}$) ilişkin katsayı olmak üzere, $\pi / 1-\lambda$ formülü ile ifade edilebilen bu uzun-dönemli etki, gerek Lucas'ın, gerekse bizim verilerimizle hesaplandığında, genel sonuçları pek fazla etkilememektedir. Birkaç istisna dışında, toplam talebi en değişken olan ülkeler için, $\pi / 1-\lambda$ formülünden genellikle en düşük değerler elde edilmektedir (Attfield and Duck, 1983, s. 452-453).

Fernandez, Arjantin için, 1956-I-1973-II dönemini, Brezilya için ise, 1955-I-1971-IV dönemini kapsayan üç aylık verilerle çalışmaktadır. Yazarın Arjantin ve Brezilya için elde ettiği sonuçlar, Lucas'ın bulgularıyla uyusmaktadır: Üretim ve enflasyon arasında faydalı bir değiş-tokuş, arz sahiplerinin "aldatılma"sına bağlıdır ve bu aldatma durumu, talep kaymalarının varyansı büyüdükçe güçleşmektedir (Fernandez, 1977, s.606, not: 12).

Hanson (1980) de, Lucas'ın modeline benzer yeni klâsik bir model çerçevesinde, beş Latin Amerika ülkesinde⁸, enflasyon ve büyüme arasındaki kısa-dönemli ilişkiyi incelemektedir (Hanson, 1980, s. 972-989). Hanson, beş enflasyonist Latin Amerika ülkesine uyguladığı, rasyonel veya tutarlı beklentiler yaklaşımı ile elde ettiği sonuçları şöyle özetlemektedir (Hanson, 1980, s. 972-973): - Söz konusu beş ülkede, üretim veya büyüme ile, "beklenmeyen" (unexpected) enflasyon arasında küçük fakat anlamlı bir ilişki vardır. - %10'luk bir beklenmeyen enflasyon, ekstra %1'lik bir büyüme sağlamakta ve bu etki, beş ülkenin tamamı için de, istatistiksel olarak, aynı olmaktadır.

Hanson'a göre bu sonuç, beklenmeyen enflasyona tepkinin, enflasyonun önceden tahmin edilebilirliğine bağlı olduğu şeklindeki Lucas'ın hipotezini güçlü bir şekilde desteklemektedir; çünkü, para arzı süreçlerindeki farklılıklar göz önünde bulundurulduğunda, söz konusu önceden tahmin edilebilirlik beş ülke için de benzer görünmektedir. Ayrıca bu etkinin, Lucas (1973)'ün, daha tahmin edilebilir enflasyona sahip gelişmiş ülkeler için elde ettiği sonuçlara göre, büyük ölçüde daha küçük olması, O'nun, nominal talep öngörülemez olduğunda, Phillips eğrisinin hemen hemen dikey olduğu şeklindeki hipotezini de desteklemektedir.

Hanson, kendi çalışmasının, Lucas (1973)'ün, gelişmiş ülkeler ve enflasyonist ülkeler (Arjantin ve Paraguay) şeklindeki ikili ayırımına, ılımlı bir şekilde enflasyonist ülkeler (Kolombiya, Peru ve Meksika) şeklinde üçüncü bir ülke grubu eklediğini belirtmektedir. Ayrıca, Hanson'un çalışmasının konusunu oluşturan diğer iki ülke, Brezilya ve Şili de, Lucas'ın enflasyonist ülkeler grubuna ait bulunmaktadır⁹.

⁸ Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika ve Peru.

⁹ Bu bağlamda, Hanson'un sonuçları, yüksek ve ılımlı enflasyonun öngörülebilirliği arasında küçük bir fark olabileceğine işaret etmektedir. Bu yüzden, beklenmeyen enflasyon karşısında, söz konusu beş ülkenin de küçük fakat benzer bir tepki göstermesi, Hanson'a göre, Lucas'ın hipotezini güçlü bir şekilde desteklemektedir : "... beklenmeyen enflasyona tepki, onun önceden tahmin edilebilirliği ile ters yönde ilişkilidir."(Hanson, 1980, s. 987.)

Hercowitz (1983) ise, beklenen enflasyon, işlem sıklığı (frequency of transactions) ve Phillips eğrisinin eğimi arasındaki ilişkiyi incelemektedir (Hercowitz, 1983, s.139-154). Bilindiği gibi, Lucas'ın modelinde, nominal şokların yansız (neutral) olmamasının nedeni, bilginin eksik olmasıdır. Ekonomik birimler, gözlenemeyen cari fiyat düzeyini, nominal büyüklüklerin gecikmeli değerlerini içeren bir bilgi seti yardımıyla tahmin etmektedirler. Hercowitz'e göre, eğer beklenen enflasyon, işlem sıklığını (nakit kazançların mallarla değiştirilme sıklığını) etkilerse, diğer fiyatların gözlenme sıklığını da etkilemelidir. Bu nedenle, bilgi setinin yapısı ve dolayısıyla üretimin nominal şoklara tepkisi, beklenen veya sistematik enflasyon oranına da bağlı olacaktır (Hercowitz, 1983, s.139-140).

Hercowitz, değişken toplam talebe sahip ülkelerin aynı zamanda yüksek ortalama enflasyon oranlarına da sahip olduklarına dikkati çekerek, söz konusu ülkelerde Phillips eğrisinin daha dikey olduğu şeklindeki Lucas'ın bulgusunun, işlem hızının bilgi seti üzerindeki etkisiyle de tutarlı olduğunu belirtmektedir. Çünkü beklenen enflasyonun başlıca etkisi, para biriktirmenin beklenen maliyetlerini ve bu nedenle işlem sıklığını artırmasıdır. Böylece, beklenen enflasyon, işlem sıklığı ve dolayısıyla bilgi seti üzerindeki etkisi vasıtasıyla, nominal şokların üretim üzerindeki etkisini azaltmaktadır (Hercowitz, 1983, s. 140).

Hercowitz, kendi ampirik çalışmasında, Lucas (1973) ve Alberro (1981)'in farklı ülkeler için elde ettiği Phillips eğrisi katsayılarına ilişkin tahminleri ile ortalama enflasyon oranları ve nominal gelir varyanslarına ait verileri kullanmaktadır¹⁰. Hercowitz'in ulaştığı sonuçlar, yukarıda ifade ettiğimiz, kendi hipotezini desteklemektedir: π değerleri ile ortalama enflasyon oranları arasında daha anlamlı ve güçlü bir korelasyon bulunurken, π değerleri ile nominal gelir varyansları arasında aynı ölçüde güçlü ve anlamlı bir ilişki bulunamamıştır (Hercowitz, 1983, s.151-153).

Ayrıca Hercowitz'in, R. Barro'nun, öngörülemeyen parasal büyümeye ilişkin tahminlerini kullanarak, U.S. verileri ile yaptığı çalışma da, beklenen enflasyonun, nominal şokların reel üretim üzerindeki etkisini azalttığı şeklindeki hipotezi desteklemiştir (Hercowitz, 1983, s.149-151).

¹⁰ Yazar, gerek Lucas'ın, gerekse Alberro'nun (sırasıyla 18 ve 49 ülke ve 1952-67 ile 1953-69 dönemleri için hesapladıkları), Phillips eğrisinin eğimini ifade eden katsayı tahminleri (π değerleri) ile, söz konusu ülkelerdeki nominal gelirdeki değişime ilişkin varyans ve ortalama enflasyon değerleri arasında regresyon denklemleri oluşturmakta ve tahmin etmektedir.

Özet olarak, Hercowitz'in ampirik sonuçları, beklenen veya ortalama enflasyon oranlarıyla, nominal rahatsızlıkların üretim üzerindeki etkisi arasında büyük bir negatif korelasyonun var olduğunu göstermektedir.

Yukarıdaki çalışmalarda sunulan ülkeler arası kanıtlar, üretim-enflasyon değiş-tokuşu (π) ile nominal gelirdeki değişikliğin varyansı (σ_x^2) arasında negatif bir ilişkinin olduğuna dair Lucas'ın tezini (1 no'lu hipotezi) büyük ölçüde desteklemektedir. Ancak, Froyen ve Waud'un yaptığı çalışmalar, yukarıda açıkladığımız hipotezlerden 2 no'lu hipotezi (π ve genel fiyat düzeyine ilişkin varyans - σ^2 - arasında negatif bir korelasyonun varlığı) desteklemekle birlikte, 1 no'lu (π ile nominal gelirdeki değişikliğin varyansı (σ_x^2) arasında negatif bir korelasyonun varlığı) ve 3 no'lu (σ_x^2 ve σ^2 arasında pozitif bir korelasyonun varlığı) hipotezleri desteklememektedir.

Froyen ve Waud (1980), ülkeler arası kanıtlara ek olarak, sınırlı ölçüde olmak üzere, aynı ülke için farklı dönemlere ilişkin kanıtlar da sunmaktadır. Yazarlar, ülkeler arası karşılaştırmalar bağlamında, 1956-76 dönemi ve on sanayileşmiş ülkenin¹¹ her biri için, yukarıdaki üç hipotezi test etmektedir; ayrıca, 1957-66 ve 1967-76 alt-dönemleri için de, her ülke için ülke içi karşılaştırmalar yapılmaktadır (Froyen ve Waud, 1980, s.409-421).

Froyen ve Waud'un ulaştığı sonuçlar şöyle özetlenebilir: 1)- Lucas'ın modeline göre, π ve σ_x^2 arasında negatif bir korelasyon olması gerektiği şeklindeki önerme, hem ülkeler arası testlerden, hem de belirli bir ülkeye uygulanan zamanlar arası testlerden bir destek almamıştır. 2)- σ_x^2 ve σ_p^2 (enflasyon oranı) arasında pozitif bir korelasyon olması gerektiği şeklindeki önerme ise, ülkeler arası testlerden, incelenen dönemin ikinci alt döneminde destek alırken; belirli bir ülkenin, söz konusu değerler açısından alt-dönemler arasında gösterdiği değişiklikler, önemli bir destek sağlamamıştır. 3)- Froyen ve Waud'un çalışmasının sonuçlarına göre, Lucas'ın modelinin en fazla desteklenen önermesi, π ve σ_p^2 arasındaki negatif korelasyondur. Tek tek ülkeler için zaman içinde yapılan testler daha az ikna edici olmakla birlikte, ülkeler arasında yapılan testler, bu önermeyi oldukça güçlü bir şekilde desteklemiştir.

Böylece, Froyen ve Waud, enflasyon varyansı arttıkça, üretim-enflasyon değiş-tokuşuna ilişkin koşulların bozulduğu sonucuna ulaşmışlardır. Onlara göre, π ve σ_p^2 tahminleri arasında bulunan bu negatif korelasyon, modelinde,

¹¹ A.B.D., Batı Almanya, Belçika, Fransa, Hollanda, İngiltere, İsviçre, İtalya, Japonya ve Kanada .

ekonomik birimlerin eylemlerini yönlendiren bilgi yapısı ile ilgili olarak, Lucas'ın yaptığı varsayımları desteklemektedir¹².

Ancak, Lucas'ın hipotezine göre, π ve σ_p^2 değerleri açısından, ülkeler arasında görülen sistematik farklılıklar, esas olarak σ_x^2 'e ilişkin farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Oysa, Froyen ve Waud, σ_x^2 'e ilişkin tahminlerdeki farklılıkların, hem ülkeler arasında yapılan, hem de belirli bir ülke için zaman içinde uygulanan testlerde, π ve σ_p^2 tahminlerindeki farklılıklar için yeterli bir açıklama sağlamadığını görmüşlerdir (Froyen ve Waud, 1980, s. 420).

Bu nedenle, yazarlar, Lucas'ın modelinin, verilerle daha tutarlı olabilmesi için, bilgi ile ilgili olanlar dışındaki bazı temel varsayımlarının yeniden gözden geçirilmesi ve bu varsayımlarda bazı değişiklikler yapılması gerektiğine işaret etmektedirler. Froyen ve Waud, Lucas'ın modelinin üç temel varsayımına dikkati çekmektedir (Froyen ve Waud, 1980, s. 418):

- gelirdeki çevrimsel hareketler, esas olarak talep kaymalarından kaynaklanmaktadır; - τ^2 (görelî-piyasa-spesifik-fiyatların varyansı) ve γ (öngörülemeyen fiyat değişiklikleri karşısındaki arz yanıtını gösteren katsayı) büyüklükleri, ülkeler arasında oldukça istikrarlıdır ; - nominal gelir, ekonominin toplam talep tarafında belirlenmektedir.

Froyen ve Waud, ilk varsayıma göre, sanayileşmiş ülkelerin yaşadıkları arz şoklarının, Lucas'ın modelinde sistematik bir rolü olmadığını ve bu şekilde, ülkeler arasında veya zaman içinde, ekonomilerin davranışındaki sistematik farklılıkları açıklayamayacağını belirtmektedir. Toplam arz şoklarının varyansındaki bir artış da, toplam talep şokları gibi, reel üretim yanıtının, yani π değerinin düşmesine ve enflasyon varyansının (σ_p^2) yükselmesine neden olur. Daha açık bir ifadeyle, toplam arz şokunun varyansı σ_μ^2 ile ifade edilirse, $\partial\pi / \sigma_\mu^2 < 0$ ve $\partial\sigma_p^2 / \sigma_\mu^2 > 0$ 'dır. Bu durumda, tıpkı Froyen ve Waud'un çalışmasında olduğu gibi, toplam talep varyansında (σ_x^2) önemli bir değişiklik olmadan, fiyat varyansında gözlenen yükselişleri ve π ile σ_p^2 arasındaki negatif korelasyonu, ülkeler arasında, arz şoklarının varyansları (σ_μ^2) açısından olan farklılıklarla açıklamak mümkün olur (Froyen ve Waud, 1980, s. 418-419).

¹² Bilindiği gibi, Lucas, ekonomik birimlerin, görelî fiyat hareketlerini genel fiyat hareketlerinden ayırt edemediklerini, fakat sadece görelî fiyatlarda sezdikleri hareketlere tepki gösterdiklerini varsaymaktadır. Froyen ve Waud, eğer ekonomik birimler, beklentilerini optimal bir şekilde belirliyorlarsa, genel fiyat düzeyi varyansı (σ^2) daha yüksek oldukça, tek bir piyasadaki belirli bir fiyat değişikliğini, daha büyük bir ölçüde, genel fiyat düzeyine ilişkin bir değişikliğe atfedebileceklerini belirtmektedirler. Böylece, daha yüksek genel fiyat (ve dolayısıyla enflasyon) varyansı, *ceteris paribus*, daha düşük reel üretim yanıtına neden olacaktır (Froyen ve Waud, 1980, s. 417-418).

Lucas'ın, τ^2 ve γ değerlerinin ülkeler arasında oldukça istikrarlı olduğu şeklindeki varsayımı da, genel fiyat düzeyi varyansı ile görelî fiyat varyansı arasındaki olası ilişki nedeniyle pek gerçekçi görünmemektedir. Görelî ve toplam arz ya da talep şoklarının, ülkeler arasındaki veya zaman içindeki dağılımlarının karşılıklı birbirine bağıllığı veya görelî arz ya da talep şoklarının, ülkeler arasında veya zaman içindeki dağılımlarındaki sistematik farklılıklar, bu ikinci varsayımın sorgulanmasını gerektirmektedir (Froyen ve Waud, 1980, s. 419-420).

Lucas'ın modelinde, nominal gelirin, ekonominin toplam talep tarafında belirlendiği şeklindeki üçüncü varsayım ise, toplam talep eğrisinin birim esnek olduğu şeklindeki varsayımda kendini göstermektedir. Eğer toplam talep eğrisi birim esnek olmazsa, arz eğrisindeki kaymalar nominal gelirden değişikliklere neden olur ve bu yüzden Δx_t dışsal varsayılmaz; hata terimi ile eş zamanlı olarak ilişkili olur ve bu durum, eğer üretim denklemi en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilirse, sapmalı (biased) tahminlere neden olur¹³ (Froyen ve Waud, 1980, s. 420).

Nitekim Arak (1977) de, Lucas'ın tüm tahminlerinin, nominal GNP'nin egzogen bir değişken olduğu varsayımına dayalı olduğuna dikkati çekerek, eğer bu varsayım uygun değilse, Lucas'ın yönteminin yanlış sonuçlar üreteceğini iddia etmektedir. Arak, nominal GNP'nin dışsal olmadığı yeni testler geliştirerek Lucas'ın modeline uygulamakta ve A.B.D. için, söz konusu testlerin gerideki teoriyi desteklemediği sonucuna ulaşmaktadır: fiyatlar, rasyonelliğe dayalı eşitlik tarafından pek açıklanamamakta ve fiyat beklentilerindeki hatalarla, üretimdeki değişimler arasında anlamlı ilişkiler bulunamamaktadır¹⁴ (Arak, 1977, s. 728-730).

¹³ Froyen ve Waud, bu olasılığı gözden geçirmek için, üretim denklemini, Δx_t yerine enstrümental değişkenler (para stoğu, ihracat ve y_{ct} 'nin gecikmeli değeri gibi) kullanarak, her ülke ve tüm alt dönemler için yeniden tahmin etmişlerdir. Elde ettikleri sonuçlar, en küçük kareler sonuçlarından önemli farklılıklar göstermemiştir (Froyen ve Waud, 1980, s. 420).

¹⁴ Arak, talebin toplam üretim için fiyat esnekliğini de (ξ) içeren talep eşitliğini şöyle ifade etmektedir (Arak, 1977, s. 728): $P + y = (1 - \xi) P + x$.

Yukarıdaki eşitliğin sol tarafı nominal GNP'yi (log olarak) gösterirken, sağ tarafın, Lucas'ın eşitliğindeki dışsal değişken x 'e eşit olması, ξ (talebin fiyat esnekliği) = 1 olmasına bağlıdır. Bu nedenle, nominal GNP(log) = x olmasının tek koşulu, $\xi = 1$ olmasıdır.

Böylece, Lucas'ın arz eşitliğinde yer alan Δx_t , nominal GNP'deki değişime (ΔG) karşılık gelmektedir (Arak, 1977, s.729): $y_t - y_{nt} = -\pi\delta + \pi\Delta G + \lambda(y_{t-1} - y_{n,t-1}) + \varepsilon_t$.

Lucas'ın modelinde, nominal GNP'deki değişimin üretimdeki trendden sapma üzerindeki etkisini ifade eden katsayı, $\pi = \theta\gamma / (\theta\gamma + 1)$ olup, $\xi = 1$ olduğunu göstermektedir; çünkü Arak'ın modelinde aynı katsayı şöyle ifade edilmektedir: $\pi = \theta\gamma / (\theta\gamma + \xi)$.

Bu durumda, $\xi \neq 1$ olması, gerideki model doğru olsun ya da olmasın, Lucas'ın arz denklemindeki π katsayısına ilişkin tahminlerin yukarıya (eğer $\xi > 1$ ise) ve aşağıya doğru (eğer $\xi < 1$ ise) sapmalı (biased) olmasına neden olacaktır.

Böylece Arak, talebin fiyat esnekliğinin bir ve birden farklı ($\xi = 1$ ve $\xi \neq 1$) olması durumunu, A.B.D. ve 1952-1967 dönemi için test etmektedir. Her iki durumda elde ettiği sonuçlar birbirinden önemli farklılıklar göstermektedir: Arak'ın, $\xi \neq 1$ ($\xi = 2.9$) olması durumunda, üretim ve fiyat eşitliklerinin tahmininden elde ettiği sonuçlar, $\xi = 1$ olması durumuna göre, hem parametre değerleri, hem de gerideki modelin yeterliliği açısından farklı bir tablo çizmektedir. Fiyat eşitliği, fiyat düzeyindeki hareketleri anlamlı bir şekilde açıklayamazken; nominal talep şokları karşısındaki arz yanıtı da anlamlı bulunmamıştır. Bu sonuçlar karşısında, Arak'a göre, Lucas'ın modelinin doğruluğunun sorgulanması gerekmektedir (Arak, 1977, s. 730).

Lucas'ın, Arak'ın eleştirilerine yanıtı, kendisinin π parametresini tahmin ederken tam bir uyum ("an exact fit") varsayımı yapmadığı, bu kesin olmama durumu yüzünden de, modeli değerlendirirken, "yüksek" R^2 'ler gibi, tahminlerin açıklayıcı gücüne ilişkin kriterlerin sadece gayri resmi olarak kullanıldığıdır. Lucas'a göre, Arak versiyonunda, tam bir uyum varsayımı yapıldığından, değişkenler arasında *mükemmel* bir ilişki aranmakta, fakat tam tersine çok düşük R^2 değerleri elde edilmektedir. Bu nedenle, modelin kesin (exact) versiyonu reddedilmelidir.

Böylece Lucas, Arak'ın $\xi \neq 1$ sınırlamasının reddedildiğini, fakat Arak'ın tahmin sonuçlarının, kendisinin $\xi = 1$ sınırlamasını kesin bir şekilde reddedemediğini vurgulamaktadır (Lucas, 1977, s. 731).

Diğer taraftan, Jung (1985), arz eğrisinin esnekliğinin (γ) ve spesifik piyasa fiyatının varyansının (τ^2) ülkeler arasında sabit olduğuna inanmak için bir neden olmadığına göre, basit korelasyonlardan ziyade kısmi korelasyonların, π ile σ_x^2 , σ^2 ve σ_x^2 ile σ^2 arasındaki ilişkilerin doğru ölçüleri olduğunu söylemektedir. Jung, 56 ülke (19 gelişmiş ve 37 daha az-gelişmiş ülke) üzerinde, hem basit hem de kısmi korelasyon katsayılarını¹⁵ hesaplayarak, yukarıda açıkladığımız üç ilişkiyi yeniden test etmektedir (Jung, 1985, s. 101-113).

¹⁵ Kısmi korelasyonlar, γ 'daki ülkeler arası değişiklikleri dikkate almaktadır. Jung, öngörülemeyen görelî fiyat değişikliklerine arz yanıtlarını ölçen katsayı olan γ 'nın teorik değerini şöyle hesaplamaktadır: $\gamma = (1 - \theta) (\pi / 1 - \pi)$ ve $[\theta = \tau^2 / (\sigma^2 + \tau^2)]$. Böylece Jung, her ülke için Lucas'ın toplam arz modeli vasıtasıyla tahmin edilen π katsayılarının karşılığı olan değerleri yerine koyarak ve $\theta = 2/3$ varsayarak, γ 'ya ilişkin teorik değerleri hesaplamaktadır. Şüphesiz, θ 'nın ülkeler arasında sabit olduğunun varsayılması da gerçekçi olmayıp, kısıtlayıcıdır; çünkü ya σ^2 ve τ^2 'nin ya da σ^2 / τ^2 'nin sabit olduğu anlamına gelmektedir (Katsimbris, 1990a, s. 484, not : 1).

Sonuç olarak Jung, hem basit hem de kısmi korelasyon testlerinin, π ile σ_x^2 ve π ile σ^2 arasındaki negatif ilişkiyi gelişmiş ülkeler grubu için desteklediğini fakat az gelişmiş ülkeler grubu için zayıf destek sağladığını yazmaktadır. Diğer taraftan, σ_x^2 ile σ^2 arasındaki pozitif ilişki, her iki grup için de anlamlı bulunmuştur. Böylece Jung, π ile σ_x^2 arasındaki ilişkiye dair kendi kanıtlarının, Froyen ve Waud (1980)'in on sanayileşmiş ülke için elde ettikleriyle çeliştiği, fakat Lucas (1973)'ün bulgularını güçlendirdiği sonucuna varmaktadır; çünkü kendi sonuçları, daha gerçekçi olan kısmi korelasyon ölçüsüne dayanmaktadır.

Ancak, Katsimbris (1990a), Jung'un bulgularının, ilgili parametrelerde, aynı ülkede, zaman içinde meydana gelebilecek değişiklikler nedeniyle, toplama hatası (aggregation bias) içerebileceğine işaret etmektedir. Katsimbris, bu durumu gösterebilmek amacıyla, 39 ülke (19 gelişmiş ve 20 daha az gelişmiş) için, 1953-1986 dönemine ilişkin olarak, hem ülkeler arası hem de aynı ülke içinde zamanlar arası '*disaggregated*' kanıtlar sunmakta ve Jung'un elde ettikleriyle tamamen çelişkili sonuçlar elde etmektedir (Katsimbris, 1990a, s. 483-499).

Katsimbris, öncelikle Lucas'ın toplam arz modelini tahmin ederek, Türkiye'nin de aralarında bulunduğu, 39 ülke için ayrı ayrı π değerlerini bulmakta ve daha sonra da, söz konusu üç varyans hipotezini test edebilmek amacıyla, Jung'u izleyerek, π ile σ_x^2 , π ile σ^2 ve σ_x^2 ile σ^2 arasındaki basit ve kısmi korelasyonları, 39 ülkenin tamamı ve iki alt grup (19 gelişmiş ve 20 daha az gelişmiş) için tahmin etmektedir.

Katsimbris'in tahmin ettiği π değerleri, Lucas'ın teziyle tutarlıdır: Nominal geliri daha az değişken gelişmiş ülkelerde genellikle daha yüksek ve nominal geliri daha değişken az gelişmiş ülkelerde genellikle daha düşük¹⁶.

Katsimbris'in, Jung'un yöntemini izleyerek hesapladığı korelasyon katsayılarından elde ettiği sonuçlar, Jung (1985)'in bulgularıyla tutarlıdır (Katsimbris, 1990a, s. 488). Fakat, ülkeler arası (cross-country) kanıtların ne

¹⁶ Yazarın çalışmasının sonuçlarına göre, 1953-1986 dönemi için, π katsayısı değerleri, A.B.D. için 0.813, Almanya için 0.873, Avusturya için 0.526, Belçika için 0.683, Danimarka için 0.702, Finlandiya için 0.547, Fransa için 0.008, Hollanda için 0.499, İngiltere için 0.109, İrlanda için 0.203, İspanya için 0.492, İsveç için 0.367, İtalya için 0.060, Meksika için - 0.087 ve Türkiye için - 0.080 olarak bulunmuştur (Katsimbris, 1990a, s. 486-487). Bu sonuçların, bizim 1980-1992 dönemi için elde ettiğimiz sonuçlara büyük ölçüde paralel olduğu söylenebilir (Bkz. Tablo 3).

derece sağlıklı olduğunu belirlemek amacıyla, Jung'un kullandığı veriler üzerinde yaptığı çalışmaya göre, Katsimbris, ülkeler arası tahminlerin, Lucas'ın varyans hipotezlerinin ampirik testi için uygun olmadığı, böyle kanıtlara dayalı olan genellemelerin şüpheli olduğu sonucuna varmıştır. τ^2 ve γ parametrelerinde ülkeler arasında veya ülke-içinde ortaya çıkan farklılıklar, gelişme düzeyindeki farklılıklar, vs. gibi faktörler nedeniyle, ülkeler arası korelasyon katsayısı tahminleri, toplama sorunu (aggregation bias) ile karşılaşılabılır¹⁷.

Katsimbris'e göre, bu yüzden, ülkelerin tek tek ele alınarak analiz edilmesi, daha anlamlı ve sağlam kanıtlar sağlayacaktır (Katsimbris, 1990, s. 488-492).

Bu amaçla Katsimbris, Lucas (1973) modelinin üç çıkarsamasını, hem basit hem de kısmi korelasyon katsayılarını kullanarak ülke ülke (39 ülke – 19 gelişmiş, 20 daha az gelişmiş –) analiz etmiştir. Katsimbris'in, gelişmiş ülkeler ve daha az gelişmiş ülkeler şeklinde iki ayrı gruba uyguladığı bu zamanlar arası testler, Lucas'ın, özellikle ilk iki varyans hipotezi için önemli bir ampirik destek sağlamamıştır¹⁸ (Katsimbris, 1990a, s. 492-497).

¹⁷ Ayrıca, Katsimbris'e göre, homojen bir ülke grubu söz konusu olsa bile, nominal toplam talepteki ve genel fiyat düzeyindeki değişkenliğin ölçüsü olarak σ_x^2 ve σ^2 'nin kullanılmasından dolayı, bu istatistiklerin nokta tahminleri olmaları ve birçok dağılımla tutarlı olmaları nedeniyle, ülkeler arası korelasyonlar halâ sağlıklı olabilir. Böylece, aynı σ_x^2 değerine sahip iki ülkenin, eğer bunların gerisindeki dağılımlar farklıysa, farklı π değerleri olması söz konusu olabilir.

¹⁸ Katsimbris'in elde ettiği sonuçlara göre, π ve σ_x^2 arasındaki basit ve kısmi korelasyon katsayıları [$R(\pi, \sigma_x^2)$ ve $R(\pi, \sigma_x^2 / \gamma)$], gelişmiş ülkelerin sırasıyla % 42 ve % 16'sında negatif ve anlamlıdır. Bu sonuçlar, Jung (1985)'in ve Katsimbris'in kendisinin ülkeler arası tahminleriyle çelişkili olup, Froyen ve Waud'un (1980) sonuçlarıyla uyumludur. Aynı katsayılar, daha az gelişmiş ülkelerin sırasıyla % 58 ve % 37'sinde negatif ve anlamlı olup, bu sonuçlar, Jung (1985) ve Katsimbris'in ülkeler arası tahminleriyle tutarlıdır. Diğer taraftan, π ve σ^2 arasındaki basit ve kısmi korelasyon katsayıları [$R(\pi, \sigma^2)$ ve $R(\pi, \sigma^2 / \gamma)$], gelişmiş ülkelerin sırasıyla % 53 ve % 21'inde negatif ve anlamlıdır. Bu sonuçlar da, Jung (1985)'in ve Katsimbris'in kendisinin ülkeler arası tahminleriyle çelişkilidir. Aynı katsayılar, daha az gelişmiş ülkelerin sırasıyla % 68 ve % 37'sinde negatif ve anlamlı bulunmuştur.

Son olarak, σ_x^2 ve σ^2 arasındaki basit ve kısmi korelasyon katsayıları [$R(\sigma_x^2, \sigma^2)$ ve $R(\sigma_x^2, \sigma^2 / \gamma)$], gelişmiş ülkelerin sırasıyla % 68 ve % 79'unda pozitif ve anlamlıdır. Basit korelasyon açısından, ülkeler arası analize göre daha kötü bir sonuç elde edilmekle birlikte, daha önceki testlerle tutarlı sonuçlar bulunmuştur. Benzer şekilde, σ_x^2 ve σ^2 arasında pozitif bir korelasyon olduğuna dair hipotez, daha az gelişmiş ülkeler için, hem basit hem de kısmi korelasyon testleri tarafından desteklenmiştir; söz konusu katsayılar, az gelişmiş ülkelerin sırasıyla % 74 ve % 74'ünde pozitif ve anlamlıdır.

Diğer taraftan, yine Katsimbris tarafından gerçekleştirilen, ülkelerin tek tek analiz edildiği ve üretim denkleminde arz şoklarının da yer aldığı bir başka çalışmada da benzer sonuçlar elde edilmiştir. Söz konusu üç ilişki, Katsimbris'in çalışmasında yer alan otuz dokuz ülkenin sadece % 26, % 39 ve % 64'ünde, doğru işaretli ve anlamlı bulunmuştur. Ayrıca, üretim-enflasyon değiş-tokuşu ile toplam arz şoklarının değişkenliği arasında negatif bir ilişki olduğuna dair hipotez, söz konusu ülkelerin sadece % 23'ünde desteklenirken, enflasyon oranının değişkenliği ile toplam arz şoklarının değişkenliği arasındaki pozitif ilişkiye dair hipotez de, ülkelerin % 49'undan destek almıştır (Katsimbris, 1990b, s. 1-7).

Tüm bu sonuçlar, ülkeler arası (cross-country) karşılaştırmalara dayalı olan ve Lucas'ın varyans hipotezlerini destekleyen daha önceki ampirik çalışmaların büyük çoğunluğundan ayrılmakta ve Froyen ve Waud'un (1980) bulgularıyla uyumaktadır. Lucas'ın modelinde, enflasyon varyansındaki farklılıklar ve bu nedenle, üretim-enflasyon değiş-tokuşundaki farklılıklar, toplam talep varyansındaki farklılıkların sonuçlarıdır (Froyen ve Waud, 1980, s. 409-410). Ancak, gerek Froyen ve Waud'un, gerekse Katsimbris'in elde ettiği sonuçlar, bu süreçle tutarlı değildir; çünkü üretim-enflasyon değiş-tokuşu ile nominal toplam talebin değişkenliği arasında negatif bir ilişkinin varlığına ilişkin Lucas hipotezi, yapılan bu ampirik çalışmalardan en az destek alan hipotez durumundadır.

Froyen ve Waud (1984, 1985), toplam talepteki değişkenliğin reel üretim üzerindeki etkisini *Lucas etkisi* (üretim-enflasyon değiş-tokuşu konusundaki yeni klâsik görüş); arz yanlı şokların, özellikle enerji fiyatındaki şokların reel üretim üzerindeki etkisini *arz-yanlı etki* ve enflasyondaki değişkenliğin reel üretimin doğal düzeyi üzerindeki etkisini ise *Friedman etkisi* şeklinde tanımlamaktadır. Böylece, üretim-enflasyon değiş-tokuşu, söz konusu bu üç etki tarafından belirlenmektedir (Froyen ve Waud, 1984, s. 53; Froyen ve Waud, 1985, s. 9).

Yeni klâsik görüşe göre, *Lucas etkisi*, reel üretimin sadece toplam talepteki öngörülemeyen değişikliklere yanıt vermesinden ve bu yanıtın, enflasyondaki ve toplam talepteki değişkenlikle ters orantılı olmasından doğmaktadır (Lucas, 1972,1973).

Diğer taraftan, 1970'li yıllarda, enerji fiyatlarında ortaya çıkan ani yükselişler gibi, arz-yanlı şoklardan kaynaklanan *arz-yanlı etki*, diğer faktörler aynı iken, enflasyon oranında bir artışa ve reel üretimde bir düşüşe neden

olabilir. Dolayısıyla, üretim-enflasyon deęiş-tokuşundaki kaymanın en azından bir kısmı da arz-yanlı etkiyle açıklanabilir.

Friedman'ın, 1977 tarihli ünlü makalesi "*Inflation and Unemployment*" da (Friedman, 1977, s.451-472) ortaya koyduğu görüşlerini yansıtan *Friedman etkisi*, enflasyon oranındaki artan deęişkenliğin – toplam talep veya arzdaki deęişkenliğin neden olduđu –, fiyat sisteminin etkinliğinde bir azalmaya neden olarak, doğal reel üretim oranında bir azalmaya yol açmasını içermektedir (Friedman, 1977, s. 464-468). Yüksek enflasyon oranları ile enflasyondaki artan deęişkenliğin ilişkili olmasından dolayı, Friedman etkisi, enflasyon oranı ile reel üretim arasında negatif bir ilişkiye yol açmakta ve böylece, yukarıdaki diđer iki etki gibi, üretim-enflasyon deęiş-tokuşunda bir bozulmaya neden olmaktadır¹⁹.

Froyen ve Waud, yukarıdaki üç etkiyi, 1957(I)-1980(IV) döneminin verilerini kullanarak, İngiltere için ampirik olarak test etmiştir. Söz konusu dönemde İngiltere, komünist olmayan on sanayileşmiş ülke arasında, enflasyon deęişkenliği en yüksek olan ülke konumundadır; İngiltere'de, 1969(I)-1980(IV) alt-dönemi sırasındaki enflasyon oranı varyansı, 1957(II)-1968(IV) alt-döneminin iki buçuk katı deęerindedir (Froyen ve Waud, 1984, s. 63.) ve üretim-enflasyon deęiş-tokuşunda da bir bozulma ortaya çıkmıştır. Froyen ve Waud, bu bozulmanın, Lucas etkisi, arz-yanlı etki ve Friedman etkisi tarafından ne ölçüde açıklanabildiğini belirlemeye çalışmıştır (Froyen and Waud, 1984, s. 53-67).

Froyen ve Waud'un tahmin ettiđi, reel üretimdeki trendden sapmayı gösteren eşitlik, Lucas'ın modelinden farklı olarak, Lucas etkisinin yanında, hem arz-yanlı etkiyi hem de Friedman etkisini içermektedir (Froyen ve Waud, 1984, s. 58):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{\Delta p,t}^2 - \frac{g_2 \theta}{1 - g_2 \theta} \Delta x_t + \frac{g_3 \theta}{1 - g_2 \theta} \mu_t + \lambda y_{t-1}$$

¹⁹ Ancak, Friedman'ın analizi ile Lucas'ın analizi arasındaki en önemli fark, Friedman'ın analizinde, enflasyon deęişkenliğindeki deęişikliklerin ve dolayısıyla toplam talep ve arzdeki deęişikliklerin, söz konusu deęişikliklerin ekonomik birimler tarafından algılanıp algılanmamasına bakılmaksızın, reel üretimi etkilemesidir. Oysa, Lucas'ın modelinde, toplam talep ve arz deęişkenliğindeki deęişikliklerin rolü, söz konusu deęişikliklerin, piyasa katılımcıları tarafından algılanıp algılanmamasına bağlıdır ((Froyen ve Waud, 1984, s. 65, not: 11).

Froyen ve Waud'un modelinde, bağımlı değişken, üretimdeki trendden sapma (y_t), Lucas-tarzı modelden biraz daha farklı bir şekilde yorumlanmaktadır. Lucas'ın modelinde, üretimdeki trendden sapma, üretimin çevrimsel bölümüne karşılık gelirken, Froyen ve Waud'un modelinde, üretimin trendden sapmasında *hem* çevrimsel faktörler (Δx_t ve μ_t), *hem de* enflasyon değişkenliğinin (arz ve talep değişkenliğinin) doğal üretim oranı üzerindeki etkisi rol oynamaktadır.

Yukarıdaki eşitlikte, Lucas etkisini Δx_t , arz-yanlı etkiyi μ_t ve Friedman etkisini $\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$ ifadeleri göstermektedir²⁰.

Froyen ve Waud, arz şoku için iki farklı ölçü kullanmıştır: Enerji fiyatı ve ithalat mallarının fiyatı. Froyen ve Waud'un tahmin sonuçları, arz şokunun ölçüsü olarak enerji fiyatı kullanıldığında, güçlü bir Friedman etkisinin varlığını; arz şokunun ölçüsü olarak ithalat fiyatı kullanıldığında ise, hem Friedman etkisi hem de arz-yanlı etkinin söz konusu olduğunu göstermektedir²¹.

Diğer taraftan, arz şokunun ölçüsü olarak enerji fiyatı kullanıldığında, toplam talep şoklarının (Δx_t) reel üretim (y_t) üzerindeki etkisinin anlamlı ve beklendiği gibi pozitif işaretli bulunmasına rağmen, enflasyon değişkenliği ile toplam talepteki değişiklik arasındaki karşılıklı ilişki ($\sigma_{\Delta p,t}^2 \Delta x_t$) anlamlı bulunmamış ve Lucas etkisinin olmadığı sonucuna varılmıştır. Daha açık bir ifadeyle, Δx_t 'ye ilişkin katsayının, Lucas etkisinin varlığı durumunda iddia edildiği şekilde, anlamlı bir şekilde değiştiğine (değişkenlik arttıkça düştüğüne)

²⁰ Δx_t ve μ_t 'ye ilişkin katsayılar, hem toplam hem de piyasa-spesifik (görelî) talep ve arz şoklarına ilişkin varyansların fonksiyonlarıdır. Çünkü, daha önce de gördüğümüz gibi, θ parametresi, piyasa spesifik ve toplam talep ve arz şoklarına ilişkin varyansların bir fonksiyonudur ve piyasa-spesifik varyansların artan bir fonksiyonu iken, toplam talep ve arz şoklarına ilişkin varyansların azalan bir fonksiyonudur. Böylece, Δx_t 'ye ilişkin katsayı, toplam talep (σ_x^2) ve/veya toplam arz (σ_μ^2) varyansının azalan bir fonksiyonu; μ_t 'ye ilişkin katsayı ise, söz konusu varyansların artan bir fonksiyonudur. Enflasyon oranına ilişkin varyans ($\sigma_{\Delta p,t}^2$) ise, σ_x^2 ve σ_μ^2 'nin artan bir fonksiyonudur. Bu yüzden, Δx_t 'ye ilişkin katsayı, enflasyon oranının varyansının azalan, μ_t 'ye ilişkin katsayı ise artan bir fonksiyonudur. Böylece, toplam talep ve arz varyanslarıyla enflasyon oranının varyansı arasında sıkı bir ilişki vardır (Froyen ve Waud, 1984, s.58-59).

²¹ Froyen ve Waud'un hesaplamalarına göre, Friedman etkisi vasıtasıyla işleyen artan enflasyon değişkenliği, doğal reel üretim oranında ($y_{n,t}$) ve dolayısıyla reel üretimin gerçek düzeyinde (y_t) %2.5'lük bir azalmaya neden olmaktadır. Hem arz-yanlı hem de Friedman etkilerinden kaynaklanan artan enflasyon değişkenliği ise, reel üretim düzeyinde %5.5'lik bir azalmaya yol açmaktadır. Bu değişimin arz-yanlı etkiden - enflasyon değişkenliği ile arz şokunun karşılıklı etkileşiminden - kaynaklanan miktarı %3.3 olup, geri kalan %2.2, Friedman etkisinden kaynaklanmaktadır.

ilişkin bir kanıt elde edilememiştir. Arz şokunun ölçüsü olarak ithalat fiyatı kullanıldığında da sonuç değişmemektedir.

Böylece, Froyen ve Waud, İngiltere’de, 1957-1980 döneminde, üretim-enflasyon değiş-tokuşunda ortaya çıkan bozulmanın gerisinde bir ölçüde arz-yanlı etkinin ve esas olarak da Friedman etkisinin var olduğu, Lucas etkisinin söz konusu olmadığı sonucuna ulaşmışlardır (Froyen ve Waud, 1984, s.60-64).

Froyen ve Waud (1985) ise, yukarıda açıkladığımız ampirik testin aynısını A.B.D. için yapmaktadır (Froyen ve Waud, 1985, s. 9-15). Tıpkı İngiltere’de olduğu gibi, A.B.D.’de de, 1950’lerin ortalarından 1980’e kadar olan dönemde, enflasyon oranıyla işsizlik oranı ve benzer şekilde enflasyon oranıyla reel üretimdeki değişim oranı arasındaki ilişkide görünür bir kayma meydana gelmiştir²².

Froyen ve Waud (1985), bu durumun nedenlerini, daha önce açıkladığımız üç etki açısından, A.B.D.’nin 1959(II)-1980(IV) verilerini kullanarak analiz etmektedir. Yazarlar ayrıca 1959(II)-1968(IV) ve 1969(I)-1980(IV) alt-dönemlerini de birbiriyle karşılaştırmaktadır.

Froyen ve Waud’un ampirik çalışmalarının sonuçlarına göre, 1950’ler ve 1980’ler arasında, A.B.D.’de, enflasyon oranı ve reel üretimin büyüme oranı arasındaki ilişkide ortaya çıkan kaymanın (pozitiften negatife) gerisinde, tıpkı aynı dönemde İngiltere’de olduğu gibi, daha çok arz-yanlı şoklar ve enflasyon değişkenliğinin doğal reel üretim oranı üzerindeki etkisi yani Friedman etkisi yer almaktadır; Lucas etkisi bu gelişmede önemli bir rol oynamamaktadır²³.

Görüldüğü gibi, üretim-enflasyon değiş-tokuşuna ilişkin yeni klâsik görüş (*Lucas Etkisi*), Lucas (1973) ve bizim yukarıda özetlediğimiz çalışmamız gibi,

²² A.B.D.’de, 1957-1968 arasında, enflasyon oranıyla işsizlik oranı arasında negatif bir korelasyon varken (-0.86), 1969-1980 döneminde bu korelasyon pozitif hale gelmiştir (0.44). Benzer şekilde, enflasyon oranıyla reel üretimdeki değişim oranı arasındaki korelasyon, 1957-1968 döneminde pozitif iken (0.16), 1969-1980 döneminde negatif hale gelmiştir (-0.65) (Froyen ve Waud, 1985, s.9).

²³ İngiltere örneğinde olduğu gibi, ilk alt-dönem, ikincisine göre daha düşük enflasyon değişkenliğine sahip olup; enflasyon oranının varyansı açısından, ikinci alt-dönemin birincisine oranı 2.42’dir. Toplam talep varyansı (nominal gelirin log değerindeki değişikliğin varyansı) ve toplam arz varyansı (enerji fiyatı şokunun veya ithalat fiyatı şokunun varyansı), enflasyon değişkenliğindeki artışın sorumlusunun, arz şokunun değişkenliğindeki bir artış olduğunu göstermiştir. Toplam talep şokunun varyansı açısından, ikinci alt-dönemin birincisine oranı ($\sigma^2_{x2} / \sigma^2_{x1}$), 0.98’dir. Arz şokunun varyansı açısından, ikinci alt dönemin birincisine oranı ($\sigma^2_{\mu2} / \sigma^2_{\mu1}$), enerji fiyatı ölçüsü için 3.18 ve ithalat fiyatı ölçüsü için ise 2.25 olarak bulunmuştur.

ülkeler arası karşılaştırmalara dayalı çalışmalardan ampirik destek alırken; Froyen ve Waud (1984, 1985), Katsimbris (1990a, 1990b) gibi, ülkeleri tek tek ele alıp, zaman içinde üretim-enflasyon değiş-tokuşunda ortaya çıkan değişiklikleri analiz eden çalışmalardan yeterli desteği alamamıştır.

IV. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Üretim-enflasyon değiş-tokuşu konusundaki yeni klâsik görüş, Robert E. Lucas'ın eksik bilgi teorisi ile bu teorinin sonucu olan toplam arz hipotezine dayanmaktadır. Lucas, ekonomik birimlerin, ekonomideki genel fiyat hareketleri ile görelî fiyat hareketlerini birbirinden ayıramamaları durumunu eksik bilgi sorunsalına dayandırarak ve bir toplam arz modeli oluşturarak, ekonomide kısa dönemde gözlenen pozitif eğimli Phillips eğrisine (üretim-enflasyon değiş-tokuşu) tutarlı bir açıklama getirmeye çalışmaktadır (Lucas, 1972, s. 103-124).

Enflasyon oranlarını ve üretimi aynı yönde, veya işsizlik ve enflasyon oranlarını zıt yönlerde hareket ettiren toplam talep politikalarının bu etkileri karşısında, geleneksel Phillips eğrisi açıklaması, söz konusu değiş-tokuşun, ekonominin oldukça istikrarlı yapısal niteliklerinden kaynaklandığı ve böylece, izlenen toplam talep politikasının niteliğinden bağımsız olduğudur.

Lucas'ın, söz konusu değiş-tokuş için getirdiği alternatif açıklama ise, fiyat değişiklikleri ile üretim arasındaki pozitif ilişkinin, arz sahiplerinin, eksik bilgi nedeniyle, genel fiyat hareketlerini, görelî fiyat hareketleri şeklinde yanlış yorumlamalarından kaynaklandığı şeklindedir. Lucas, bu görüşten iki sonuç çıkarmaktadır: İlk olarak, ortalama enflasyon oranlarındaki değişiklikler, ortalama üretimi artırmaz ve ikinci olarak, ortalama fiyatların *varyansı* yükseldikçe, bu değiş-tokuş daha az "elverişli" (favorable) hale gelir (Lucas, 1973, s. 333).

Böylece, yeni klâsik iktisat ve dolayısıyla Lucas, toplam talep değişkenliği arttıkça, üretim-enflasyon değiş-tokuşunun ortadan kalkacağı; Phillips eğrisinin daha dik hale geleceği öngörüsünde bulunmaktadır. Lucas, 1973 yılında, bu öngörüsünü sınamak için, 1952-1967 dönemi ve on sekiz ülkeyi içine alan ampirik bir çalışma gerçekleştirmiş ve çalışmasının sonuçları tezini desteklemiştir. Nominal GSMH'sı ve fiyatları daha değişken olan ülkelerin π parametreleri – öngörülemeden talep şoklarının, reel üretimdeki trendden sapma üzerindeki etkisini gösteren katsayı – daha küçük değerlere

sahiptir. Lucas'ın, örneğin; nominal geliri istikrarlı olan A.B.D. için tahmin ettiği π katsayısı 0.910 iken; söz konusu katsayı, nominal geliri istikrarsız olan Arjantin için 0.011'dir.

Bu makalenin temel amacı, üretim-enflasyon deęiş-tokuşu konusundaki yeni klásik yaklaşımı, aralarında Türkiye'nin de bulunduğu bir grup ülke için ampirik olarak test etmektir. Bu nedenle, 1980-2002 dönemi için, on dokuz ülkeyi kapsayan ekonometrik bir çalışma yapılmış ve Lucas'ın sonuçlarına paralel sonuçlar elde edilmiştir. Arjantin, Meksika ve Türkiye gibi nominal geliri istikrarsız olan ülkelerde, nominal gelirdeki öngörülemez deęişiklikler daha çok fiyatlar üzerinde etkili olurken; nominal geliri istikrarlı olan ülkelerde, esas etki genellikle reel üretim üzerinde olmaktadır.

Ayrıca, ilgili ülkelerin zaman içinde gösterdikleri deęişiklikleri inceleyebilmek için, 1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemleri de ayrı ayrı incelenmiştir. Gözlem sayısının düşük olması nedeniyle, çok sağlıklı sonuçlar elde edilemese de, nominal gelir ve enflasyon deęişkenliği açısından ülkelerin zaman içinde gösterdiği deęişiklikleri ve bu deęişiklikler karşısında π parametresinin deęerinde zaman içinde ortaya çıkan gelişmeleri görebilmek açısından, bu zamanlar arası incelemenin yararlı olduđu düşüncesindeyiz. Nitekim, özellikle Portekiz'in, söz konusu varyans ve parametre deęerlerinde, 1980-1990 ve 1991-2002 alt-dönemleri arasında ortaya çıkan deęişiklikler dikkat çekicidir.

On dokuz ülkeye ilişkin, gerek üretim, gerekse fiyat denklemlerinin tahmin sonuçları ayrı ayrı deęerlendirildiğinde belirtilmesi gereken husus, nominal gelir ve fiyat açısından istikrarsız grupta yer alan ülkelerin, çok net bir şekilde, yeni klásik görüşe ve dolayısıyla Lucas'ın tezine uygun sonuçlar verdikleridir: Üretim denklemi için düşük parametre (π) deęerleri ve fiyat denklemi için yüksek parametre ($1-\pi$) deęerleri.

İstikrarlı grupta yer alan ülkelere de, genel olarak, Lucas'ın tezini destekleyen sonuçlar (üretim denklemi için yüksek parametre $-\pi$ - deęerleri ve fiyat denklemi için düşük parametre $-1-\pi$ - deęerleri) elde edilmekle birlikte, bu sonuçların, dięer gruptaki ülkelere göre, daha az net ve daha dağınık olduđu söylenebilir.

Dięer taraftan, üretim-enflasyon deęiş-tokuşuna yeni klásik yaklaşımı test eden dięer ampirik çalışmaların sonuçları deęerlendirildiğinde, bazı çalışmaların (Jung, 1985 gibi), π ve σ_x^2 arasında negatif bir ilişki olduđuna dair,

Lucas'ın modelinin gerisindeki üç temel önermeden birincisini destekleyen ülkeler arası kanıtlar sundukları görülmektedir. Buna karşılık, gerek Froyen ve Waud (1980, 1984 ve 1985), gerekse Katsimbris (1990a ve 1990b), söz konusu önermeyi desteklemeyen sonuçlar elde etmişlerdir.

Daha önce de vurguladığımız gibi, Lucas'ın modelinde, enflasyon varyansındaki (σ_p^2) farklılıklar ve bu nedenle, üretim-enflasyon değiş-tokuşundaki (π) farklılıklar, toplam talep varyansındaki (σ_x^2) farklılıkların sonuçlarıdır. Ancak, gerek Froyen ve Waud'un, gerekse Katsimbris'in elde ettiği sonuçlar, bu süreçle tutarlı değildir; çünkü üretim-enflasyon değiş-tokuşu ile nominal toplam talebin değişkenliği arasında negatif bir ilişkinin varlığına ilişkin Lucas hipotezi, yapılan bu ampirik çalışmalardan en az destek alan hipotez durumundadır.

Bu bağlamda, Froyen ve Waud (1984, 1985)'in, üretim-enflasyon değiş-tokuşunu belirleyen üç etkiyi, *Lucas etkisi* (üretim-enflasyon değiş-tokuşu konusundaki yeni klâsik görüş); *arz-yanlı etki* ve *Friedman etkisi* şeklinde birbirinden ayırt etmesi önemlidir.

Nitekim, Froyen ve Waud'un, İngiltere ve A.B.D. için gerçekleştirdiği analizler, 1950'ler ve 1980'ler arasında, bu ülkelerde, enflasyon-işsizlik ve üretim-enflasyon değiş-tokuşunda ortaya çıkan bozulmanın gerisinde, Lucas etkisinin değil, *arz-yanlı şokların* ve daha çok da, enflasyon değişkenliğinin doğal üretim oranı üzerindeki etkisine karşılık gelen *Friedman Etkisi*'nin önemli rol oynadığını göstermiştir.

Sonuç olarak, toplam talebin değişkenliği ile üretim-enflasyon değiş-tokuşu ilişkisi konusunda, bizim de bu çalışma kapsamında elde ettiğimiz güçlü kanıtlar bulunmakla birlikte, Lucas etkisinin veya yeni klâsik görüşün, söz konusu değiş-tokuşu açıklayan tek doğru olmadığını; olası diğer etki kaynaklarının da değerlendirilmesi ve bu konuda yeni ampirik çalışmaların yapılması gerektiğini vurgulamak gerekmektedir.

KAYNAKLAR

- Alberro, Jose (1981): "The Lucas Hypothesis, on the Phillips Curve: Further International Evidence", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, No : 2, March, s. 239-250.
- Arak, M. (1977): "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs : Comment", *American Economic Review*, Vol. 67, No: 4, September, s. 728-730.
- Atfield, Clifford L. F. and Nigel W. Duck (1983): "The Influence of Unanticipated Money Growth on Real Output : Some Cross-Country Estimates", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 15, No: 4, November, s. 442-454.
- Fernandez, Roque B. (1977): "An Empirical Inquiry on the Short-Run Dynamics of Output and Prices", *American Economic Review*, Vol. 67, No: 4, September, s. 595-609.
- Friedman, Milton (1977): "Nobel Lecture : Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No: 3, June, s. 451-472.
- Froyen, Richard T. and Roger N. Waud (1980): "Further International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, Vol. 70, No: 3, June, s. 409-421.
- Froyen, Richard T. and Roger N. Waud (1984): "The Changing Relationship between Aggregate Price and Output: The British Experience", *Economica*, Vol. 51, No: 201, February, s. 53-67.
- Froyen, Richard T. and Roger N. Waud (1985): "Demand Variability, Supply Shocks and the Output-Inflation Trade-off", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No: 1, February, s. 9-15.
- Hanson, James A. (1980): "The Short-Run Relation between Growth and Inflation in Latin America : A Quasi-Rational or Consistent Expectations Approach", *American Economic Review*, Vol. 70, No: 5, December, s. 972-989.
- Hercowitz, Zvi. (1983): "Anticipated Inflation, the Frequency of Transactions, and the Slope of the Phillips Curve", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 15, No: 2, May, s. 139-154.
- International Monetary Fund (IMF), *International Financial Statistics Yearbook*, 1999 ve May - 2002 ; www.imf.org/.
- Jung, W. S. (1985): "Output-Inflation Trade-offs in Industrial and Developing Countries", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 7, No: 1, Winter, s. 101-113
- Katsimbris, George M. (1990a): "Output-Inflation Trade-offs in Industrial and Developing Countries: A Comment and Additional Evidence", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 12, No: 3, Summer, s. 483-499.
- Katsimbris, George M. (1990b): "Intracountry Evidence on the Lucas Variance Hypothesis", *Economic Inquiry*, Vol. 28, No: 4, s. 1-7.
- Lucas, Robert E. Jr. (1972): "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, No: 2, April, s. 103-124.
- Lucas, Robert E. Jr. (1973): "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, Vol. 63, No: 3, June, s. 326-334.

- Lucas, Robert E. Jr. (1977): "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs : Reply", **American Economic Review**, Vol. 67, No: 4, September, s. 731.
- Muth, John F. (1961): "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", **Econometrica**, Vol. 29, No : 3, July, s. 315-335.
- T.C. Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü, **İstatistik Göstergeler, 1923-1998 ve Türkiye İstatistik Yılığ**, 2000; www. die. gov. tr.