

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ*SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSAT PROGRAMI

PHILLIPS EĞRİSİ ÜZERİNE LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİ
Türkiye Örneği 1950-1995

DOKTORA TEZİ

Yakup KÜÇÜKKALE

T 94404

**T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ**

MART 2000

TRABZON

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ*SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSAT PROGRAMI

PHILLIPS EĞRİSİ ÜZERİNE LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİ
Türkiye Örneği 1950-1995

Yakup KÜÇÜKKALE

Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü'nce
Doktor (İktisat)
Unvanı Verilmesi İçin Kabul Edilen Tezdir.

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih : 10. 03. 2000
Tezin Sözlü Savunma Tarihi : 06. 04. 2000

Tezin Danışmanı : Doç. Dr. Rahmi YAMAK



Jüri Üyesi : Doç. Dr. Erdinç TELATAR



Jüri Üyesi : Doç. Dr. Metin BERBER

Jüri Üyesi : Doç. Dr. Mustafa EMİR

Jüri Üyesi : Doç. Dr. Harun TERZİ



Enstitü Müdürü : Prof. Dr. Zafer GÖKÇAKAN

Nisan 2000

TRABZON

0. SUNUŞ

00. ÖNSÖZ

1958 yılında A. W. Phillips tarafından, tamamen ampirik gözleme dayalı olarak ortaya konulan ve işsizlikle nominal ücret değişimleri arasında ters yönlü bir ilişkinin varlığını gösteren eğri, literatüre "Phillips Eğrisi" olarak geçmiştir. Bu eğrinin, o tarihlerde, istikrarlı olduğu ve eğriyi oluşturan iki değişken dışındaki hiçbir ekonomik değişken tarafından etkilenmediği düşünülmekteydi. 1960'lı yıllarda, Friedman ve Phelps'in de katkılarıyla, eğrinin uzun dönemde ödünleşmeye imkan tanımayan bir yapıya sahip olduğu, yani inelastik olduğu gösterilmiştir. 1973 yılında ise, Lucas, eğrinin eğiminin talep şoklarından etkilendiğini ortaya koyarak, eğrinin sanıldığı gibi istikrarlı olmadığını ortaya koymuştur.

Karadeniz Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalında doktora tezi olarak hazırlanan ve "Phillips Eğrisi Üzerine Lucas Değişkenlik Hipotezi: Türkiye Örneği 1950-1995" adını taşıyan bu çalışmada, Phillips eğrisinin ekonomik değişkenlerden soyut olmadığını, aksine toplam talep şokları ile eğrinin eğimi arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğunu savunan Lucas Hipotezi, Türkiye örneği için test edilmiştir. Yapılan testlerde talep şoklarının yanı sıra, farklı test prosedürleri yardımıyla, arz şokları da dikkate alınmıştır.

Çalışma konusunun belirlenmesinde yardımcı olan, çalışmalarım sırasında maddi ve manevi her türlü desteği sağlayan, yol gösterici ve eleştirci kişiliği ile çalışmanın bir bütün olarak şekillenmesinde hiç bir fedakarlıktan kaçınmayan sayın hocam Doç. Dr. Rahmi YAMAK'a ve çalışmaktan bunaldığım zamanlarda yapmış olduğu moral motivasyon takviyeleri ile beni tekrar çalışmaya sevk eden arkadaşım Yrd. Doç. Dr. Ahmet ZENGİN'e en derin şükranlarımı sunmayı bir borç bilirim.

Şubat 2000

Yakup KÜÇÜKKALE

İÇİNDEKİLER

0. SUNUŞ.....	III-XIV
00. ÖNSÖZ.....	III
01. İÇİNDEKİLER.....	IV
02. ÖZET.....	VII
03. SUMMARY.....	IX
04. TABLOLAR LİSTESİ.....	XI
05. ŞEKİLLER LİSTESİ.....	XIII
06. KISALTMALAR.....	XIV

GİRİŞ.....	1-4
-------------------	------------

BİRİNCİ BÖLÜM

1. PHILLIPS EĞRİSİNİN TARİHİ GELİŞİMİ.....	5-22
10. Orijinal Phillips Eğrisi.....	5
11. Phillips Eğrisinin Lipsey Yorumu.....	9
12. Phillips Eğrisinin Samuelson-Solow Yorumu.....	13
13. Doğal İşsizlik Oranı Hipotezi.....	16
14. Beklentileri İçeren Phillips Eğrisi.....	18

İKİNCİ BÖLÜM

2. RASYONEL BEKLENTİLER OKULUNUN PHILLIPS EĞRİSİ YORUMU VE PHILLIPS EĞRİSİ ÜZERİNE LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİ.....	23-32
20. Rasyonel Beklentiler ve Phillips Eğrisi.....	23
21. Lucas Değişkenlik Hipotezi.....	26

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİNE İLİŞKİN LİTERATÜR TARAMASI.....	33-52
30. Ülkeler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar.....	33

31. Tek Ülkeli Çalışmalar.....	42
32. Endüstriler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalara	48

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. EKONOMETRİK YÖNTEM VE VERİ SETİ.....	53-73
40. Orijinal Lucas Modeli.....	53
41. Froyen ve Waud Modeli	54
410. Modeldeki Üç Etkinin Yorumu	56
4100. Lucas Etkisi	56
4101. Arz Yanlı Etki, Arz Yanlı Şoklar	57
4102. Friedman Etkisi: Enflasyon Değişkenliği ve Doğal Oran	57
411. Modelin Ampirik Spesifikasyonu.....	59
4110. Enflasyon Değişkenliğinin Ölçümü	59
4111. Toplam Talep Büyümesinin Trendden Arındırılması.....	59
4112. Uyarlama Gecikmesi.....	60
4113. Tahmin Spesifikasyonu	60
4114. Enflasyon Oranı Değişkenliği ve Lucas Etkisi İle Arz Yanlı Etki	61
4115. Arz Şoklarının Ölçümü	62
42. Lawrance Test Prosedürü.....	63
420. Yapısal Model.....	63
421. Ekonometrik Metodoloji.....	69
43. Lawrance Test Prosedüründe Kullanılan Zaman Serisi Teknikleri... ..	70
430. Otoregresif Modeller	70
431. Hareketli Ortalamalar Süreci.....	71
432. Otoregresif Hareketli Ortalamalar Süreci	71
433. Otokorelasyon Fonksiyonları	72
434. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonları.....	72
435. Transfer Fonksiyonları.....	73
436. Transfer Fonksiyonlarında Model Oluşturma	73

BEŞİNCİ BÖLÜM

5. LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİ VE TÜRKİYE ÖRNEĞİ	74-94
50. Orijinal Lucas Modeli Çözüm Sonuçları.....	74
500. M1 İçin Model Çözüm Sonuçları.....	76
501. M2 İçin Model Çözüm Sonuçları.....	77
502. GSMH İçin Model Çözüm Sonuçları.....	78
503. TEFE İçin Model Çözüm Sonuçları.....	79
51. Froyen ve Waud Modeli	80
510. M1 İçin Model Çözüm Sonuçları.....	81
511. M2 İçin Model Çözüm Sonuçları.....	82
512. GSMH İçin Model Çözüm Sonuçları.....	83
513. TEFE İçin Model Çözüm Sonuçları.....	84
52. Hipotezin Lawrance Metodolojisi İle Testi	88
SONUÇ, DEĞERLENDİRME VE ÖNERİLER	95-101
YARARLANILAN KAYNAKLAR	102
EKLER.....	109-156
EK-1.....	110
EK-2.....	155
ÖZGEÇMİŞ.....	157

02. ÖZET

Makroekonomik teori ve politika literatüründe son 30-40 yıl içinde yaşanan değişmelerin ve süregelen tartışmaların odak noktasının enflasyon-işsizlik ve enflasyon-çıktı ilişkisini veren Phillips eğrisi ile bu eğrinin ortaya koyduğu politika uygulamaları olduğu hemen herkes tarafından kabul edilen bir gerçektir. 1958 yılında A. W. Phillips'in, enflasyonla-işsizlik (enflasyonla-çıktı) arasındaki fonksiyonel ilişkiyi temsil eden ve daha sonraları kendi adıyla anılan eğrinin, hem kısa hem de uzun dönemde negatif (pozitif) ve istikrarlı olduğu şeklindeki gözlemi, Keynesyen yaklaşım tarafından sadece benimsenmemiş, aynı zamanda bu yaklaşımın en önemli politika aracı olmuştur. Phillips'in çalışması, ampirik gözlemlere dayanmış, teorik açıklamalar daha sonra Lipsey (1960) ve Samuelson - Solow (1960) tarafından yapılmıştır. Orijinal Phillips eğrisine göre, politika uygulayıcıları, Phillips eğrisi üzerinde herhangi bir enflasyon-çıktı bileşimini seçebilir ve bu bileşimde kısa ve uzun dönemde kalabilir. Çünkü, enflasyon-çıktı ödüneşmesi kısa ve uzun dönemde ekonominin yapısal özelliklerinden ve uygulanan politikalardan bağımsızdır. Ne var ki, 1960'lı yılların sonlarında ortaya çıkan stagflasyon olgusunun orijinal Phillips eğrisi tarafından açıklanamamış olması, dönemin çalışmalarını Phillips eğrisinin şekline yöneltmiştir. Orijinal Phillips eğrisine göre, enflasyonla işsizlik arasında pozitif ya da enflasyonla çıktı arasında negatif bir ilişkinin ortaya çıkması mümkün değildir. Buna karşın, Phelps (1967) ve Friedman (1968), Phillips eğrisinin kısa dönemde negatif (pozitif) eğimli ve istikrarlı ancak uzun dönemde dikey olacağını gösterdiler. Dolayısıyla, enflasyon-işsizlik ya da enflasyon-çıktı ödüneşmesi kısa dönemde mümkün olabilirken, uzun dönemde bu ödüneşme mümkün olamamaktadır. Bununla birlikte, 1970'li yılların başlarında, uyarlanan yerine rasyonel beklentileri analize katan Lucas, ödüneşmenin hem kısa hem de uzun dönemde mümkün olamayacağını savunmuştur. Lucas tipi Phillips eğrisi üzerindeki ödüneşme, toplam talep politikalarından bağımsız değildir. Lucas'a göre, enflasyon-çıktı ödüneşmesinin büyüklüğü; toplam talep ve spesifik piyasa şokları gibi bir çok parametreye bağlı olacaktır. Dolayısıyla Lucas tipi Phillips eğrisindeki ödüneşmenin, izlenen politikalardan bağımsız olması söz konusu değildir. Toplam talep şokları varyansı ile ödüneşme parametresi arasındaki negatif ilişki, "Lucas Değişkenlik Hipotezi" olarak adlandırılmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, "Phillips Eğrisi Üzerine Lucas Değişkenlik Hipotezi" olarak adlandırılan hipotezin, Türkiye örneği için geçerliliğini tartışmaktır. Çalışmada, mümkün

olduđu ölçüde geniş bir zaman kesitinin kapsanmasına özen gösterilmiş ve 1950-1995 dönemine ait yıllık veri setinden yararlanılmıştır.

Elde edilen bulgular, Lucas hipotezinin testi ile elde edilecek olan sonuçların, ele alınan deęişkenlere, ele alınan periyoda ve kullanılan ekonometrik teknięe göre farklı sonuçlar vereceđini; ayrıca Türkiye örneęi için, tam olarak kanıtlanamasa dahi, özellikle son yıllardaki işsizlikle-çıktı arasındaki ödünleşmenin talep şoklarından daha çok arz şoklarından etkilendiđini ortaya koymaktadır.



03. SUMMARY

Over thirty or forty years, the truth that the origin of the changes and ongoing discussions in macroeconomic theory and policies is the result of the Phillips Curve, which gives the relationship between inflation-output, inflation-unemployment, and policies is accepted by everyone. The observational curve of A. W. Phillips in 1958 which implies stable and negative functional relationship between inflation and unemployment (inflation and output) has not only been accepted by Keynesians economists but also has been the most important political instrument of Keynesian approach. Phillips study has been based on empirical observations. Theoretical explanations were made by Lipsey (1960) and Samuelson and Solow (1960) afterwards. According to original Phillips curve, policymakers can select a composition of inflation-output and rest on this composition in short and long run. Because, the tradeoff between inflation and output is independent from the structure of economy and policies. However, the original Phillips curve could not explain the stagflation phenomenon arised in the late of 1960's. Therefore, 1960's dated studyings turned towards to the shape of the curve. According to the original Phillips curve, a positive relationship between inflation and unemployment or a negative relationship between inflation and output is impossible. Contraversely, Phelps (1967) and Friedman (1968) showed that the Phillips curve is stable and negative (positive) in the short run and vertical in the long run. So, the inflation unemployment tradeoff or inflation output tradeoff is possible in the short run, but not in the long run. In addition, Lucas, who imposed rational expectations instead of adaptive expectations in his analysis in early 1970's, argued that the tradeoff is impossible either in the short or in the long run. The tradeoff on Lucas type Phillips curve is not independent from aggregate demand policies. According to Lucas, the size of the inflation-output tradeoff depends on many parameters such as aggregate demand shocks or spesific market shocks. Consequently, the tradeoff on Lucas type Phillips curve depends on the current economic policies. The negative relationship between the variance of aggregate shocks and tradeoff parameter is calling "Lucas Variability Hypothesis".

The main purpose of this study is to discuss the hypothesis named "Lucas Variability Hypothesis on Phillips Curve" for Turkish case. In study, various annual economic time series were used and annual data covered the period of 1950-1995.

The obtained results implied that the results may differ depending on the variables used in studies, period and the econometric techniques used in analysis. In addition, for the Turkish case, even it has not been proved exactly, especially the recent inflation-output tradeoff in Turkey was influenced by aggregate supply shocks rather than aggregate demand shocks.



04. TABLOLAR LİSTESİ

<u>Tablo No</u>	<u>Tablo Adı</u>	<u>Sayfa</u>
3.1	Lucas Hipotezini Test Eden Çalışmalara Ait Tanıtıcı Bilgiler (Ülkeler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar)	49
3.2	Lucas Hipotezini Test Eden Çalışmalara Ait Tanıtıcı Bilgiler (Tek Ülkeli Çalışmalar)	50
3.3	Lucas Hipotezini Test Eden Çalışmalara Ait Tanıtıcı Bilgiler (Endüstriler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar)	51
5.1	Çıktının Trendden Arındırılması (I. Alt Periyot)	76
5.2	Çıktının Trendden Arındırılması (II. Alt Periyot)	76
5.3	Orijinal Lucas Modeli (M1 İçin I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)	77
5.4	Orijinal Lucas Modeli (M1 İçin II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)	77
5.5	Orijinal Lucas Modeli (M2 İçin I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)	78
5.6	Orijinal Lucas Modeli (M2 İçin II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)	78
5.7	Orijinal Lucas Modeli (NGSMH İçin I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)	79
5.8	Orijinal Lucas Modeli (NGSMH İçin II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)	79
5.9	Orijinal Lucas Modeli (TEFE İçin I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)	80
5.10	Orijinal Lucas Modeli (TEFE İçin II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)	80
5.11	Orijinal Lucas Modeli (Özet Çözüm Sonuçları)	80
5.12	Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları ile Testi (M1 Talep Şoku)	81
5.13	Friedman Etkisinin Dikkate Alınması (M1 Talep Şoku)	82
5.14	Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları ile Testi (M2 Talep Şoku)	83
5.15	Friedman Etkisinin Dikkate Alınması (M2 Talep Şoku)	83
5.16	Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları ile Testi (NGSMH Talep Şoku)	84
5.17	Friedman Etkisinin Dikkate Alınması (NGSMH Talep Şoku)	84
5.18	Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları ile Testi (TEFE Talep Şoku)	85

5.19	Friedman Etkisinin Dikkate Alınması (TEFE Talep Şoku)	85
5.20	Froyen ve Waud Modeli (Özet Çözüm Sonuçları)	86
5.21	Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları ile Testi (I. Alt Periyot NGSMH Talep Şoku)	86
5.22	Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları ile Testi (II. Alt Periyot NGSMH Talep Şoku)	86
5.23	Lucas Değişkenlik Hipotezinin Froyen ve Waud Yaklaşımı ile Testi	87
5.24	Talep Şoklarının Tahmini İçin I. ve II. Periyot ARIMA Modelleri (M1)	89
5.25	Talep Şoklarının Tahmini İçin I. ve II. Periyot ARIMA Modelleri (M2)	89
5.26	Talep Şoklarının Tahmini İçin I. ve II. Periyot ARIMA Modelleri (TEFE)	90
5.27	Talep Şoklarının Tahmini İçin I. ve II. Periyot ARIMA Modelleri (NGSMH)	90
5.28	Trendden Arındırılmış Çıktı Düzeyinin Belirlenmiş Oluşturulan Regresyon Denkleminin Tahmin Değerleri (I. Periyot)	90
5.29	Trendden Arındırılmış Çıktı Düzeyinin Belirlenmiş Oluşturulan Regresyon Denkleminin Tahmin Değerleri (II. Periyot)	91
5.30	Transfer Fonksiyonları Aracılığı İle Kısa Dönem Phillips Eğrisinin Tahmini (M1)	91
5.31	Transfer Fonksiyonları Aracılığı İle Kısa Dönem Phillips Eğrisinin Tahmini (M2)	92
5.32	Transfer Fonksiyonları Aracılığı İle Kısa Dönem Phillips Eğrisinin Tahmini (TEFE)	93
5.33	Transfer Fonksiyonları Aracılığı İle Kısa Dönem Phillips Eğrisinin Tahmini (NGSMH)	94

05. ŐEKİLLER LİSTESİ

<u>Őekil No</u>	<u>Őekil Adı</u>	<u>Sayfa</u>
1.1	Orijinal Phillips Eğrisi	8
1.2	Ücret Deęişim Oranı İle İşsizlik Arasındaki İlişkinin Lipsey Yorumu	12
1.3	Basit Phillips Eğrisi	16
1.4	Beklentileri İçeren Phillips Eğrisi	20
2.1	Kısa ve Uzun Dönem Phillips Eğrileri	26
5.1	DLTEFE Serisinin Hareketli Varyansları	75



06. KISALTMALAR

ABD	:	Amerika Birleşik Devletleri
AR	:	Otoregresif (Autoregressive)
ARIMA	:	Otoregresif Entegre Hareketli Ortalamalar (Autoregressive Integrated Moving Average)
ARMA	:	Otoregresif Hareketli Ortalamalar (Autoregressive Moving Average)
DİE	:	Devlet İstatistik Enstitüsü
EKK	:	En Küçük Kareler
GSMH	:	Gayri Safi Milli Hasıla
M1	:	Dar Para Arzı
M2	:	Geniş Para Arzı
MA	:	Hareketli Ortalamalar (Moving Average)
NGSMH	:	Nominal Gayri Safi Milli Hasıla
RBDO	:	Rasyonel Beklentiler Doğal Oran (Hipotezi)
RGSMH	:	Reel Gayri Safi Milli Hasıla
S. E.	:	Tahminin Standart Hatası (Standart Error of Estimate)
SUR	:	Görünürde İlişkisiz Regresyonlar (Seemingly Unrelated Regressions)
TEFE	:	Toptan Eşya Fiyat Endeksi
VAR	:	Vektör Otoregresif (Vector Autoregressive)
Var-Cov.	:	Varyans-Kovaryans (Variance-Co-variance)
vd.	:	ve diğerleri.

GİRİŞ

Makroekonomik teori ve politika literatüründe son 30-40 yıl içinde yaşanan değişmelerin ve süregelen tartışmaların odak noktasının enflasyon-işsizlik enflasyon-çıkıtı ilişkisini veren Phillips eğrisi ile bu eğrinin ortaya koyduğu politika uygulamaları olduğu hemen herkes tarafından kabul edilen bir gerçektir. Şöyle ki, söz konusu dönemde literatürdeki geniş bir özetinin, Phillips eğrisi kavramı üzerinde yapılan yorum ve tartışmalardan oluştuğunu söylemek hiç de yanlış olmayacaktır.

1958 yılında A. W. Phillips'in, enflasyonla-işsizlik (enflasyonla-çıkıtı) arasındaki fonksiyonel ilişkiyi temsil eden ve daha sonraları kendi adıyla anılan eğrinin, hem kısa hem de uzun dönemde negatif (pozitif) ve istikrarlı olduğu şeklindeki gözlemi, Keynesyen yaklaşım tarafından sadece benimsenmemiş, aynı zamanda bu yaklaşımın en önemli politika aracı olmuştur. Phillips'in çalışması, ampirik gözlemlere dayanmış, teorik açıklamalar daha sonra Lipsey (1960) ve Samuelson ve Solow (1960) tarafından yapılmıştır. Keynesyen bir yorum olarak kabul edilen orijinal Phillips eğrisi üzerinde herhangi bir enflasyon-çıkıtı ödünleşmesi hem kısa hem de uzun dönemde vardır. Şöyle ki, politika uygulayıcıları Phillips eğrisi üzerinde herhangi bir enflasyon-çıkıtı bileşimini seçebilir ve bu bileşimde kısa ve uzun dönemde kalabilir. Çünkü, enflasyon-çıkıtı ödünleşmesi kısa ve uzun dönemde ekonominin yapısal özelliklerinden ve uygulanan politikalardan bağımsızdır. Ne var ki, 1960'lı yılların sonlarında ortaya çıkan stagflasyon olgusunun orijinal Phillips eğrisi tarafından açıklanamamış olması, dönemin çalışmalarını Phillips eğrisinin şekline yöneltmiştir. Orijinal Phillips eğrisine göre, enflasyonla işsizlik arasında pozitif ya da enflasyonla çıkıtı arasında negatif bir ilişkinin ortaya çıkması mümkün değildir. Buna karşın, Phelps (1967) ve Friedman (1968), Phillips eğrisinin kısa dönemde negatif (pozitif) eğimli ve istikrarlı ancak uzun dönemde dikey olacağını gösterdiler. Dolayısıyla, enflasyon-işsizlik ya da enflasyon-çıkıtı ödünleşmesi kısa dönemde mümkün olabilirken, uzun dönemde bu ödünleşme mümkün olamamaktadır. Bununla birlikte, 1970'li yılların başlarında, uyarlanan yerine rasyonel beklentileri analize katan

Lucas, ödünleşmenin hem kısa hem de uzun dönemde mümkün olamayacağını savunmuştur. Lucas tipi Phillips eğrisi üzerindeki ödünleşme, toplam talep politikalarından bağımsız değildir. Birinci bölümde de görüleceği üzere, enflasyon-çıktı ödünleşmesinin büyüklüğü; toplam talep ve spesifik piyasa şokları gibi bir çok parametreye bağlı olacaktır. Dolayısıyla Lucas tipi Phillips eğrisindeki ödünleşmenin, izlenen politikalardan bağımsız olması söz konusu değildir. Toplam talep şokları varyansı ile ödünleşme parametresi arasındaki negatif ilişki, "Lucas Değişkenlik Hipotezi" olarak adlandırılmaktadır. Lucas hipotezine göre, bir ekonomide toplam talep şoklarının varyansı arttıkça ödünleşme parametresinin değeri sıfıra yaklaşacak, daha doğrusu Phillips eğrisi dikey olacaktır. Ampirik literatürde, 1980 yılından itibaren Lucas hipotezinin geçerli olup olmadığını araştıran çalışmaların sayısında hızlı bir artış görülmesine rağmen, tartışmalar sona ermemiş, tam tersine artan bir şekilde devam etmiştir.

Bu çalışmanın amacı, "Phillips Eğrisi Üzerine Lucas Değişkenlik Hipotezi" olarak adlandırılan hipotezin, Türkiye örneği için geçerliliğini tartışmaktır. 1950'li yıllardan itibaren özellikle dış ticaretin liberalizasyonu ile gündeme gelen ve 1980'li yıllardan itibaren de ihracata yönelik sanayileşme stratejisi ile serbest piyasa ekonomisine geçiş yapan Türkiye, 1970'li yılların ikinci yarısından bu yana, artık kronik diyebileceğimiz bir enflasyon olgusu yaşamaktadır. Ne var ki, 1970'li yıllarda batı ekonomilerini etkisi altına alan stagflasyon gerçeği, Türkiye ekonomisini de kısmen dahi olsa etkilemiş, yükselen enflasyon işsizliğin düşmesine neden olmamıştır. Bu durum, Phillips argümanının batıda yarattığı şüphelerin benzerlerini ülkemizde de yaratmış ve iktisat politikalarının etkinliği yoğun bir şekilde tartışılmaya başlanmıştır. Artan enflasyonun işsizliği azaltacağını söyleyen politik iktisat kuramları, Türkiye gerçeği ile bağdaşmamıştır. 24 Ocak Kararları ve 5 Nisan Paketi gibi politika uygulamaları, ekonomiyi bir nebze olsun etkilemekle birlikte, beklenen etkileri gerçekleştirmekten uzak kalmışlardır. Bu durumda, Lucas'ın ifade ettiği ve ödünleşmenin gerçekleşebilmesi için şok politika uygulamalarının gerektiği şeklinde özetlenebilecek olan hipotezin geçerliliğinin tartışılması gerekliliği ortaya çıkmıştır.

Bu çalışmada, son yıllarda yaşamakta olduğumuz ekonomik konjonktürün açıklanmasında önemli bir aşama olacağı düşünülen bir yaklaşım benimsenmiş, ekonomik birimlerin beklentilerinin rasyonel olduğu kabul edilerek, şok politikaların etkinliği yani ödünleşmenin gerçekleşmesi için gerekli olan şartların sağlanıp sağlanmadığı tartışılmıştır.

Şok politikalar dikkate alınırken, Orijinal Lucas (1973) modelinde olduğu gibi, sadece talep şokları dikkate alınarak analiz yapılmamış, farklı test prosedürleri yardımıyla arz şokları da analize dahil edilmiştir.

Çalışmada, mümkün olduğu ölçüde geniş bir zaman kesitinin kapsanmasına özen gösterilmiş ve 1950-1995 dönemine ait yıllık veri setinden yararlanılmıştır. Talep şoku olarak; bütün değişkenler logaritmik olmak kaydıyla, Toptan Eşya Fiyatları Endeksi (TEFE), M1, M2 ve Nominal Gayri Safi Milli Hasıla (NGSMH) rakamlarının birinci devresel farkları kullanılırken; arz şoku olarak da Froyen ve Waud (1980) yaklaşımında Enerji Fiyatları Endeksi, Lawrance (1980) yaklaşımında ise Reel Gayri Safi Milli Hasılanın (RGSMH) birinci devresel farkları dikkate alınmıştır. Orijinal Lucas Modeli ile Froyen ve Waud yaklaşımında konjonktürel çıktı olarak, RGSMH'nın trendden arındırılmış logaritmik serisi kullanılmıştır.

Çalışmanın birinci bölümünde, Phillips eğrisinin tarihi gelişimi, orijinalinden son haline kadar incelenmiştir. Bu incelemeler yapılırken, kronolojik sıralamaya riayet edilmiş, açıklanan yaklaşımların temel postülatları ortaya konulmakla birlikte, politik iktisada ve kendisinden önceki çalışmalara yaptıkları katkılar da kısaca gözden geçirilmiştir.

"Rasyonel Beklentiler Okulunun Phillips Eğrisi Yorumu ve Phillips Eğrisi Üzerine Lucas Değişkenlik Hipotezi" adını taşıyan ikinci bölümde, yeni klasik rasyonel beklentiler okulunun Phillips eğrisini nasıl yorumlayıp ne şekilde kullandığı kısaca ortaya konulmuş; hemen ardından, Lucas (1973)'in kendi adıyla anılan hipotezine ilişkin teorik bilgiler verilmiştir. Hipotezin teorik olarak incelenmesinin ardından, test prosedürüne ilişkin yöntemler tanıtılmıştır.

Üçüncü bölümde, Lucas Hipotezinin geçerliliği üzerine yapılan farklı çalışmalardan örnekler sunularak, literatürdeki son durumun tespiti amaçlanmıştır. Bu bölümde incelenen çalışmalar; ülkeler arası karşılaştırmalı çalışmalar, (tek ülkeli) dönemler arası karşılaştırmalı çalışmalar ve endüstriler arası karşılaştırmalı çalışmalar olmak üzere üç kısma ayrılmıştır.

"Ekonometrik Yöntem ve Veri Seti" adını taşıyan dördüncü bölümde ise çalışmada kullanılan test prosedürlerine ilişkin temel bilgiler verilmiştir. Bu bölümde, Orijinal Lucas Modeline ilişkin ekonometrik bilgiler ikinci bölümde verildiği için tekrarlanmamış, Froyen

ve Waud ile Lawrance test prosedürleri detaylarıyla incelenmiştir. Orijinal Lucas modeli ile Froyen ve Waud modellerinde klasik EKK yöntemleri kullanıldığı için, bu tekniğe ilişkin bilgilerin verilmesi gereksiz görülmüştür. Ancak, Lawrance test prosedürünün temelini oluşturan ve nispeten yeni sayılabilecek olan zaman serisi teknikleri (ARIMA, Box-Jenkins, Transfer Fonksiyonları, Otokorelasyon ve Kısmi otokorelasyon fonksiyonları) incelenmiştir.

Beşinci bölümde Türkiye örneği için yapılan çözümlerlerin sonuçları özet olarak verilmiştir.

"Genel Değerlendirme Sonuç ve Öneriler" bölümünde ise konu özet olarak bir kez daha vurgulandıktan sonra, hipotezin Türkiye örneği için incelenmesinden elde edilen deneysel sonuçlar gözden geçirilmiş ve öneriler sunulmuştur.



BİRİNCİ BÖLÜM

1. PHILLIPS EĞRİSİNİN TARİHİ GELİŞİMİ

Bu bölümde, Phillips eğrisinin, orijinalinden başlanarak, yeni klasik makro iktisatçıların rasyonel beklentiler teorisi çerçevesinde yaptıkları son yorumlar da dahil olmak üzere, geçirdiği bütün safhalar dikkate alınarak incelenmiştir.

10. Orijinal Phillips Eğrisi

A. W. Phillips (1958) tarafından, işsizlikle nominal ücret değişimleri arasındaki ilişkiyi açıklamak amacıyla, tamamen ampirik gözleme dayanılarak oluşturulan eğriye “Orijinal (ya da basit) Phillips Eğrisi” denilmektedir.

Phillips, analizine, her hangi bir mal ya da hizmetin arz ve talep miktarları arasındaki ilişkinin, o malın fiyatını nasıl etkilediği sorusunu sorarak başlamıştır. Bu soruyu, ekonomide “Talep Kanunu” olarak bilinen noktadan hareket ederek cevaplandırın Phillips, emek talebi fazlasının olduğu durumlarda nominal ücretlerin artacağını ve talep eksikliği olan durumlarda ise nominal ücretlerin azalacağını öngörür. Ancak, talep fazlalığı ya da eksikliğinden kaynaklanan nominal ücret değişimleri, artış ya da azalış yönünde farklı ivmelere sahip olacaktır. Talep fazlalığının olduğu bir durumda, işverenler, emek piyasasında kendi işlerine uygun olan emek birimlerini diğer işverenlere kaptırmamak için, daha yüksek düzeyde ücret ödemeye hazırdırlar. Bu nedenle, böyle bir durumda, ücretler hızlı bir şekilde artış eğilimi gösterirler. Yine yüksek düzeyde işsizliğin olduğu düşünülürse, ancak bu defa talep yetersizliği göz önüne alınırsa, ücretlerin azalma eğiliminde olması nedeniyle, emek sahiplerinin emeklerini arz etme konusunda daha az istekli davrandıkları gözlenecektir. Sonuçta, talep fazlalığı olan durumda hızlı bir artış gösteren ücretler, talep eksikliği durumunda aynı hızla azalmayacaktır. Bu da, Phillips’e

göre emek talebi ile nominal ücretler arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığını ortaya koyan bir kanıttır (Phillips, 1958, s. 283).

Phillips (1958)'e göre nominal ücret düzeyine etkide bulunan bir diğer değişken, konjonktürün yönüdür. Konjonktürün canlanma dönemlerinde emek talebinin artacağını ve buna bağlı olarak da işsizliğin azalacağını öngören Phillips, işverenlerin böyle bir ortamda, işsizlik düzeyinin aynı olduğu ancak emek talebinin artmadığı bir duruma kıyasla daha fazla ücret ödemeye razı olduklarını savunur. Ters durumda, yani konjonktürün daralma dönemlerinde ise, emek talebi azalacak ve işsizlik miktarı artacaktır. İşsizlik miktarının aynı olduğu ancak emek talebinin azalmadığı bir duruma kıyasla, işverenlerin nominal ücretleri artırma konusunda isteksiz olmalarının yanı sıra, işçiler de ücret artışı isteme konusunda baskıda bulunma güçlerini kaybedeceklerdir¹.

Phillips (1958)'e göre, nominal ücret değişmelerine neden olan üçüncü ve son etken, fiyatlar genel düzeyinde meydana gelen değişimlerdir. Ancak, fiyatlar genel düzeyindeki değişmelerin nominal ücretler üzerinde etkili olabilmesi için, ithal mallarındaki fiyat artışlarından kaynaklanmış olması gerekmektedir. Yurtiçi tarımsal ürün fiyatlarının artışı gibi nedenlerle meydana gelen fiyatlar genel düzeyi artışları, Phillips'e göre nominal ücretler üzerinde her hangi bir etkide bulunmaz. Ayrıca, ithal malları fiyatlarının artışı da tek başına bir etken olmaktan uzaktır. İthal malları fiyatlarının nominal ücretler üzerinde artış yönünde bir baskı yaratabilmesi için, ithal malları fiyatları artışının yurtiçi üretim verimliliğinde meydana gelen artıştan çok fazla olması gerekmektedir².

Yukarıda sıralanan etkenleri dikkate alarak, işsizlik oranı ile nominal ücretler yüzde değişim oranı arasındaki ilişkiyi inceleyen Phillips, iki değişken arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığı hipotezini de dikkate alarak, (1.1) nolu denklemi oluşturmuş ve bu denklemi EKK yöntemi ile tahmin etmiştir³.

¹ Bu yaklaşım, son zamanların önemli hipotezlerinden biri olan içerdekiler-dışardakiler (Insider-Outsider) hipotezi ile aynı sonuca ulaşmaktadır (Lindbeck ve Snower, 1989).

² Phillips (1958), burada, ithal malları ile ithal edilen ara malları kastedmektedir. Ara mallarının fiyatlarındaki artışı bir maliyet artışı olarak kabul eden Phillips, verimlilik artışı ile bu maliyet artışının masedilebileceğini iddia etmektedir. Phillips ayrıca, çalışmasında, ithalatın milli gelirin yarısı olduğu bir durumda, ithalat fiyatları artışlarının nominal ücretleri artırabilmesi için, yıllık ortalama %2'lik verimlilik artışı sabit kabul edilerek, ithalat fiyatları artışlarının verimlilik artışlarının 5 katından fazla olması gerektiğinden söz eder.

³ Doğrusal olmayan bu denklem, denklemin her iki tarafının da logaritması alınarak doğrusal bir hale getirilebilir, ve doğrusal hale gelen bu denklem de EKK ile çözülebilir.

$$\dot{W} = \alpha + \beta U^\gamma \quad (1.1)$$

Burada, \dot{W} , nominal ücretler değişim oranını $\left(\dot{W}_t \equiv \frac{W_{t+1} - W_{t-1}}{2W_t} \right)$; U da yüzde işsizlik miktarını göstermektedir. α , β ve γ ilgili denklemin parametreleridir. Phillips, yapmış olduğu zaman serisi gözlemlerine en uygun olan fonksiyonel yapının bu olduğuna deneme yanılma yoluyla karar vermiş; hatta denklemdeki bazı parametreler de, yine, gözlemleri en iyi şekilde temsil etme iddiası ile, deneme yanılma yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir⁴.

Denklemin $\log(\dot{W} - 0.900) = 0.984 - 1.394 \log U$ şeklinde tahmin eden Phillips, eğrinin yatay eksenini %5.5'te kestiğini belirlemiş ve buradan, sıfır enflasyon için ya da nominal ücret artış oranının "0" olması için %5.5 düzeyindeki bir işsizliğe katlanması gerektiği sonucuna ulaşmıştır.

Phillips (1958)'in analizinde kullanmış olduğu basitleştirici bir uygulama, yapılan gözlemlerin tamamının kullanılması yerine, işsizlik düzeyinin belirli değerlerini temsil eden ortalama değerlerin kullanılması ile eğriyi tahmin etmenin yeterli olacağıdır⁵. Söz konusu varsayımlar altında, bütün periyotlar için bir ve üç alt dönem için de üç eğri olmak üzere toplam dört eğri tahmin eden Phillips, uzun ve kısa dönemler için tahmin edilen eğrilerin birbirlerinin yerine kullanılabileceği sonucuna ulaşmıştır⁶.

Phillips'in ulaşmış olduğu bu sonuç şu anlama gelmektedir: *Politika uygulayıcıları, her hangi bir nominal ücret değişim oranı ile işsizlik oranı bileşimini hedef olarak belirleyip o hedefe ulaşabilir, ve ulaştıkları o hedefte uzun dönem de dahil olmak üzere dengede kalabilirler*⁷. Yani, kısa dönemde enflasyonu azaltmayı hedefleyen bir hükümet, işsizliği artırarak bu hedefine ulaşabilir ve ulaşmış olduğu enflasyon-işsizlik bileşiminde

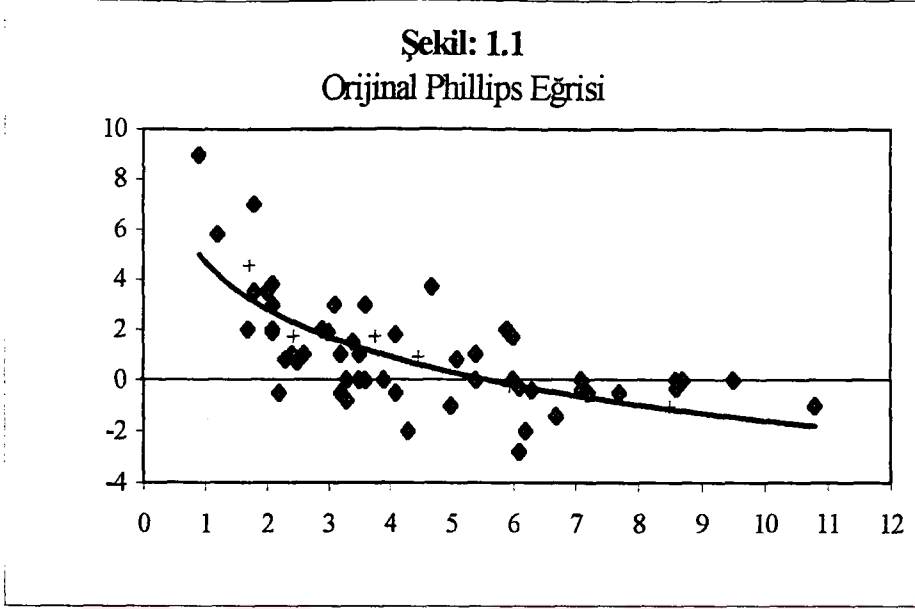
⁴ Örneğin a sabitinin değeri deneme yanılma yöntemi ile 0.9 olarak belirlenmiştir.

⁵ Phillips bu amaçla 6 değer tanımlamıştır. Bunlar sırasıyla; işsizliğin %0'la 2, 2'yle 3, 3'le 4, 4'le 5, 5'le 7 ve 7'yle 11 olduğu aralıkların temsili olan ortalama işsizlik değerleridir. Şekil 1.1'deki artı işaretleri bu değerleri temsil etmektedir. Phillips'in bu şekilde bir yöntem izlemesinin nedeni, kullanmış olduğu veri seti içindeki negatif değer taşıyan nokta bileşimlerinin logaritmasının alınmamasıdır.

⁶ Alt dönemler sırasıyla; 1861-1913, 1913-1948 ve 1948-1957'dir. Phillips, 1913-1948 ve 1948-1957 verilerini kullanarak, 1861-1913 için elde ettiği eğrinin uzun dönemde değişmediğini, söz konusu iki alt dönem için de bu eğrinin kullanılabileceğini iddia eder.

⁷ Aslında bu sonuç, doğrudan Phillips (1958)'in bir sonucu olmayıp, daha sonraları Samuelson ve Solow (1960) tarafından ortaya konulan bir argümandır. Ancak, Phillips'in farklı periyotlara ait eğrilerin her birinin bir diğeri için kullanılabileceği şeklindeki sonucu da, bir çeşit uzun dönem ödünleşmesi olarak algılanabilir.

kalabilir. Phillips'e göre yapılan ödünleşme kısa dönemde olduğu gibi uzun dönem için de geçerlidir.



Not: Şekilde, yatay eksen işsizliği dikey eksen ise yıllık nominal ücret yüzde değişim oranını göstermektedir. “◆” nominal ücret değişim oranı ile işsizlik oranı bileşimlerini, “+” ise temsili işsizlik oranlarını göstermektedir.

Kaynak: PHILLIPS, 1958, s: 285

Phillips (1958)'in varmış olduğu bu sonuç, Keynesyen düşüncenin tipik bir örneği olarak yorumlanabilir. Phillips'e göre, hükümetler, belirledikleri işsizlik-enflasyon bileşimine, kamu harcamalarını artırıp azaltmak yoluyla, toplam talebi etkileyerek ulaşabilirler. Toplam talebin artması, ekonomi şayet eksik istihdamda çalışıyorsa, işsizliğin azalması; toplam talebin azalması da, enflasyonist bir ortamda enflasyonun azalması anlamına gelecektir. Böylece politika uygulayıcıları, toplam talebi bir politika aracı olarak kullanarak, istedikleri bir işsizlik-enflasyon bileşimine ulaşabilecek ve bu bileşimde uzun dönemde de kalabileceklerdir.

Phillips (1958)'in çalışması, metodolojik açıdan bir çok eleştiri almıştır. Örneğin Routh (1959), Phillips (1958)'in kullanmış olduğu serilerin sağlıklı sonuçlar vermeye pek elverişli olmadığını, örneğin, \dot{W} 'yı hesaplamak için kullanmış olduğu serilerin iş kollarına göre ağırlıklandırılmadığını ve bu nedenle de gözden geçirilmesi gerektiğini iddia etmiş; benzer eleştiriler Knowles ve Winsten (1959) tarafından da yapılmıştır. Routh (1959), ayrıca, 1881-85 döneminde işsizlik miktarının dalgalı bir seyir takip etmesine karşılık

Phelps-Brown indeksinin durağan kaldığını ve bu nedenle de Phillips'in bu dönem için Bowley serisini kullanmasının daha doğru olacağını da ileri sürmüştür. Phillips (1958)'in çalışmasına yöneltilen eleştiriler, daha sonraları Lipsey (1960) tarafından cevaplandırılmıştır. Lipsey (1960), ayrıca, Phillips (1958)'in teorisyen ampirik çalışmasına ilk teorik açıklamayı kazandıran kişi de olmuştur.

11. Phillips Eğrisinin Lipsey Yorumu

Lipsey (1960); (a) Test edilen modelin yeniden ele alınması, (b) Phillips'in sayısal sonuçlarının güncelleştirilmesi, (c) Phillips hipotezini test etmeye yönelik sistematik testlerin geliştirilmesi ve (d) Phillips hipotezinin çeşitli alternatif hipotezler bağlamında yeniden test edilmesi amaçlarıyla, Phillips (1958)'in çalışmasının yeniden ele alınması gerektiğini belirtmiştir. Lipsey, ilk olarak, (1.1) nolu denklemin, ele alınan periyot içindeki verilerin tamamına uygulanması mümkün olmayan bir denklem olduğunu vurgulayarak, (1.2) nolu denklemi önerir. (1.2) nolu denklem, logaritma alınmadan çözülebilecek bir denklem olduğu için, verilerin tamamına, bu arada negatif değerlere de uygulanabilecektir.

$$\dot{W} = a + bU^{-1} + cU^{-2} \quad (1.2)$$

Lipsey, (1.2) nolu denklemin kullanılması ile, (1.1) nolu denklemin kullanılması sonucunda elde edilen eğri ile görsel olarak ayırt edilmesi imkansız olan bir eğri elde edileceğini savunmuştur⁸.

(1.2) nolu denklemin farklı indeksler ve farklı yöntemler kullanılarak yapılan çözümleri, nominal ücretlerdeki değişim oranı ile işsizliğin yüzde miktarı arasında %64'e varan bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur ($R^2=0.64$). Diğer taraftan, Phillips (1958)'in, "nominal ücretlerdeki değişim, işsizlik düşerken beklenenden büyük, işsizlik yükselirken beklenenden küçük olur" şeklindeki hipotezini test eden Lipsey (1960), regresyona, işsizliğin yüzde miktarı değişkenine ilave olarak, bir de işsizliğin yüzde değişim oranı değişkenini ilave etmiş ve yeni bir denklem oluşturmuştur. Oluşturulan bu yeni regresyon denklemi aşağıda görüldüğü gibidir.

⁸ Denklem ayrıca, $\dot{W} = a + b\frac{1}{U} + c\frac{1}{U^2}$ şeklinde de yazılabildiğinden, logaritma almayı gerektirmemektedir.

$$\dot{W} = a + bU^{-1} + cU^{-2} + d\dot{U} \quad (1.3)$$

Burada; \dot{U} , işsizliğin yüzde değişim oranını göstermekte olup $\dot{U} \equiv \frac{U_{t+1} - U_{t-1}}{2U_t} \cdot 100$

şeklinde hesaplanmaktadır. Regresyonun belirlilik katsayısı $r^2 = 0.82$ bulunurken, kısmi korelasyon katsayıları sırasıyla, U için 0.78 ve \dot{U} için de 0.50 bulunmuştur. Denklemden olası bir çoklu bağıntı probleminin önceden tespit edilebilmesi için, işsizliğin yüzde miktarı ile işsizliğin yüzde değişim oranı arasındaki korelasyona bakılmış ve bu korelasyon katsayısı da 0.0002 gibi küçük bir değer olarak bulunmuştur. Phillips (1958), nominal ücret değişim oranı ile işsizlik değişim oranı arasındaki ilişkiye dikkat çekmiş, ancak bu ilişkinin ölçümüne girmemiştir. Lipsey (1960)'in (1.3) nolu denklemden elde etmiş olduğu sonuçlar, bu ilişkiyi de sayısallaştırmıştır. Diğer taraftan, Phillips'in ilave edilen değişkene ait parametrenin, periyotlar arasında giderek azalma eğiliminde olduğu, yani, nominal ücretler değişim oranının işsizlik değişim oranına olan bağlılığının giderek azalma eğiliminde olduğu şeklindeki hipotezini de test eden Lipsey, söz konusu parametrenin periyotlar arasında önemli farklılıklar gösterdiğini, ancak, azalma yönünde bir eğilime sahip olduğunu gösteren her hangi bir kanıt bulunamadığını da ifade etmiştir.

Lipsey (1960), Phillips (1958)'ten farklı olarak, ücretliler geçinme indeksini de regresyon denklemine ilave etmiştir. Denklem son haliyle (1.4)'de görüldüğü gibidir.

$$\dot{W} = a + bU^{-1} + cU^{-2} + d\dot{U} + e\dot{P} \quad (1.4)$$

Burada, \dot{P} , ücretliler geçinme indeksinde meydana gelen yüzde değişme olup, $\dot{P} \equiv \frac{P_{t+1} - P_{t-1}}{2P_t} \cdot 100$ şeklinde hesaplanabilir. (1.4) nolu denklemin belirlilik katsayısı $r^2=0.85$ olarak bulunurken, ücretliler geçinme indeksi değişkeninin kısmi korelasyon katsayısı 0.17 gibi düşük bir düzeyde bulunmuştur. Yazar bunun nedeninin \dot{P} ile \dot{U} arasındaki çoklu bağıntıdan kaynaklanabileceğini düşünerek, iki değişken arasındaki korelasyonu incelemiş ve bu korelasyon katsayısı da 0.19 çıkmıştır. Bunun üzerine denklemden \dot{U} 'yı çıkararak tekrar çalıştıran Lipsey, bu kez de belirlilik katsayısının 0.85'ten 0.76'ya düştüğünü rapor etmiştir. Son olarak da \dot{P} 'nin etkisini yalın olarak belirleyebilmek için denklemden yalnızca bu değişkeni bırakan Lipsey, yapmış olduğu regresyon çözümleri sonuçlarında 0.27 gibi oldukça düşük bir belirlilik katsayısı ile

karşılaşmıştır. Elde edilen bu sonuçlar neticesinde, Lipsey, ücretliler geçinme indeksindeki değişmelerinin, nominal ücret değişimleri üzerinde çok az bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

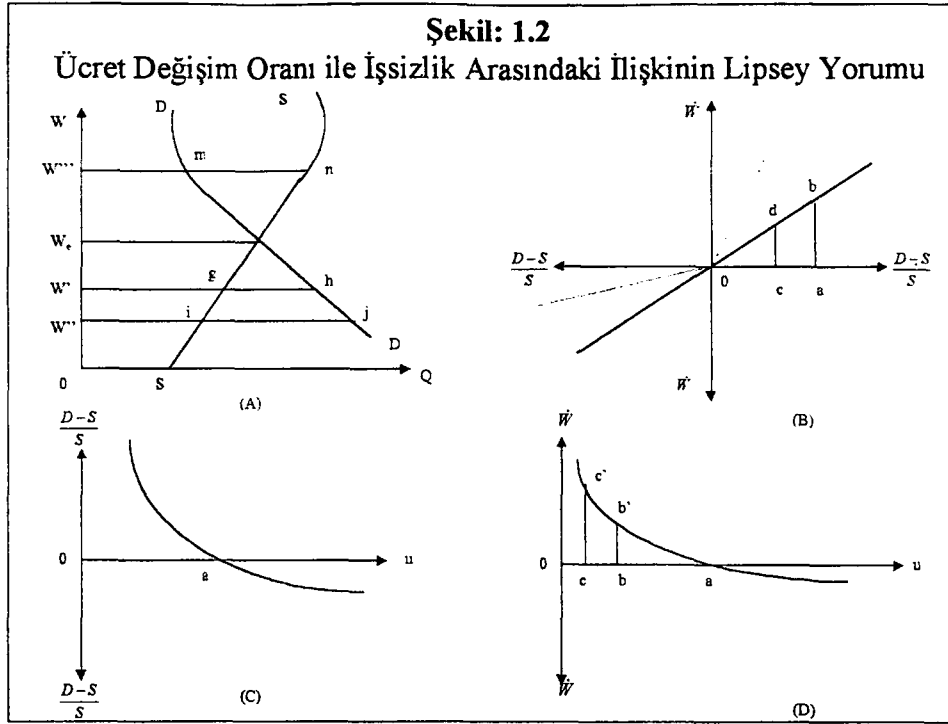
Lipsey (1960)'in sonuçları şu şekilde özetlenebilir: (a) nominal ücretler değişim oranı, işsizlik düzeyi ve işsizlik değişim oranı ile yakından ilişkilidir, (b) işsizlik değişim oranının nominal ücretler değişim oranı üzerindeki etkisi zamanla küçülmektedir şeklindeki Phillips (1958) hipotezi reddedilmiştir ve (c) ücretliler geçinme indeksinin nominal ücretler değişim oranı üzerindeki etkisi çok küçük bulunmuştur.

Nominal ücret değişim oranı ile işsizliğin yüzde miktarı ve işsizlik değişim oranı arasında kuvvetli bir ilişkinin varlığını tespit etmiş olan Lipsey (1960), bundan sonra bu ilişkilerin açıklanmasında kullanılacak olan teorik bir modelin geliştirilmesi için uğraş vermiştir. Ancak, modeli oluştururken, yukarıda kullanılan üç değişkenin üçünü de içeren tek bir model geliştirmek yerine, ilişkileri ayrı ayrı ele alan farklı yaklaşımlarda bulunmayı tercih etmiştir.

Buna göre, nominal ücretlerle işsizliğin yüzde miktarı arasındaki ilişki şu şekilde modelleştirilebilir: Nominal ücretlerin yükselmesine neden olan durum talep fazlalığı iken (Şekil 1.2 A diyagramındaki "ij"), düşmesine neden olan durum da talep eksikliği ya da arz fazlalığıdır (aynı diyagramda "mn"). Nominal ücretlerdeki değişimin büyüklüğü ise, arz ya da talep fazlalığının büyüklüğüne bağlı olacaktır. Yani, talep fazlalığı "ij" talep fazlalığı "gh"den büyükse, "ij" durumunda nominal ücret değişmesi daha fazla olacaktır. Bu durumda, nominal ücret değişimini talep fazlalığının bir fonksiyonu olarak ifade etmek yanlış olmayacaktır. Bu fonksiyon (1.5)'te görüldüğü gibidir.

$$\dot{W} = f\left(\frac{d-s}{s}\right) \quad (1.5)$$

Burada; d , emek talebini ve s de emek arzını göstermektedir. Bu durumda (1.5) nolu ifade, nominal ücret değişim oranının, talep fazlalığının arz miktarına olan oranına fonksiyon olduğunu ifade etmektedir.



Kaynak: LIPSEY, 1960. s: 14.

Lipsey (1960)'in vurgulamış olduğu bir diğer ilişki, talep fazlalığının ya da eksikliğinin ortaya çıktığı ücret düzeyinin de nominal ücret değişim oranını etkileyen önemli bir faktör olduğudur. Buna göre, talep fazlalığı w' de ortaya çıkmışsa, nominal ücret değişim oranı $gh \rightarrow w'$ olurken; w'' de ortaya çıkan bir talep fazlalığı durumunda nominal ücret değişim oranı $ij \rightarrow w''$ olacaktır. Yani, ücret düzeyi düşükken değişim oranı yüksek ve ücret düzeyi yüksekken değişim oranı düşük olacaktır. Bu durum, Şekil 1.2 B diyagramında çizilen ve orijinden geçen bir doğru ile temsil edilmiştir.

Şekil 1.2 C diyagramında, talep fazlalığı ile işsiz iş gücünün yüzdesi arasındaki ilişki gösterilmiştir. Talep fazlalığının sıfır olması demek, iş arayan herkesin iş bulunduğu anlamına gelmemekte; ancak, açık iş yerleri sayısının işsiz sayısına eşit olduğu şeklinde yorumlanabilmektedir. Bu durumda, talep fazlası sıfır bile olsa, friksiyonel nedenlerden kaynaklanan belli düzeyde bir işsizlik olacaktır ki, o da şekildeki "a" noktası ile gösterilir. "a"nın solundaki alanda, talep fazlalığı pozitif değer almaktadır. Ayrıca, talep fazlalığı ne kadar çoksa, iş bulmak o kadar kolay ve iş bulmanın süresi de o kadar kısa olur. Bu nedenle, "u"nun değeri, talep fazlalığı arttıkça artan bir hızla azalır. "u"nun sıfırın altına inmesi ise mümkün görünmemektedir⁹. "a"nın sağında durum biraz daha farklıdır. Arz

⁹ Friksiyonel işsizliğin miktarı αE olarak düşünülün. Mevcut işlerin ve iş arayanların sayısı birbirine eşit kabul edilmiş ve miktar şu şekilde gösterilmiştir: $N = \beta V(J - E)$. Burada; E , çalışan sayısını; V , işsiz

fazlasındaki bir birimlik artış, işsiz sayısında da yine bir birimlik artışa karşılık geleceği için, bu noktanın sağında doğrusal bir ilişkinin varlığını gözlemlemek mümkün görünmektedir. İşsiz iş gücünün yüzdesi ile talep fazlası arasında gözlemlenen bu ilişkinin, talep fazlası ile nominal ücret değişimleri arasında da olduğu düşünülerek, aynı ilişkinin geçerliliği kabul edilmiştir. Sözü edilen bu ikinci ilişki, Şekil 1.2 D diyagramında gösterilmektedir.

Şekil 1.2 D diyagramındaki şekil, Lipsey (1960)'in teorik yaklaşım sonucunda elde etmiş olduğu Phillips Eğrisi olarak yorumlanabilir. Phillips (1958)'in çalışmasının tamamen ampirik gözleme dayanan bir ilişki ortaya koymuş olması ve her hangi bir teorik açıklamanın yapılmamış olmasının sakıncası, bu şekilde ortadan kaldırılmaya çalışılmış ve Phillips Eğrisi de bu sayede teorik bir izaha kavuşmuştur.

12. Phillips Eğrisinin Samuelson-Solow Yorumu

Samuelson ve Solow (1960)'un Phillips eğrisine yapmış oldukları farklı bir yaklaşım, Phillips eğrisinin o ana kadar kullanılan yorumlarında hiçbir eksiltme yapmamış, aksine, eğrinin bir politika aracı olarak kullanılmasına yol açmıştır. Samuelson ve Solow'un yaptıkları katkılar iki madde halinde şöyle özetlenebilir:

1. Orijinal Phillips eğrisi, işsizlik oranı ile nominal ücret değişim oranı arasındaki ilişkiyi gösterirken, işsizlik oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi gösteren bir forma kavuşmuştur.

sayısını; J , mevcut iş sayısını; N iş bulan işsiz sayısını; α ve β ise katsayıları göstermektedir. V 'nin sabit düzeyi şu ilişkiyi geçerli kılar: $\alpha E = \beta V(J - E)$. Ancak, $E = L - V$ dir. Dolayısıyla ilişki şu şekli alır: $\alpha(L - V) = \beta V(J - L + V)$. Burada L , toplam işgücünü göstermek üzere; yukarıdaki ilişkinin genişletilmesi sonucunda şu ilişki elde edilebilir:

$$J = \frac{\alpha L}{\beta V} - V + L - \frac{\alpha}{\beta}. \text{ Burada } X \equiv \frac{J - L}{L}$$

X , talep fazlası oranını göstermek üzere; denklemden J 'nin elenmesi aşağıdaki sonucu verir.

$$X = \frac{\alpha}{\beta V} - \frac{V}{L} - \frac{\alpha}{\beta L} \dots (1)$$

En son ulaşılan ifadenin türevi alınarak şu sonuca ulaşılabilir:

$$\frac{\partial X}{\partial V} = -\frac{\alpha}{\beta V^2} - \frac{1}{L} < 0, \text{ ve } \frac{\partial^2 X}{\partial V^2} = \frac{\alpha}{\beta V} > 0.$$

Son ulaşılan ifadeden, talep fazlasındaki bir artışın işsiz sayısında azalmaya yol açtığı; ancak, talep fazlası arttıkça işsiz sayısındaki azalışın azalan oranda olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan, (1)'den da görülebileceği gibi, talep fazlası sonsuza yakınsadıkça ($X \rightarrow \infty$), işsiz sayısı sifira yakınsar ($V \rightarrow \infty$). Bu nedenle, bu durumda, işsizliğin sifira ulaşmasının imkansız olduğunu söylemek mümkündür.

2. Politika uygulayıcılarına, alternatif işsizlik-enflasyon bileşimlerinden birini seçmelerine imkan tanıyan bir araç haline gelmiştir.

Phillips (1958) ve Lipsey (1960)'in Phillips eğrileri ile Samuelson ve Solow (1960)'un Phillips eğrisi, yukarıda sıralanan yeniliklere rağmen, tamamen farklı değildir. Her iki yorum arasındaki ilişki ise “mark-up fiyat denklemi” aracılığı ile kurulmaktadır. İlişkinin yorumu aşağıdaki şekilde yapılabilir.

$$P_t = (1 + \alpha) \frac{W_t N_t}{X_t} \quad (1.6)$$

Burada; P_t , fiyatlar genel düzeyini; W_t , nominal ücretler genel seviyesini; N_t , istihdam edilen iş gücü sayısını ve X_t de reel GSMH'yı göstermektedir. Denklemdaki “ α ” katsayısı, mark-up katsayısı olup, sabit bir kâr marjını temsil etmektedir. $(W_t N_t)/X_t$ ifadesi birim emek maliyetini ifade ederken, W_t 'nin işgücü verimliliğine ($\Lambda_t = X_t/N_t$) oranı şeklinde de yani W_t/Λ_t olarak da ifade edilebilmektedir. Bu ilişki (1.6) nolu denklemde yerine konulur ve her iki tarafın doğal logaritması alınır, şu ifadeye ulaşılır:

$$\log P_t = \log(1 + \alpha) + \log W_t - \log \Lambda_t \quad (1.7)$$

Denklem (1.6)'nın logaritmik türevini alıp, nispi değişimleri küçük harflerle gösterirsek, (1.8) nolu denkleme ulaşılır.

$$\frac{dP}{P} = \frac{dW}{W} - \frac{d\Lambda}{\Lambda} \quad ya da \quad \pi = w - \lambda \quad (1.8)$$

(1.8) nolu denklemden, enflasyon oranının nominal ücretlerdeki değişme ile iş gücü verimliliğindeki değişme arasındaki farka eşit olduğu sonucu çıkmaktadır. Diğer taraftan, Phillips eğrisinin (1.9) nolu denklemle formüle edilebileceği varsayılırsa;

$$w = \pi^* + bu^{-1} + \beta\lambda \quad b > 0; 0 \leq \beta \leq 1 \quad (1.9)$$

denklemine ulaşılır. Ulaşılan (1.9) nolu denklem, nominal ücret değişim oranının, beklenen enflasyon oranına (π^*), iş gücü piyasasındaki talep fazlalığının derecesine (u^{-1}) ve iş gücü verimliliğindeki büyüme oranına (λ) bağlı olduğunu ifade etmektedir. (1.8) ve (1.9) nolu denklemlerden, Phillips eğrisinin Samuelson ve Solow yorumunu elde etmek mümkündür.

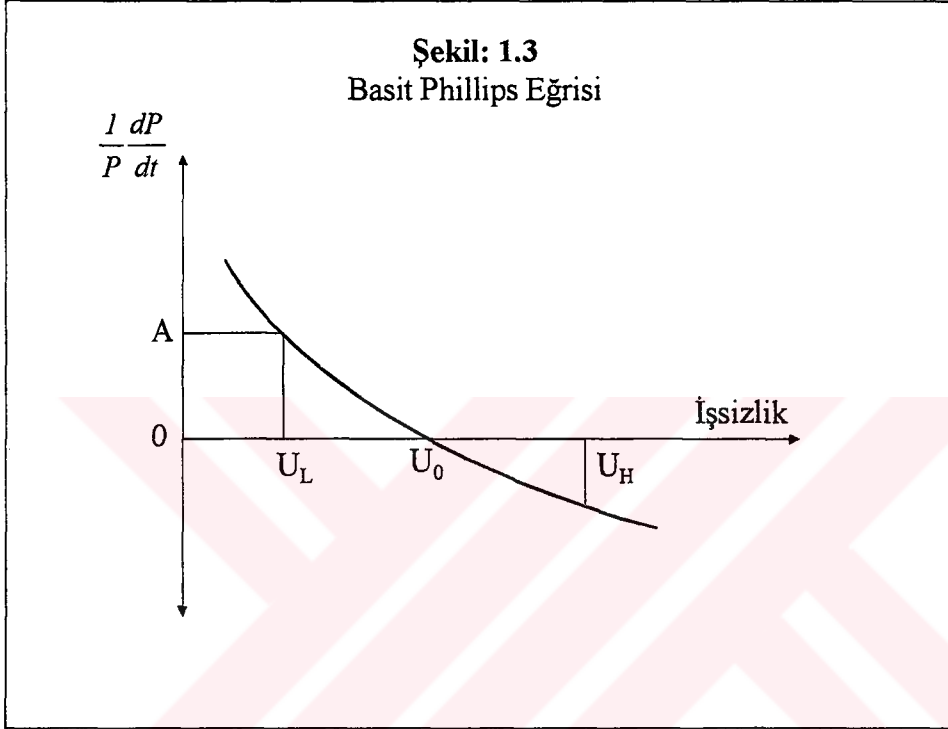
$$\pi = \pi^* + bu^{-1} - (1 - \beta)\lambda \quad (1.10)$$

En son ulaşılan denklem şu şekilde yorumlanabilir: *Enflasyon oranı, iş gücü piyasasındaki talep baskısı (bu^{-1}), beklenen enflasyon oranı (π^*) ve $(1-\beta)\lambda$ terimi tarafından belirlenir. $(1-\beta)\lambda$ terimi, iş gücü verimliliği arttığı halde söz konusu bu artışın nominal ücretlere yansımayan kısmını göstermektedir. İş gücü verimliliğini ilgilendiren bu terim ne kadar büyük olursa, enflasyon oranı da o kadar küçük olacaktır. Bu durumda, Phillips eğrisi, işsizlik arttıkça enflasyonun düştüğünü ifade edecek şekilde, yine, sol yukarıdan sağ aşağıya doğru yönseyen bir eğri konumunda algılanacaktır. Diğer taraftan, politika uygulayıcıları, bu işsizlik ve enflasyon bileşimlerinden birisini seçerek orada kalabileceklerdir. Yani, hem kısa hem de uzun dönemde, işsizlik-enflasyon ödünleşmesi söz konusu olmaktadır.*

Şekil 1.3, işsizliği, nominal ücret değişimleri ile değil de, fiyat düzeyi değişimleriyle ilişkilendiren Samuelson-Solow yorumunu canlandırmaktadır. Şekilde gösterilen ilişki, genelde, politika uygulayıcılarına istikrarlı bir ödünleşme olanağı sağlayan nedensel bir ilişki olarak yorumlanmaktadır. Politika uygulayıcıları, U_L gibi düşük düzeydeki bir işsizlik düzeyini kendilerine hedef olarak seçebilirler. Bu durumda, U_L işsizlik düzeyine ulaşmak için, enflasyondan ödün verme ve A gibi yüksek düzeyde bir enflasyonu kabullenme gereği ortaya çıkar. Bu ödünleşmeyi gerçekleştirmek için de, yapılması gereken tek şey, U_L işsizlik düzeyini verecek olan nominal toplam talep düzeyine ulaşmasını sağlayacak olan politikanın (para, maliye ya da başka bir politika) seçimidir. Enflasyonun düşürülmesi hedeflenmiş ise, bu sefer de, ödün verilmesi gereken değişken işsizlik olacak ve yüksek düzeyde bir işsizliğe katlanmak gereği ortaya çıkacaktır. Deflasyon istenmesi durumunda ise, işsizlik miktarına verilecek ödünün boyutu daha ileri bir düzeyde olacaktır. Şekil 1.3'de U_H düzeyi bu duruma örnek olarak gösterilebilir.

Samuelson ve Solow'un yapmış olduğu bu katkıdan sonra, bir politika aracı haline gelen Phillips Eğrisinin geçerliliği, farklı ekonomiler için ve farklı yaklaşımlarla sık sık inceleme konusu yapılmıştır. Elde edilen ampirik bulgular, Enflasyon-İşsizlik ödünleşmesinin, uzun dönemde, ekonomiler arasında ve hatta aynı ekonominin farklı periyotları arasında farklılıklar gösterdiğini ortaya koymuştur. Aynı zamanda, istikrarlı bir ilişkinin ampirik bulgularının olmadığı da görülmüştür. Teorinin geçerliliği söz konusu olsaydı, belirli bir işsizlik miktarında enflasyonun belirli bir düzeyde gerçekleşmesi ve

işsizlik oranı değişmediği sürece enflasyon oranının da değişmemesi gerekirdi. Bunun böyle olmadığı görüldüğünde, yani işsizlik belirli bir düzeyde sabit tutulmuş olsa bile enflasyonun belirli bir artış hızıyla artmaya devam ettiği görüldüğünde, bu durumu açıklayabilecek yeni bir yaklaşımın gerekliliği gündeme gelmiştir. Bu yaklaşım, Friedman (1968,1975)'in "Doğal İşsizlik Oranı Hipotezi" ile "Beklentileri İçeren Phillips Eğrisi" yorumlarında ele alınmıştır.



Kaynak: FRIEDMAN, 1977, s: 455.

13. Doğal İşsizlik Oranı Hipotezi

Hem Phillips (1958) ve Lipsey (1960) hem de Samuelson ve Solow (1960) yorumlarında, Phillips Eğrisinin istikrarlı olduğu, yani, kısa dönem için seçilmiş olunan bir bileşimin uzun dönem için de geçerli olduğu, ya da başka bir ifadeyle, politika uygulayıcıların bu bileşimde uzun bir süre kalabilecekleri varsayılmıştı. İlk kez Friedman (1968, 1975) ve Phelps (1967, 1972)'in incelemeleri sonucunda bu görüşün geçerliliği tartışılmaya başlanmıştır. Friedman ve Phelps, politika uygulayıcılarının her hangi bir bileşimi seçtikleri anda geçerli olan ödünleşmenin uzun dönemde geçerli olamayacağını belirtmişler ve bunun nedenlerini açıklamaya yönelik çalışmalar yapmışlardır. Uzun dönem ödünleşmenin kısa dönem ödünleşmeden neden farklı olacağını açıklamaya yönelik

olarak geliştirilen hipotezler arasında en yaygın kabul göreni, Friedman'ın "Doğal İşsizlik Oranı Hipotezi" olmuştur.

Friedman (1975) hipotezini geliştirmeye, nominal toplam talepte meydana gelen bir artışın, işsizlik oranında bir azalma ve enflasyon oranında bir artışa yol açacağını varsayarak başlamıştır. Bu varsayımın mikroekonomik karşılığının da, nominal ücretlerde ve ürünlerin satış fiyatlarında bir artış olduğunu belirtmiştir. Friedman, bu noktada, nominal ücretlerin ve ürün satış fiyatlarının artmış olmasının, emek sahipleri ile girişimcileri "Para Yanılgısı"na sürüklediğini kabul etmiştir. Friedman'a göre bu yanılgı süreci şu şekilde işlemektedir: Parasal bir genişlemenin, fiyatlar genel düzeyi ve ücretlerde -örneğin her yıl %2 oranında- bir artış yaratan nominal toplam talep büyümesini başlattığı varsayılınsın. İşçiler sabit fiyat beklentisi içerisinde olduklarından dolayı, bu gelişmeleri reel ücretlerinde bir artış olarak yorumlayacaklardır. Bu da onların daha fazla işgücü arz etmelerine neden olacaktır. Yani, istihdam artmaya işsizlik düşmeye başlar. İşverenler de genel fiyat düzeyi hakkında işçilerle benzer tahminlere sahiptirler. Başlangıçta, malların talebi ve fiyatındaki bir artışı, onların nispi fiyatlarındaki bir artış ve reel ücretlerde bir düşme olarak yorumladıkları için, daha çok işçi çalıştırma isteğinde olacaklardır. Bu da, kısa dönemde işsizliği azaltacak bir diğer etken olacaktır. Dolayısıyla işsizlik iki nedenden dolayı azalış göstermektedir: (a) Nominal ücretlerdeki artış nedeniyle işten ayrılmaların azalmış olması ve (b) Artan nominal ücretlerin, iş arayan bazı emek sahiplerinin beklediği ücret düzeyine ulaşmış olması nedeniyle, çalışmaya karar vermeleri. Bu arada, reel ücretlerin düştüğü inancında olan işverenler de emek taleplerini artırmış olduklarından, çalışmaya karar veren emek sahipleri, herhangi bir kısıtlamayla karşılaşmaksızın iş bulabilmektedirler. İşte, Friedman (1975)'in para yanılgısı dediği olgu budur. Yani, ekonomideki nominal gelişmelerin reel gelişmeler olarak algılanması ve bu doğrultuda hareket edilmesine *para yanılgısı* denilmektedir.

Emek sahipleri ve girişimciler, talep artışı neticesinde ortaya çıkan nominal ücret artışlarının, beraberinde fiyatlar genel düzeyi artışını da getirdiğini fark ettiklerinde, olaylar tersine dönmeye başlamaktadır. Aslında, nominal ücretlerle fiyatlar genel düzeyi aynı oranda arttığı için, ne reel ücretler ne de ürünün nispi fiyatı değişmiştir. Ekonomik birimlerin bu gerçeği fark etmeleri, onların statik olan enflasyon beklentilerini artırmalarına yol açar. Bu da, reel ücretlerde ve ürünün nispi fiyatında olacağı beklenen artışların, olmayacağı ya da daha az olacağı beklentisini güçlendirir. Emek sahiplerinden

bazıları, bu noktada, beledikleri reel ücretlerin gerçekleşmediğini fark ettikleri için, yeniden iş aramaya başlayarak işsizliğin artmasına yol açarlar. Aynı şekilde, girişimciler de, fiyat artışlarının kendi mallarına yönelik nispi fiyat artışı olmadığını fark etmişler ve bu yüzden de emek taleplerini ve ürün arzlarını azaltma yoluna girmişlerdir. Böylece, nominal toplam talepte meydana gelen artışın başlangıçtaki reel etkisi ortadan kalkmıştır. Politika uygulayıcıları işsizlik oranını sürekli olarak doğal oranın altında tutmak isterlerse, nominal toplam talebi sürekli olarak artırmak ve dolayısıyla da enflasyonu yükseltmek zorunda kalacaklardır. İlginç olan şudur ki, bunu ancak kısa dönemde yapabileceklerdir. Uzun dönemde para yarılgısının ortadan kalkmasıyla birlikte, işsizlik yeniden doğal seviyesine dönecektir. Friedman'ın Phillips ve Lipsey'den ayrıldığı nokta da işte burada ortaya çıkmaktadır. İşsizlik eğer sürekli olarak doğal oranın altında tutulmaya çalışılırsa, enflasyon sürekli olarak artırılmalıdır. Oysa, Phillips ve Lipsey'e göre, işsizliği sabit düzeyde tutmak için enflasyonu da sabit tutmak yeterlidir.

Bu noktada Friedman (1975), reel değişkenler üzerindeki etkilerini dikkate almak suretiyle, enflasyonu *beklenen* ve *beklenmeyen* olmak üzere iki kısma ayırmış ve bunlardan sadece *beklenmeyen* enflasyonun reel etkileri olduğunu belirtmiştir. Eğer beklenen enflasyon oranı %3 ise ve eğer gerçekleşen enflasyon oranı da %3 olmuşsa, işsizlik düzeyinde her hangi bir değişme olmayacaktır. Ayrıca, %5'lik ve %10'luk beklenen enflasyon oranlarında da gerçekleşen işsizlik, %3'lük beklenen enflasyon durumunda ortaya çıkan işsizlikle aynı düzeyde olacaktır. İşte bu işsizlik oranına, yani, beklenen enflasyonla gerçekleşen enflasyon oranının eşit olduğu durumda ortaya çıkan işsizlik oranına, Friedman "Doğal İşsizlik Oranı" adını vermektedir. Doğal işsizlik oranı hipotezinin kabul görmesiyle birlikte, enflasyon beklentilerinin analizlerde daha yoğun bir şekilde yer almaya başlaması, Phillips eğrisinde de bazı revizyonları gerekli hale getirmiş ve bu gereğin bir sonucu olarak da "Beklentileri İçeren Phillips Eğrisi" geliştirilmiştir.

14. Beklentileri İçeren Phillips Eğrisi

Phillips eğrisi, enflasyon beklentilerini içerecek şekilde yeniden düzenlenirse¹⁰, (1.11) nolu denklemde görülen eşitlik elde edilir.

¹⁰ Buradaki beklentiler, Uyarlanabilir Enflasyon Beklentileridir. Beklentilerin uyarlanabilir olması demek, geçmişteki enflasyon rakamlarından yararlanarak gelecek dönem için enflasyon tahmininde bulunmak demektir.

$$\pi = f(u) - \pi^* \quad (1.11)$$

burada; π , enflasyon oranını; $f(u)$, Phillips eğrisinin denklemini ve π^* da beklenen enflasyonu göstermektedir. π^* 'ın Phillips eğrisine olan etkileri iki madde halinde özetlenebilir. Bunlar;

- a. Alternatif beklenen enflasyon oranları, alternatif “Kısa Dönem Phillips Eğrileri”ne karşılık gelir.
- b. Beklenen enflasyon oranındaki bir değişiklik Phillips eğrisini kaydırmaktadır. Eğri, beklenen enflasyon arttığında yukarı doğru ve beklenen enflasyon oranı azaldığında ise aşağı doğru hareket etmektedir.

Denklem, doğal işsizlik oranı hipotezini içerecek şekilde yeniden ele alındığında ise, (1.12) nolu ifade elde edilmektedir.

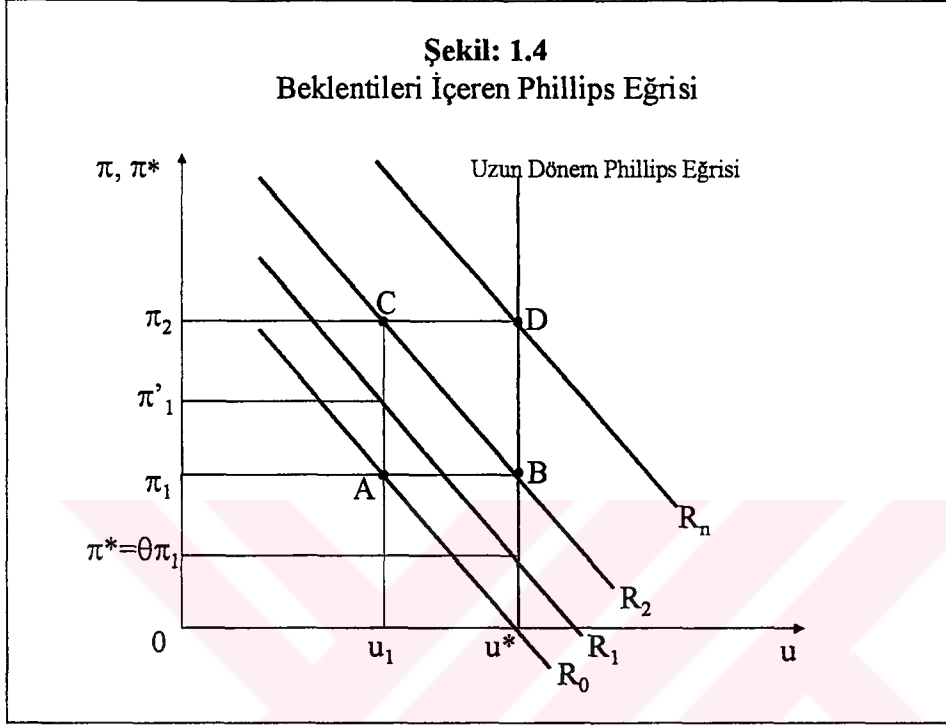
$$\pi = f(u) + \pi^* = \pi^* - b(u_t - u^*) \quad (1.12)$$

(1.12) nolu denklemde, gerçekleşen enflasyon oranı (π), beklenen enflasyon oranı (π^*) ile, gerçekleşen işsizlikle (u_t) beklenen işsizlik (u^*) arasındaki farkın bir fonksiyonu olarak ifade edilmektedir. Buradaki $u_t - u^*$ ifadesi, doğal işsizlik oranı hipotezi anlatılırken ele alınan, kısa dönemli nominal toplam talep artışının neticesi olarak ortaya çıkan, toplam talep fazlalığının enflasyon üzerindeki etkisini yansıtmaktadır. $u_t - u^* < 0$ ise, işsizlik beklenen düzeyinin altında olacağından enflasyon düşecektir. Ya da farklı bir yaklaşımla, işsizliği doğal oranın altında tutma arzusunda olan politika uygulayıcıları, enflasyonu yükseltmek zorunda kalacaklardır. Diğer taraftan, $u_t - u^* > 0$ ise, enflasyon artacak, ya da başka bir ifadeyle, enflasyonu düşürmek isteyen politika uygulayıcıları, işsizlikle mücadeleden ödün vererek, işsizliği yükseltmek zorunda kalacaklardır. Enflasyon beklentilerinin de *Uyarlanabilir Beklentiler* çerçevesinde şekillendiği varsayılırsa, beklenen enflasyon aşağıdaki açık formda ifadesini bulacaktır.

$$\pi^*_t = \theta\pi_{t-1} + (1-\theta)\pi^*_{t-1} \quad (1.13)$$

Burada; π^*_t , beklenen enflasyon oranını; π_{t-1} , bir dönem önce gerçekleşmiş olan enflasyon oranını ve π^*_{t-1} de bir dönem önceki enflasyon beklentisini göstermektedir. θ , denklemin uyarılma katsayısıdır. Görüldüğü üzere, beklentileri içeren genişletilmiş Phillips eğrisi, iki

denklem ve üç içsel değişkenden (π , π^* ve u) oluşmaktadır. Dolayısıyla, bu üç değişkenden bir tanesine müdahale edilerek, diğer iki değişkeni etkilemek mümkündür. Müdahale değişkeninin u olduğu ve politika uygulayıcılarının işsizliği doğal seviyenin altında, örneğin u_1 gibi bir düzeyde, tutmak istedikleri varsayalım.



Şekil 1.4'ten de açıkça görüldüğü üzere, u_1 düzeyinde tutulmak istenen bir işsizlik düzeyi, kısa dönemde, enflasyonu π_1 düzeyine çıkaracaktır. Diğer taraftan yükselen enflasyon, ekonomik birimlerin enflasyon beklentisini artırarak, R_0 olan başlangıç Phillips eğrisinin R_1 olarak değişmesine ve Phillips eğrisinin sağ tarafa doğru kaymasına neden olacaktır. Bu işleyişi, uyarılma mekanizmasını gösteren (1.13) nolu denklemden izlemek mümkündür. Politika uygulanmaya başlanmadan önce, enflasyon beklentisi sıfır olduğundan, $\pi^*_{t-1} = 0$ 'dır. İlgili değer denklemde yerine konulduğunda,

$$\pi^* = \theta\pi_1 + (1-\theta) \cdot 0 = \theta\pi_1 \quad (1.14)$$

sonucu bulunacaktır. Bu sonuç da, bu dönem için enflasyon beklentisinin $\theta\pi_1$ düzeyine yükseldiğini göstermektedir. Yükselen enflasyon beklentisi, yeni bir Phillips eğrisi (R_1) ile gösterildiğinde ve yine u_1 işsizlik düzeyinde kalacak şekilde politika uygulamalarına devam edildiğinde, enflasyon beklentisi de artışını sürdürecektir. u_1 işsizlik düzeyinde

kalma konusunda ısrarcı olan bir uygulayıcı, enflasyon oranının sürekli olarak yükselmesini göze almak zorundadır.

Politika uygulayıcısı, şayet enflasyon oranını sabit tutmak şeklindeki bir yolu seçerse, bu sefer de işsizlik oranı doğal seviyesine varıncaya kadar artacak ve doğal seviyesine vardığında istikrara kavuşacaktır.

İki denklemden oluşan Phillips eğrisi, tek denklem şeklinde de ifade edilebilmektedir. Bunun için, denklem (1.12)'deki π^*_t yerine denklem (1.13) konulur ve (1.15) elde edilir.

$$\pi_t = \theta\pi_{t-1} + (1-\theta)\pi^*_{t-1} - b(u_t - u^*) \quad (1.15)$$

Denklem (1.15)'de, gözlemlenemeyen π^*_{t-1} değişkenini elimine etmek için, denklem (1.12)'nin bir dönemlik gecikmesi alınıp $(1-\theta)$ ile çarpılır. Bu işlemin sonucu, (1.16)'da görülmektedir.

$$(1-\theta)\pi_{t-1} = (1-\theta)\pi^*_{t-1} - b(1-\theta)(u_{t-1} - u^*) \quad (1.16)$$

(1.16) nolu denklemin (1.15) nolu denklemden çıkarılması ile elde edilen (1.17) nolu denklem, beklentileri içeren Phillips eğrisinin tek denklemde ifade edilmiş halidir¹¹.

$$\pi_t = \pi_{t-1} + b(1-\theta)(u_{t-1} - u^*) - b(u_t - u_{t-1}) \quad (1.17)$$

(1.17) nolu denklemdeki $\pi_{t-1} + b(1-\theta)(u_{t-1} - u^*)$ ifadesi, beklenen enflasyonu gösterirken, $b(u_t - u_{t-1})$ ifadesi de Phillips eğrisinin eğimini göstermektedir. Aynı denklem (1.18) şeklinde de ifade edilebilir,

$$\pi_t = \pi_{t-1} - b\theta(u_t - u^*) - b(1-\theta)(u_t - u_{t-1}) \quad (1.18)$$

Burada ise, gerçekleşen enflasyon oranının açıklayıcı değişkenleri olarak; geçmiş dönemin enflasyon oranı, emek talebi fazlası $(u_t - u^*)$ ve işsizlikteki değişim miktarı $(u_t - u_{t-1})$ şeklinde verilmektedir. Ulaşılan son denklem, Lipsey (1960)'in ampirik modelinin biraz daha farklı bir ifade tarzıyla ortaya konulmuş halinden başka bir şey değildir.

¹¹ Yapılan bu işleme “Koyck Dönüşümü” denilmektedir.

Phillips eğrisinin beklentileri içeren bir forma kavuşmasında oldukça önemli bir rol oynayan “Para Yanılgısı” hipotezi, Lucas (1972)’in bu konuda yapmış olduğu yaklaşımların değişik bir versiyonudur. Nitekim, Phillips eğrisinin ulaşılmış olduğu son yapısal ifade tarzı, beklentilerin rasyonel olduğu şeklinde olup, bu yaklaşım da Lucas, Sargent ve Wallace gibi Yeni Klasik İktisatçılar tarafından ortaya konulmuştur. Bir sonraki bölümde, Phillips eğrisinin rasyonel beklentiler okuluna dahil edilebilecek olan iktisatçılar tarafından yorumu ile Lucas’ın Phillips eğrisi üzerinde geliştirmiş olduğu “Değişkenlik Hipotezi” ele alınacaktır.



İKİNCİ BÖLÜM

2. RASYONEL BEKLENTİLER OKULUNUN PHILLIPS EĞRİSİ YORUMU VE PHILLIPS EĞRİSİ ÜZERİNE LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİ

20. Rasyonel Beklentiler ve Phillips Eğrisi

Birinci bölümde tartışılan, “Beklentileri İçeren Phillips Eğrisi” konusunda, Friedman ve Phelps’in Phillips eğrisine yaptıkları katkılardan söz edilmiştir. Ancak bu iki iktisatçı bu katkıları yaparken, beklentilerin uyarlanmış bir süreç içerisinde oluştuğunu varsayımlar ve çıkarımlarını da bu doğrultuda şekillendirmişlerdir. Zamanla bu yaklaşımın, yani beklentilerin uyarlanmış süreç içerisinde oluştuğunu varsayımının, bazı sakıncaları da beraberinde getirdiği ileri sürülmüş ve rasyonel beklentilerin dikkate alınması gereğinden söz edilmiştir. Getirilen eleştiriler iki madde halinde özetlenebilir:

1. Beklentilerin uyarlanmış olması, sistematik hataların varlığını kabullenmeyi gerektirir. Oysa, rasyonel bir ekonomik birim, sistematik hata yapmamaktadır [Lucas (1972b)].
2. Ekonomik birimler ek bilgiye sahip oldukça, bu durum, önceki bilgilerin tüketilmesine yol açmaktadır.

Lucas ve Sargent (1979), enflasyonist beklentilerin, mevcut tüm veri setinden en uygun şekilde yararlanmasını bilen rasyonel ekonomik birimler tarafından şekillendirildiğini ileri sürmüşler ve bunun üzerine Phillips eğrisi de rasyonel beklentileri içerecek şekilde revize edilmiştir. Revize edilen Phillips eğrisi modeli aşağıda özetlenmiştir.

$$\pi_t = \pi_t^* - b(u_t - u^*) + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$u_t = u^* - \psi(m_t - \pi_t) + \eta_t \quad (2.2)$$

$$\pi_t^* = E(\pi_t | I_{t-1}) \quad (2.3)$$

(2.1) nolu denklem, beklentileri içeren Phillips eğrisi denklemini gösterirken, denklemin hata terimi olan ε_t , varyansı σ_ε^2 ve ortalaması sıfır olan tesadüfi bir değişkendir. (2.2) nolu denklem ise, işsizliğin doğal oranından sapmasını gösteren talep fazlası denklemdir. Bu denklemin hata terimi de yine σ_η^2 sabit varyanslı ve sıfır ortalamalı tesadüfi bir değişkendir. Son denklem ise, enflasyon beklentilerinin, bir dönem önceki bilgi setinden yararlanılarak oluşturulduğunu ifade eden bir denklemdir.

(2.2) nolu denklem (2.1)'de yerine konulup π_t için çözümlerse, (2.4) nolu denkleme ulaşılır.

$$\pi_t = \frac{\pi_t^* + b\psi m_t + \varepsilon_t - b\eta_t}{1 + b\psi} \quad (2.4)$$

Bu denklem, t anındaki enflasyonun, beklenen enflasyon oranı (π_t^*), para arzı genişleme oranı (m_t) ve ε_t ile η_t gibi iki tesadüfi değişken tarafından açıklandığını ifade etmektedir. (2.4) nolu denklemin beklenen değeri ise enflasyon oranının rasyonel beklenti değerini verecektir. Bu değer (2.5) nolu denklemde gösterilmiştir.

$$E(\pi_t | I_{t-1}) = \frac{E(\pi_t | I_{t-1}) + b\psi E(m_t | I_{t-1})}{1 + b\psi} \quad (2.5)$$

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \text{ve} \quad bE(\eta_t) = 0$$

(2.5) nolu denklemden çıkarılacak doğal sonuç (2.6) nolu eşitlik olacaktır.

$$\pi_t^* = E(\pi_t | I_{t-1}) = E(m_t | I_{t-1}) \quad (2.6)$$

(2.6) nolu eşitliğin ifade ettiği şey, beklenen enflasyon oranının beklenen para arzı artış oranına eşit olduğu şeklinde ifade edilebilecek olan görüşten başka bir şey değildir. (2.6) nolu denklem (2.4)'de yerine konulursa,

$$\pi_t = \frac{E(m_t | I_{t-1}) + b\psi m_t + \varepsilon_t - b\eta_t}{1 + b\psi} \quad (2.7)$$

sonucuna ulaşılır.

Para otoritesinin para arzı büyüme oranını tamamen kontrol edebildiği ve bir dönem öncesinden bunu anons ettiği varsayılırsa, ekonomik birimlerin para arzı artış oranını doğru olarak tahmin edebildikleri sonucu ortaya çıkar. Bunun açık ifadesi ise (2.8) nolu denklem olacaktır.

$$E(m_t | I_{t-1}) = m_t \quad \text{ise}$$

$$\pi_t = \frac{E(m_t | I_{t-1}) + b\psi E(m_t | I_{t-1}) + \varepsilon_t - b\eta_t}{1 + b\psi}$$

$$\pi_t = \frac{E(m_t | I_{t-1})(1 + b\psi)}{1 + b\psi} + \frac{\varepsilon_t - b\eta_t}{1 + b\psi} \quad \text{ve}$$

$$\pi_t = E(m_t | I_{t-1}) + \frac{\varepsilon_t - b\eta_t}{1 + b\psi} \quad (2.8)$$

Denklem, beklenen parasal büyümenin tam olarak tahmin edilmesi durumunda, gerçekleşen enflasyon oranının tesadüfi olarak dalgalanacağını ifade etmektedir. Parasal büyümenin ekonomik birimler tarafından doğru şekilde tahmin edildiği varsayımı ile (2.8) nolu denklemin (2.2) nolu denklemde yerine konulması da, işsizlik için benzer bir sonuç ortaya çıkaracaktır.

$$u_t = u^* + \frac{\psi\varepsilon_t + \eta_t}{1 + b\psi} \quad (2.9)$$

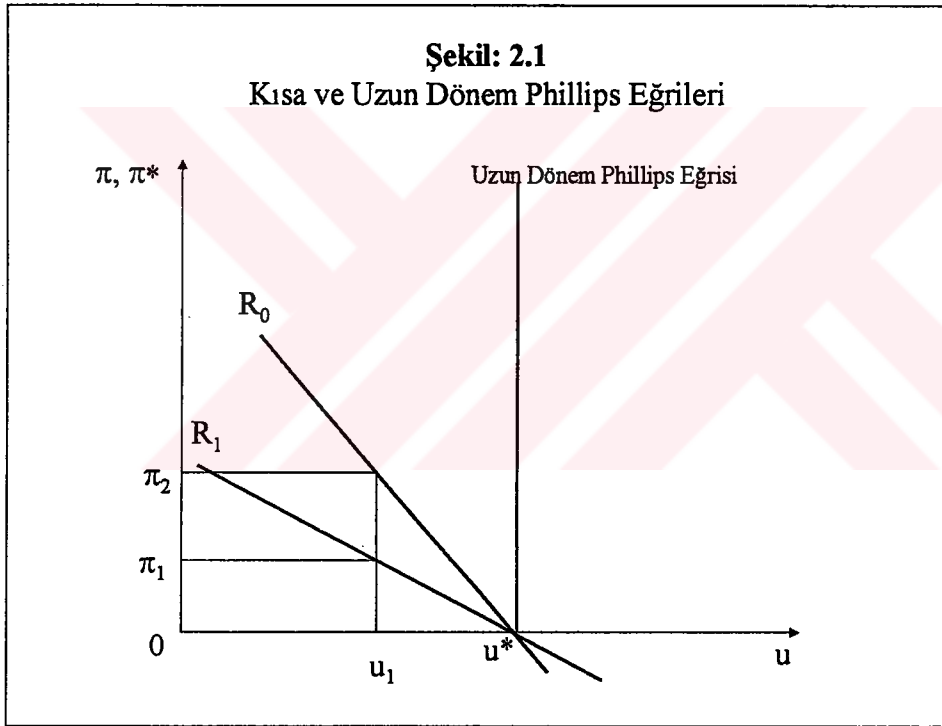
(2.9) nolu denklem de (2.8) nolu denkleme benzer bir şekilde, parasal büyümenin doğru bir şekilde tahmin edilmesi durumunda, gerçekleşen işsizliğin doğal işsizlik etrafında tesadüfi olarak dalgalanacağını ifade etmektedir.

Elde edilen bu iki sonucun birleştirilmesi ile, rasyonel beklentilerin Phillips eğrisi üzerindeki ödünleşmeye ilişkin düşünceleri türetilebilir. Rasyonel beklentiler görüşünü savunan iktisatçılara göre, ekonomik birimler mevcut bilgi setini en iyi şekilde kullanarak, sistematik politikaları doğru bir şekilde tahmin etmekte, bu da enflasyon ile işsizlik ya da çıktı arasındaki ödünleşmeyi imkansız hale getirmektedir. Politika uygulayıcılarının

ekonomide reel bir etki yaratabilmeleri, ya da enflasyon ile işsizlik veya çıktı arasında yeni bir bileşime ulaşmak istemeleri, ancak ve ancak beklenmeyen yani şok politikalar uygulanması durumunda söz konusu olabilmektedir. Bu etki de ancak kısa dönemde geçerli olabilmekte, uzun dönemde ekonomik birimler yeni durumu algılayıp kendilerini bu duruma uydurunca, politikanın etkileri de kendiliğinden ortadan kalkmaktadır. Kısacası, rasyonel beklentiler okulunda yer alan iktisatçılar, Phillips eğrisi üzerindeki ödünleşmeyi ancak kısa dönemli şok politikalar gibi belirli şartlar altında kabul ederken, uzun dönem ödünleşmesini reddetmektedirler.

21. Lucas Değişkenlik Hipotezi

Bir an için eğimleri farklı iki adet kısa dönem Phillips eğrisi düşünölsün (Şekil 2.1).



Bu eğrilerden ilkinin (R_1) eğimi ikincisinin (R_2) eğiminden daha düşüktür. Rasyonel beklentiler teorisini savunan iktisatçılara göre, ekonomik birimler, mevcut bilgi setini en iyi şekilde kullanarak, sistematik politikaları doğru bir şekilde tahmin etmekte, bu da enflasyon ile işsizlik ya da çıktı arasındaki ödünleşmeyi daha düşük düzeyde tutmaktadır. Yani, değişkenliği daha düşük olan politika uygulamaları (sistematik politikalar) ödünleşmeye imkan tanımazken, değişkenliği daha yüksek olan politika uygulamaları (şok politikalar) belirli bir düzeyde de olsa ödünleşmeye imkan tanımaktadır. Ancak, şok

politikaların deęişkenliğinin artması, bu türden politikaların önceden kestirilebilirliğini azalttığı için, ekonomik birimlerin hazırlıksız yakalanmasına ve dolayısıyla da daha yüksek bir ödünleşmeye zemin hazırlamaktadır. Şekil 2.1'deki iki kısa dönem Phillips eğrisinden ikincisi (R_2), bu türden bir durumu göstermektedir. Uzun dönem Phillips eğrisinin şok bir politika uygulaması ile eğiminin azaldığı düşünölsün. Eğer şok politikanın deęişkenliği çok yüksekse, tahmin edilmesi de çok güç olacağı için, ödünleşme yüksek düzeyde olacaktır (R_2). Şayet şok politikanın deęişkenliği ilk durumdaki kadar yüksek deęilse, yine ödünleşme olmakla birlikte, ilk duruma kıyasla daha düşük düzeyde kalacaktır (R_1). Bu durumda, şok politika uygulamalarının deęişkenliği ile enflasyon-işsizlik ya da çıktı arasındaki ödünleşmenin ters orantılı olduğunu düşünmek yanlış olmayacaktır. İşte, rasyonel beklentiler teorisi çerçevesinde geliştirilen bu argüman, "Lucas Deęişkenlik Hipotezi" olarak bilinmektedir.

Lucas (1973), "Phillips Eğrisi Üzerine Lucas Deęişkenlik Hipotezi" olarak bilinen hipotezini ortaya koyarken, birtakım varsayımlarda bulunmuştur. Hipotezin incelenmesine bu varsayımları açıklayarak başlamak yararlı olacaktır.

Lucas'ın ilk varsayımı, nominal çıktı düzeyinin ekonominin talep yanı tarafından belirlendięi şeklindedir. Lucas'a göre nominal çıktı, "reel çıktı" ve ekonomik birimlerin karar mekanizmaları üzerinde oldukça büyük bir etkiye sahip olan "ekonomi geneli fiyat düzeyi" olmak üzere ikiye ayrılır ve bunlardan ikincisi nominal gelir üzerinde hakim belirleyicidir. Lucas'ın hipotezini oluşturmada kullandığı ikinci varsayım, kısa dönemde ekonomik birimlerin karar süreçlerinde ücret ve fiyat sözleşmeleri gibi mevcut sabit verilerin etkili olduęu varsayımdır. Üçüncü ve son varsayım ise, gözlemlenemeyen fiyatların mevcut bilgi seti altında "rasyonel" bir şekilde tahmin edildięidir.

Lucas (1973)'ın yukarıdaki varsayımlar altında geliştirmiş olduęu modeli, en basit haliyle ifade edebilmek için, fiyat-miktar gözlemlerinin, toplam talep ve toplam arz eğrilerinin kesişim noktaları olarak alındığı; ayrıca, basitleştirici bir varsayım olarak, toplam talep eğrisinin birim elastik kabul edildięi vurgulanmalıdır. Diğer taraftan, doğal oran hipotezinin bütün varsayımları, genel ve görelî fiyat düzeylerinin ayırt edilemedikleri ekonomik bir yapı içerisinde oluşturulduęu için, kararlarını sadece görelî fiyat düzeylerine göre oluşturan ekonomik birimleri temsil etmek üzere, piyasa sayısı kadar arz denkleminin oluşturulması ve bunların toplanması ile de piyasa geneli toplam arz denkleminin ulaşıması

gerekmektedir. Arz denkleminin oluşmasında etkili olan ekonomik birimlerin, çok sayıda ve rekabetçi piyasalar arasında dağılmış oldukları kabul edilsin. Mal talebi ise, genel fiyat düzeyini etkilediği kadar görelî fiyat düzeyini de etkileyebilecek şekilde düzensiz bir dağılım göstermiş olsun. Böyle bir durumda, görelî arz ve talep şartlarını dikkate alarak arz kararı alan bir ekonomik birimin kararı, ekonomi geneli arz-talep durumunu dikkate alarak arz kararı alan bir ekonomik birimin kararından farklı olacaktır. Tek bir piyasanın arz denklemi, arzın doğal kısmının bütün piyasalar için aynı olduğu kabul edilerek, şu şekilde yazılabilir.

$$y_t(z) = y_{nt} + y_{ct}(z) \quad (2.10)$$

Burada; $y_t(z)$, z piyasasının toplam arzını; y_{nt} , arzın doğal kısmını ve $y_{ct}(z)$ de arzın konjonktürel kısmını göstermektedir. Ayrıca, arzın doğal kısmı (2.11) nolu denklemde görüldüğü gibi, belirli bir trend takip etmektedir.

$$y_{nt} = \alpha + \beta t \quad (2.11)$$

Konjonktürel kısım ise, görelî fiyat ve görelî fiyatın gecikme değerleri tarafından belirlenir. Konjonktürel çıktı denklemi, (2.12)'de gösterilmiştir.

$$y_{ct}(z) = \gamma [P_t(z) - E(P_t | I_t(z))] + \lambda y_{c,t-1}(z) \quad (2.12)$$

Burada; $P_t(z)$, z piyasası için t anında gözlemlenen fiyatı; $E(P_t | I_t(z))$, z piyasası için t anında mevcut bulunan bilgi setine bağlı olarak beklenen fiyat düzeyini göstermektedir. Konjonktürel çıktı, trendden türetildiği için, $|\lambda| < 1$ 'dir.

Üreticiler, t anına gelindiğinde, mevcut kararlarını etkileyecek olan, iki farklı bilgi setine sahiptirler. Bunlardan ilki, arzın konjonktürel kısmının gecikme değerleri ($y_{c,t-1}$, $y_{c,t-2}$...)’dir. Bu bilgi seti, bir malın arz edilen miktarı ile o malın fiyatı arasındaki ilişkiye istinaden, söz konusu malı arz eden üretici için ortalama bir fiyat tahmininde kullanılabilir görünmektedir. Ancak, bu bilgi seti, yine de, genel fiyat düzeyi hakkında kesin bir sonuca ulaşmak için yeterli değildir. Sadece, bütün piyasalar için geçerli olan ortalama fiyat düzeyinin dağılımı konusunda önsel bir bilgi edinilmesine yardımcı olur. Bu dağılımın, \bar{P}_t ortalamaya ve σ^2 sabit varyansına sahip olduğu varsayılır.

Üreticilerin sahip olduğu bir diğer bilgi seti ise, yukarıda bahsi geçen ekonomi geneli ortalama fiyat düzeyinden elde edilen mevcut fiyat düzeyi dağılımıdır. Her bir z piyasası için gözlemlenen fiyat düzeyi, ekonomi geneli fiyat düzeyinden birer sapma olarak, şu şekilde ifade edilebilir:

$$P_t(z) = P_t + z \quad (2.13)$$

Burada; z , sıfır ortalama ve τ^2 varyansına sahip normal bir dağılımdır. Bu durumda, z piyasasındaki üreticilerin, ekonomi geneli fiyat düzeyi hakkındaki öngörülerini ise şu şekilde oluşacaktır:

$$E(P_t | I_t(z)) = E(P_t | P_t(z), \bar{P}_t) = (1 - \theta)P_t(z) + \theta\bar{P}_t \quad (2.14)$$

burada; $\theta = \tau^2 / (\sigma^2 + \tau^2)$ 'dir. Varyans ise, $\theta\sigma^2$ şeklinde hesaplanabilir.

Buraya kadar elde edilen çıkarımlardan, z piyasası için arz fonksiyonunu türetmek mümkündür. z piyasası için arz fonksiyonu aşağıda görülmektedir.

$$y_t(z) = y_{nt} + \theta\gamma[P_t(z) - \bar{P}_t] + \lambda y_{c,t-1}(z) \quad (2.15)$$

Bu piyasaların ortalaması ise, ekonomi geneli toplam arz fonksiyonunu verecektir.

$$y_t = y_{nt} + \theta\gamma(P_t - \bar{P}_t) + \lambda[y_{t-1} - y_{n,t-1}] \quad (2.16)$$

(2.16)'da elde edilmiş olan ekonomi geneli toplam arz fonksiyonunun eğimi, θ ve z piyasalarına özgü fiyatın varyansı olan $\sigma^2 + \tau^2$ 'ye bağlı olarak değişecektir. τ^2 'nin sıfır olduğu durumlarda, piyasaya özgü fiyat şokları ekonomi geneli fiyat şoklarına tepki vereceği için, arz eğrisinin eğimi azalacak, dikleşecektir. Yani politika etkisizliği ile karşılaşılacaktır. Ekonomi geneli fiyat değişmelerinin sıfır olduğu diğer bir uç durumda ise, arz eğrisinin eğimi γ 'nın limit değerine yakınsayacak, yani etkin politika görüşü güçlü bir şekilde olmasa da geçerli olacaktır.

P_t 'nin doğrusal dağılımı temelinde oluşturulan arz yanlı modelin, toplulaştırılmış bir denge analizine dönüştürülmesi için talep yanının da dikkate alınması gerekmektedir. Lucas, modelin talep yanının şu şekilde olduğunu varsaymıştır.

$$y_t = -p_t + x_t \quad (2.17)$$

Burada x_t , dışsal değişim değişkeni olup, nominal GSMH'nin logaritmik değerleri olarak alınmıştır. Bu değişken, varyansı σ_x^2 olan sıfır ortalamalı bir değişkendir. Model, P değişkeni denklemin sol tarafında yalnız bırakılarak açık bir şekilde yeniden yazılırsa, (2.18) nolu ifadeye ulaşılır.

$$P_t = \pi_0 + \pi_1 x_t + \pi_2 x_{t-1} + \dots + \eta_1 y_{t-1} + \eta_2 y_{t-2} + \dots + \xi_0 y_{nt} \quad (2.18)$$

\bar{P}_t ise x_t hariç diğer bütün mevcut bilgi seti ile açıklanmaya çalışıldığında, (2.19)'daki denklem kullanılacaktır.

$$\bar{P}_t = \bar{P}_0 + \pi_1 (x_{t-1} + \delta) + \pi_2 x_{t-1} + \dots + \eta_1 y_{t-1} + \eta_2 y_{t-2} + \dots + \xi_0 y_{nt} \quad (2.19)$$

Bilinmeyen π_i , η_j ve ξ_0 parametrelerinin tahmini için, ilk olarak (2.16) ve (2.17) nolu denklemler birbirlerine eşitlenir.

$$y_{nt} + \theta\gamma(P_t - \bar{P}_t) + \lambda[y_{t-1} - y_{n,t-1}] + P_t - x_t = 0 \quad (2.20)$$

Bu eşitlikte, P_t ve \bar{P}_t yerine (2.18) ve (2.19)'daki ifadeler yerleştirilip, y_t , y_{nt} ve x_t için çözümler yapıp, elde edilen çözümler parametre çözümlemesinde kullanılırsa, aşağıdaki (2.21) ve (2.22) nolu denklemler elde edilir.

$$P_t = \frac{\theta\gamma\delta}{1+\theta\gamma} - \lambda\beta + \frac{1}{1+\theta\gamma} x_t + \frac{\theta\gamma}{1+\theta\gamma} x_{t-1} - \lambda y_{t-1} - (1-\lambda)y_{nt} \quad (2.21)$$

$$y_t = -\frac{\theta\gamma\delta}{1+\theta\gamma} + \lambda\beta + \frac{\theta\gamma}{1+\theta\gamma} \Delta x_t + \lambda y_{t-1} + (1-\lambda)y_{nt} \quad (2.22)$$

$\theta\gamma/(1+\theta\gamma) = \pi$ kabul edilerek, P_t denklemi bir fark denklemine ve y_t denklemi de y_{ct} denklemine dönüştürüldüğünde (2.23) ve (2.24) nolu denklemler elde edilir.

$$y_{ct} = -\pi\delta + \pi\Delta x_t + \lambda y_{c,t-1} \quad (2.23)$$

$$\Delta P_t = -\beta + (1-\pi)\Delta x_t + \pi\Delta x_{t-1} - \lambda\Delta y_{c,t-1} \quad (2.24)$$

(2.23) ve (2.24) nolu denklemler enflasyon oranı ile reel çıktının denge değerlerini göstermektedir. Daha açık bir ifade ile, bu eğriler, x_t 'deki değişme ile yer değiştiren talep eğrisi ile beklentileri ifade eden gecikme fiyat değerlerindeki değişme ile yer değiştiren arz eğrisinin kesişim noktalarını verirler.

Nominal değişim değişkenindeki bir değişme, Δx_t , reel çıktı üzerinde anlık ve giderek azalan bir etkiye sahiptir. Fiyatlar üzerinde ise bir eksi reel çıktı etkisi kadar bir etkide bulunur. Bu etkinin nedeni, daha önceki görüşlerin aksine, üretim maliyetlerindeki değişmeden değil, talep değişmelerinin gecikmeli algılanmasından kaynaklanmaktadır. Model, diğer taraftan, çıktının doğal bir seviyesi, δ , olduğunu da iddia etmektedir. Böylece nominal gelir değişmelerinin reel çıktı üzerinde bir etkiye sahip olmadığı da belirtilmiş olunur. Beklenmeyen talep değişmeleri ise, ödünleşme parametresinin, π , büyüklüğüne bağlı olarak reel bir etki yaratabilecektir. Söz konusu bu etki üreticilerin kendi piyasaları ile piyasa geneli arasındaki ayırımları yapamamasının bir sonucu olarak ortaya çıktığından, yani üreticilerin yanılığısından kaynaklandığından, π ne kadar büyük olursa talep kaymalarının varyansının o kadar küçük olması gerekmektedir. Bu varsayım biraz daha açık olarak şu şekilde ifade edilebilir. π 'yi θ ve γ , θ 'yi da σ^2 ve τ cinsinden yazacak olursak,

$$\pi = \frac{\tau^2 \gamma}{\sigma^2 + \tau^2 (1 + \gamma)} \quad (2.25)$$

sonucu elde edilir. σ^2 'nin daha önceden elde edilen ifadesi denklemde yerine konulursa,

$$\pi = \frac{\tau^2 \gamma}{(1 - \pi)^2 \sigma_x^2 + \tau^2 (1 + \gamma)} \quad (2.26)$$

ifadesine ulaşılır. Burada, τ^2 ve γ sabitken, $\sigma_x^2 = 0$ için $\pi = \gamma/(1 + \gamma)$ olur ve σ_x^2 sonsuza giderken, sifıra yakınsama eğilimindedir. Bu da, talep şoklarının varyansı arttıkça π değerinin azalacağı şeklindeki amplikasyonun, ya da literatürde "Lucas Değişkenlik Hipotezi" olarak bilinen hipotezin açık ifadesinden başka bir şey değildir.

Çözümü yukarıda verilen Lucas modelinin, gerek zaman serisi gerekse yatay-kesit veriler altında ampirik olarak test edilebilir üç hipotezi vardır.

Hipotez 1: Enflasyon-Çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep değişmelerinin varyansı arasındaki ilişki negatiftir. Reel çıktının ($y_{c,t}$) nominal toplam talep değişkenindeki (Δx) değişmelere karşı tepkisi, sözkonusu değişmeler varyansının artmasıyla birlikte azalır. Açıkcası bu hipotez, toplam arz esnekliğine istinaden, spesifik piyasanın talep şok varyansının popülasyonlar arasında ve zamana göre değişmediği varsayımına dayanmaktadır.

$$\frac{\partial \pi}{\partial \sigma_x^2} = \frac{-\gamma \sigma_w^2}{(\sigma_x^2 + \sigma^2(1+\gamma))^2} < 0 \quad (2.27)$$

Hipotez 2: Toplam talep politikası değişkeninin varyansı ile fiyatlar genel düzeyi varyansı arasında pozitif bir ilişki vardır. Bu amplikasyonun geçerliliği, kuşkusuz, toplam arz esnekliği ile yanlış algılama parametresinin sabit olmasına bağlıdır.

$$\frac{\partial \sigma_p^2}{\partial \sigma_x^2} = \frac{1}{(1+\gamma\theta)^2} > 0 \quad (2.28)$$

Hipotez 3: Lucas modelinden türetilen son hipotez, enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile fiyatlar genel düzeyindeki değişmelerin varyansı arasında negatif bir ilişki olduğudur. Bunun anlamı, fiyatlar genel düzeyindeki değişmelerin varyansı σ_p^2 arttıkça (azaldıkça), reel çıktının ($y_{c,t}$) toplam talep şoklarına (Δx) verdiği tepkinin azalacağıdır (artacağıdır).

$$\frac{\partial \pi}{\partial \sigma_p^2} = \frac{-\gamma \sigma^2}{(\sigma_p^2 + \sigma^2(1+\gamma))^2} < 0 \quad (2.29)$$

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3.LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİ'NE İLİŞKİN LİTERATÜR TARAMASI

Bu bölümün hazırlanmasındaki amaç, Yeni Klasik Makroekonomistlerin geliştirdiği Rasyonel Beklentiler Teorisi çerçevesinde, Phillips Eğrisi ile ilgili literatürden örnekler sunmaktır. Söz konusu bu bölüm Lucas (1973)'in çalışmasından başlayıp bu alandaki son çalışmalara kadar olan ilgili literatürü kapsamaktadır. Çalışmalarda ele alınan dönem ve kullanılan istatistiksel prosedürler genellikle üç farklı şekildedir. Bunlar: Ülkeler Arası Karşılaştırmalı (Yatay Kesit) Çalışmalar, Tek Ülkeli (Zaman Serisi) Modeller ve Endüstriler Arası Karşılaştırmalı (Yatay Kesit) Çalışmalardır.

30. Ülkeler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar

Lucas (1973)'in çalışması Rasyonel Beklentiler Teorisi'nin varsayımlarını makro düzeyde test eden ilk çalışma olmakla birlikte, daha sonraki çalışmalar tarafından da kullanılan ampirik bir test yöntemi geliştirmiş olduğu için, literatür taramasına bu çalışmayla başlamak yerinde olacaktır. Lucas'ın öncü niteliğindeki bu ampirik çalışmasında güttüğü asıl amaç, yeni klasik rasyonel beklentilerin öngördüğü gibi "Tahmin edilen enflasyon-millî gelir ödünleşme parametresinin, nominal değişim değişkeni artışlarındaki değişmelerin örnek varyansı olarak ifade edilip edilemeyeceği, yani, enflasyon-millî gelir ödünleşme parametresi ile toplam talepteki şokların varyansı arasında ters bir ilişkinin olup olamayacağını tespit etmek" idi. Lucas ilk olarak aşağıda verilen indirgenmiş arz fonksiyonunda, trendden arındırılmış reel geliri toplam nominal dalgalanmaların bir ölçüsü olarak kullanılan nominal gelirdeki değişiklikler üzerine, 18 ülkenin her biri için ayrı ayrı ve 1952-1967 dönemi için koşturmuştur.

$$Y_{c,t} = -\pi\delta + \pi\Delta X_t + \lambda Y_{c,t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

burada; $Y_{c,t}$, trendden arındırılmış reel GSMH'yi; ΔX_t , nominal GSMH'nin logaritmik değerlerinin birinci devresel farklarını; δ , toplam talep artışının ortalamasını; λ , uyarlama

hızını ($|\lambda| < 1$); ve π ise nominal GSMH'deki deęişmelerin reel GSMH üzerindeki etkilerini, yani, enflasyon-milli gelir ödünleşme parametresini ($0 < \pi < 1$) göstermektedir.

Lucas, denklem (3.1) yardımıyla, enflasyon-milli gelir ödünleşme parametresini ve 18 ülkenin her biri için nominal gelir deęişmelerinin varyansını bulduktan sonra, enflasyon-milli gelir ödünleşme parametresi ile talep şokları varyansı arasında ülkeler arası informel kıyaslamalar yapmıştır. Lucas'ın bulunduğu enflasyon-milli gelir ödünleşme katsayıları, talep politikalarının daha istikrarlı olduğu 16 ülkede, talep politikalarının büyük dalgalanmalar gösterdiği iki ülkeden (Arjantin ve Paraguay) daha büyük çıkmıştır. Lucas'ın çalışmasında enflasyon-milli gelir ödünleşme parametresi istikrarlı ülkeler için 0.569 olarak bulunurken, istikrarsız ülkeler grubu için 0.016 olarak bulunmuştur. Buna karşın talep şokunun varyansı istikrarlı ülkeler için 0.00086, istikrarsız ülkeler için de 0.02502 bulunmuştur. Lucas bu bulgulardan yola çıkarak, nominal gelirdeki deęişmelerin varyansının yüksek çıkması durumunda enflasyon-milli gelir ödünleşme parametresinin küçük çıkacağı şeklindeki varsayımına ülkeler arası kıyaslama yoluyla kanıt bulmuş olmaktadır.

Arak (1977), Lucas'ın uygulamış olduğu ampirik metodolojinin, nominal GSMH'nin dışsal bir deęişken olduğu varsayımına dayandığını ve bu varsayımın uygun olmadığı durumlarda bulguların taraflı olabileceğini ileri sürerek, yeni bir metodoloji geliştirmiştir. Nominal GSMH'nin içsel bir deęişken olarak modele alınabilmesi için, toplam talebin (3.2) nolu denklemdeki gibi olduğunu ileri süren Arak, kendi geliştirmiş olduğu metodolojiyi uyguladığında Lucas modelini destekler nitelikte sonuçlar elde edemediğini rapor etmiştir.

$$y_t = -\delta p_t + X_t \quad (3.2)$$

Model 1952-1967 dönemi için çalıştırıldığında, fiyat elastikiyet katsayısının 2.9 olduğu bulunmuş ve Lucas'ın varsaydığı gibi "bir" olmadığı görülmüştür. Bu sonuçlar üzerine Arak, ABD için ya arz veya talep fonksiyonunun ya da rasyonellik varsayımının deęiştirilmesi gerektiğini savunmuştur. Ancak Lucas (1977) Arak'ın eleştirisine cevap verdiği makalesinde toplam talebin fiyat elastikiyet katsayısının en azından ABD için "bir"e eşit olduğu hipotezinin red edilemeyeceğini bizzat Arak'ın istatistiksel bulgularının da desteklediğine işaret ederek, kendi metodolojisinin taraflı olmadığını savunmuştur.

Koskela ve Viren (1980a), Lucas'ın 1973 tarihli çalışmasını ekonometrik kapsam itibariyle geliştirerek, 18 ülke için tekrarlamışlardır. Ekonometrik açıdan yapılan iyileştirmeler şöyle sıralanabilir: Birincisi, Lucas'ın 1952-1967 dönemi 1952-1977 dönemine uzatılmıştır. İkincisi, (3.1) nolu denklemin çözümünde hata terimlerinin gerek ardışık gerekse ülkelerarası bağımlılık problemi dikkate alınarak En Küçük Kareler (EKK) ve Zellner'in Görünürde İlişkisiz Denklemler Sistemi (SUR) yöntemleri kullanılmıştır. Üçüncüsü, modelin geçerliliğinin belirlenmesinde sadece enflasyon-milli gelir ödünleşme parametresi ile toplam talepteki değişmelerin varyansı arasındaki sıra korelasyon katsayısı değil, aynı zamanda (3.1) nolu denklemin açıklayıcılık gücü ile toplam talep varyansı arasındaki sıra korelasyon katsayısı da dikkate alınmıştır. Koskela ve Viren'e göre, toplam talepteki değişkenlik yüksek ise (3.1) nolu denklemin açıklayıcılık gücünün düşük çıkması gerekmekte ve bu nedenle varyans ile R^2 arasında ters yönlü bir ilişkinin olması gerekmektedir. Bu iddiayı ortaya atan Koskela ve Viren, iddianın Lucas Hipotezi ile özdeş olduğu konusunda herhangi bir teorik açıklama yapmamışlardır. Dördüncüsü, reel GSMH'yı normal ve konjonktürel kısımlara ayırmada, reel GSMH'nin trend değişkeni üzerine koşulmasının 1952-1977 gibi uzun bir dönem için uygun olmayacağı savunularak, GSMH'nin trend ve nüfus değişkeni üzerine koşulmuş ve tahmin değerleri normal, hata terimleri ise konjonktürel gelir olarak kullanılmıştır. Bu iyileştirmeler sonucunda, Koskela ve Viren, hesapladıkları sıra korelasyon katsayısını istatistiksel olarak 1952-1967 dönemi için %5, 1952-1977 dönemi için ise %1 seviyesinde anlamlı bulmuşlardır. Netice itibariyle, çıktı denkleminin hata terimlerindeki gerek ardışık gerekse ülkeler arası bağımlılık probleminin düzeltilmesi, Lucas Hipotezi'nin geçerli olduğunu kanıtlayan bulguları istatistiksel olarak kuvvetlendirmiştir.

Koskela ve Viren (1980b), ayrı bir çalışmada Lucas değişkenlik hipotezini 5 İskandinav ülkesi için sınımışlardır. Bu ülkeler; Danimarka, Finlandiya, İzlanda İsveç ve Norveç'tir. Yazarlar, (2.23) ve (2.24) nolu denklemleri 1950-76 dönemi için ayrı ayrı EKK ve SUR yöntemleriyle tahmin etmişlerdir. Koskela ve Viren'in çalışmalarında, Norveç ve İsveç gibi şok varyansının düşük olduğu ülkelerin ödünleşme parametrelerinin, İzlanda gibi şok varyansının yüksek olduğu ülkelerin ödünleşme parametrelerinden daha küçük bulmuş olmaları, Lucas Hipotezi'nin doğruluğunu kanıtlamaktan uzak bir görüntü çizmiştir. Norveç, İsveç ve İzlanda için ödünleşme parametreleri, sırasıyla; 0.1585, 0.2242 ve 0.4291 iken, şok varyansları sırasıyla; 0.00133, 0.00108 ve 0.00742 bulunmuştur.

Değerlerin birbirlerine çok yakın bulunmuş olmaları, yani arada bariz bir farkın olmayışı, Lucas Hipotezi'nin bu ülkeler için tam olarak kanıtlanamadığı yorumunu gerekli kılmaktadır.

Cukierman ve Wachtel (1979), Lucas (1973)'ün modeline teorik eleştiri getirerek, modelde bir takım yeni düzenlemeler yapmışlardır. Düzenlemelerden biri, Lucas'ın tek mallı modelini çok mallı bir model haline dönüştürülmesidir. Diğer ise orijinalinde sadece ekonominin geneli için denge şartı içeren modelin, mal ya da piyasa sayısı kadar denge şartı içeren bir model haline getirilmesidir.

Froyen ve Waud (1980), Lucas hipotezini sınırlarken orijinal modelden ziyade Cukierman ve Wachtel tarafından düzeltilmiş modeli kullanmayı tercih etmişlerdir. Düzeltilmiş Lucas modeli, nispi fiyat parametresi ile piyasalara özgü talep şok varyansının ülkeler itibariyle istikrarlı kabul edilmesi halinde, aşağıdaki üç hipotezin test edilebileceğine işaret etmektedir:

- a. Ödünleşme parametresi ile toplam talepteki değişmelerin varyansı negatif korelasyonlu olmalıdır.
- b. Toplam talepteki değişmelerin varyansı ile fiyatlar genel düzeyindeki değişmelerin varyansı pozitif korelasyonlu olmalıdır.
- c. Ödünleşme parametresi ile fiyatlar genel düzeyindeki değişmelerin varyansı negatif korelasyonlu olmalıdır.

Yukarıda sıralanan hipotezleri endüstrilemiş 10 ülkenin 1956-76 dönemini içeren yıllık ve üçer aylık verilerle ayrı ayrı sınavan Froyen ve Waud, yıllık verilerden birinci ve üçüncü hipotezin doğruluğunu kanıtlayan bulgular elde edememişlerdir. Bu üç hipotezden sadece ikincisinin geçerliliği ispatlanabilmiştir. Bunun üzerine Froyen ve Waud (1980) enflasyon değişkenliğinin Lucas (1973)'daki gibi talep şoklarından değil, daha ziyade arz arz şoklarından kaynaklandığını iddia etmişlerdir. Ayrıca, 1967 sonrası arz şoklarının önemli bir belirleyici olarak ortaya çıkması nedeniyle, modele arz yönlü şokların da ilave edilmesi gerektiğini ileri sürmüşlerdir. Arz yönlü şokların ilave edildiği denklem şu şekilde ifade edilmiştir:

$$Y_t(v) = y_{nt} + \gamma\phi(p_t(v) - \bar{p}_t) + \lambda y_{c,t-1}(v) + \mu_t \quad (3.3)$$

Burada μ_t , denkleme ilave edilen toplam arz şoklarını, (v) ise piyasa endeksini göstermek üzere, yukarıdaki ifade

$$\pi = \frac{\gamma}{(\sigma_\mu^2 + \sigma_x^2)/\sigma_w^2 + (1 + \gamma)} \quad (3.4)$$

$$\sigma_p^2 = 2\sigma^2 = \frac{2(\sigma_x^2 + \sigma_\mu^2)}{(1 + \theta\gamma)^2} \quad (3.5)$$

$$\theta = \frac{\sigma_w^2}{\sigma_x^2 + \sigma_\mu^2 + \sigma_w^2} \quad (3.6)$$

haline gelmektedir. Orijinalinde arz şoklarını içermeyen modele arz şoklarını ilave ederek çalışan Froyen ve Waud, Lucas'ın orijinal çalışmasında önemli bazı parametrelerin ülkeler itibariyle istikrarlı olduğu varsayımının örtük yapıldığını ve dolayısıyla 1967 yılı sonrası bir çok endüstrilemiş ülkenin yaşadığı istikrarsız dönemin, Lucas'ın incelemiş olduğu döneme benzemediğini ileri sürmüşlerdir. Yazarlar, ayrıca, 1967 yılı öncesi ve sonrasının farklı iki rejime sahip olmasından dolayı, veri bir ülke için, Lucas modelinin fiyat ve toplam talep varyansları ile enflasyon-çıkıtı ödünleşme parametresi arasındaki ilişkiler üzerine oluşturulan hipotezlerin karşılaştırmalı bir şekilde test edilebileceğini de savunmuşlardır.

Lucas hipotezinin geçerli olup olmadığını ülkeler arası karşılaştırmalı çalışma yaparak test eden bir diğer iktisatçı da Alberro (1981)'dur. Alberro, yapmış olduğu çalışmada, Lucas (1973)'ün ele almış olduğu ülke sayısını 18'den, 49'a çıkarmıştır. Ayrıca, Lucas'ın çalışmasında 18 ülkenin 2'sinde toplam talep politikası istikrarsızken, Alberro'nun çalışmasında 49 ülkenin 6'sında toplam talep politikası istikrarsızdır¹². Alberro çalışmasında Lucas çalışmasının ekonometrik eksiklikler içerdiğini belirttikten sonra, Lucas modelinin geçerliliği için sadece enflasyon-çıkıtı ödünleşme parametresi ile talep şokları varyansı arasında negatif bir korelasyonun mevcudiyetinin yeterli olamayacağını,

¹² Bu ülkeler; Arjantin, Brezilya, Şili, Endonezya, Kore ve Uruguay'dır.

bunun yanında indirgenmiş yapıdaki (3.4) ve (3.5) nolu denklemlerin istatistiksel olarak anlamlı olmaları ve tahmin edilen parametrelerin model tarafından belirlenen değerler içerisinde bulunması gerektiğini de ifade etmiştir. (3.5) nolu denklem 49 ülkenin herbiri için koşulduğunda, F-istatistiğine göre 49 ülkenin 40'ında model istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Aynı denklemin sonuçlarına göre, ödünleşme parametresi 40 ülke için 0 ile 1 arasında, geri kalan 9 ülkenin 7'sinde ise sıfır olarak tahmin edilmiştir¹³. Sadece iki ülkenin (Irak ve Endonezya) ödünleşme parametresi 0-1 sınırı dışında bulunmuştur. λ katsayısının mutlak değeri tek bir ülke dışında modelin ifade ettiği gibi 1'den küçük bulunmuştur. Alberro, (3.4) nolu denklemi de ele almış olduğu ülkeler için çalıştırmış, sonuçlar yine aynı doğrultuda çıkmıştır. Tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile talep şok varyanslarının karşılaştırılması sonucu toplam talep politikalarının daha istikrarlı olduğu ülkelerde ödünleşme parametresinin daha büyük olduğu tespit edilmiştir. Şöyle ki, ödünleşme parametresi 43 istikrarlı ülke için 0.519, 6 istikrarsız ülke için -0.006 olarak tahmin etmiştir. Buna karşın toplam talep şok varyansı, istikrarlı ülkeler için 0.00205, istikrarsız ülkeler için ise 0.02247 olarak gerçekleşmiştir. Alberro'nun bu çalışması, her ne kadar Lucas modeline teorik olarak yeni bir şey katmamış gibi gözükse de, ekonometrik bulguların teorik beklentilere uygunluğuna özen gösteren ve Lucas'a nispeten daha fazla ülkeyi inceleyen bir çalışma olması nedeniyle dikkate değer gözükmektedir.

Parkin, Bentley ve Fader (1981), Lucas'ın orijinal modeline dış dünyayı ilave etmek suretiyle Phillips eğrisinin "açık ekonomi modeli"ndeki indirgenmiş yapıya ulaşmışlardır. Bu açıdan yeniden düzenlenen model, döviz kurlarının esnek ve sabit olabileceği durumları içermektedir¹⁴. Açık bir ekonomiyi temsil eden bu model, enflasyon-çıktı ödünleşmesi ile toplam talep şokları varyansı arasındaki negatif ilişkiyi esnek döviz kur sistemi için öngörürken, sabit döviz kuru sisteminde ödünleşme parametresi ile sadece dış şokların varyansı arasında negatif bir ilişki öngörmektedir. Parkin ve diğerleri, açık ekonomi

¹³ Türkiye için $\lambda = 0.562$, $\hat{\pi} = 0.267$ ve $R^2 = 0.63$ bulunmuştur.

¹⁴ Açık ekonomi modeli haline getirilen regresyon denklemi aşağıda görüldüğü gibidir.

$$Y_{c,t} = \pi_1(\Delta X_t - \delta)D_t + \pi_2(v_t - w_t)D_t + \pi_3(v_t + w_t)(1 - D_t) \\ + \gamma(1 - \mu)(w_{t-1} + \rho\Delta w_{t-1}) + \lambda Y_{c,t-1} + \varepsilon_t$$

Burada; $Y_{c,t}$ ve ΔX_t , (4) nolu denklemde tanımlandığı gibidir; D_t , esnek döviz kuru yılları için 1 ve diğer durumlarda 0 alan kukla değişken; δ , esnek döviz kuru yılları için ΔX_t 'nin ortalaması; μ , iç tüketim malları içerisinde iç üretimin payı; w_t , reel ticaret hadlerindeki değişimin şoku iken; v_t , yabancı enflasyondaki şok ve $(w_t - \rho w_{t-1})$ ifadesi de beklenen reel ticaret hadleridir.

modellerini 21 ülkenin 1953-1978 dönemi verilerine uygulamışlardır. Model, parametrelerin işaretleri ve anlamlılıkları açısından, 21 ülkenin sadece 2'si için reddedilmiş ancak, modelin reddedilemediği 19 ülke için hipotezin doğruluğunu kanıtlayan yeterince sağlam sonuçlar elde edilememiştir. Şöyle ki, esnek döviz kuru sistemi için enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasında negatif bir ilişki bulunamamıştır. Aynı şekilde, sabit döviz kuru sistemi için de ödünleşme parametresi ile dış kaynaklı şokların varyansı arasında negatif bir ilişki ortaya çıkmamıştır.

Ram (1984), Lucas (1973)'ün "kapalı ekonomi modeli" ile Parkin vd. (1981)'nin "açık ekonomi modeli"ni performans açısından kıyaslamaya tabi tutarken, doğrusal olmayan regresyon prosedürü ile 79 ülkenin 1960-78 dönemine ilişkin yıllık verileri kullanmayı tercih etmiştir. Lucas'ın reel çıktı denkleminde ödünleşme parametreleri ile nominal gelirdeki değişimlerin varyanslarını ayrı ayrı bulan Ram, π ile σ^2_X arasındaki Spearman sıra korelasyon katsayısına bakarak, söz konusu ilişkinin negatif ve kabul edilebilir düzeyde anlamlı olduğunu bulmuştur. Lucas'ın kapalı ekonomi varsayımını yumuşatarak, Parkin vd.'nin açık ekonomi için geliştirdikleri reel çıktı denklemini tahmin eden Ram, modelin açıklayıcı gücünün en azından Lucas'ınki kadar iyi olduğunu görmüş, ancak, dönüşüm parametresi (π) ile dış şokların varyansı arasında hesaplanan Spearman sıra korelasyon katsayısının, Lucas hipotezine ülkeler arası karşılaştırmalı bir kanıt bulmaktan uzak olduğunu vurgulamıştır. Ram, Parkin vd.'nin modelindeki bu başarısızlığı şu nedenlere bağlamıştır: (1) Parkin vd.'nin modelinde fazla sayıda parametre bulunması ve gözlem sayısının az oluşu, serbestlik derecesini düşürmüştür, (2) Dış şokların varyansının göstermiş olduğu dağılım, ülkeler arası karşılaştırmalı çalışmanın tam olarak test edilmesi için yeteri kadar geniş değildir.

Kormendi ve Mequire (1984) Lucas'ın bulgularının politika etkisizliği modelini reddetmek için yeterince güçlü sonuçlar içermediğini iddia ederek, konuya yeni bir perspektif kazandırmışlardır. Yazarlar, "Nominal gelirin, fiyat düzeyi ile reel gelirin çarpımına eşit olması münasebetiyle, ülkeler arası karşılaştırmalı negatif ilişki, Lucas'ın Phillips eğrisi modelindeki politika etkisizliğini ..." gösteremeyeceğini iddia etmişler ve bu nedenle de çalışmalarında beklenmeyen parasal büyümeyi nominal şok değişkeni olarak kullanmışlardır. 47 ülkenin yıllık verileri üzerine yapılan çalışmada, enflasyon-çıktı

ödünleşme parametresi ile parasal şokların varyansı arasında Lucas hipotezini doğrulayan anlamlı ve negatif bir ilişkiye rastlanmıştır.

Lucas (1973)'ın metodolojisine yöneltilen eleştirilerden biri de Jung (1985)'dan gelmiştir. Jung'a göre, ödünleşme parametresi ile talep ve fiyat şoklarının varyansı arasında hesaplanan basit korelasyonlar, fiyat değişmelerinin arza etkisini gösteren γ katsayısı ile piyasa talep şokları varyansı σ^2_z 'nin ülkeler arasında sabit olduğu varsayımını örtük olarak gerektirdiği için uygun değildir. Bu nedenle ikiden fazla değişkenin bulunduğu bir ilişkide basit korelasyon yerine kısmi korelasyon kullanılmalıdır görüşünü savunan Jung (1985), 19 gelişmiş ve 37 gelişmekte olan ülke için, Lucas'ın modelini Froyen ve Waud (1980) tarafından ortaya atılan üç öngörü kapsamında çalıştırmıştır. Toplam 56 ülkenin 46'sı için tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi 0-1 değerleri arasında geri kalan 10 ülke için ise negatif ancak istatistiksel olarak sıfırdan farksız çıkmıştır. Uyarılama katsayısı hemen hemen 56 ülke için teorik sınırlar içerisinde bulunmuştur. Gelişmiş ülkeler için elde edilen sonuçların her üç öngörüde de basit ve kısmi korelasyonlar kapsamında sağladığını, gelişmekte olan ülkeler için elde edilen sonuçların ise ılımlı olmakla birlikte, hipotezin doğruluğunu kanıtlayan bir görüntü çizmediğini gösteren Jung, bu sonuçlarla, Froyen ve Waud'a ters düşmekle birlikte, Lucas ve Alberro'yu desteklemiştir.

1990 yılında Lucas değişkenlik hipotezinin testi Christensen ve Paldam'dan gelmiştir. Lucas modelini 24 ülkenin 1953-1985 dönemi için inceleyen bu yazarlar, diğer çalışmalardan farklı olarak tam bilgi en yüksek olasılık tahmin yöntemini kullanmışlardır. Kormendi ve Mequire (1984)'de olduğu gibi toplam talep politikası aracı olarak para stokunu ve dolayısıyla toplam talep şoku olarak da parasal büyümeyi kullandılar, Ayrıca çalışmalarında, enflasyon varyansına bağlı olarak 1953-1985 dönemini, 1953-1967 ve 1968-1985 olarak iki alt döneme ayırmışlardır. Lucas modelinin parametrelere ilişkin teorik beklentileri, ilk dönemde 7 ülke, ikinci dönemde ise 10 ülke için sağlanmıştır. Christensen ve Paldam'ın, elde ettikleri en ilginç bulgu, Lucas modelinin teorik beklentilere uygun olup olmamasının ödünleşme parametresi ile toplam talep varyansı arasındaki negatif ilişkiyi etkilemediğini göstermiş olmasıdır. Her iki grup ülke için de Lucas değişkenlik hipotezi desteklenmiş, ancak Lucas'ın indirgenmiş modeli bir takım soruları beraberinde getirmiştir.

Christensen ve Paldam (1991) bir yıl sonra yaptıkları başka bir çalışmada 1990 tarihli çalışmalarındaki veri setini kullanarak Lucas metodolojisinden elde edilen sonuçların yanlı olup olmadığını araştırmışlardır. Amaçlarını gerçekleştirmek için de, Lucas metodolojisindeki (3.5) nolu denkleme nedensel yapı itibariyle alternatif bir model geliştirmişlerdir. Bu alternatif modelde, Lucas'dakinin tam tersine toplam talep şokları endojen varsayılırken, reel çıktı ile fiyatlar genel düzeyindeki değişimler eksojen varsayılmıştır. Lucas modelinin sonuçları muhtemel yanlılık boyutuyla karşılaştırıldığında kullanılan verilerin iki alternatif model arasında ayırım yapamadığı görülmüştür. Christensen ve Paldam, çalışmalarında Lucas değişkenlik hipotezi test sonuçlarının modellenmiş değişkenler arasında kalitatif ve kantitatif tek bir nedensel ilişki veremediği şeklinde bir sonuca ulaşmışlardır.

Katsimbris (1990), Jung'un ülkeler arası karşılaştırmalı ve/veya tek ülkeli modellerdeki γ ve σ^2_z parametrelerinin taraflı olabileceği ihtimaliyle, kısmi korelasyon kullanılması gerektiği şeklindeki görüşüne karşı çıkmıştır. Ülkeler arası karşılaştırmalı çalışmalardan elde edilen bulguların tutarlılığını araştırmak amacıyla olan Katsimbris, gerek Jung'un 56 ülkeli gerekse kendisinin 39 ülkeli örnek setindeki ödünleşme parametresi ile şok varyanslarından çektiği bir-kaç birikimli tesadüfi örneğe ilişkin basit ve kısmi korelasyon katsayılarını hesaplamıştır. Hesaplanan korelasyon katsayıları, Jung'un gelişmiş ülkeler için elde ettiği sonuçlarla ters düşmüş ancak gelişmekte olan ülkeler için bulunduğu sonuçlarla paralellik arz etmiştir. Bunun üzerine Katsimbris, şok varyanslarının temsil ettiği dağılım ülkeler itibariyle farklı ise basit korelasyon yerine kısmi korelasyon analizinin kullanılmasının taraflılık problemini gideremeyeceğini savunmuştur. Şöyle ki, aynı varyansa fakat farklı dağılıma sahip iki ülkenin ödünleşme parametreleri farklı olabilir. Katsimbris'e göre, Lucas modelinin ülkelerarası karşılaştırmalarla test edilmesi uygun değildir. Bunun yerine hipotezin tek bir ülkenin farklı rejimlerinin karşılaştırılması yoluyla test edilmesi daha uygun olacaktır.

Odedokun (1991), Lucas hipotezi üzerine yapılan ampirik çalışmaları güncelleştirmek için 111 ülkeyi, 90 gelişmekte olan ve 21 gelişmiş ülke olmak üzere ikiye ayırarak bir çalışma yapmıştır. 1958-1985 dönemi yıllık verilerini kullanan Odedokun, talep şoku olarak da GSMH'nin logaritmik değerlerinin birinci devresel farkını kullanmıştır. Lucas hipotezinin her iki grup ülke için de geçerli olup olmadığını tespit

etmek için, ödünleşme parametresi ile GSMH değişmelerinin varyansı arasında hem Spearman sıra korelasyon hem de basit korelasyon katsayılarını hesaplamıştır. Odedokun'un bulmuş olduğu Spearman sıra korelasyon katsayıları, ödünleşme parametresi ile gelir değişmelerinin varyansı arasındaki negatif ilişkinin, gelişmiş ülkeler için %10 ve gelişmekte olan ülkeler için de %5 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermiştir. Basit korelasyon katsayıları ise, gelişmiş ülkeler için %5 ve gelişmekte olan ülkeler için %10 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Ancak, tahmin edilen ödünleşme parametrelerinin 21 gelişmekte olan ve 6 gelişmiş ülke için pek tatmin edici bulunmamış olması¹⁵, geriye kalan 69 gelişmekte olan 15 gelişmiş ülke için yeni bir çalışma yapmanın gerekliliğini ortaya koymuştur. Bu yeni çalışmada bulunan korelasyon katsayıları, gelişmiş ülkeler için %5 düzeyinde anlamlı bulunurken gelişmekte olan ülkeler için kabul edilebilir hiç bir düzeyde anlamlı bulunamamıştır. Böylece Odedokun, Lucas hipotezinin gelişmiş ülkeler için geçerli, fakat gelişmekte olan ülkeler için geçersiz olduğu sonucuna varmıştır.

Gilbert ve Yamak (1994), gelişmiş ülkelerle gelişmekte olan ülkeler arasındaki en belirgin farkın ekonomi genelindeki tarım sektörünün payı olduğunu vurgulayarak, tarım sektöründeki konjonktürel dalgalanmaların toplam talep politikalarından ziyade doğa şartlarına bağlı olduğunu ve bu nedenle Lucas modelinin gelişmekte olan ülkeler için geçerli olamayabileceğini savunmuşlardır. İddialarını desteklemek amacıyla, Gilbert ve Yamak, 16 endüstrileşmiş ve 71 gelişmekte olan ülkenin 1970-1990 dönemi sektörel katma değerlerini kullanarak Lucas modelini test etmişlerdir. Spearman sıra korelasyon analizleri sonucunda, Lucas modelinin hem endüstrileşmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin sadece sanayi sektörü için geçerli olduğu belirlenirken, hizmetler ve tarım sektörü için model destek görmemiştir.

31. Tek Ülkeli Çalışmalar

Literatürde ülkeler arası karşılaştırmalı çalışmaların yanı sıra, Lucas hipotezini tek bir ülke için sınavan çalışmalar da vardır. Bu grupta yer alan ampirik çalışmaların çoğunda kullanılan metodoloji, baz alınan dönemi iki ya da daha fazla alt döneme ayırmak ve alt

¹⁵ Enflasyon-milli gelir ödünleşme parametresinin pek tatmin edici bulunmamasından kasıt, parametrenin modelin kısıtlamaları altında istatistiksel olarak tatmin edici olmaması ve Lucas hipotezinin geçerliliği için gerekli şartları yerine getirememesidir. Odedokun (1991) çalışmasında, ödünleşme parametresini 21 gelişmekte olan ve 6 gelişmiş ülke için "sıfır"dan küçük bulmuştur.

dönemler için tahmin edilen ödünleşme parametreleri ile şok varyanslarını karşılaştırmak şeklindedir.

Koskela ve Viren (1980b)'in çalışması, Lucas değişkenlik hipotezini alt dönemler itibariyle sınavan ilk çalışmalardan biridir. Finlandiya'nın 1948-77 döneminin üçer aylık veri setini kullanan Koskela ve Viren, ele alınan tüm dönemi toplam talep şok varyansının seyri itibariyle üç alt döneme ayırmışlardır¹⁶. Yazarlar, talep değişmelerinin varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinin alt dönemler itibariyle karşılaştırılmasıyla, Finlandiya'nın 1948-1977 dönemi için Lucas hipotezini desteklediğini ortaya koymuşlardır.

İngiltere'nin 1957-1977 dönemine ait veri setini kullanan Lawrence (1983), İngiltere'nin bu dönemde Phillips eğrisine ilişkin yaşadığı istikrarsızlığın arz şoklarına bağlanıp bağlanamayacağını araştırmıştır. Lawrence, yöntem olarak, EKK yerine ARIMA ve transfer fonksiyonlarını kullanmış, 1957-1977 dönemini, 1957-1972 ve 1972-1977 olmak üzere ikiye bölmüştür¹⁷. Beklenmeyen fiyat düzeyi varyansının bir ölçütü olarak fiyatlar genel düzeyinin logaritmasının hareketli varyanslarını gözlemleyen Lawrence'ın beklentisi, birinci alt dönemdeki toplam nominal şokların varyansının ikinci alt dönemden daha küçük olması durumunda, kısa dönem enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinin ikinci alt dönemdekinden daha büyük olması gerektiği şeklindeydi. Lawrence, ödünleşme parametresini birinci dönem için 0.95, ikinci dönem için 0.84 olarak bulurken, beklenmeyen fiyatlar genel düzeyinin varyansını sırasıyla 0.00004 ve 0.00058 olarak hesaplamıştır. Lawrence, İngiltere'nin ödünleşme parametresindeki düşüşün asıl nedeni olarak beklenmeyen fiyatların varyansındaki yükseliş olduğunu iddia etmiştir. Ayrıca, beklenmeyen fiyatların varyansındaki artış nedeninin toplam talep şoklarının varyansı yerine toplam arz şoklarının varyansı olduğu elde edilen bulgular arasındadır.

Abrams, Froyen ve Waud (1983), varyans hipotezini test etmek için yapılan çalışmalarda, genellikle EKK tekniğinin alt dönemler itibariyle kullanıldığını, ancak bu tekniğin sadece veri bir ülkedeki enflasyon-çıktı ödünleşme parametresindeki değişmeleri

¹⁶ Enflasyon-milli gelir ödünleşme parametresinin pek tatmin edici bulunmamasından kasıt, parametrenin modelin kısıtlamaları altında istatistiksel olarak tatmin edici olmaması ve Lucas hipotezinin geçerliliği için gerekli şartları yerine getirememesidir. Odedokun (1991) çalışmasında, ödünleşme parametresini 21 gelişmekte olan ve 6 gelişmiş ülke için "sıfır"dan küçük bulmuştur.

dönemsel olarak yakalayabildiğini ileri sürerek, böyle bir yöntemin zamana bağlı olarak değişebilen ödünleşme parametresi tahmini için uygun olamayacağını savunmuşlardır. Yazarlar, bu nedenle, ABD, Kanada ve İngiltere'nin enflasyon-çıktı ödünleşme parametrelerindeki zamana bağlı muhtemel değişimleri tespit etmek amacıyla çalışmalarında, Swamy ve Mehta (1975)'nin "Stokastik Katsayılı Regresyon Tekniği"ni kullanmışlardır. 1957:1-1976:4 dönemi verilerini içeren çalışmalarında, Abrams ve diğerleri, stokastik katsayılar tekniğinin İngiltere ve Kanada için uygun olduğunu, ABD için uygun olmadığını tespit etmişlerdir. Buna karşın, enflasyon-çıktı ödünleşmesi ile gerek fiyat gerekse toplam talep varyansının ters yönlü bir ilişki içinde olduğu görülmüştür. Aynı zamanda, ödünleşme parametresindeki değişkenlik ile fiyat ve toplam talep varyansındaki değişkenlik arasında sıkı bir ilişkinin varolduğu da belirlenmiştir.

Froyen ve Waud (1984), diğer bir çalışmada, İngiliz ekonomisinin 1957:2-1980:4 dönemi için enflasyon-çıktı ödünleşmesi parametresindeki değer kaybının Lucas etkisi yanında arz yönlü etkiler ve Friedman (1977) etkisi ile de açıklanıp açıklanamayacağını araştırmışlardır¹⁸. Cukierman ve Wachtel (1979) tarafından geliştirilen Lucas modelini kullanan Froyen ve Waud, toplam talep şoklarının katsayısını (ödünleşme parametresini) pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulmalarına rağmen, bu parametredeki değişimlerin Lucas etkisi ile açıklanamadığı şeklinde bulgular elde etmişlerdir. İngiltere'nin ödünleşme parametresindeki düşüşün asıl nedeni olarak arz yönlü etkilerle Friedman etkisi gösterilmiştir.

Ayrıca Froyen ve Waud 1985 yılında 1984 tarihli çalışmalarını ABD için tekrarlamışlardır. Froyen ve Waud, ABD'de 1957-1968 dönemine ait enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki korelasyonun negatif işaretli olmasına karşın, 1969-1980 döneminde bu korelasyonun pozitif hale geldiğini; aynı şekilde, 1957-1968 döneminde, enflasyon oranı ile büyüme oranı arasındaki negatif ilişkinin, 1969-1980 döneminde pozitif hale geldiğini vurgulamışlar ve ödünleşme parametresindeki işaret dönüşümünün neden ya da nedenlerini Lucas hipotezi de dahil olmak üzere üç ayrı hipotez kapsamında

¹⁷ Lawrence, 1972'nin ortalarında beklenmeyen fiyatların varyansında önemli bir artış olduğunu ve bundan sonra da yüksek düzeyde seyrettiğini göstermiş ve bu nedenle de periyot dönüşüm yılı olarak 1972'yi kullanmıştır. Lawrence, ayrıca, reel çıktının bir göstergesi olarak aylık sanayi üretimini kullanmıştır.

¹⁸ Aslında yazarlar, Lucas etkisi kadar, Friedman ve Arz yanlı etkileri de test etmişlerdir. Friedman etkisine göre, enflasyon oranındaki değişim ile reel çıktının doğal seviyesi arasında negatif bir ilişki vardır. Friedman etkisinin daha detaylı açıklaması için bkz: Friedman (1977).

incelemişlerdir. Arz yönlü şokların, enerji ve ithalat fiyatlarıyla temsil edildiği bu çalışmada, ele alınan dönem 1959:2-1968:4 ve 1969:1-1980:4 olmak üzere iki alt döneme ayrılmıştır. Birinci alt dönemin talep şokları varyansı, ikinci döneminkinden büyük çıktığı için, Lucas hipotezi gereği ikinci alt dönemde talep değişkeni parametresinin, birinci döneme göre daha büyük olması beklenmektedir. Ancak ödünleşme parametresindeki işaret değişikliğinin talep şokları varyansından ziyade arz şokları varyansı ile Friedman etkisi tarafından açıklandığı ve bu bağlamda Lucas hipotezinin desteklenemediği ileri sürülmüştür.

Cutler (1989), diğer çalışmalardan farklı olarak Lucas modeli altında bir "varyans-kovaryans testi" geliştirerek, toplam talep ve arz şoklarının ABD'nin konjonktürel dalgalanmaları üzerindeki etkilerini incelemiştir. Toplam arz ve talep şoklarının varyanslarını indirgemiş yapıdaki fiyat ve çıktı denkleminin hata terimlerinden ayrıştıran Cutler, Froyen ve Waud'un bulgularının tam aksine, toplam talep değişimleri ile değişmelerin varyansının özellikle 1981-1982 resesyonu başta olmak üzere, ABD'nin son 20 yılındaki konjonktürel dalgalanma dönemleri üzerinde etkili olduğu şeklinde bulgular edinmiştir. Toplam talep şokları ile bu şokların varyansının bu derecede etkili olmasında, toplam arz şoklarının çıktı üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olması önemli bir rol oynamıştır. Buna karşılık, toplam arz ve talep şoklarının, 1973-1975 resesyonunda rol oynamadıkları görülmüştür.

Ampirik metodoloji açısından Cutler'in çalışmasına benzer bir çalışma da Cover (1989)'dan gelmiştir. Cover, beklenmeyen fiyat düzeyi şoklarının Lucas hipotezi altında çıktı üzerinde etkide bulunup bulunmadığını varyans-kovaryans testi uygulayarak belirlemeye çalışmıştır. Test, 25 ülkenin her birine yıllık veriler altında uygulanmıştır. Ayrıca, tahmin edilen varyans-kovaryans matrisi, reel çıktının beklenmeyen fiyat düzeyi değişmelerine olan duyarlılığının şartlı tahminini belirlemede de kullanılmıştır. Cover'ın bulmuş olduğu sonuçlara göre, beklenmeyen fiyat artışları reel çıktıyı 2 ülkede ya hiç etkilememekte ya da beklenenin tam tersine negatif yönde etkilemekte, Türkiye dahil 8 ülkede etkilememekte geri kalan 15 ülkede ise pozitif yönde etkilemektedir. Rasyonel beklentiler varsayımının sağlandığı 15 ülkede beklenmeyen fiyat artışlarının reel çıktı etkisinin beklenmeyen fiyat değişmelerindeki varyans ile zayıfladığının belirlenmesi Lucas hipotezini önemli ölçüde desteklemiştir

Katsimbris (1990)'in, Froyen ve Waud (1980, 1984) ile Jung (1985)'un çalışmalarını genişletmek amacıyla yaptığı çalışmada, 39 ülkeye ait yıllık verileri kullanarak (6) nolu denklemi EKK ile tahmin etmiştir. Çalışmasında, ödünleşme parametresi ile talep değişmelerinin varyansı arasındaki negatif ilişkinin, incelediği ülkelerin %26'sı için, ödünleşme parametresi ile arz değişmelerinin varyansı arasındaki negatif ilişkinin ülkelerin %23'ü için ve ödünleşme parametresi ile fiyat değişmelerinin varyansı arasındaki negatif ilişkinin de ele alınan ülkelerin %39'u için geçerli olduğunu bulan Katsimbris, fiyat şokları ile talep şokları arasındaki pozitif ilişkinin ülkelerin %64'ünde, fiyat şokları ile arz şokları arasında öngörülen pozitif ilişkinin de ülkelerin %49'unda geçerli olduğunu bulmuştur. Bu bulgularla Katsimbris, Lucas değişkenlik hipotezinin zaman serisi verileriyle destek görmediği şeklinde bir sonuca varmıştır. Ayrıca, Katsimbris'in ele almış olduğu ülkeler içerisinde bulunan Türkiye'ye ilişkin, Lucas hipotezinin geçerli olduğunu gösteren herhangi bir bulguya rastlanmamıştır.

Kim ve Nelson (1989), yeni klasik modelin iki varsayımının ayrı ayrı ya da birlikte test edilmesinde, toplam talep değişmelerinin varyansının zamana göre sabit olduğu varsayımının yapılmasının rasyonellik prensibi çerçevesinde uygun olmadığını ileri sürmüşlerdir. Lucas hipotezini zaman serisi verileriyle test eden çalışmaların çoğunda şok varyansları ile değişken parametrelerinin ele alınan dönem içinde sabit olduğu kabul edilmiştir. Halbuki, sürekli değişen politika rejimleri nedeniyle sabit parametrelili EKK yöntemi yerine parametreleri zamana bağlı olarak değişen regresyon tekniklerinin kullanılması daha uygun olacağı yazarlar tarafından iddia edilmiştir. Bu nedenle, Kim ve Nelson, rasyonel ekonomik birimlerin parametreleri zamanla değişebilen modele, öğrenme süreci ile yakınsayabileceğini düşünerek, Kalman Filtre tekniğini uygulamışlar ve tahmin hataları ile onların şartlı varyanslarını tahmin etmişlerdir. Aynı çalışmada Kim ve Nelson, ABD'nin "Barro (1976) tipi para denklemi"ni Kalman Filtre tekniği ile tahmin etmişler ve bu tahminden elde ettikleri şartlı varyanslarla şartlı beklenmeyen parasal büyümeyi kullanarak Lucas modelinin geçerliliğini araştırmışlardır. Elde ettikleri bulgular, yeni klasik makroekonomik model kapsamında Lucas hipotezini şiddetli bir şekilde reddetmiştir.

Parametrelerin zamana göre deęişebileceęi ihtimalinden hareket ederek Lucas'ın Phillips eğrisini Kalman Filtre yöntemiyle tahmin eden çalışmalardan biri de Yamak (1994)'dan gelmiştir. Yamak, çalışmasında gerek enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinin gerekse toplam talep şokları varyansının zamana baęlı olarak deęişebileceęi ihtimalini gözönüne alarak Lucas modelini İngiltere'nin 1967-1987 dönemine test etmiştir. Kalman Filtre sonuçları, enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinde zaman itibariyle önemli ölçüde oynamalar olduğunu göstermiş ve zamana baęlı deęişen ödünleşme parametresi ile toplam talep şok varyansları arasındaki ilişkinin negatif olduğuna işaret etmiştir.

Tek ölkeli çalışmalardan birisi de Yamak ve Karahasan (1995) tarafından yapılmıştır. Yamak ve Karahasan, Lucas modelini Türkiye'nin 1923-1991 dönemine hareketli EKK yöntemiyle uyguladılar. Sözkonusu dönem için 46 adet hareketli EKK regresyon denkleminde 46 adet enflasyon-millî gelir ödünleşme parametresi elde edildi. 46 adet ödünleşme parametresinin 41'i pozitif çıkmış ancak geri kalanlar istatistiksel olarak sıfırdan farksız bulundu. Ayrıca 46 adet ödünleşme parametresinin 16'sı %1, 4'ü %5 ve geri kalan 13'ü %10 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. 46 adet ödünleşme parametresi toplam talep varyansı ile analize katıldığında, Lucas modelinin birinci önermesinin %1 seviyesinde geçerli olduğu tespit edildi. Lucas modelinin teorik değerlerini sağlamayan ödünleşme parametreleri korelasyon analizi dışında bırakıldığında da aynı sonuç elde edildi. Yamak ve Karahasan'ın bulguları, Lucas modelinin Türkiye'nin özellikle 1946-1991 dönemi için geçerli olduğu ancak 1978 yılından itibaren modelin geçerliliğini kaybettiğini göstermektedir.

Hipotezin Türkiye örneęi için geçerliliğini tartışan bir dięer çalışma da Aşırım (1995)'den gelmiştir. Orijinal Lucas modeli üzerinde çalışan Aşırım, 1968-1994 yıllık veri setinden yararlanarak elde ettięi sonuçlarda, ödünleşme parametresini negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulmuştur. Aşırım, bu sonuçların, Grier ve Tullock (1989) ve Koray (1993)'ın bulguları ile de desteklendiğini belirtmiştir.

32. Endüstriler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar

Lucas (1973)'in yeni klasik yaklaşımına göre, spesifik bir piyasa ya da endüstrideki çıktıların toplam talep şoklarına verdiği tepki iki faktöre bağlı olarak değişir: (1) Endüstriye has arz ve talep şokları ve (2) Toplam arz ve talep şokları. Diğer bir ifadeyle, spesifik endüstrideki çıktıların toplam şoklara verdiği tepkinin artması beklenirken, endüstri çıktılarının spesifik endüstri şoklarına verdiği tepkinin ise azalış yönünde olması beklenir.

Bu gruba giren çalışmalar arasında Kretzmer (1989)'in çalışması öncü niteliğindedir. Lucas-Barro geleneğine göre eksik bilgi modelini kullanarak ve Kormendi ve Mequire'in geliştirdiği ampirik stratejiyi uygulayarak, ABD'nin 28 endüstrisi için toplam talep politikasının reel etkilerini 1948-78 dönemi itibariyle inceleyen Kretzmer, para politikasını toplam talep politikası aracı olarak aldığı için, yapmış olduğu çalışma, para politikası ile ABD ekonomisinin endüstriler arasındaki karşılıklı etkileşimi yeterince yakalayamamıştır. Kretzmer'in bulmuş olduğu sonuçlar, spesifik bir endüstriye etkide bulunan göreceli şokların varyansı ile bu endüstrideki toplam nominal şokların reel etkisi arasında pozitif bir ilişkinin varlığına işaret etmiştir. Bu sonuç, tarım, ormancılık ve balıkçılık ile petrol ve kömür üretimi hariç bütün endüstriler için geçerli gözükmiştir.

Kandil (1990), Kretzmer'in çalışmasını daha fazla sayıdaki endüstri için tekrarlamıştır. Bu çalışmada, Kormendi ve Mequire'in geliştirdiği test prosedüründen ziyade Lucas'ın orijinal test prosedürü tercih edilmiştir. Özel anlamda, Lucas modelinden türetilen, "Endüstriyel çıktının toplam talep şoklarına verdiği tepki, endüstriyel çıktı fiyatlarında ve çıktının talebindeki artışla birlikte artar" hipotezi incelenmiştir. Kandil'in kullandığı veri seti, ABD'nin 12 temel endüstrisini kapsamış olmasına rağmen, temel endüstrilerin her biri daha sonra iki haneli SIC sınıflandırması kullanılarak, 48 alt endüstriyi içeren daha kapsamlı bir sete dönüştürülmüştür. Kandil'in bulmuş olduğu sonuçlar, her ne kadar reel çıktının endüstriler arası toplam talep şoklarına verdiği tepkinin önemli faktörlerini aydınlatmış olsa da, bulunan kanıtlar yeni klasik yaklaşımın öngörülerini tam anlamıyla doğrulamaktan uzaktır.

**Tablo 3.1: Lucas Hipotezini Test Eden Çalışmalara Ait Tanıtıcı Bilgiler
(Ülkeler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar)**

Çalışma	Ekonomi-Dönem	Yöntem	Lucas Hipotezi
Lucas (1973)	18 ülke Yıllık 1952-1967	EKK	Kabul
Koskela ve Viren (1980a)	18 ülke Yıllık 1952-1977	EKK SUR	Kabul
Koskela ve Viren (1980b)	5 İslndinav ülkesi Yıllık 1950-1976	EKK SUR	Red
Froyen ve Waud (1980)	10 ülke Yıllık, Üç aylık 1956-1976	EKK	Red
Alberro (1981)	49 ülke Yıllık 1953-1969	EKK	Kabul
Kormendi ve Mequire (1984)	47 ülke Yıllık	EKK	Kabul
Jung (1985)	56 ülke Yıllık 1950-1980 ¹⁹	EKK	Gelişmiş Ülkeler için Kabul Gelişmekte olanlar için Red
Katsimbris (1990)	39 ülke Yıllık 1953-1986	EKK	Red
Odedokun (1991)	111 ülke Yıllık 1958-1985	EKK	Gelişmiş ülkeler için "Kabul"
Christensen ve Paldam (1990)	24 ülke Yıllık 1953-1985	Maksimum Olabilirlik	Kabul
Christensen ve Paldam (1991)	24 ülke Yıllık 1953-1985	EKK Monte-Carlo	Kabul
Parkin vd. (1981)	21 ülke Yıllık 1953-1978	EKK	Red
Ram (1984)	79 ülke Yıllık 1960-1978	EKK	Red

¹⁹ İncelenen dönem ülkeden ülkeye farklı olmakla birlikte ülkelerin çoğunluğu için 1950-1980 yılları arasında kapsamaktadır.

**Tablo 3.2: Lucas Hipotezini Test Eden Çalışmalara Ait Tanıtıcı Bilgiler
(Tek Ülkeli Çalışmalar)**

Çalışma	Ekonomi-Dönem	Yöntem	Lucas Hipotezi
Lawrence (1983)	İngiltere Yıllık 1957-1977	ARIMA, Transfer Fonksiyonları	Kabul
Arak (1977)	ABD Yıllık 1952-1967	EKK	Red
Koskela ve Viren (1980b)	Finlandiya Üç Aylık 1948-1977	SUR EKK	Kabul
Abrams vd. (1983)	ABD, Kanada, İngiltere Üç aylık 1957-1976	Stokastik Katsayılı Regresyon	Kabul
Froyen ve Waud (1984)	İngiltere Üç aylık 1957-1980	EKK	Red
Froyen ve Waud (1985)	ABD üç aylık 1959-1980	EKK	Red
Cutler (1989)	ABD üç aylık 1961:I-1984:1	Var-Cov Testi	Kabul
Cover (1989)	25 ülke Yıllık 1948-1995 ²⁰	Var-Cov Testi	Kabul
Katsimbris (1990)	39 ülke Yıllık 1953-1985	Hareketli EKK	Red
Kim ve Nelson (1989)	ABD	Kalman-Filtre	Red
Yamak (1994)	İngiltere Üçer Aylık 1964:1-1987:IV	Kalman-Filtre	Kabul
Yamak ve Karahasan (1995)	Türkiye 1924-1991	Hareketli EKK	Kabul
Gilbert ve Yamak (1994)	87 ülke Yıllık 1970-1990	EKK SUR	Sanayi Sektörleri için Kabul
Aşırım (1995)	Türkiye 1968-1994	EKK	Red
Koray (1993)	Türkiye	VAR	Red

²⁰ Bu çalışmada da ele alınan dönem ülkeden ülkeye farklılık göstermektedir.

**Tablo 3.3: Lucas Hipotezini Test Eden Çalışmalara Ait Tanıtıcı Bilgiler
(Endüstriler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar)**

Çalışma	Ekonomi-Dönem	Yöntem	Lucas Hipotezi
Kretzmer (1989)	ABD-28 endüstri Yıllık 1948-1978	EKK	Kabul
Kandil (1990)	ABD-48 endüstri Yıllık 1948-1986	EKK	Red

Makroekonomik teori ve politika literatüründe enflasyon-işsizlik ya da enflasyon-çıktı ilişkisini ifade eden Phillips eğrisi ile bu eğrinin ortaya koyduğu politika uygulamaları özellikle son 30-40 yıl boyunca oldukça yoğun bir şekilde tartışılmıştır. 1958 yılında A.W. Phillips'in enflasyonla-işsizlik (enflasyonla-çıktı) arasındaki fonksiyonel ilişkiyi gözleme dayalı olarak ortaya koymasının ardından, Keynesyen iktisadın en önemli politika araçlarından birisi haline gelen bu eğrinin, negatif (pozitif) eğimli ve istikrarlı olduğu kabul edilmiştir. Teorik açıklamaları daha sonraki tarihlerde Samuelson ve Solow (1960) tarafından yapılan Phillips eğrisi, enflasyon-çıktı ödünleşmesinin hem kısa hem de uzun dönemde olabileceği tezi üzerine kurulu iken, Phelps (1967) ve Friedman (1968)'in teorik çalışması, eğri üzerinde ödünleşmenin kısa dönemde olabileceğini ancak uzun dönemde ortadan kalkacağını göstermiştir. Daha sonraki tarihlerde, Lucas (1973)'ün yeni klasik yaklaşımla birlikte, söz konusu eğri, daha farklı bir boyut kazanmıştır. Lucas, Phillips eğrisi üzerindeki ödünleşmenin toplam talep politikalarından bağımsız olmadığını iddia etmekle, enflasyon-çıktı ödünleşmesinin; toplam talep şok varyansına bağlı olacağını ifade etmiş oluyordu. Dolayısıyla Lucas tipi Phillips eğrisinde ödünleşme, izlenen politikalardan bağımsız olamayacaktır.

Ampirik literatür incelendiğinde 1980 yılından itibaren Lucas hipotezinin geçerli olup olmadığını araştıran çalışmaların sayısında hızlı bir artış olduğu görülmektedir. Ancak, elde edilen bulgular, Lucas Değişkenlik Hipotezinin kesin geçerliliği açısından mutlak anlamda net sonuçlar sunamamıştır. Çalışmalarda kullanılan testlerin sonuçları, özellikle; kullanılan yöntem, ele alınan talep ya da arz şokları değişkenine, teste tabi tutulan ekonomiye, ele alınan döneme ve gözlemlerin frekansına karşı oldukça duyarlı olması nedeniyle, kesin bir hükme varılamamaktadır. Nitekim, farklı şok değişkeni

kullanan ama aynı ekonominin aynı periyodunu kapsayan iki ayrı çalışmanın sonuçları birbirleriyle rahatlıkla çelişebilmektedir.



DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu bölümde, çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemlerin tanıtılması amaçlanmıştır. Orijinal Lucas Modelinde kullanılan ekonometrik metodoloji, üçüncü bölümde ayrıntılarıyla incelenmiş olduğundan, burada detaylarıyla incelenmemiştir. Bölümde, arz şoklarını da içeren ve Froyen ve Waud (1980)'un geliştirdikleri test prosedürünün yanı sıra, yine arz şoklarını da içeren, ancak daha çok zaman serisi araçlarından yararlanan Lawrence (1983) yöntemi de tanıtılmıştır. ARIMA olarak bilinen "Otoregresif Entegre Hareketli Ortalamalar" yöntemi ile "Transfer Fonksiyonları" da tanıtılan yöntemler arasındadır.

40. Orijinal Lucas Modeli

Bu çalışmada kullanılan ilk yöntem, Lucas (1973) tarafından geliştirilen test yöntemidir. Hipotezin testi için kullanılan denklem (4.1)'de verilmiştir.

$$y_{ct} = -\pi\delta + \pi\Delta x_t + \lambda y_{c,t-1} \quad (4.1)$$

burada; y_{ct} , konjonktürel çıktıyı; Δx_t , nominal değişim değişkenini yani talep şoklarını; $-\pi\delta$, sabit terimi; π ödünleşme parametresini ve λ da uyarılma parametresini göstermektedir.

(4.1)'de verilen denklem, önceden tespit edilen her iki alt periyot için de ayrı ayrı olmak üzere tahmin edilir ve ödünleşme parametresinin mutlak değerindeki değişimler izlenir. Bu parametrenin mutlak değeri artmış (azalmış) ise talep şoku değişkeninin varyansı azalmalıdır (artmalıdır). Eğer bu şart sağlanıyorsa hipotezin geçerli olduğuna, sağlanmıyorsa geçerli olmadığını hükmedilir.

41. Froyen ve Waud Modeli

Froyen ve Waud (1980)'un geliştirdikleri test prosedürü, Cukierman ve Wachtel (1979) tarafından düzeltilen Lucas tipi modelin (Lucas, 1973) bir uzantısıdır. Cukierman ve Wachtel (1979)'in geliştirdikleri model Lucas etkisini yakalarken, arz yanlı etki ile Friedman etkisini yakalayamamaktadır. Yazarlar bu modeli, aşağıda açıklanan şekilde, arz yanlı etki ve Friedman etkisiyle birlikte işleyecek bir hale getirmişlerdir.

Yazarlar ilk olarak, Lucas ve diğerlerinde olduğu gibi, ekonominin bir çok sayıda “birbirinden ayrılmış, rekabetçi piyasalar”dan oluştuğunu varsaymışlar ve sonra da bu piyasaların her biri için, çıktı arz denklemlerini oluşturmuşlardır. Bu denklemler, bireysel piyasa düzeyindeki emek arz fonksiyonları kadar, enerji ve emek için türetilmiş faktör talepleri temelinde oluşturulmuştur. Piyasaya özgü arz, piyasaya özgü ürün fiyatı, piyasaya özgü sermaye birikimi ve beklenen ekonomi geneli fiyat düzeyinin bir fonksiyonudur. Modeldeki arz şoklarının üretim sürecinde kullanılan enerji girdilerinin fiyatındaki değişme ile şekillendiği varsayılmıştır. Toplam talep, Cukierman ve Wachtel (1979)'i izleyerek şekillendirilen modelin arz yanıyla birlikte birim elastik olduğu varsayılmıştır; beklentilerin formasyonu, modelde belirlenen gerçekleşen fiyatlar genel düzeyi ile tutarlı olduğu düşüncesiyle karakterize edilmiştir. Sonuçta, modelin türetilmiş toplam çıktı denklemi şöyle şekillenmiştir,

$$y_t = g_0 - \frac{g_2\theta}{1-g_2\theta}(\Delta x_t - \delta) + \frac{g_3}{1-g_2\theta}\mu_t + g_3\phi(t) + g_4K_t \quad (4.2)$$

burada y_t toplam reel çıktıyı, Δx_t nominal gelirdeki değişmeyi veya talep şokunu, δ , Δx_t 'nin ortalamasını, μ_t toplam enerji fiyatları dağılımını, $\phi(t)$ zaman fonksiyonunu ve K_t de toplam sermaye stoğunu (bütün değişkenler logaritmik olmak üzere) göstermektedir. (4.2)'deki katsayılar θ ve arz denklemi parametreleri (g)'nin bir fonksiyonudur. θ parametresi, piyasaya özgü ve ekonomi geneli şokların varyansının bir fonksiyonu olarak gösterilebileceği için, modelin bilgi kaynağı olarak yorumlanabilir.

Denklem (4.2), ekonomik birimlerin kendi ürünlerine toplam talepte meydana gelen değişmeleri kendi piyasalarında meydana gelen değişmeler kadar bilemedikleri “ada”

modeli paradigması ile şekillenir. Yani, ekonomik birimler piyasalar arasındaki görelî fiyat deęişmeleri ile genel fiyat deęişmeleri karşısında kendi piyasalarında meydana gelen fiyat deęişikliklerini birbirlerinden tam olarak ayırt edemezler. Bu birimler sadece görelî fiyat deęişikliklerini dikkate alırlar. Bu çıkarımın doğası gereęi, çıktı her zaman için, toplam talepte meydana gelen deęişikliklere, görelî (veya piyasaya özgü) fiyat deęişikliklerine verdięi tepkiden daha az tepki verir. Bu nedenden dolayı, toplam fiyat deęişkenliğinin görelî fiyat deęişkenliğine oranı ne kadar büyük olursa, genel fiyat düzeyi deęişmelerine tepki olarak görülebilecek olan piyasaya has fiyat deęişmeleri de o kadar büyük olacaktır. Denklem (4.2) bu etkiyi, aşıęıda daha detaylı bir şekilde anlatıldıęı üzere, arz yanlı etkiyle birlikte çalışabilecek duruma getirmektedir.

Yazarlar (4.2) nolu denklemin türetiminde, beklentilerin oluşumu, ekonomi geneli ve piyasaya özgü şokların doğası hakkında şu varsayımlarda bulunmuşlardır. Bir piyasadaki beklenti, piyasaya özgü ürünün fiyatı, piyasaya özgü ve ekonomi geneli şoklar ile toplam talebin gecikme deęerleri ile oluşur. Piyasaya özgü talep şoklarının sıfır ortalama ile, toplam talep şoklarının (Δx_t) ise δ ortalama ve σ_x^2 varyansı ile normal daęıldıkları varsayılmıştır. Piyasaya özgü $q_t(v)$ ve toplam enerji fiyatlarının q_t daęılımı ise şu şekilde varsayılmıştır,

$$q_t(v) = q_t + \eta_t(v)$$

$$q_t = p_t + \phi(t) + \mu_t$$

burada; $\eta_t(v)$, piyasaya özgü enerji fiyatlarının daęılımı; p_t , toplam çıktı fiyatı; $\phi(t)$, enerjinin görelî fiyatındaki zaman trendi; ve μ_t toplam enerji fiyatı daęılımıdır; ve burada,

$$\eta_t(v) \sim N(0, \sigma_\eta^2) \text{ bütün } v\text{'ler için}$$

$$\mu_t \sim N(0, \sigma_\mu^2)$$

ayrıca, $\eta_t(v)$ ve μ_t bağımsız daęılımlar olup ardışık bağımlılık yoktur.

410. Modeldeki Üç Etkinin Yorumu

Lucas etkisi ve arz yanlı etki için, bilgi parametresi θ 'nın denklem (4.2)'deki reel çıktının toplam talep Δx_t ve toplam arz μ_t şoklarına verdiği tepki olarak karakterize edilebilecek olan katsayıda görünüyorsa önemli bir rol oynar. Özel anlamda, θ ekonomi geneli ve piyasaya özgü şokların varyansının bir fonksiyonu olduğu için, θ 'yı içeren katsayılar da yine piyasaya özgü ve ekonomi geneli şokların bir fonksiyonu olacaktır. Dahası, θ 'nın piyasaya özgü arz ve talep şoklarının artan, ve toplam arz ve talep şoklarının azalan bir fonksiyonu olduğu gösterilebilir. θ 'nın bu özellikleri, modele, veri düzeyindeki bir piyasaya özgü talep ve arz değişkenliği durumu için artan toplam talep ve/veya arz şokları değişkenliğinin ekonomik birimleri, toplam talep şoklarından daha az ve toplam arz şoklarından daha fazla duyarlı yapacağı bir araç sunar.

4100. Lucas Etkisi

Lucas etkisi, yani toplam talep değişkenliğinin etkisi, denklem (4.2)'ye $(\Delta x_t - \delta)$ katsayısı ile ilave edilmiştir. Bu katsayının incelenmesi, önceki Lucas tipi modelin önsezgisel bir sonucu olarak, reel çıktının toplam talep değişmelerine verdiği tepkinin, toplam talep şoku değişkenliğinin azalan bir fonksiyonu olduğuna, ve piyasaya özgü talep şokları değişmelerininse artan bir fonksiyonu olduğuna işaret eder. Ne var ki, Froyen ve Waud (1980) modeli aynı zamanda arz şoklarını da içermektedir, ve denklem (4.2)'deki $(\Delta x_t - \delta)$ katsayısının incelenmesi reel çıktının toplam talep şoklarına verdiği tepkinin, toplam arz şokları değişkenliğinin azalan bir fonksiyonu ve piyasaya özgü arz şokları değişkenliğinin artan bir fonksiyonu olduğunu ortaya koyar. Böylece, modeldeki Lucas etkisi, reel çıktının toplam talep şoklarına verdiği tepki, Δx_t , hem talep hem de arz yanlı şokların bir fonksiyonunu içerecek şekilde genişletilmiştir. Toplam talep ve/veya toplam arz şokları değişkenliği artarsa, $(\Delta x_t - \delta)$ katsayısı küçülür ve çıktı-enflasyon ödünleşmesi bozulur; yani, veri düzeyindeki bir toplam talep şoku Δx_t (nominal gelirdeki değişiklik), fiyat düzeyinde sonuç olarak reel çıktıdan daha büyük bir artışa yol açacaktır.

4101. Arz Yanlı Etki, Arz Yanlı Şoklar

Arz yanlı etki Froyen ve Waud (1980) modelinde μ_t 'nin varlığı ile işaret edildiği üzere, toplam arz şoklarının (μ_t) toplam reel çıktı ve fiyatlar genel düzeyi üzerinde direkt etkisi olarak alınmıştır. Örneğin, denklem (4.2)'deki diğer bütün katsayılar sabit tutulduğunda, enerji fiyatlarındaki pozitif bir şok (μ_t), reel çıktının y_t azalmasına (çünkü (4.2) nolu denklemdeki $g_3/(1-g_2\theta)$ katsayısı negatiftir) ve fiyatlar genel düzeyinin artmasına yol açacaktır (veri bir nominal gelir düzeyinde $x_t = \Delta x_t - x_{t-1}$). Bu türden şoklar çıktı-enflasyon ödünleşmesinde gözle görülebilir bir kötüleşmeye neden olurlar.

Talep ve arz şoklarının değişkenliği denklem (4.2)'deki $(\Delta x_t - \delta)$ katsayısının büyüklüğünü etkilediği gibi, μ_t 'nin katsayısının büyüklüğünü de etkiler, ve böylece, çıktının μ_t 'ye verdiği tepkiyi de etkilemiş olur. Bu değişkenliğin θ 'nin büyüklüğünü etkileme yolunu dikkate alarak μ_t 'nin katsayısını ($g_3/(1-g_2\theta)$) inceleyen yazarlar, çıktının toplam talep ve toplam arz şoklarının artan bir fonksiyonu olduğunu, ve piyasaya özgü talep ve piyasaya özgü arz şoklarının ise azalan bir fonksiyonu olduğunu göstermişlerdir. Çıktının toplam talep ve toplam arz şoklarıyla toplam ve piyasaya özgü şokların değişkenliği arasındaki ilişkiler, toplam fiyat ve çıktı eksenlerinden oluşan bir grafikte, toplam talep ve toplam arz eğrileri cinsinden ekonomik bir yorum olarak verilebilir. Toplam talep veya arz şokları değişkenliğindeki artışlar toplam arz eğrisinin dik olmasına yol açar. Böylece, veri bir talep şokunda, toplam talep eğrisinin toplam arz eğrisi boyunca yatay bir şekilde yer değiştirmesi çıktının daha az değişmesine neden olur. Diğer taraftan, veri bir arz şokunda ise, toplam arz eğrisinin toplam talep eğrisi boyunca yer değiştirmesi, çıktının bir önceki örneğe göre daha fazla değişmesine yol açar.

4102. Friedman Etkisi: Enflasyon Değişkenliği ve Doğal Oran

Friedman (1977), politik ve kurumsal düzenlemeler nedeniyle ortaya çıkan katılıklar nedeniyle, —ister toplam talep isterse arz değişkenliğinden kayanaklansın— yüksek düzeydeki enflasyon değişkenliğinin fiyat sisteminin etkinliğinde kayba yol açtığını belirtmiştir. Friedman, enflasyon değişkenliği ile işsizlik arasındaki bu pozitif

ilişkinin, enflasyonun düzeyi ile işsizliğin düzeyi arasındaki pozitif ilişkiyi göstereceğini varsaymıştır. Çünkü, yüksek düzeydeki enflasyon ile yüksek düzeydeki enflasyon değişkenliği birlikte hareket etmektedir. Froyen ve Waud ise, işsizlik oranındaki artışların reel çıktıyı düşüreceği düşüncesinden hareketle, çıktı-enflasyon ödüleşmesinin kötüleşeceğini varsayımlardır. Friedman, enflasyon değişkenliği ile işsizlik arasındaki pozitif (negatif) ilişkiyi “mümkün” olarak değerlendirirken, bu türden bir ilişkinin teorisinin gerek şartlarından biri olduğunu tartışmamıştır; Friedman’ın bakış açısı ampirik gözleme dayalı kalmıştır.

Yazarlar, enflasyon değişkenliğinin çıktının doğal oranı üzerindeki etkisi olarak tanımlanan Friedman etkisinin modelde tespiti için, Lucas (1973)’ı takip ederek, denklem (4.2)’de çıktıyı etkileyen faktörleri, doğal oranı (y_{nt}) etkileyen ve doğal oran etrafında konjonktürel dalgalanmaya yol açan (y_{ct}) etkiler olmak üzere ikiye bölmüşlerdir:

$$y_t = y_{nt} + y_{ct} \quad (4.3)$$

$$y_{nt} = g_0 + g_3\phi(t) + g_4K_t \quad (4.4)$$

$$y_{ct} = \frac{-g_2\theta}{1-g_2\theta}(\Delta x_t - \delta) + \frac{g_3}{1-g_2\theta}\mu_t. \quad (4.5)$$

Denklem (4.5)’de $\phi(t)$ ve K_t ’nin doğrusal bir trend izlediği kabul edilmiş, doğal oran için Lucas’ın spesifikasyonu dikkate alınmıştır. İlave olarak Friedman’ın bakış açısı, çıktının doğal oranının enflasyon değişkenliğine bağlı olduğu da varsayılmıştır. Bu durum, modelde, enflasyon değişkenliğinin toplam arz ve talep değişkenliğine bağlı olması ile gösterilebilir.

Friedman etkisini yakalayabilmek için doğal oran şu şekilde tanımlanmıştır,

$$y_{nt} = a + bt + \beta_1(\sigma_{\Delta p_t}^2 - \sigma_{\Delta p}^2), \beta_1 < 0 \quad (4.6)$$

burada; $\sigma_{\Delta p_t}^2$, enflasyon oranının t anındaki varyansı ve $\sigma_{\Delta p}^2$ de varyansın ortalamasıdır. $\sigma_{\Delta p_t}^2$ ile ölçülen enflasyon değişkenliğindeki her bir artış, —Friedman etkisinin doğal bir sonucu olarak— çıktının doğal oranında bir azalmaya yol açacaktır. Böylece, denklem (4.6)’daki bütün değişkenlerin veri değerleri için, özellikle nominal gelirdeki Δx_t değişiklik, denklem (4.4)’deki reel çıktıyı y_t düşürür ve fiyatlar genel düzeyi yükselmek

zorunda kalır, böylece çıktı-enflasyon ödünleşmesindeki olur.

411. Modelin Ampirik Spesifikasyonu

Yazarlar denklem (4.2)'de oluşturulan çıktı denkle uyarlayarak denklem (4.6)'yı oluşturmuşlardır.

4110. Enflasyon Değişkenliğinin Ölçümü

Enflasyon değişkenliğinin zamanla değiştiğini varsayan Froyen ve Waud (1980), bu değişimi yakınsak olarak yakalamayı amaçlamışlardır. Enflasyon oranının dağılımının varyansının değişkenliği, zamanın her bir anı için enflasyon oranının sadece bir değerini gösterdiğinden ve bu değer de $\sigma^2_{\Delta p_t}$ 'yi tahmin etmek için yeterli olmadığından, ölçülmesi zor bir değişkenliktir. $\sigma^2_{\Delta p_t}$ 'nin yakınsak bir değeri, gerçekleşen enflasyon oranının hareketli varyansının bulunması ile elde edilebilir.

Hareketli varyans hesaplanırken kaçınılmaz olan bir sorun, kaç dönemin dikkate alınacağıdır. Froyen ve Waud bu hesaplamayı yaparken, ele alınan dönem hariç olmak üzere, geriye doğru sekiz dönemlik gecikme almışlardır. t anındaki hareketli varyans geriye dönük bilgilerle oluşturulduğu için, ekonomik birimler için mevcut olmayan şu anki bilgiyi içermemektedir.

4111. Toplam Talep Büyümesinin Trendden Arındırılması

Froyen ve Waud, nominal gelirin logaritmik değerlerindeki değişikliklerin incelenmesinde Δx_t 'nin sabit bir ortalamasının olduğu varsayımı yerine yukarı doğru yükselen bir trend takip ettiğini varsaymışlardır. Böylelikle, toplam talep şoklarını nominal gelirdeki değişikliklerin trendden arındırılmış hali olarak ölçmüşlerdir. Bu türden bir büyüme ekonomik birimler tarafından beklendiği için, Δx 'teki trend büyümelerinin modelde her hangi bir etkisi olmamıştır.

4112. Uyarlama Gecikmesi

Yazarlar, Lucas (1973)'ü takip edip uyarlama gecikmelerini kullanarak, çıktı dalgalanmalarında bazı devamlılıkların olduğunu varsaymışlardır. Bu devamlılığı çıktı denklemindeki bağımlı değişkenin bir dönemlik gecikmesini denklemin sağ tarafında açıklayıcı değişken olarak kullanmak suretiyle içermişlerdir. Lucas (1975) ve Sargent (1977) bu devamlılığın rasyonalitesini (teorik alt yapısını) geliştirmişlerdir.

4113. Tahmin Spesifikasyonu

Yazarlar, denklem (4.2)'yi (4.6) nolu denklemdeki doğal oran hipotezine uyarlayarak, trendden arındırılmış toplam talep şoklarını ve bağımlı değişkenin gecikme değerlerini kullandıklarında, model, trendden arındırılmış reel çıktının y_t davranışlarını karakterize eden bir yapıya kavuşmuştur,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2 - \frac{g_2 \theta}{1 - g_2 \theta} \Delta x_t + \frac{g_3 \theta}{1 - g_2 \theta} \mu_t + \lambda y_{t-1} \quad (4.7)$$

burada; $\beta_0 = -\beta_1 \hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2$ 'dir. Yazarlar, bağımlı değişkeni bulmak için çıktıyı trendden türetirken, trendden türetilen çıktının konjonktürel çıktı olarak yorumlandığı Lucas tipi modelden biraz daha farklı bir yaklaşım kullanmışlardır. (4.7) nolu denklemde çıktı trendden, hem konjonktürel faktörler nedeniyle (Δx_t ve μ_t) hem de enflasyon değişkenliğinin çıktının doğal oranı üzerindeki etkisi nedeniyle türetilir.

Lucas ve arz yanlı etkilerin varlığına olanak tanımak için, özel anlamda Δx_t 'nin katsayısı (Lucas etkisi) ve μ_t 'nin etkisi (arz yanlı etki), bu türden etkilerin modelde oluş şekillerini yakalamak açısından ampirik olarak yorumlanmıştır. Δx_t ve μ_t 'nin katsayıları, toplam ve piyasaya özgü arz ve talep şoklarının varyansının bir fonksiyonudurlar: Δx_t 'nin katsayısı, toplam talep σ_x^2 ve/veya arzın σ_μ^2 varyansının azalan bir fonksiyonu iken, μ_t 'nin katsayısı, bu varyansların artan bir fonksiyonudur. Dahası, enflasyon oranının varyansı σ_x^2 ve σ_μ^2 'nin artan bir fonksiyonudur. Bu yüzden Δx_t 'nin katsayısı, enflasyon oranının varyansının azalan bir fonksiyonu iken μ_t 'nin katsayısı artan bir fonksiyonudur.

4114. Enflasyon Oranı Değişkenliği ve Lucas Etkisi ile Arz Yanlı Etki

Froyen ve Waud, toplam talep ve arzın varyanslarının zamana göre değiştiğini düşünerek, enflasyon oranının varyansı ve ona bağlı olarak da Δx_t ve μ_t 'nin katsayılarının da zamana göre değişmesi gerektiği sonucuna ulaşmışlardır. Böylece, Lucas etkisi ile arz yanlı etkileri yakalamak için, Δx_t ve μ_t 'nin katsayılarının enflasyon oranının hareketli varyansları ile bulunan enflasyon değişkenliğine bağlı olmasına imkan tanınmıştır. $\beta_{\Delta x_t}$ ve β_{μ_t} 'nin sırasıyla Δx_t ve μ_t 'nin katsayıları olduğunu farz eden yazarlar, bu katsayıları aşağıdaki formda birer fonksiyon olarak kabuletmişlerdir:

$$\begin{aligned}\beta_{\Delta x_t} &= \alpha_{10} + \alpha_{11}\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2 \\ \beta_{\mu_t} &= \alpha_{20} + \alpha_{21}\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2\end{aligned}\quad (4.8)$$

burada; $\alpha_{11} < 0 < \alpha_{21}$ 'dir. Bu ikamelerle birlikte denklem (4.7) şu şekli alır,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2 + (\alpha_{10} + \alpha_{11}\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2)\Delta x_t + (\alpha_{20} + \alpha_{21}\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2)\mu_t + \lambda y_{t-1}$$

veya, terimlerin bir araya getirilmesi ile,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2 + \alpha_{10}\Delta x_t + \alpha_{11}\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2\Delta x_t + \alpha_{20}\mu_t + \alpha_{21}\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2\mu_t + \lambda y_{t-1} \quad (4.9)$$

$\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2$, Δx_t ve μ_t arasındaki iki etkileşim terimi, Δx_t ve μ_t 'nin katsayılarının ($\beta_{\Delta x_t}$ ve β_{μ_t}) enflasyon değişkenliğindeki değişmelerle ne oranda değiştiğini ölçmektedir. α_{11} ve α_{21} şeklinde ifade edilen bu iki etkileşim değişkeninin işaretlerinin ve anlamlılıklarının sınanması, $\beta_{\Delta x_t}$ ve β_{μ_t} katsayılarının sırasıyla Lucas etkisi ve arz yanlı etki bağlamında sistematik olarak değişip değişmediğine işaret edecektir. $\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2$ 'nin ölçümünde, Friedman (1977)'in analizinde ve yeni klasik bakış açısında olduğu gibi ve Lucas (1973)'ün açıkladığı üzere, örneğin, enflasyon değişkenliği konusunda diğer bazı çalışmalar enflasyon belirsizliğini de kullanmışlardır (Evans, 1978; Levi ve Makin, 1980). Bu ayırımın farkını ayırt etmek için yapılan test, enflasyon oranının tahmin edilebilir kısmını

aradan çıkarmak için enflasyon oranını trendden arındırmayı gerektirir, ve $\hat{\sigma}_{\Delta p_t}^2$ yukarıda anlatıldığı üzere oluşturulabilir. Bu ölçünün trendden arındırılmış enflasyon oranı ile birlikte kullanımını sonuçlar üzerinde önemli bir farklılık ortaya çıkarmayacaktır.

Enflasyon oranının varyansı toplam talep ve arzın varyanslarının bir fonksiyonu olduğundan, ve bu varyanslar (σ_x^2 ve σ_μ^2) Δx_t ile μ_t 'nin katsayıları olan θ içinde görüldüğünden, toplam talep değişmesi ile ortaya çıkan Lucas etkisi, arz yanlı etki ve Friedman etkilerinin ayrı ayrı etkileri ile toplam arz değişmeleri neticesinde ortaya çıkan değişmelerin etkilerini yakalamaya imkan tanıyan bir tanımlama gerektirir. Denklem (4.8) ve (4.9) dikkate alındığında, bu, doğal oran spesifikasyonu yapılarak ve Δx_t ile μ_t 'nin katsayılarını zamana göre değişen toplam talep ve arz varyanslarına, sırasıyla $\hat{\sigma}_{x_t}^2$ ve $\hat{\sigma}_{\mu_t}^2$, bağlı kılındığında yapılabilir. (Bu yakınsak değerler, $\hat{\sigma}_{p_t}^2$ 'nin yakınsak değerlerini bulurken anlatılan yaklaşımla bulunabilir.).

4115. Arz Şoklarının Ölçümü.

Froyen ve Waud (1980) iki farklı arz şoku μ_t ölçüsü kullanmışlardır: biri enerji fiyatları kullanılarak diğeri de ithalat fiyatları kullanılarak oluşturulmuştur. Arz şoku μ_t ölçüsü enerji fiyatlarının ya da ithalat fiyatlarının ($q_t - p_t$ olarak ölçülmüştür) zaman üzerine koşulduğu bir regresyonun kalıntıları olarak alınmıştır. Bu kalıntıların incelenmesinde, enerji fiyatları olsun ithalat fiyatları olsun, arz şoklarında μ_t birinci dereceden otokorelasyon probleminin olduğu varsayılmıştır. Böylece, toplam arz şokları şu şekilde tanımlanmıştır,

$$\mu_t = \xi \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad 1 > \xi > 0 \quad (4.10)$$

Bu modifikasyon veriyken, çıktının konjonktürel kısmı şu şekli almıştır,

$$y_{ct} = \frac{g_2 \theta}{1 - g_2 \theta} \Delta x_t + g_3 \xi \mu_{t-1} + \frac{g_3}{1 - g_2 \theta} \varepsilon_t \quad (4.5')$$

Talep şokları dikkate alınmadığında, denklem (4.5') reel çıktıyı etkileyen beklenen ve beklenmeyen arz şoklarını gösteren bir forma kavuşur.

Denklem (4.5')'de zaten görünmekte olan μ_{t-1} ve ε_t terimleri, (4.10) nolu denklem kullanılarak şu şekilde yeniden yazılmıştır,

$$\frac{g_3}{(1-g_2\theta)}\mu_t - \frac{g_3g_2\theta\xi}{(1-g_2\theta)}\mu_{t-1}. \quad (4.11)$$

(4.11) nolu denklemi (4.5')'de kullanarak μ_t 'deki ardışık bağımlılığı dikkate almak oldukça kolaydır, çünkü (4.11) nolu denklem hata terimleri olan ε_t 'nin dağılımını bilmeyi gerektirmemektedir. $g_1, g_4, \xi, \theta > 0$ ve $g_2, g_3 < 0$ veriyken, μ_t ve μ_{t-1} için yapılan katsayı tahminleri negatif işaretli olmalıdır.

42. Lawrance Test Prosedürü

420. Yapısal Model

Lawrence (1983), Lucas (1973) tipi Phillips Eğrisinin düzenlenmiş bir versiyonunu geliştirmiştir. Bu prosedürün Lucas tipi orijinal prosedürden ayrıldığı nokta, talep şoklarının yanı sıra arz şoklarını da dikkate almasıdır. Lawrence, bu prosedürü oluştururken, bir takım varsayımlarda bulunmuştur [Lawrence, 1983, s. 227]:

1. z ile gösterilen farklı piyasalarda, sadece bir tek dayanıksız mal alış verişi konu olmaktadır.
2. Her piyasa fiziksel olarak birbirinden ayrılmıştır.
3. Dört tip stokastik şok vardır; toplam talep, toplam arz, piyasaya özgü talep ve piyasaya özgü arz şokları.
4. Piyasaya özgü şoklar, her piyasadaki fiyatları bir diğerinden farklı hale getirmiş olsa da, her piyasada sürekli olarak geçerli olan tek bir fiyat bulunmaktadır.
5. z piyasasının t anında gözlemlenebilen tek bilgi, malın nominal fiyatıdır. Diğer piyasalardaki fiyatlar gözlemlenmemektedir. Diğer mevcut bilgiler, bütün piyasalardaki içsel ve dışsal değişkenlerin geçmiş değerlerinden ibarettir.

Bunlar; çıktının, fiyat düzeylerinin ve mevcut tahmin hatalarının geçmiş değerleridir.

6. Piyasalarda tam rekabet şartları hüküm sürmektedir, dolayısıyla her firma fiyatı kabul eden firma pozisyonundadır.

z piyasasının t anındaki arzı aşağıdaki denklem ile gösterilmiştir.

$$Y_{tz} = Y_{ntz} + \gamma [P_{tz} - EP_t | I_{tz}] + \lambda(L) [Y_{t-1,z} - Y_{nt-1,z}] + a_t + \Omega_{tz}, \quad (4.12)$$

burada (bütün değişkenler logaritmik olmak kaydıyla); Y_{tz} , z piyasasında t anındaki mevcut çıktı düzeyini; P_{tz} , z piyasasında t anındaki mevcut fiyat düzeyini; I_{tz} , z piyasasındaki her bir ekonomik ajan için t anında mevcut bulunan bilgi setini; P_t , t anındaki ekonomi geneli fiyat düzeyini; $EP_t | I_{tz}$, I_{tz} bilgi setine bağlı olarak yapılan şartlı fiyat tahminini; $Y_{nt,z}$, z piyasasında t anında çıktının normal kısmını; $\lambda(L)$, kısıtsız gecikme polinomunu; a_t , ekonomi geneli stokastik arz şoklarını ve Ω_{tz} , z piyasasına özgü arz şoklarını göstermektedir.

a_t , yazar tarafından, aşağıdaki zaman serisi yapısında kabul edilmiştir.

$$A(L)a_t = B(L)U_t, \quad (4.13)$$

Burada; U_t , 0 "sıfır" ortalama ve σ_u^2 varyansıyla dağılım gösteren normal bir dağılımdır; $A(L)$ ve $B(L)$, L gecikme operatörü cinsinden sınırsız gecikme polinomlarıdır. Yazar beşinci varsayım gereği, I_{tz} 'yi şu şekilde tanımlamıştır,

$$I_{tz} = [I_{t-1}, P_{tz}], \quad (4.14)$$

burada; I_{t-1} , $t-1$ anında bütün ekonomik birimler için mevcut olan bilgi setini göstermektedir. Lawrence, P_t 'yi de şu şekilde tanımlamıştır,

$$P_t = EP_t | I_{t-1} + q_t, \quad (4.15)$$

burada; q_t , I_{t-1} 'deki bütün bütün elemanlar için geçerli olan beyaz gürültü sürecidir. Aynı zamanda toplam talep ve arz şoklarının da bir fonksiyonudur,

$$q_t = q(\varepsilon_t, U_t), \quad q_t \text{NID} \sim (0, \sigma_q^2), \quad (4.16)$$

burada; ε_t , sıfır ortalama ve σ_ε^2 varyansı ile dağılım gösteren normal bir dağılımdır.

Piyasaya özgü fiyat düzeyi şu şekilde tanımlanmıştır,

$$P_t = P_t + z_t, \quad z \sim NID(0, \sigma_z^2), \quad (4.17)$$

burada; z_t , piyasaya özgü talep ve arz şoklarının bir fonksiyonu olup aynı zamanda piyasaya özgü bir beyaz gürültü sürecidir,

$$z_t = z[\Omega_z, V_z]. \quad (4.18)$$

Lawrence, rekürsif tahmin yöntemini ve (4.14)'deki bilgi çözümlemesini kullanarak, şartlı fiyat düzeyini şu şekilde oluşturmuştur,

$$EP_t|I_t = EP_t|I_{t-1} + [(P_t - EP_t|I_{t-1}) / (P_t - EP_t|I_{t-1})]. \quad (4.19)$$

(4.14) ve (4.17)'yi (4.19)'da yerine koyan yazar (4.19)'un şartlı bir regresyon olduğunu da belirterek (4.20)'ye ulaşmıştır.

$$EP_t|I_t = EP_t|I_{t-1} + \theta [P_t - EP_t|I_{t-1}], \quad (4.20)$$

burada, $\theta = \sigma_z^2 / (\sigma_q^2 + \sigma_z^2)$ 'dir.

Denklem (4.20), mevcut bulunan yegane bilgi unsuru P_t 'yi kullanarak, ekonomi geneli fiyat düzeyini tahmin etmeye çalışırlar. Eğer, σ_q^2 , σ_z^2 'ye oranla çok küçükse, ekonomik birimler P_t 'nin tahmininde P_t 'ye daha fazla ağırlık verirler, çünkü P_t 'deki değişim, bu durumda, piyasaya özgü şoktan daha ziyade ekonomi geneli şoku andırmaktadır. θ , toplam ve piyasaya özgü arz ve talep şokları tarafından belirlenir. Denklem (4.20)'yi (4.12)'de yerine koyup, bütün z piyasaları toplanırsa, toplam arz eğrisi şu şekilde elde edilebilir,

$$Y_t = Y_{nt} + \gamma \theta [P_t - EP_t|I_{t-1}] + \lambda(L)[Y_{t-1} - Y_{nt-1}] + a_t. \quad (4.21)$$

Denklem (4.21), Rasyonel Beklentiler Doğal Oran Hipotezi (RBDO)'nin iki aracını da içermektedir. Sadece beklenmeyen fiyat değişimleri ($P_t - EP_t|I_{t-1}$) reel çıktıyı etkilemektedir.

Çıktının beklenmeyen fiyat değişmelerine karşı elastikiyeti, q_t , z_t ve θ 'nin kovaryans yapıları tarafından belirlenir. σ_z^2 'ye oranla daha yüksek bir σ_q^2 , elastikiyeti artırır.

Piyasaya özgü talep yapısı şu şekildedir,

$$Y_{tz}^d + P_{tz} = V_{tz} + N_t, \quad (4.22)$$

burada; V_{tz} , piyasaya özgü talep şoku ve N_t dışsal değişim değişkenidir. V_{tz} 'nin σ_v^2 varyansı ile dağılım gösteren bir beyaz gürültü süreci olduğu varsayılmıştır. N_t ise aşağıdaki ARIMA süreci ile açıklanmıştır,

$$C(L)(1-L)N_t = D(L)\varepsilon_t, \quad (4.23)$$

burada $C(L)$ ve $D(L)$, L gecikme operatörü cinsinden kısıtsız polinomlar olup, ε_t , σ_ε^2 varyansı ile normal dağılım gösteren bir başka beyaz gürültü sürecidir. Toplam talep eğrisi, (4.22)'in bütün z piyasaları için toplanmasıyla bulunabilir,

$$Y_{tz}^d + P_t = N_t \quad (4.24)$$

Ekonomide genel denge, her bir z piyasasında arz talep eşitliği sağlandığı gerçekleşir. Yani,

$$Y_{tz}^d = Y_{tz} \quad (4.25)$$

Yazar, (4.12) ve (4.22) nolu piyasaya özgü talep ve arz denklemleri kullanılarak, çıktı ve fiyatlar için dinamik denge patikaları oluşturmuştur. Bütün durağanlık ve dönüşüm şartlarının sağlandığını varsayan yazar, (4.12)'deki $[a_t]$ sürecini ve (4.21)'deki $[(1-L)N_t]$ ifadesini, $B(L)|A(L)$ ve $D(L)|C(L)$ filtrelerinden geçirmiştir. Bunu yaparken de aşağıdaki notasyonları kullanmıştır.

$$J(L) = B(L)/A(L) \text{ burada } J(L) = (1 - J_1L - J_2L^2 - J_3L^3 \dots),$$

$$\psi(L) = D(L)/C(L) \text{ burada } \psi(L) = (1 - \psi_1L - \psi_2L^2 - \psi_3L^3 \dots), \text{ ve}$$

$$J'(L) = 1 - J(L), \quad \psi'(L) = 1 - \psi(L) \text{ dir.}$$

Yazara göre, denge patikaları ise şu şekildedir,

$$(Y_{tz} - Y_{nt})(1 - \lambda(L)L) = \frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta}(\varepsilon_t + V_{tz}) + \left(J'(L) + \frac{1}{1 + \gamma\theta} \right) U_t + \frac{1}{1 + \gamma\theta} \Omega_{tz}, \quad (4.26)$$

$$\begin{aligned} [P_{tz} + Y_{nt}](1 - \lambda(L)L) &= (1 - \lambda(L)L)N_{t-1} + \left[\psi(L)(1 - \lambda(L)) - \frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta} \right] \varepsilon_t \\ &- \left[J'(L) + \frac{1}{1 + \gamma\theta} \right] U_t + \left[\frac{1}{1 + \gamma\theta} - \lambda(L)L \right] V_{tz} \\ &- \frac{1}{1 + \gamma\theta} \Omega_{tz}. \end{aligned} \quad (4.27)$$

Denklem (4.26) ve (4.27) toplam ve piyasaya özgü şokların çıktı ve fiyat hareketlerini nasıl etkilediğini göstermektedir. Pozitif bir birimlik talep şoku, ε_t , $\gamma\theta/(1+\gamma\theta)$ kadar çıktıyı ve $1/(1+\gamma\theta)$ kadar da fiyatları artırmaktadır. Herhangi bir talep şokunun dinamik etkisi, $\psi(L)$ ve $\lambda(L)$ polinomial fonksiyonlarına bağlıdır. Pozitif bir birimlik bir arz şoku, U_t , çıktıyı $1/(1+\gamma\theta)$ kadar artırırken, fiyatları da aynı miktarda $1/(1+\gamma\theta)$ düşürür. Bu, N_t 'nin dışsal kabul edilmesi nedeniyle doğrudur. Dinamik olarak, geçiş $\psi(L)$, $J'(L)$ ve $\lambda(L)$ polinomlarına bağlıdır. Yerel talep şokları, V_{tz} , z piyasasındaki çıktıyı $\gamma\theta/(1+\gamma\theta)$ kadar ve piyasaya özgü fiyatları da $1/(1+\gamma\theta)$ kadar artırır. Yerel arz şokları, Ω_{tz} , z piyasası çıktısını $1/(1+\gamma\theta)$ kadar artırırken, piyasaya özgü fiyatlar düzeyini de $1/(1+\gamma\theta)$ kadar azaltır. Sonuç olarak, bütün beklenen talep şokları sadece fiyatlara yansımış olur.

q_t ve z_t 'nin açık ifadelerini elde etmek için, Lawrence, denklem (4.27)'nin şartlı beklenen değerini bulmuştur. Bu değer aşağıda gösterilmiştir.

$$\begin{aligned} [EP_{tz} | I_{t-1} + Y_{nt}](1 - \lambda(L)L) &= (1 - \lambda(L)L)N_{t-1} \\ &+ \left[\left(1 - \lambda(L)\psi'(L) - \lambda(L)\frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta} \right) \right] \varepsilon_t \\ &- \left[J'(L) + \frac{\lambda(L)L}{1 + \gamma\theta} \right] U_t \\ &- \frac{\lambda(L)L\gamma\theta}{1 + \gamma\theta} V_{tz} - \frac{\lambda(L)L}{1 + \gamma\theta} \Omega_{tz}. \end{aligned} \quad (4.28)$$

Denklem (4.28)'in (4.27)'den çıkarılması ile (4.29) elde edilir.

$$P_{tz} - E_{t-1}P_t = \frac{1}{1+\gamma\theta} [\varepsilon_t + V_{tz} - U_t - \Omega_{tz}] \quad (4.29)$$

(4.29)'u (4.25) ve (4.28) ile karşılaştırarak şunlar elde edilmiştir.

$$q_t = q(\varepsilon_t, U_t) \equiv \frac{1}{1+\gamma\theta} [\varepsilon_t - U_t] \quad (4.15')$$

$$z_t = z(V_{tz}, \Omega_{tz}) \equiv \frac{1}{1+\gamma\theta} (V_{tz} - \Omega_{tz}). \quad (4.18')$$

Lawrence'a göre, beklenmeyen fiyat düzeyinin varyansı θ ya ve şokların kovaryans yapısına bağlı olacaktır. (4.29)'u kullanan Lawrence, piyasaya özgü fiyat düzeyinin varyansını şu şekilde bulmuştur.

$$\sigma_p^2 \equiv E(P_{tz} - EP_t | I_{t-1})^2 = \left(\frac{1}{1+\gamma\theta} \right)^2 [\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_\Omega^2] \quad (4.30)$$

Lawrence son olarak, θ yı, $\sigma_\varepsilon^2, \sigma_v^2, \sigma_u^2$ ve σ_Ω^2 'nin bir fonksiyonu olarak türetmiştir. q_t ve z_t 'nin varyanslarını da (4.15'), (4.18') ve (4.30)'dan türetmiştir.

$$\sigma_z^2 = \left(\frac{1}{1+\gamma\theta} \right)^2 (\sigma_v^2 + \sigma_\Omega^2) \quad (4.31)$$

$$\sigma_q^2 = \left(\frac{1}{1+\gamma\theta} \right)^2 (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2) \quad (4.32)$$

(4.32) beklenmeyen fiyat düzeyinin varyansıdır. (4.31) ve (4.32)'yi denklem (4.20)'deki θ denklemine koyan Lawrence, θ yı şu şekilde bulmuştur.

$$\theta = \frac{\sigma_v^2 + \sigma_\Omega^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 + \sigma_v^2 + \sigma_\Omega^2}. \quad (4.33)$$

Lawrence, böylelikle, piyasaya özgü şokların (V_{tz} ve Ω_{tz}) ne kadar yüksekse, piyasaya özgü fiyatların da o kadar düşük olacağını göstermiştir. Lucas (1973) modelinde

$\sigma_{\Omega}^2 = \sigma_u^2 = 0$ kabul edilmiştir. Yukarıdaki modelin beklenen işaretleri Lucas'ın orijinal modeli ile aynıdır. Sadece gözlemlenen fiyatların talep şokunun yanı sıra arz şokuna da tepki verdiği varsayılmıştır.

421. Ekonometrik Metodoloji

(4.26) ve (4.27)'nin bütün z piyasaları için toplanması şu sonuçları verir.

$$(Y_t - Y_{nt})(1 - \lambda(L)L) = \frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta} \varepsilon_t + \left(J'(L) + \frac{1}{1 + \gamma\theta} \right) U_t, \quad (4.26')$$

$$(P_t + Y_{nt})(1 - \lambda(L)L) = (1 - \lambda(L)L)N_{t-1} + \left[\psi(L)(1 - \lambda(L)) - \frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta} \right] \varepsilon_t - \left[J'(L) - \frac{1}{1 + \gamma\theta} \right] U_t. \quad (4.27')$$

Lawrence (1983) test yönteminin temeli, farklı periyotlar için θ parametresinin tahmin edilmesine dayanmaktadır. (4.26') nolu denklem, bu amaçla kullanılabilir gibi görünse de, bu modelin çözümlenmesi ile elde edilen sonuçlardan, toplam arz ve toplam talep şoklarına ilişkin bir bilginin elde edilemeyeceği açıktır. Zira, söz konusu denklem, $\gamma\theta$ için tanımlı değildir. Ancak Lawrence, (4.26') nolu denklemden türetilen bir transfer fonksiyonunun bu sorunu giderebileceğini belirtmiştir. Dışsal toplam talep şokları kullanılarak türetilen transfer fonksiyonunun elde edilişi aşağıda gösterilmiştir.

$$C(L)(1-L)N_t = D(L)\varepsilon_t \quad (4.34)$$

$\psi(L) = D(L)/C(L)$ kabul edilerek, (4.34) nolu denklem (4.35) halinde yeniden yazılmıştır.

$$\varepsilon_t = \psi(L)^{-1}(1-L)N_t. \quad (4.35)$$

ulaşılan (4.35) nolu denklemi de (4.26')'nde yerine koyan Lawrence, (4.36) nolu çıktı transfer fonksiyonu denklemini elde etmiştir.

$$(Y_t - Y_{nt})(1 - \lambda(L)L) = \frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta} \varepsilon_t + \left(J'(L) + \frac{1}{1 + \gamma\theta} \right) U_t \quad (4.36)$$

(4.36) nolu denklem, (4.35) nolu kısıt altında maksimum olabilirlik tahmin yöntemi ile tahmin edilebilir görünmektedir. (4.35) ve (4.36) nolu denklemleri eş-anlı olarak tahmin edebilen bir bilgisayar yazılımı olmadığı için, Lawrence, iki aşamalı bir tahmin yöntemi kullanmıştır. İlk olarak, (4.35) nolu denklemdeki talep şokları, ARIMA modelleri yardımıyla tahmin edilmiş ve (4.36) nolu denklemde yerine konulmuştur. Lawrence, bu tahmin yönteminin küçük örnek büyüklükleri için asimptotik olarak yansız sonuçlar vereceğini belirtmiştir.

43. Lawrence Test Prosedüründe Kullanılan Zaman Serisi Teknikleri

Gerek Lucas (1973) ve gerekse Froyen ve Waud (1980) test prosedürlerinde kullanılan yöntemler, artık "Geleneksel Ekonometri" olarak görülen araçlar yardımıyla gerçekleştirildiğinden, ve bu yöntemlerin artık herkes tarafından bilindiği kabul edildiğinden, burada tekrar ele alınmamıştır. Onun yerine, daha güncel olan ve son zamanlarda gelişim gösterdiği için geniş kitleler tarafından bilinmediği kabul edilen "Modern Zaman Serisi Teknikleri" üzerinde durulmuştur.

430. Otoregresif Modeller

Temel prensipleri G. U. Yule tarafından 1920'li yıllarda ortaya atılan otoregresif süreçler, Box ve Jenkins (1970) ile önem kazanmıştır. Bu süreçlerin, çok sayıda gecikme değeri ve dolayısıyla da bir o kadar tahmini gerektirmesi, bu yöntemlerin o tarihlerde kullanımını güçleştirmekteydi. Ancak, gelişen bilgisayar olanakları, bu güçlüğü ortadan kaldırdığı için, artık bu süreçler de yaygın kullanım alanları bulmaya başlamışlardır. Otoregresif süreçler, kısaca, herhangi bir zaman serisinin kendi geçmiş değerleri ile açıklanması şeklinde özetlenebilir. Bu durumda, ele alınan zaman serisi X_t ise, bu serinin açıklayıcı değişkenleri de yine kendisinin geçmiş değerleri olacaktır. Otoregresif bir sürecin genel kalıbı aşağıda gösterilmiştir.

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + e_t \quad (4.37)$$

Burada; X_t , açıklanan zaman serisini; α ve β denklemin parametrelerini ve e_t de hata terimlerini göstermektedir. X_t serisi açıklanırken, serinin kaç dönemlik gecikmesinin alınacağı önemlidir. Denklemde p ile gösterilen gecikme dönem sayısı, Akaike ve

Schwartz Bilgi Kriterleri gibi kriterler yardımıyla belirlenebildiği gibi, serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarına bakılarak da belirlenebilir. Bu çalışmada gecikmeler belirlenirken otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonların incelenmesi yöntemleri kullanılmıştır. Gecikme dönem sayısı 1 olan otoregresif bir süreç AR(1) ile gösterilirken, 2 olan süreç AR(2) şeklinde gösterilecektir. Genel yazılımı ise AR(p) şeklindedir.

431. Hareketli Ortalamalar Süreci

Otoregresif süreç sonucunda elde edilen hata terimleri serileri, şayet X_t değişkenini açıklamada istatistiksel olarak anlamlı bulunuyorsa, bu sefer açıklama süreci hareketli ortalamalar süreci adını alacak ve genel olarak aşağıdaki formda gösterilecektir.

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^q \delta_i e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.38)$$

Burada; e_t , AR(p) sürecinden elde edilen hata terimlerini ve ε_t de denklemin hata terimlerini göstermektedir. Otoregresif süreçlerde olduğu gibi, hareketli ortalamalar sürecinde de gecikme dönem sayıları önemlidir ve yine aynı yöntemlerle tahmin edilebilir. Hata terimlerinin 1 dönemlik gecikmesi kullanılıyorsa süreç MA(1) olarak gösteriliyorsa, 2 dönemlik gecikme durumunda MA(2) olarak gösterilecektir. Genel gösterimi ise MA(q) şeklindedir.

432. Otoregresif Hareketli Ortalamalar Süreci

Açıklanmak istenen zaman serisi hem kendi geçmiş değerleriyle hem de otoregresif süreçten elde edilen hata terimleriyle açıklanabiliyorsa, bu sürece de otoregresif hareketli ortalamalar süreci denilir ve ARMA (p, q) genel formatıyla gösterilir. Bu türden süreçlerin genel yazılımları aşağıda gösterilmiştir.

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \delta_i e_{t-i} + \xi_t \quad (4.39)$$

Gerek otoregresif, gerek hareketli ortalamalar ve gerekse her iki süreç birlikte kullanılsın, açıklanmaya çalışılan zaman serisinin durağan olması gerekmektedir. Durağan olmayan seriler durağan hale getirilerek analiz edilmelidir. Durağan olmayan bir serinin

durağan hale getirildikten sonra bu sürece alınmış hali ise "Oto regresif Entegre Hareketli Ortalamalar Süreci" olarak adlandırılır ve ARIMA (p, I, q) olarak gösterilir. Burada I , serinin kaçınıcı dereceden entegre olduğunu göstermektedir.

Bu çalışmada serilerin durağanlıkları, otokorelasyon fonksiyonlarının incelenmesi ile analiz edilmiş ve serilerin tamamı birinci dereceden fark durağan olarak bulunmuştur.

433. Otokorelasyon Fonksiyonları

Ele alınan serinin kendi gecikme serileri ile olan korelasyonuna otokorelasyon denilmektedir. Eğer seri k dönemlik gecikme değerleri ile açıklanıyorsa k sayıda otokorelasyon bulmak mümkündür. Otokorelasyonlar aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanabilir.

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})(X_{t-k} - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_t - \bar{X})^2} \quad (4.40)$$

Herhangi bir AR(1) sürecinde, durağanlık için gerekli şart β_1 katsayısının 1'e eşit olmasıdır. Bu şart sağlanıyorsa, k sayıdaki otokorelasyon katsayısı, sıfır etrafında dalgalanarak sifira yakınsayacaktır. β_1 pozitif ise, yakınsama direkt olurken, negatif ise, sıfır etrafında dalgalanan bir patika takip edilecektir. Bu durumda, otokorelasyon değerlerinin aniden sifira yakınsadığı gecikme derecesi, o serinin otokorelasyon derecesi olup p 'yi belirler. Eğer sifira yakınsama olmuyorsa, serinin durağan olmadığına karar verilir.

434. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonları

Herhangi bir AR(1) modelinde X_t ile X_{t-2} arasında korelasyon olduğu halde, bu korelasyon oto regresif modelde görülmemektedir. Görünmeyen bu korelasyonlar kısmi otokorelasyon fonksiyonları ile bulunabilir. Kısmi otokorelasyon katsayılarını bulmanın en kolay yolu, ortalamalardan sapmalar yöntemini kullanarak oto regresif bir model oluşturmaktır. X_t serisinin ortalamasından sapmalarının bulunduğu, ve oluşan yeni serinin de X_t^* şeklinde gösterildiği farz edilirse, oto regresif model şu şekilde oluşturulur.

$$X_t^* = \alpha + \sum_{i=1}^p \rho_i X_{t-i}^* + e_t \quad (4.41)$$

Bu denklemden elde edilen p sayıdaki ρ katsayısı, p sayıdaki kısmi korelasyonu gösterir. Daha açık bir ifadeyle, ρ_2 , X_t ile X_{t-2} arasındaki korelasyonu verecektir. Kısmi korelasyonlar da yine otokorelasyon değerleri gibi durağan seriler için sifıra yakınsama eğilimindedirler. Sıfıra yakınsamayan süreçlerin durağan olmadığına hükmedilir. Kısmi otokorelasyon değerlerindeki ani düşüş ise, hareketli ortalamaların derecesini yani q 'yu belirler.

435. Transfer Fonksiyonları

ARIMA süreci ile açıklanan herhangi bir zaman serisi, ilave bir açıklayıcı değişken ile açıklanmaya çalışılıyorsa, oluşturulan fonksiyona transfer fonksiyonu denilir. X_t serisinin ARIMA (1,1,1) modeli ile açıklandığı ve ilave değişken olarak da Z_t serisinin kullanıldığı düşünülürse, transfer fonksiyonu aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$X_t = \alpha + \beta_1 X_{t-1} + \delta_1 e_{t-1} + \lambda Z_t + \xi_t \quad (4.42)$$

436. Transfer Fonksiyonlarında Model Oluşturma

ARIMA süreçlerinin genel yapıları gereği, en iyi model, en az parametre ile en yüksek açıklayıcılık gücünün elde edildiği modeldir. Standart EKK (En Küçük Kareler) yöntemlerinin kullanılmadığı bu süreçlerde, genellikle En Yüksek Olabilirlik Tahmin prosedürleri kullanılmaktadır. Kullanılan bu prosedürler de, En Yüksek Olabilirlik Fonksiyonlarının optimize edilmesini gerektirirler. İleri iterasyonlarda dahi bu fonksiyon optimize edilemiyorsa, optimum değere en yakın olan değer optimum kabul edilerek çözümler yapılabilir. Ancak, ideal olanı, yani optimizasyonun gerçekleşmediği durumlarda yapılması gereken şey, gözlem sayısını artırmak yoluyla optimum değere ulaşmaktır. Bu yapılamıyorsa, optimum değere en yakın olan değer alınması da asimptotik olarak doğru sonuçlar verecektir.

BEŞİNCİ BÖLÜM

5.LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİ VE TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Rasyonel Beklentiler Doğal Oran Hipotezi (RBDO), ekonomik istikrarı sağlamayı amaç edinmiş para otoritelerinin uygulayacakları muhtemel politikaların beklenen etkilerini test etmeye yönelik iki araç sunar. Bunlar:

1. İşsizlik ve konjonktürel çıktı gibi reel ekonomik değişkenler yalnızca şok politikalardan etkilenirler, ve
2. Çıktı (ya da işsizliğin) talep (ya da arz) şoklarına vereceği tepki, stokastik şokların kovaryans yapısı tarafından belirlenir,

şeklinde olduğu ikinci bölümde gösterilmişti. Çalışmanın bu bölümünde, RBDO hipotezinin ikinci argümanı bağlamında geliştirilen Lucas Değişkenlik Hipotezi, Türkiye örneği için test edilecektir. Söz konusu hipotezin testinde, tek bir yaklaşım neticesinde elde edilecek olan sonuçlarla yetinilmeyecek, mümkün olduğu oranda farklı yaklaşımlar kullanılarak elde edilen sonuçlar arasında karşılaştırma ortamı oluşturulmaya çalışılacaktır. Kullanılacak ilk yaklaşım ise “Orijinal Lucas Modeli” olacaktır.

50. Orijinal Lucas Modeli Çözüm Sonuçları

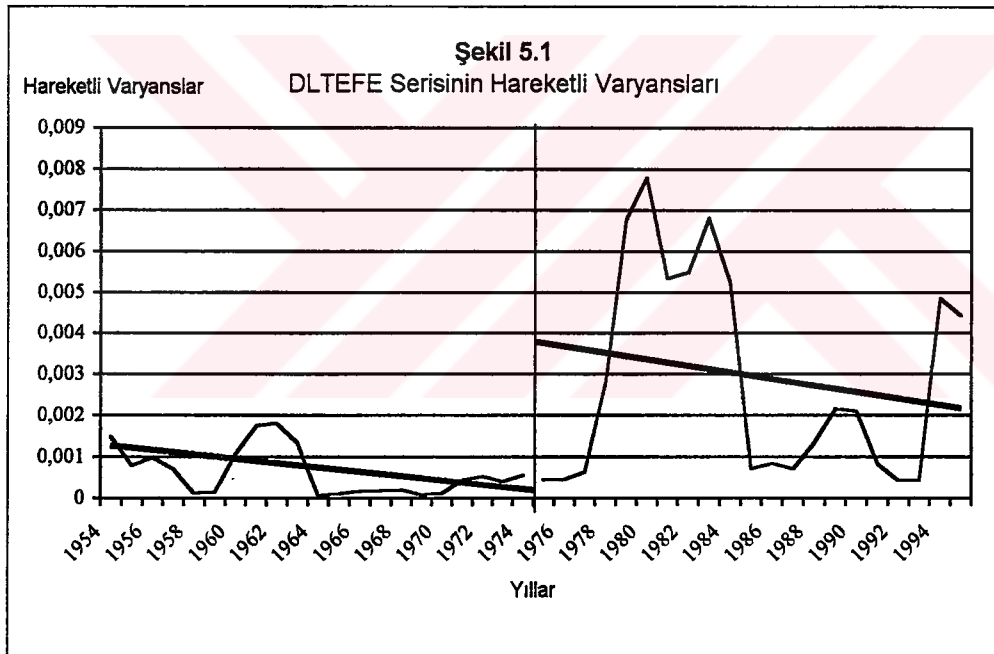
Orijinal Lucas Modelinin test edilmesinde (5.1) nolu denklemden yararlanılmıştır.

$$y_{ct} = -\pi\delta + \pi\Delta x_t + \lambda y_{c,t-1} \quad (5.1)$$

burada; y_{ct} , konjonktürel çıktıyı; x_t , nominal değişim değişkenini (M2) ve P_t de fiyatlar genel düzeyini (TEFE) göstermektedir. λ , β ve π modelin yapısal parametreleri olup,

ödünleşme parametresini π göstermektedir. Parametrelerin beklenen değerleri sırasıyla; $\pi > 0$, $\delta < 0$, $\pi\delta > 0$, $0 < \lambda < 1$ 'dir.

Orijinal Lucas Modelinin tek ülke için kullanıldığı durumlarda, mevcut veri setinin iki ya da daha fazla alt periyoda bölünmesi ve her alt periyot için elde edilen katsayıların karşılaştırılması gerekmektedir. Çalışmanın bu bölümünde ele alınan 1950-1995 dönemi, logaritmik TEFE serisinin hareketli varyanslarının farklı seyirler izlediği iki alt dönemin ele alınması şeklinde ikiye bölünmüştür. Alt periyotların belirlenmesinde, beklenmeyen fiyat değişmelerinin (fiyat şoklarının) dikkate alınması gerekmele birlikte, böyle bir zaman serisinin olmayışı nedeniyle, yakınsak bir değer olan logaritmik TEFE'nin birinci devresel farklarının hareketli varyansları kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan TEFE serisi, DİE'nin "İstatistik Göstergeler 1923-1995" adlı yayınından derlenmiştir. Logaritmik TEFE'nin birinci devresel farkları yakınsak enflasyon rakamları olarak kabul edilmiştir²¹.



Elde edilen enflasyon rakamlarının hareketli varyanslarının grafiği üzerinden, görsel olarak, enflasyon değişkenliğinin farklı seyirler izlediği iki alt dönem tespit edilmiş ve dönüşüm yılı olarak 1975 yılı belirlenmiştir. Logaritmik TEFE serisinin birinci devresel farklarının hareketli varyanslarına ilişkin serinin seyri ve dönüşüm yılı Şekil 5.3'de gösterilmiştir.

²¹ $\pi_t = \Delta \log TEFE = \log TEFE_t - \log TEFE_{t-1}$

Şekil 5.3'den de görüldüğü üzere, DLTEFE serisinin hareketli varyansları, yani enflasyon değişkenliği, 1975 yılı öncesi ile 1975 yılı sonrası arasında çarpıcı bir şekilde farklılık göstermektedir. Birinci periyod için hesaplanan enflasyon değişkenliği trendi, ikinci periyod için hesaplanan enflasyon değişkenliği trend denklemi ile yaklaşık olarak aynı eğime sahip gibi görünse de birinci periyodun değişkenliğinin ikinci periyoda göre daha düşük olduğu açıktır. Dolayısıyla, ikinci periyodun enflasyon değişkenliğinin daha yüksek olduğu ve bu yüzden de tahmin edilmesinin güçleştiği, başka bir ifade ile, şok enflasyon olasılığının arttığı bir dönem olduğu söylenebilir. Bu durumda, çalışmanın öngörülerinden biri, ikinci periyod için talep şoklarının daha yüksek olduğu ve yine ikinci periyod için hesaplanan ödünleşme parametresinin birinci periyod için hesaplanan ödünleşme parametresinden daha küçük olması gerektiği şeklinde oluşturulabilir.

Konjonktürel çıktıyı hesaplamak için Reel GSMH serisinin trendden arındırılması yöntemi kullanılmıştır. Bu işlem için oluşturulan regresyon denkleminin her iki alt periyot için elde edilen çözüm sonuçları Tablo 5.1 ve Tablo 5.2'de verilmiştir.

Tablo 5.1: Çıktının Trendden Arındırılması (I. Alt Periyot)

Değişken	Parametre	t-istatistiği
Sabit	5.719	202.060 ^a
Trend	0.053	27.679 ^a
$R^2 = 0.99$		$F(1, 136) = 766.1299^a$

Not: ^a üst işareti, ilgili değer istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 5.2: Çıktının Trendden Arındırılması (II. Alt Periyot)

Değişken	Parametre	t-istatistiği
Sabit	6.259	109.148 ^a
Trend	0.026	16.360 ^a
$R^2 = 0.99$		$F(1, 136) = 267.660^a$

Not: ^a üst işareti, ilgili değer istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

500. M1 İçin Model Çözüm Sonuçları

(5.1) nolu denklem, ilk olarak, logaritmik M1 serisinin birinci devresel farklarının nominal değişim değişkeni olarak kullanılması yoluyla çözülmüştür. Birinci alt periyot için elde edilen çözüm sonuçları Tablo 5.3'de özetlenirken, ikinci alt periyota ilişkin çözümler Tablo 5.4'de verilmiştir. Her iki alt periyot için de hesaplanan ödünleşme parameterleri, beklenenin tersine negatif işaretli bulunmuştur (I. Alt periyot için -0.0156 ve II. Alt periyot

için -0.0159). Diğer parametreler beklenen işaretleriyle bulunurken, sadece uyarlama katsayısı istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Her iki alt periyot için yapılan regresyon çözümlerinde de ardışık bağımlılık probleminin olmadığı Q istatistiği tarafından belirlenmiştir.

Tablo 5.3: Orijinal Lucas Modeli (M1 İçin I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.002	0.069	0.033
Δx_t	-0.016	-0.082	0.188
$y_{c,t-1}$	0.669	3.882 ^a	0.172
$R^2 = 0.42$	$F(14,71) = 7.630^a$	$Q = 3.794$	$SLQ = 0.70$

Not: a üst indisi, ilgili değer istatistiksel olarak, %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.4: Orijinal Lucas Modeli (M1 İçin II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.001	0.039	0.024
Δx_t	-0.012	-0.221	0.058
$y_{c,t-1}$	0.718	4.719 ^a	0.152
$R^2 = 0.58$	$F(2,23) = 11.561^a$	$Q = 0.876$	$SLQ = 0.97$

Not: a üst indisi, ilgili değer istatistiksel olarak, %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

(5.1) nolu denklemin her iki alt periyot için yapılan çözümlerinden elde edilen sonuçlar, modelin yapısal parametrelerine ilişkin beklenen işaretleri doğrulamamıştır. Enflasyon-işsizlik ödünleşme (π) parametresinin işareti pozitif beklenirken negatif bulunmuş; ancak parametre tahmini istatistiksel olarak anlamsız olduğu için yorumlanmamıştır. Neticede, nominal değişim değişkeni olarak M1 değişkeninin kullanılması durumunda, Lucas Değişkenlik Hipotezinin doğrulanamadığı söylenebilir.

501. M2 İçin Model Çözüm Sonuçları

Nominal değişim değişkeni olarak M2 değişkeninin kullanılması durumunda elde edilen sonuçlar Tablo 5.5 ve Tablo 5.6'da verilmiştir. I. Alt periyot için hesaplanan ödünleşme parametresi, beklenen işaretiyle sıfırdan büyük olarak bulunurken (0.0070) istatistiksel olarak anlamsız bulunduğu yorumlanamamıştır. II. Alt periyot için bulunan ödünleşme parametresi ise yine negatif çıkmıştır (-0.0711). Parametre işaretleri açısından yine sabit terim ve uyarlama parametresi her iki alt periyot için de beklentileri doğrularken, sadece uyarlama parametresi istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Tablo 5.5: Orijinal Lucas Modeli (M2 İçin I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	-0.001	-0.040	0.037
Δx_t	0.007	0.034	0.205
$y_{c,t-1}$	0.670	3.905 ^a	0.171
$R^2 = 0.42$	$F(14,71) = 7.625^a$	$Q = 3.805$	$SLQ = 0.70$

Not: a üst indisi, ilgili değer in istatistiksel olarak, %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.6: Orijinal Lucas Modeli (M2 İçin II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.027	1.317	0.020
Δx_t	-0.071	-1.580	0.045
$y_{c,t-1}$	0.684	4.914 ^a	0.139
$R^2 = 0.63$	$F(2,23) = 14.443^a$	$Q = 3.19$	$SLQ = 0.67$

Not: a üst indisi, ilgili değer in istatistiksel olarak, %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Orijinal Lucas Modelinin M2 için elde edilen çözüm sonuçları da hipotezi doğrulamaktan uzaktır. I. Alt Periyot için elde edilen enflasyon-işsizlik ödünleşme parametresinin işareti beklendiği üzere pozitif bulunmuş, ancak istatistiksel olarak anlamsız olduğu için yorumlanamamıştır. Diğer taraftan, II. Alt Periyot için elde edilen ödünleşme parametresinin işareti ise, beklenenin aksine negatif çıkmıştır. Bu durumda, nominal değişim değişkeni olarak M2'nin kullanılması durumunda da hipotezin doğrulanamadığı söylenebilir.

502. GSMH İçin Model Çözüm Sonuçları

Nominal değişim değişkeni olarak Nominal GSMH'nin kullanılması durumunda elde edilen model çözüm sonuçları Tablo 5.7 ve Tablo 5.8'de rapor edilmiştir. M2 örneğinde elde edilen sonuçların bir benzeri de bu çözümlerde elde edilmiştir. Ödünleşme parametresi I. Alt periyot için pozitif ve anlamsız (0.0783) bulunurken, II. Alt periyot için negatif bulunmuştur. Bu örnekte sabit terim de beklenen işareti sağlamaktan uzak kalmış ve negatif bulunmuştur. Diğer örneklerde de olduğu gibi, parametrenin beklenen işareti ve anlamlılığı konusunda yine en tatmin edici olanı, uyarlama parametresi olmuştur.

Tablo 5.7: Orijinal Lucas Modeli (NGSMH İçin I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	-0.013	-0.601	0.022
Δx_t	0.078	0.673	0.116
$y_{c,t-1}$	0.689	4.003 ^a	0.172
$R^2 = 0.43$	$F(14,71) = 8.016^a$	$Q = 4.903$	$SLQ = 0.56$

Not: a üst indisi, ilgili deęerin istatistiksel olarak, %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.8: Orijinal Lucas Modeli (NGSMH İçin II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.006	0.299	0.022
Δx_t	-0.023	-0.509	0.045
$y_{c,t-1}$	0.710	4.834 ^a	0.147
$R^2 = 0.58$	$F(2,23) = 11.808^a$	$Q = 1.481$	$SLQ = 0.92$

Not: a üst indisi, ilgili deęerin istatistiksel olarak, %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.7 ve Tablo 5.8'den de görüldüğü üzere, Nominal GSMH için elde edilen sonuçlar da M2 için elde sonuçlara benzer bir görünüm arz etmiştir. İlk alt periyot için elde edilen ödünleşme parametresi pozitif bulunmasına rağmen anlamsız, ikinci alt periyot için elde edilen ödünleşme parametresi ise hem negatif hem de anlamsız bulunmuştur. Gerek M2 gerekse Nominal GSMH için yapılan çözümlerlerde ardışık bağımlılık problemine rastlanmamıştır.

503. TEFE İçin Model Çözüm Sonuçları

Orijinal Lucas Modeli son olarak, nominal deęişim deęişkeninin TEFE olduğu kabul edilerek çözülmüş ve elde edilen çözüm sonuçları Tablo 5.9 ve Tablo 5.10'da özetlenmiştir. TEFE için yapılan çözümler, M1 için yapılan çözümlere tam paralel bir görünüm arz etmiştir. Her iki alt periyot için hesaplanan ödünleşme parametreleri, beklenenin aksine negatif bulunmuştur (sırasıyla -0.4477 ve -0.083). yalnız bu sefer istatistiksel olarak anlamlı bulunan ödünleşme parametreleri, negatif işaretli bulunmuş olması nedeniyle, Lucas hipotezinin kesinlikle doğrulanamadığına işaret etmektedir. Sabit terim ve uyarılama parametreleri de yine beklenen işaretleriyle ve anlamlı bulunmuştur.

Tablo 5.9: Orijinal Lucas Modeli (TEFE İçin I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.041	2.970 ^a	0.014
Δx_t	-0.447	-3.747 ^a	0.119
$y_{c,t-1}$	0.579	4.285 ^a	0.135
$R^2 = 0.65$	$F(14,71) = 19.742^a$	$Q = 4.738$	$SLQ = 0.58$

Not: a üst indisi, ilgili değer istatistiksel olarak, %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.10: Orijinal Lucas Modeli (TEFE İçin II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.030	1.948 ^c	0.015
Δx_t	-0.083	-2.367 ^b	0.035
$y_{c,t-1}$	0.766	5.870 ^a	0.130
$R^2 = 0.68$	$F(2,23) = 18.096^a$	$Q = 6.348$	$SLQ = 0.27$

Not: a, b ve c üst indisleri, sırasıyla, ilgili değer istatistiksel olarak, %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlı olduğunu göstermektedir. SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Orijinal Lucas Modelinin TEFE için elde edilen çözüm sonuçları, bütün parametrelerin anlamlı olduğunu göstermiş ve ardışık bağımlılık problemine rastlanmamıştır. Ne var ki, enflasyon-işsizlik ödünleşme parametresinin her iki alt periyot için de negatif işaretli bulunmuş olması, modelin öngörülerine ters düştüğü için, hipotezin doğruluğunu kanıtlamaktan uzak kalmıştır.

Orijinal Lucas Modelinin, sırasıyla; M1, M2, Nominal GSMH ve TEFE kullanılarak yapılan çözümlerinde elde edilen sonuçlar Tablo 5.11'de özetlenmiştir.

Tablo 5.11: Orijinal Lucas Modeli (Özet Çözüm Sonuçları)

	M1		M2		Nom GSMH		TEFE	
	I	II	I	II	I	II	I	II
π 'nin işareti	(-)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(-)	(-)
π 'nin anlamlılığı	Anlamsız	Anlamsız	Anlamsız	Anlamsız	Anlamsız	Anlamsız	Anlamlı	Anlamlı
Kabul / Red	Red		Red		Red		Red	

Not: Beklenen işaretlerin ve istatistiksel anlamlılıkların olduğu hücreler gölgelendirilmiştir.

51. Froyen ve Waud Modeli

Froyen ve Waud (1980), Lucas Değişkenlik Hipotezini test etmek amacıyla yaptıkları çalışmada, ikinci bölümde türetilen üç alt hipotezden sadece ikincisinin geçerliliğine ilişkin kanıtlar bulmuşlardır. Ayrıca, 1967 yılı sonrası, ekonomik konjonktür üzerinde arz şoklarının önemli bir belirleyici olarak ortaya çıkmasını da dikkate alan

Froyen ve Waud, Lucas Değişkenlik Hipotezinin sadece talep yanlı şoklarla değil, aynı zamanda arz yanlı şoklarla da test edilmesi gerektiğini iddia etmişlerdir.

Orijinal Lucas Modelinde, çıktının trendden sapması olarak tanımlanan bağımlı değişken, Froyen ve Waud tarafından biraz daha farklı yorumlanmaktadır. Lucas modelinde bu değer çıktının konjonktürel kısmı olarak tanımlanırken, burada çıktının trendden sapmasına iki faktör etkide bulunmaktadır: (1) talep ve arz şokları (Δx_t ve μ_t) gibi konjonktürel etkilerden kaynaklanan çıktı sapmaları ve (2) enflasyon değişkenliğinin çıktının doğal oranı üzerindeki etkisinden kaynaklanan çıktı sapmaları.

μ_t ile gösterilen arz şoklarının ölçümünde “Yakacak ve Enerji Maddeleri Fiyat İndeksi” kullanılmıştır. Bu indeksin logaritmik değerlerinin birinci devresel farkları, arz şoku olarak kabul edilmiştir. Δx_t ile gösterilen talep şokları ise, Orijinal Lucas Modeli’nde olduğu gibi yine M1, M2, Nominal GSMH ve TEFE serileri kullanılarak hesaplanmıştır. (4.1) nolu denklemde gösterilen Froyen ve Waud modelindeki enflasyon değişkenliği ölçüsü ($\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$), logaritmik TEFE serisinin 5 dönemlik hareketli varyanslarının hesaplanması yoluyla bulunmuştur.

510. M1 İçin Model Çözüm Sonuçları

Nominal değişim değişkeninin M1 olarak alındığı modelin çözüm sonuçları Tablo 5.12’de özetlenmiştir.

Tablo 5.12: Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları İle Testi (M1 Talep Şoku)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.028	2.411 ^b	0.011
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$	-0.025	-0.098	0.254
Δx_t	-0.015	-0.290	0.054
μ_t	-0.081	-2.668 ^b	0.030
$y_{c,t-1}$	0.882	16.541 ^a	0.053
$R^2 = 0.93$	$F = 111.297^a$	$Q = 10.090$	$SLQ = 0.52$

Not: a ve b üst indisleri, ilgili değerın istatistiksel olarak, sırasıyla, %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olduğunu ve SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.12’de özetlenen çözüm sonuçları, konjonktürel çıktıyı talep şoklarından daha ziyade arz şoklarının açıkladığını göstermektedir. Nitekim 4. Bölüm’de açıklandığı üzere, Δx_t ’nin katsayısının pozitif olması beklenirken, μ_t ’nin katsayısının işareti negatif

olarak beklenmekteydi. Çözüm sonuçları, talep şoku katsayısının negatif ve anlamsız olduğunu göstermekle birlikte, arz şokunun katsayısının da negatif ve anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu durumda, ele alınan periyot için, konjonktürel çıktıdaki değişimleri talep şokundan daha ziyade arz şoklarının açıkladığını belirtmek yanlış olmayacaktır. Çözülen denklemin açıklayıcılık gücü $R^2 = 0.93$ gibi oldukça yüksek bir değer olarak bulunurken, herhangi bir ardışık bağımlılık problemine rastlanmamıştır.

Enfasyon değişkenliğindeki değişimlerin konjonktürel çıktı üzerindeki dolaylı etkilerini (Friedman Etkisi) tespit etmek için, etkileşim değişkenleri ile oluşturulan yeni denklemin çözüm sonuçları da Tablo 5.13'de rapor edilmiştir.

Tablo 5.13: Friedman Etkisinin Dikkate Alınması (M1 Talep Şoku Değişkeni)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.029	1.762 ^c	0.016
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$	-0.135	-0.208	0.647
Δx_t	-0.001	-0.020	0.090
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2 \Delta x_t$	-0.420	-0.170	2.472
μ_t	-0.105	-1.937 ^c	0.054
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2 \mu_t$	0.719	0.532	1.350
$y_{c,t-1}$	0.881	16.105 ^a	0.054
$R^2 = 0.93$	$F = 70.946^a$	$Q = 9.310$	$SLQ = 0.59$

Not: a ve c üst indisleri, ilgili değer in istatistiksel olarak, sırasıyla, %1 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ve SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.13'de özetlenen çözüm sonuçları, enflasyon değişkenliği neticesinde ortaya çıkan arz ve/veya talep şoklarının, konjonktürel çıktı üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Açıklayıcılığın oldukça yüksek ($R^2 = 0.93$) ve ardışık bağımlılığın olmadığı bu çözüm sonuçları da yine, konjonktürel çıktı üzerinde sadece arz şoklarının etkili olduğunu göstermektedir. Nitekim, Tablo 5.13'de de ilgili değişkenin katsayısı yine beklenen işareti ile ve anlamlı olarak bulunmuştur.

511. M2 İçin Model Çözüm Sonuçları

Aynı modelin, nominal değişim değişkeni olarak M2 kullanılması durumunda elde edilecek olan çözüm sonuçları, Tablo 5.14 ve 5.15'de özetlenmiştir.

Tablo 5.14: Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları İle Testi (M2 Talep Şoku Değişkeni)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.027	2.301 ^b	0.012
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$	-0.017	-0.063	0.280
Δx_t	-0.015	-0.245	0.063
μ_t	-0.080	-2.292 ^b	0.034
$y_{c,t-1}$	0.882	16.492 ^a	0.053
$R^2 = 0.93$	$F = 111.215^a$	$Q = 10.522$	$SLQ = 0.48$

Not: a ve b üst indisleri, ilgili değer in istatistiksel olarak, sırasıyla, %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olduğunu ve SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.15: Friedman Etkisinin Dikkate Alınması (M2 Talep Şoku Değişkeni)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.024	1.502	0.016
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$	0.078	0.143	0.544
Δx_t	0.028	0.315	0.088
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2 \Delta x_t$	-1.437	-0.809	1.776
μ_t	-0.126	-2.223 ^b	0.056
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2 \mu_t$	1.397	1.041	1.342
$y_{c,t-1}$	0.883	16.293 ^a	0.054
$R^2 = 0.93$	$F = 72.449^a$	$Q = 10.094$	$SLQ = 0.52$

Not: a ve b üst indisleri, ilgili değer in istatistiksel olarak, sırasıyla, %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olduğunu ve SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Nominal değişim değişkeni olarak M2'nin alınması durumunda elde edilen sonuçlar, M1 için elde edilen sonuçlara benzer çıkmıştır. Ancak bu sefer, talep şoku değişkeninin katsayısı, etkileşim değişkenlerinin de dahil edildiği geniş modelde, beklenen işareti ile bulunmuştur. Bu katsayı anlamsız çıktığı için yorumlanamamıştır. Elde edilen sonuçlara göre, konjonktürel çıktıyı, yine, sadece arz şokları açıklamaktadır. Tablo 5.12 ve Tablo 5.13'de çözüm sonuçları verilen denklemlerde de, yine, ardışık bağımlılık problemi bulunmamaktadır.

512. GSMH İçin Model Çözüm Sonuçları

Nominal değişim değişkeni olarak Nominal GSMH'nin alındığı durumda elde edilen sonuçlar da Tablo 5.14 ve Tablo 5.15'de rapor edilmiştir.

Tablo 5.16: Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları İle Testi (Nominal GSMH Talep Şoku)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.007	0.743	0.010
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$	-0.229	-1.018	0.225
Δx_t	0.131	2.354 ^b	0.055
μ_t	-0.156	-3.985 ^a	0.039
$y_{c,t-1}$	0.878	17.739 ^a	0.049
$R^2 = 0.94$	$F = 129.495^a$	$Q = 11.958$	$SLQ = 0.37$

Not: a ve b üst indisleri, ilgili değerlerin istatistiksel olarak, sırasıyla, %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olduğunu ve SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.17: Friedman Etkisinin Dikkate Alınması (Nominal GSMH Talep Şoku Değişkeni)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.008	0.683	0.012
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$	-0.271	-0.612	0.443
Δx_t	0.158	2.174	0.072
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2 \Delta x_t$	-1.199	-0.606	1.977
μ_t	-0.197	-3.163	0.062
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2 \mu_t$	1.457	0.841	1.732
$y_{c,t-1}$	0.872	17.030	0.051
$R^2 = 0.94$	$F = 83.5238^a$	$Q = 12.2251$	$SLQ = 0.35$

Not: a ve b üst indisleri, ilgili değerlerin istatistiksel olarak, sırasıyla, %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olduğunu ve SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Nominal değişim değişkeni olarak Nominal GSMH'nin kullanılması ile elde edilen sonuçlar, ilk iki denemeye göre birz daha farklı sonuçlar vermiştir. Ele alınan bu durumda, konjonktürel çıktıdaki değişimler hem talep hem de arz şokları tarafından açıklanabilmektedir. Nitekim talep ve arz şoklarına ait parametrelerin her ikisi de beklenen işaretleriyle ve anlamlı olarak bulunmuştur. Denklemlerde yine ardışık bağımlılık problemi bulunmamaktadır. Enflasyon değişkenliğinden kaynaklanan talep ya da arz şoklarının konjonktürel çıktı üzerinde herhangi bir etkisi tespit edilememiştir. Söz konusu şoklar, konjonktürel çıktıyı, enflasyon değişkenliğinden kaynaklanan şoklar aracılığı ile değil, doğrudan doğruya kendileri etkilemektedir.

513. TEFE İçin Model Çözüm Sonuçları

Nominal değişim değişkeninin TEFE olarak alınması ile yapılan son denemede elde edilen sonuçlar da Tablo 5.16 ve Tablo 5.17'de verilmiştir.

Tablo 5.18: Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları İle Testi (TEFE Talep Şoku)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.032	3.874 ^a	0.008
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$	0.073	0.326	0.225
Δx_t	-0.144	-2.075 ^b	0.069
μ_t	0.010	0.198	0.052
$y_{c,t-1}$	0.878	17.454 ^a	0.050
$R^2 = 0.93$	$F = 125.369^a$	$Q = 10.897$	$SLQ = 0.45$

Not: a ve b üst indisleri, ilgili değer in istatistiksel olarak, sırasıyla, %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olduğunu ve SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.19: Friedman Etkisinin Dikkate Alınması (TEFE Talep Şoku Değişkeni)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.036	3.602 ^a	0.010
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$	-0.174	-0.471	0.371
Δx_t	-0.108	-1.068	0.101
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2 \Delta x_t$	-1.346	-0.589	2.282
μ_t	-0.047	-0.549	0.086
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2 \mu_t$	1.964	0.886	2.216
$y_{c,t-1}$	0.875	17.172 ^a	0.050
$R^2 = 0.94$	$F = 81.741^a$	$Q = 10.808$	$SLQ = 0.46$

Not: a üst indisi, ilgili değer in istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğunu ve SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Nominal değişim değişkeni olarak Nominal TEFE'nin kullanılması durumunda elde edilen sonuçlar, diğer durumlarda elde edilen sonuçlardan tamamen farklıdır. Diğer durumlarda en azından bir şok değişkeni, genelde arz şoku değişkeni, anlamlı ve beklenen işareti ile bulunurken, bu versiyon ile elde edilen sonuçlarda, ne talep şoku ne de arz şoku, anlamlı bulunamamıştır. Etkileşim değişkenlerinin kullanılmadığı dar modelde her iki şok değişkeni de beklenen işaretinin tersi ile bulunurken, etkileşim değişkenlerinin katıldığı genişletilmiş modelde arz şoku değişkeninin katsayısı beklenen işareti ile bulunmuş olsa da, istatistiksel olarak sıfırdan farksız çıkmıştır. Denklemlerde yine ardışık bağımlılık problemine rastlanmamıştır.

Tablo 5.20: Froyen ve Waud Modeli (Özet Çözüm Sonuçları)

	M1		M2		Nom GSMH		TEFE	
	ArzŞo	TalŞo	ArzŞo	TalŞo	ArzŞo	TalŞo	ArzŞo	TalŞo
Parametre işareti	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)
Parametre anlamlılığı	Anlamlı	Anlamsız	Anlamlı	Anlamsız	Anlamlı	Anlamlı	Anlamsız	Anlamlı

Not: Beklenen işaretlerin ve istatistiksel anlamlılıkların olduğu hücreler gölgelendirilmiştir.

Farklı varyasyonların denendiği model çözümleri sonucunda, nominal değişim değişkenleri arasında konjonktürel çıktıyı en iyi açıklayan nominal değişkenin Nominal GSMH olduğu Tablo 5.18'den anlaşılabilir. Nitekim, bu değişkenin kullanıldığı modelin çözümlenmesi ile, hem talep şoku hem de arz şoku değişkeninin katsayısı, beklenen işaretleri ile ve anlamlı olarak bulunmuştur. Bu durumda, Lucas Değişkenlik Hipotezinin Froyen ve Waud (1980) yaklaşımıyla analiz edilmesinde, nominal değişim değişkeni olarak Nominal GSMH'nin kullanılması uygun olacaktır. Hipotezin test sonuçları Tablo 5.19'da rapor edilmiştir.

Tablo 5.21: Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları İle Testi (I. Alt Periyot İçin Nominal GSMH Talep Şoku)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	0.016	0.740	0.021
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$	-6.034	-1.407	4.288
Δx_t	0.103	1.141	0.090
μ_t	-0.174	-1.738 ^c	0.100
$y_{c,t-1}$	0.554	2.289 ^a	0.242
$R^2 = 0.78$	$F = 12.970^a$	$Q = 4.722$	$SLQ = 0.58$

Not: a ve c üst indisleri, ilgili değerlerin istatistiksel olarak, sırasıyla, %1 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ve SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.22: Lucas Değişkenlik Hipotezinin Arz Şokları İle Testi (II. Alt Periyot İçin Nominal GSMH Talep Şoku)

Değişken	Parametre	t-istatistiği	Standart Hata
Sabit	-0.025	-1.238	0.020
$\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$	-0.057	-0.294	0.194
Δx_t	0.194	2.650 ^b	0.073
μ_t	-0.146	-3.478 ^a	0.042
$y_{c,t-1}$	0.667	5.399 ^a	0.123
$R^2 = 0.77$	$F = 12.4446^a$	$Q = 2.3847$	$SLQ = 0.79$

Not: a ve b üst indisleri, ilgili değerlerin istatistiksel olarak, sırasıyla, %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olduğunu ve SLQ, Q istatistiğinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Lucas Değişkenlik Hipotezinin testinde nominal değişim değişkeni olarak Nominal GSMH'nin kullanılması durumunda, I. Alt Periyot için elde edilen sonuçlarda, talep şoku değişkeninin katsayısının beklenen işareti ile bulunmuş olmasına rağmen istatistiksel olarak anlamsız olduğu dikkat çekmektedir. Arz şoku değişkeninin katsayısı ise hem beklenen işareti ile ve hem de anlamlı olarak bulunmuştur. II. Alt periyot için yapılan çözümler neticesinde, hem talep şoku değişkeni hem de arz şoku değişkeni beklenen işaretleri ile ve anlamlı olarak bulunmuşlardır. Lucas Değişkenlik Hipotezinin doğrulanabilmesi için talep şoku ve/veya arz şoku değişkeninin katsayısı ile talep şoku ve/veya arz şoku değişkeninin varyansı ters yönlerde hareket etmelidirler. Yani, şok değişkenin katsayısı I. Alt Periyottan II. Alt Periyoda geçişte artmışsa (azalmışsa), şokun varyansı azalmış (artmış) olmalıdır. Şok değişkenlerin katsayıları ile varyanslarının karşılaştırması Tablo 5.21'de yapılmıştır.

Tablo 5.23: Lucas Değişkenlik Hipotezinin Froyen ve Waud Yaklaşımı İle Testi

	Talep Şokunun Katsayısı	Arz Şokunun Katsayısı	Arz Şokunun Varyansı	Talep Şokunun Varyansı
Katsayı	Δx_t	μ_t	σ_μ^2	$\sigma_{\Delta x}^2$
I. Periyot	0.103 (1.141)	-0.174 (-1.738 ^c)	0.001	0.001
II. Periyot	0.194 (2.650 ^b)	-0.146 (-3.478 ^a)	0.010	0.003

Not: Parantez içindeki rakamlar ilgili değerlerin t-istatistiklerini göstermektedir. a, b ve c üst işaretleri, ilgili değer, sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 5.21'deki verilere bakarak, Lucas Değişkenlik Hipotezinin Türkiye örneği için, arz şokları tarafından doğrulandığı, ancak talep şokları tarafından doğrulanmadığı söylenebilir. Nitekim, talep şokunun katsayısı I. Alt Periyot için istatistiksel olarak anlamsız bulunduğundan sıfır olarak kabul edilir ve aynı katsayı için II. Alt Periyot için 0.19 olarak bulunduğundan bu katsayının yükseldiğine karar verilir. Lucas Değişkenlik Hipotezi gereği, böyle bir durumda, talep şokunun varyansının II. Alt Periyotta I. Alt Periyottakinden daha küçük olması gerekir. Oysa, talep şokunun varyansı da, tıpkı talep şokunun katsayısı gibi, I. Alt Periyottan II. Alt Periyoda geçişte yükselmiştir. Arz şokları açısından bakıldığında, hipotezin doğrulandığı görülmektedir. Arz şoku değişkenin katsayısı mutlak değer olarak 0.17'den 0.14'e düşerken, bu değişkenin varyansı 0.0015'den 0.0105'e yükselmiştir.

Elde edilen sonuçlar, Lucas Değişkenlik Hipotezinin Türkiye örneği için sadece arz şokları açısından geçerli olduğunu, "*talep şoklarının ekonomi üzerinde reel bir etki yaratmadığını*" kanıtlamaktadır.

52. Lawrance Modeli

"*Stokastik şok*" kavramı içerisinde yalnızca "*talep şokları*"nın değil, bunun yanında "*arz şokları*"nın da dikkate alınması, elde edilecek sonuçların daha tutarlı olmasına yardımcı olacaktır. Nitekim, bir önceki başlık altında arz şoklarının talep şoklarına göre daha etkin olduğu ve politika aracı olarak kullanılabilmesi görülmüştü. Bu noktadan hareketle, arz şoklarının da dikkate alındığı, ama bu sefer zaman serisi araçları ile çalışacak başka bir uygulama üzerinde durulsun. Lawrence tarafından geliştirilen test yöntemi, "Lucas Değişkenlik Hipotezi"ni test ederken, talep şoklarının yanı sıra arz şoklarına da dikkate almak için uygun görünmektedir.

Test neticesinde elde edilecek olan arz ve talep şoklarının varyansları ile, enflasyon-çıkıtı ödünleşme parametresi arasında ters bir orantı beklenmektedir. Yani, arz ya da talep şokları artarken (azalırken), enflasyon-çıkıtı ödünleşme parametresi azalıyorsa (artıyorsa), hipotezin geçerli olduğu tespit edilecektir. Aksi durumda ise, yani şok varyansları artarken (azalırken), ödünleşme parametresinin değeri de artıyorsa (azalıyorsa), hipotezin geçersiz olduğuna hükmedilecektir. Hipotezin geçerli olduğu bir durumda ise, çıkıtı ve/veya işsizlik gibi reel değişkenlere, kısa dönem için dahi olsa, şok politikalar aracılığı ile müdahale edilebileceği söylenebilecektir.

Ele alınan bütün periyodun yine 1950-1974 ve 1975-1995 şeklinde iki alt döneme ayrılmasından sonra, her iki alt periyod için (4.35) nolu transfer fonksiyonu tahmin edilmiştir. (4.35) nolu denklemde ϵ_t ile gösterilen talep şoklarının tahmin edilmesinde, sırasıyla, M1, M2, TEFE ve Nominal GSMH serilerinin her iki alt dönem için oluşturulan ARIMA modellerine koşulması sonucunda elde edilen hata terimlerinin kullanılması yolu izlenmiştir. Talep şoklarının türetilmesi için kullanılan bu değişkenlerin her biri logaritmik düzeylerinde ele alınmışlardır. Birinci ve ikinci periyod için oluşturulan ve talep şok değişkeni olarak M1'in kullanıldığı ARIMA modellerinin sonuçları Tablo 5.22'de özetlenmiştir.

Tablo 5.24: Talep Şoklarının Tahmini İçin I. Ve II. Periyot ARIMA Modelleri (M1)

I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Değişken	Parametre	Anlamlılık
Sabit	0.164	0.000
AR1	0.504	0.014
N	23	
SE	0.052	
Q(5-1)	5.809	0.213
II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Sabit	0.406	0.406
AR1	0.325	0.218
N	20	
SE	0.109	
Q(5-1)	2.308	0.679

Not: AR1, bağımlı değişkenin bir dönemlik gecikmesini; N, gözlem sayısını; SE, tahminin standart hatasını; ve parantez içindeki değerler de ilgili istatistiklerin anlamlılıklarını göstermektedir.

Tablo 5.25: Talep Şoklarının Tahmini İçin I. Ve II. Periyot ARIMA Modelleri (M2)

I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Değişken	Parametre	Anlamlılık
Sabit	0.178	0.000
AR1	0.355	0.121
AR2	0.281	0.226
N	22	
SE	0.050	
Q(5-1)	2.904	0.406
II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Sabit	0.455	0.000
AR1	0.371	0.098
N	20	
SE	0.127	
Q(5-1)	1.634	0.802

Not: AR1, bağımlı değişkenin bir dönemlik gecikmesini; N, gözlem sayısını; SE, tahminin standart hatasını; ve parantez içindeki değerler de ilgili istatistiklerin anlamlılıklarını göstermektedir.

(4.35) nolu denklemdeki ε_t değerlerinin elde edilmesinden sonra, yine (4.35) nolu denklemdeki “Şok Çıktı Düzeyi” değişkenininin ($Y_t - Y_{nt}$) elde edilmesi gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Bu serinin elde edilmesinde, yıllık Reel Gayri Safi Milli Hasıla'nın trendden arındırılması prosedürü uygulanmıştır. Bu işlem için, Reel Gayri Safi Milli Hasıla değişkeni, trend ve sabitten oluşan bir regresyon üzerine koşulmuş ve regresyon denkleminde elde edilen hata terimleri, trendden arındırılmış çıktı değişkeni olarak kabul edilmiştir. Bu regresyon denkleminin tahmin değerleri Tablo 5.26 ve 5.27’de özetlenmiştir.

Tablo 5.26: Talep Şoklarının Tahmini İçin I. Ve II. Periyot ARIMA Modelleri (TEFE)

I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Değişken	Parametre	Anlamlılık
Sabit	0.104	0.000
AR1	0.688	0.005
N	23	
SE	0.060	
Q(5-1)	2.740	0.602
II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Sabit	0.450	0.406
AR1	0.576	0.218
N	20	
SE	0.132	
Q(5-1)	2.308	0.679

Not: AR1, bağımlı değişkenin bir dönemlik gecikmesini; N, gözlem sayısını; SE, tahminin standart hatasını; ve parantez içindeki değerler de ilgili istatistiklerin anlamlılıklarını göstermektedir.

Tablo 5.27: Talep Şoklarının Tahmini İçin I. Ve II. Periyot ARIMA Modelleri (NGSMH)

I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Değişken	Parametre	Anlamlılık
Sabit	0.166	0.000
AR1	0.048	0.834
N	23	
SE	0.100	
Q(5-1)	0.866	0.929
II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Sabit	0.454	0.000
MA1	0.753	0.000
N	20	
SE	0.103	
Q(5-1)	5.499	0.239

Not: MA1, hata terimlerinin bir dönemlik gecikmesini; N, gözlem sayısını; SE, tahminin standart hatasını; ve parantez içindeki değerler de ilgili istatistiklerin anlamlılıklarını göstermektedir.

Tablo 5.28: Trenden Arındırılmış Çıktı Düzeyinin Belirlenmesi İçin Oluşturulan Regresyon Denklemine Tahmin Değerleri (I. Periyot)

Değişken	Katsayı	t-istatistiği
Sabit	5.719 ^a	202.060
Trend	0.052 ^a	27.679
Düzeltilmiş $R^2 = 0.97^a$		
$F(1, 23) = 766.129^a$		

a : İstatistiksel Olarak %1 Düzeyinde Anlamlı

Tablo 5.29: Trendden Arındırılmış Çıktı Düzeyinin Belirlenmesi İçin Oluşturulan Regresyon Denklemine Tahmin Değerleri (II. Periyot)

Değişken	Katsayı	t-istatistiği
Sabit	6.259 ^a	109.148
Trend	0.025 ^a	16.360
Düzeltilmiş R ² = 0.93 ^a		
F (1, 23) = 267.660 ^a		

a : İstatistiksel Olarak %1 Düzeyinde Anlamlı

Talep şoklarının ve trendden arındırılmış üretim serisinin türetilmesinin ardından, ilgili değişkenler her iki dönem için ayrı ayrı oluşturulan transfer denklemlerinde yerlerine konulmuş ve (4.35) nolu denklem tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 5.24'de özetlenmiştir.

Tablo 5.30: Transfer Fonksiyonları Aracılığı İle Kısa Dönem Phillips Eğrisinin Tahmini (M1)

I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Değişken	Parametre	Anlamlılık
Sabit	0.075	0.563
AR1	0.152	0.631
MA1	-0.100	0.796
N	20	
SE	0.043	
Q(8)	5.469	0.361
Q(16)	9.345	0.746
II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Sabit	-0.024	0.637
MA1	-0.079	0.937
MA2	0.016	0.986
N	18	
SE	0.032	
Q(8)	2.115	0.832
Q(16)	16.437	0.226

Not: AR1, bağımlı değişkenin bir dönemlik gecikmesini; MA1, hata terimlerinin bir dönemlik gecikmesini; N, gözlem sayısını; SE, tahminin standart hatasını; ve parantez içindeki değerler de ilgili istatistiklerin anlamlılıklarını göstermektedir.

Tablo 5.28'de özetlenen transfer fonksiyonu çözüm sonuçları, her iki alt periyot için de hesaplanan ödünleşme parametrelerinin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir. Bu nedenle Tablo 5.28'de özetlenen çözüm sonuçları yorumlanamamaktadır. Denklemlerde ardışık bağımlılık problemine rastlanmamış, ancak

denklemlerin açıklayıcılık güçleri de oldukça düşük düzeyde kalmıştır (sırasıyla 0.59 ve 0.36).

Talep şoku değişkeni olarak M2'nin kullanılması ile oluşturulan transfer fonksiyonunun çözüm sonuçları da Tablo 5.29'da özetlenmiştir. Talep şoku değişkeni olarak M2'nin kullanılması durumunda, I. Periyot için hesaplanan ödünleşme katsayısı yine anlamsız bulunurken, II. Periyot için hesaplanan ödünleşme katsayısı istatistiksel olarak %10 düzeyinde anlamlı bulunmuş, ancak, beklenen işaretin tersi bir sonuç vermiştir. Denklemlerde ardışık bağımlılık problemi bulunmamakla birlikte, denklemlerin açıklayıcılık güçleri yine oldukça düşük düzeyde kalmıştır (sırasıyla 0.60 ve 0.46).

Tablo 5.31: Transfer Fonksiyonları Aracılığı İle Kısa Dönem Phillips Eğrisinin Tahmini (M2)

I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Değişken	Parametre	Anlamlılık
Sabit	0.076	0.656
AR1	0.150	0.647
MA1	-0.105	0.790
N	20	
SE	0.043	
Q(8)	5.986	0.307
Q(16)	9.860	0.705
II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Sabit	-0.065	0.097
MA1	0.003	0.988
N	18	
SE	0.028	
Q(8)	3.872	0.567
Q(16)	19.754	0.101

Not: AR1, bağımlı değişkenin bir dönemlik gecikmesini; MA1, hata terimlerinin bir dönemlik gecikmesini; N, gözlem sayısını; SE, tahminin standart hatasını; ve parantez içindeki değerler de ilgili istatistiklerin anlamlılıklarını göstermektedir.

Tablo 5.30'da, talep şoku değişkeni olarak TEFE'nin kullanılması ile oluşturulan transfer fonksiyonuna ilişkin sonuçlar sunulmuştur. Talep şoku değişkeni olarak TEFE'nin kullanılması da M1 değişkeninin kullanılması durumunda elde edilen sonuçlara benzer sonuçlar vermiştir. Her iki alt periyot için elde edilen talep şoku ödünleşme parametreleri istatistiksel olarak sıfırdan farksız bulunmuştur. Arz şokları için hesaplanan ödünleşme parametrelerinden I. Periyot için olanı anlamsız bulunurken, II. Periyot için olanı istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu durumda, I. Periyot için elde

edilen katsayı 0 (sıfır) kabul edilmek kaydıyla, arz şoklarından kaynaklanan ödünleşmenin arttığı söylenebilir. Lucas Değişkenlik Hipotezi gereği, eğer ödünleşme artmış ise, arz şokları varyansının azalmış olması gerekmektedir ki, S. E. ile gösterilen arz şokları varyansının azaldığı Tablo 5.30'dan gözlemlenebilir. Ele alınan bu durumda da yine, çıktı-enflasyon ödünleşmesi, talep şokları ile açıklanamamış ancak arz şokları ile açıklanmıştır. Ancak arz şokları ile açıklanan ödünleşme, bir önceki alt başlıkta elde edilen sonuçlara ters düşmüştür. Denklemlerde yine ardışık bağımlılık problemi bulunmamakla birlikte, bu örnekte elde edilen açıklayıcılık güçleri, ilk iki yaklaşıma göre nispi olarak daha yüksek bulunmuştur (sırasıyla 0.61 ve 0.72).

Tablo 5.32: Transfer Fonksiyonları Aracılığı İle Kısa Dönem Phillips Eğrisinin Tahmini (TEFE)

I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Değişken	Parametre	Anlamlılık
Sabit	-0.116	0.393
AR1	0.140	0.661
MA1	-0.065	0.870
N	20	
SE	0.042	
Q(8)	6.111	0.295
Q(16)	11.341	0.582
II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Sabit	-0.113	0.656
AR1	0.737	0.000
MA1	-0.280	0.000
N	18	
SE	0.021	
Q(8)	2.083	0.837
Q(16)	15.430	0.281

Not: AR1, bağımlı değişkenin bir dönemlik gecikmesini; MA1, hata terimlerinin bir dönemlik gecikmesini; N, gözlem sayısını; SE, tahminin standart hatasını; ve parantez içindeki değerler de ilgili istatistiklerin anlamlılıklarını göstermektedir.

Tablo 5.31'de özetlenen transfer fonksiyonları çözüm sonuçları, şimdiye kadar ele alınan örnek uygulamaların tam tersi bir sonuç vermiş ve Lucas Değişkenlik Hipotezi'nin talep şokları ile açıklanabileceğini göstermiştir. I. Periyot için hesaplanan ödünleşme parametrelerinden talep şoku için olanı, %10 düzeyinde anlamlı bulunurken, II. Periyot için olanı istatistiksel olarak sıfırdan farksız bulunmuştur. Bu durumda, ele alınan tüm periyot açısından, ödünleşmenin azaldığını söylemek mümkündür. Lucas Değişkenlik Hipotezi gereği, ödünleşme azalmış ise talep şokları varyansının artmış olması

gerekmektedir ki, talep şoklarının I. Periyot için 0.09 ve II. Periyot için de 0.1 olduğu ektteki çözüm sonuçlarında görülmektedir. Elde edilen talep şoku varyansları, II. Periyot itibariyle artarken, ödünleşme parametrelerinin değeri azalmaktadır. Bu durumda, Lucas Değişkenlik Hipotezi'nin geçerli olduğu ve ödünleşmenin talep şokları ile açıklanıp kontrol değişkeni olarak kullanılabilceği söylenebilir.

Tablo 5.33: Transfer Fonksiyonları Aracılığı İle Kısa Dönem Phillips Eğrisinin Tahmini (NGSMH)

I. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Değişken	Parametre	Anlamlılık
Sabit	0.121	0.062
AR1	0.305	0.282
MA1	-0.179	0.628
N	20	
SE	0.039	
Q(8)	7.387	0.193
Q(16)	13.756	0.391
II. Alt Periyot Çözüm Sonuçları		
Sabit	-0.101	0.145
MA1	-0.532	0.837
N	18	
SE	0.029	
Q(8)	5.699	0.336
Q(16)	21.701	0.060

Not: AR1, bağımlı değişkenin bir dönemlik gecikmesini; MA1, hata terimlerinin bir dönemlik gecikmesini; N, gözlem sayısını; SE, tahminin standart hatasını; ve parantez içindeki değerler de ilgili istatistiklerin anlamlılıklarını göstermektedir.

6. SONUÇ, DEĞERLENDİRME VE ÖNERİLER

1958 yılında A. W. Phillips tarafından, tamamen ampirik gözleme dayalı olarak ortaya konulan ve işsizlikle nominal ücret değişimleri arasında ters yönlü bir ilişkinin varlığını gösteren eğri, literatüre "Phillips Eğrisi" olarak geçmiştir. Bu eğrinin, o tarihlerde, istikrarlı olduğu, yani kısa ve uzun dönemde ödünleşmeye imkan tanıdığı, ve eğriyi oluşturan iki değişken dışındaki hiçbir ekonomik değişken tarafından etkilenmediği düşünülmekteydi. 1960'lı yıllarda, Friedman ve Phelps'in de katkılarıyla, eğrinin uzun dönemde ödünleşmeye imkan tanımayan bir yapıya sahip olduğu, yani inelastik olduğu gösterilmiştir. 1973 yılında ise, Lucas, eğrinin eğiminin talep şoklarından etkilendiğini ortaya koyarak, eğrinin sanıldığı gibi istikrarlı olmadığını, yani ne kısa ne de uzun dönemde ödünleşmenin olamayacağını iddia etmiştir. Lucas tipi Phillips eğrisi ile Orijinal Phillips eğrisini birbirinden ayıran temel farklılık, Lucas (1973)'ün, Phillips eğrisinin toplam talep politikalarından bağımsız olmadığını, toplam talep politikalarındaki değişkenlik arttıkça eğrinin eğiminin azaldığını iddia etmesidir.

Bu çalışmada, Phillips eğrisinin ekonomik değişkenlerden soyut olmadığını, aksine toplam talep şokları ile eğrinin eğimi arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğunu savunan Lucas Hipotezi, Türkiye örneği için test edilmiştir. Lucas (1973), Phillips eğrisinin eğiminin ekonomik değişkenlerden bağımsız olmadığını öngördüğü için, Lucas hipotezinin test edilmesindeki ilk aşama, toplam talep politikalarındaki değişkenliğin, reel ekonomik değişkenler üzerinde bir etkisinin olup olmadığının araştırılmasıdır. Eğer reel ekonomik değişkenler toplam talep politikalarından bağımsız bir görünüm arz ediyorsa, Lucas Değişkenlik hipotezinin test edilmesi de, büyük bir olasılıkla, hipotezin reddi ile sonuçlanacaktır. Ampirik literatürde toplam talep politikalarının reel ekonomik değişkenler üzerindeki etkisini inceleyen muhtelif çalışmalar bulunmakla birlikte, burada, bu çalışmalar arasında önemli olduğu düşünülen bazılarına değinilecektir.

Parasal şoklarla reel ekonomik etkinlik arasındaki ilişkiyi yeni klasik makroekonomik perspektif içerisinde inceleyen Abaan (1987), kurduğu modelde, toplam talep politikası değişim değişkeni olarak M1'i ve reel ekonomik değişken olarak da Sanayi Üretim Endeksi'ni kullanmıştır. 1978:I-1984:III dönemi için EKK, ARIMA ve transfer fonksiyonu çözüm sonuçlarını değerlendiren Abaan, sanayi üretim endeksinin konjonktürel kısmının beklenmeyen parasal büyümelerden etkilendiğini, beklenen parasal büyümenin ise bu değişken üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığını iddia etmiştir.

Abaan (1987)'ın çalışmasını, Uygur (1983)'un çalışmasına atıfta bulunarak eleştiren Ekinci (1987), Abaan'ın modelinin metodolojik olarak yanlışlar içerdiğini ve düzeltilmesi gerektiğini belirtmiştir. Ekinci aynı zamanda, Uygur (1983)'un, Türk imalat sanayiinin parasal gelişmelerden etkilendiği ancak bu etkinin zayıf olduğu ve imalat sanayiinin daha çok "Petrol Fiyatları"ndaki dalgalanmalardan etkilendiği şeklindeki bulgusuna dikkat çekmiştir. Uygur (1983)'un, "Lucas arz denklemi, Türkiye örneği için geçersiz ve hatta anlamsızdır" şeklindeki bulgusuna da dikkat çeken Ekinci (1987), Abaan (1987)'i, bulgularını tekrar gözden geçirmesi konusunda uyarmıştır. Uygur (1983)'un çalışması, Ekinci (1987)'nin de dikkat çektiği üzere, reel ekonomik değişkenler üzerinde talep şoklarından daha ziyade arz şoklarının etkin olduğunu göstermektedir.

Yamak ve Küçükkale (1998), talep yönlü değişkenlerin reel ekonomik değişkenler üzerindeki etkisini araştırmış ve bu etkinin yeni klasik makroekonomistlerin öngördüğünden farklı olduğunu bulmuşlardır. Çalışmada, talep yönlü politika değişkenlerinin reel ekonomik değişkenler üzerindeki etkisi incelenmiş ve reel ekonomik değişken olarak dikkate alınan sanayi üretim endeksinin, parasal büyümenin beklenmeyen kısmından etkilenmediğini, bilakis beklenen parasal büyümenin sanayi üretim endeksi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğu bulunmuştur. Beş değişken ile oluşturulan otoregresif sistemin SUR yöntemiyle çözülmesi sonucunda elde edilen bulgular, sanayi üretim endeksinin kamu harcamalarındaki büyümenin hem beklenen hem de beklenmeyen kısmından etkilendiğini, ve dolayısıyla, yeni klasik makroekonomistlerin geliştirdiği "Paranın Yansızlığı" hipotezinin Türkiye örneği için geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Bu bağlamda, elde edilen sonuçlar, Uygur (1983)'un çalışması ile tutarlı görünmektedir. Dolayısıyla, Lucas hipotezinin Türkiye örneği için testinde, talep şoklarından daha ziyade arz şoklarının dikkate alınması, daha tutarlı sonuçların elde edilmesi için gerekli görülmektedir.

Talep şoklarından ziyade arz şoklarını dikkate almanın daha tutarlı olacağını iddia eden bir diğer çalışma da Küçükale ve Zengin (1999)'den gelmiştir. Yamak ve Küçükale (1999) çalışmasına atıfta bulunarak, çıktı ve enflasyon değişkenlikleri arasındaki ödünleşmeyi inceleyen yazarlar, ödünleşmenin daha düşük düzeyde olması ve dolayısıyla da politika uygulamalarının daha düşük bir alternatif maliyet ile gerçekleştirilmesi için, talep yönlü politikalardan daha çok arz yönlü politikaların kullanılması gerektiğinden söz etmektedirler. Bu durumda, Lucas hipotezinin Türkiye örneği için incelenmesinde, arz şoklarını dikkate almayan bir yaklaşımın sağlıklı sonuçlar elde edemeyeceği açıktır.

Hipotezin testinde arz şoklarının dikkate alınması gerektiğini ifade eden bir diğer çalışma da Yamak ve Küçükale (1998)'den gelmiştir. Lucas Değişkenlik Hipotezi'ni test etmek için Lawrance (1983) metodolojisini kullanan yazarlar, çıktı-enflasyon ödünleşme parametresi ile talep şok değişkeninin varyansı arasında, hipotezin öngördüğünün aksine, doğru yönlü bir ilişki bulurlarken; ödünleşme parametresi ile arz şoku değişkeninin varyansı arasında, hipotezin öngördüğü gibi, ters yönlü bir ilişki tespit etmişlerdir.

Görüldüğü üzere, ekonomik politika değişkenlerinin reel ekonomik değişkenler üzerindeki etkisini araştıran çalışmalar, farklı uygulamalar ile farklı sonuçlar vermektedir. Bu konuda tam bir mutabakatın bulunduğundan söz edilememektedir. Yani, Lucas hipotezinin test edilmesindeki ilk aşama olan, toplam talep politikası değişkenliği ile reel ekonomik değişkenler arasındaki ilişki tam bir mutabakat ile doğrulanmamaktadır. Bu durumda, ön şart aranmadan doğrudan doğruya hipotezin testini amaçlayan çalışmaların gözden geçirilmesi, mevcut literatürden elde edilen bilgiler doğrultusunda da yorumlara devam edilmesi uygun görünmektedir.

Hipotezin Türkiye örneği için ilk sınavını gerçekleştiren Alberro (1981) olmuştur. Aslında Alberro (1981) bu çalışmayı, Türkiye örneğini test etmek amacıyla oluşturmamış, ancak Lucas Değişkenlik Hipotezini test etmek bağlamında oluşturduğu çok ülkeli modelde Türkiye'ye de yer vermiştir. 49 ülkeyi dikkate alan yazar, bu ülkeleri "istikrarsız talep politikaları uygulayan" ve "talep politikaları istikrarlı olan ülkeler" olmak üzere iki gruba ayırmış ve Türkiye'yi de istikrarlı talep politikası uygulayan ülke grubu içine dahil etmiştir. Alberro, Orijinal Lucas Modelini kullanarak elde ettiği sonuçlarda, istikrarlı talep politikaları uygulayan ülke grubu için elde edilen ödünleşme parametrelerinin, istikrarsız talep politikaları uygulayan ülke grubu için elde edilen

ödünleşme parametrelerinden daha büyük olduğunu göstermiş, dolayısıyla hipotezin geçerli olduğunu iddia etmiştir. Bireysel olarak, hipotezin Türkiye örneği için geçerli olduğunu kanıtlamaktan uzak bir çalışma olsa da, hipotezin doğruluğunu gösteren ülke grubu içinde Türkiye de bulunduğundan, hipotezin Türkiye örneği için geçerli olduğu düşünülebilir. Alberro (1981) çalışmasında, ödünleşme parametresinin değerini Türkiye örneği için 0.267 olarak bulmuş ve bu parametrenin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermiştir.

Hipotezin Türkiye örneği için testini amaçlayan bir diğer çalışma, Aşırım (1995)'in çalışmasıdır. Aşırım (1995)'in, Orijinal Lucas Modeli'ni kullanarak yaptığı çözümler, nominal geliri artırıcı gelişmelerin reel üretim üzerinde çok küçük ve negatif bir etkisinin olduğunu, ancak, aynı gelişmelerin enflasyon üzerinde pozitif ve önemli bir etkisinin bulunduğunu göstermektedir. 1968-1994 yıllık verileri ile yapılan çözümlerinde, ödünleşme parametresi, beklenenin tersine, negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Aşırım (1995), bu bulguların, Grier ve Tullock (1989) ve Koray (1993)'in bulguları ile de tutarlı olduğunu iddia etmiştir. Grier ve Tullock (1989), enflasyon ile konjonktürel çıktı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulamazken, kurduğu VAR sistemi ile konuyu tartışan Koray (1993) da enflasyon değişkenliğinin reel çıktı üzerinde negatif bir etkisinin olduğunu belirlemiştir.

Diğer taraftan, Yamak ve Karahasan (1995), 1923-1991 dönemini dikkate alarak yaptıkları hareketli EKK çözümlerinde, 46 adet ödünleşme parametresi bularak hipotezi test etmişlerdir. Hipotezin Türkiye örneği için, özellikle 1946-1991 arasında geçerli olduğunu belirten Yamak ve Karahasan (1995), bu geçerliliğin 1978 yılından sonra zayıfladığını da belirtmişlerdir.

Konuyla ilgili ampirik literatür taramasından elde edilen sonuçlar, hipotezin, aynı ekonomi için test edilmesi durumunda dahi, farklı ekonometrik teknikler, farklı değişkenler ve farklı periyotlar için, birbiriyle çelişen sonuçlar verdiğini göstermektedir. Diğer taraftan, ortaya konulan manzara bir kez daha incelendiğinde, çalışmaların ağırlıklı olarak hipotezi reddetme eğiliminde oldukları gözlemlenebilir. Lucas hipotezinin, toplam talep politikalarının değişkenliği ile ödünleşme parametresi arasında ters yönlü bir ilişki aradığı yaklaşımı ile Uygur (1983)'un Türkiye örneği için talep şoklarından ziyade arz şoklarının daha etkin olduğu şeklindeki bulgusu birleştirildiğinde, hipotezin neden doğrulanamadığı

da kendiliğinden cevap bulmaktadır. Hipotezin Türkiye örneği için testinde arz şoklarının da dikkate alınması gerekmektedir. Öyle ki, Yamak ve Karahasan (1995) çalışmasının bulgularından biri olan, 1978 yılı sonrası ilişkinin kaybolması, başka türlü açıklanamamaktadır. Bu dönüşüm, ancak arz şoklarının modele dahil edilmesi ile yakalanabilir gibi görünmektedir.

Bu durumda, Türkiye örneği için yapılacak hipotez testinde, farklı yöntemler ve farklı değişkenler kullanmak kadar doğal başka bir yaklaşım olmamalıdır. Nitekim, bu çalışmada da, "Orijinal Lucas Modeli" de dahil olmak üzere, "Arz Şokları İle Genişletilmiş Froyen ve Waud Test Prosedürü" ile yine arz şoklarını içeren ve transfer fonksiyonlarından yararlanan "Lawrance Test Prosedürü" kullanılmak kaydıyla, mümkün olduğu ölçüde, farklı yaklaşımlarda bulunulması denenmiş ve elde edilen sonuçlar tartışılmıştır.

Orijinal Lucas modeli dikkate alınarak yapılan çözümler, hipotezin Türkiye örneği için geçerli olduğu doğrultusunda bir işaret sunmamıştır. Bunun üzerine, farklı ihtimaller üzerinde durulmuş ve talep şokları yerine arz şoklarının etkin olabileceği düşüncesi ile, arz şoklarının da dikkate alındığı ampirik spesifikasyonlarla test yinelenmiştir. Arz şoklarının dikkate alındığı spesifikasyonlardan biri olan Froyen ve Waud test prosedürü ile elde edilen sonuçlar da hipotezin geçerliliği doğrultusunda pek tatmin edici kanıtlar sunmamıştır. Bu test prosedüründe nominal değişim değişkeni olarak dört farklı değişken (M1, M2, NGSMH ve TEFE) ve arz şoku olarak da enerji fiyatlarındaki beklenmeyen değişimlerin yakınsak bir göstergesi olarak "Logaritmik Enerji Fiyatlarının Birinci Devresel Farkları" kullanılmıştır. Nominal değişkenlerden sadece Nominal GSMH'nin anlamlı sonuçlar verdiği görülmüş ve bunun üzerine talep şoku olarak NGSMH kullanılırken, arz şoku olarak da Enerji Fiyatları kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar, hipotezin Türkiye örneği için sadece arz şokları ile doğrulanabildiğini, talep şoklarının hipotezi doğrulamadığını göstermiştir.

Lawrance test prosedürü kullanılarak yeniden ele alınan arz şokları, Froyen ve Waud test prosedürü ile elde edilen sonuçlardan kısmen de olsa farklı sonuçlar vermiştir. Lawrence test prosedüründe, prosedür gereği olarak arz şokları, konjonktürel çıktının açıklanamayan kısmı olarak alınmakta, hariçten bir arz şoku tanımlanarak denkleme dahil edilememektedir. Bu durumda, bu test prosedürü kullanıldığında, arz şoku olarak Reel GSMH'nin artık değerlerini kullanmak kaçınılmaz olmaktadır. Elde edilen sonuçlar,

hipotezin Türkiye örneği için yine sadece arz şokları tarafından açıklandığını, talep şoklarının hipotezi doğrulamadığını göstermektedir. Ancak, bu prosedür ile elde edilen sonuçlar, bir önceki prosedür ile elde edilen sonuçların işleyiş yönünün tersine bir görünüm arz etmiştir. Şöyle ki, Froyen ve Waud test yöntemi ile elde edilen bulgular, ikinci alt periyot için hesaplanan arz şokları varyansının birinci alt periyot için hesaplanan varyanstan daha büyük olması nedeniyle, ikinci dönem ödünleşme parametresinin birinci dönem ödünleşme parametresinden daha küçük olması gerektiğini gösterirken; Lawrance yöntemi ile elde edilen bulgular, ikinci alt periyot için arz şokları varyansının birinci alt periyot için hesaplanan arz şoku varyansından daha küçük olması nedeniyle ödünleşme parametresinin değerinin artması gerektiğine işaret etmektedir. Yöntemler kendi içlerinde gerek şartları sağlayarak hipotezi doğrulamaktadırlar. İşleyiş yönündeki farklılıklar, farklı değişkenlerin kullanılmasından kaynaklanmaktadır. Bu durum şu şekilde açıklanabilir: Froyen ve Waud yönteminde Sanayi Üretim Endeksi kullanılırken, Lawrance yönteminde Reel GSMH kullanılmıştır. Bu durumda, Reel GSMH içerisinde yer alıp da Sanayi Üretim Endeksinde yer almayan ekonomik faaliyetlerin değişkenliği, örneğin tarımsal faaliyetlerle hizmetler sektöründeki faaliyetlerin değişkenliği, o ölçüde azalmıştır ki, sanayi üretimi değişkenliğindeki artışı karşıladığı gibi, reel ekonomik göstergelerin değişkenliğini azaltacak derecede etkili olmuştur.

GSMH içerisindeki sektör paylarının yıllar itibariyle gelişimleri izlendiğinde, hizmetler sektörünün payının giderek artma, tarım sektörünün payının ise giderek azalma eğiliminde olduğu görülebilir. Diğer taraftan, GSMH sektörel dağılımı içerisinde halen en büyük pay, sanayi kesimine aittir. Bu durumda, tarım sektörü faaliyetlerindeki değişkenliğin azalmış olmasının, toplam ekonomik faaliyetlerin değişkenliğine etki etmesi pek muhtemel görünmemektedir. Etki, büyük bir olasılıkla, son yıllarda sektörel payı hızla artmakta olan hizmetler sektöründen kaynaklanmaktadır. Hizmetler sektöründeki, daha spesifik olarak da bankacılık ve finansal kesim faaliyetlerindeki değişkenliğin azalmış olması, ekonominin reel kesimindeki değişkenliğin artmasından çok daha fazla bir miktarda azalmış ise, toplam ekonomik faaliyetlerin değişkenliği de azalacaktır. Dolayısıyla, Sanayi Üretim Endeksi'nin kullanılması ile Reel GSMH'nin kullanılması arasındaki fark, büyük olasılıkla buradan kaynaklanmaktadır.

Çalışmadan elde edilen sonuçlar şu şekilde özetlenebilir:

1. Lucas deęişkenlik hipotezi, Türkiye örneęi için, 1978 yılına kadar geçerli iken, bu tarihten sonra geçerlilięini yitirmeye başlamıştır.
2. Hipotezin geçerlilięinin bu tarihten sonra zayıflaması, talep şoklarının etkinlięinin azalıp, arz şoklarının devreye girmesi ile açıklanmaktadır.
3. Farklı yöntem, farklı periyot ve farklı deęişkenler kullanılması durumunda farklı sonuçlarla karşılaşılabilmektedir.
4. Arz şoku olarak Sanayi Üretim Endeksinin kullanılması durumunda, arz şokları varyansının arttıęı, Reel GSMH'nin kullanılması durumunda ise arz şoku varyansının azaldıęı görülmektedir. Bu farklılık, finansal kesimin ekonomik faaliyetler içerisindeki payının artması ve bu kesimin istikrarlı bir seyir takip etmesi ile açıklanabilir görünmektedir.

Bu sonuçlar çerçevesinde, şu öneriler sunulabilir:

1. İşsizlik ya da fiyatlar genel düzeyini hedef alan istikrar politikaları oluşturulurken, talep yönlü politikalardan daha çok arz yönlü politikaların kullanılması gerekmektedir.
2. Son dönemlerde ekonomik faaliyetler içerisindeki aęırlıęını bir hayli artıran finansal kesimin, reel ekonomik deęişkenler üzerindeki arz yönlü etkileri hassasiyetle dikkate alınmalıdır.
3. Hipotezi test etmeye yönelik çalışmaların, deęişken ve model seçiminde son derece hassas davranılmalı ve amaca en uygun model ve deęişkenler seçilmelidir. Aksi durumda, sonuçların güvenilirlięi şüpheli olacaktır.

Bu çalışmanın eksik yönleri ise kısaca şu şekilde özetlenebilir:

1. Parametreleri zamana göre deęişen teknikler kullanılmadıęı için, yapısal dönüşümler yakalanamamış ve ekonominin farklı özellikler gösterdięi farklı dönemleri için tek model kullanılmıştır.
2. Veri seti yetersizlięi nedeniyle hipotezin sektörel testi gerçekleştirilememiştir.

KAYNAKLAR

a. Kitaplar

- BEGG, David K. H. : *The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics, Theories & Evidence*, The Johns Hopkins University Press, Baltimore, 1989.
- DOAN, Thomas A. : *RATS User's Manual*, Estima, 1992.
- ENDERS, Walter : *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons Inc. 1995.
- Federal Reserve Bank of Boston : *After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment*, Proceedings of a Conference Held in 1978, Conference Series No. 19, 1978.
- HUMPHREY, Thomas M. : *From Trade-offs to Policy Ineffectiveness: A History of the Phillips Curve*, Federal Reserve Bank of Richmond, 1986.
- ÖZMUCUR, Süleyman : *Geleceği Tahmin Yöntemleri*, İTO Araştırma Dairesi, Yayın No: 1990/2, 1990.
- SCARTH, William M. : *Macroeconomics: An Introduction to Advanced Methods*, Harcourt Brace Jovanovich, 1988.
- UYGUR, Ercan : *Neoklasik Makroiktisat ve Fiyat Bekleyişleri; Kuram ve Türkiye Ekonomisine Uygulama*, AÜ SBF Yayınları: 532, 1983, Ankara.

b. Makaleler

- ABAAN, Ernur Demir : "Parasal Şok ve Reel Ekonomik Etkinlik", *ODTÜ*

Gelişme Dergisi, 14, 1987, ss: 271-282.

-
- ABRAMS, Richard K.
 FROYEN, Richard T.
 WAUD, Roger N. : "Etkin Para: Yeni Klasik ve Yeni Keynesçi İlimli Bir Not", *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 14, 1987, ss: 415-419.
- ALBERRO, Jose : "The Variability of Output-Inflation Tradeoffs", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 5, 1983, pp: 151-171.
- ALBERRO, Jose : "The Lucas Hypothesis on the Phillips Curve", *Journal of Monetary Economics*, 7, 1981, pp: 239-250.
- ARAK, Marcelle : "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: Comment", *The American Economic Review*, 67, 1977, pp: 728-730.
- AŞIRIM, Oğuz : "Output Inflation Tradeoff: Evidence from Turkey", *Discussion Paper*, No: 9506, The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department, 1995.
- CHRISTENSEN, Michael
 PALDAM, Martin : "Some Further International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: The Lucas Variability Hypothesis Reexamined", *Weltwirtschaftliches Archive*, 126, 1990, pp: 222-238.
-
- _____ : "Shooting Fish in the Barrel? Examining the Standart Test of the Lucas Variability Hypothesis", *Applied Economics*, 23, 1991, pp: 1811-1818.
- COVER, James Peery : "International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: Results from a Covariance-Bounds Test", *Journal of Macroeconomics*, 11, 1989, pp: 397-408.
- CUKIERMAN, Alex : "The Relationship between Relative Prices and the General Price Level: A Suggested Interpretation", *The American Economic Review*, 69, 1979, pp: 444-447.
- CUKIERMAN, Alex
 WACHTEL, Paul : "Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation: Theory and

- Evidence", *The American Economic Review*, 69, 1979, pp: 595-609.
- CUTLER, Harvey : "Aggregate Supply and Demand Disturbances and the Business Cycle", *Journal of Macroeconomics*, 11, 1989, pp: 247-259.
- EKİNCİ, N. K. : "Parasal Şok ve Reel Ekonomik Etkinlik: Bir Not", *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 14, 1987, ss: 409-413.
- FRIEDMAN, Milton : "The Role of Monetary Policy", *The American Economic Review*, 58, 1968, pp: 1-17.
- _____ : "Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, 85, 1977, pp: 451-472.
- FROYEN, Richard
- WAUD, Roger : "Further International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, 70, 1980, pp: 409-421.
- _____ : "The Changing Relationship between Aggregate Price and Output: The British Experience", *Economica*, 51, 1984, pp: 53-67.
- _____ : "Demand Variability, Supply Shocks and the Output-Inflation Tradeoff", *The Review of Economics and Statistics*, 67, 1985, pp: 9-15.
- GILBERT, R. D.
- YAMAK, Rahmi : "Inflation-Output Tradeoffs in Industrial and Developing Countries: Evidence from Disaggregate Output Data", *Presented at the 31. Annual Meeting of Missouri Valley Economic Association*, St. Louis, 1994.
- GRIER, K. B.
- TULLOCK, G. : "An Empirical Analysis of Cross National Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, 24, 1989, pp: 259-276.
- JUNG, W. S. : "Output-Inflation Tradeoffs in Industrial and Developing Countries", *Journal of Macroeconomics*, 7,

- 1985, pp: 101-113.
- KANDIL, Magna : "Variations in the Response of Real Output to Aggregate Demand Shocks: A Cross Industry Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, 73, 1990, pp: 480-488.
- KATSIMBRIS, George M. : "Output-Inflation Trade-Offs in Industrial and Developing Countries: A Comment and Additional Evidence", *Journal of Macroeconomics*, 12, 1988, pp: 483-499.
- _____ : "Intracountry Evidence on the Lucas Variance Hypothesis", *Economic Inquiry*, 28, 1990, pp: 756-773.
- KIM, Chang-Jin
- NELSON, Charles R. : "The Time Varying Parameter Model for Modelling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 1989, pp: 433-440.
- KING, R. G.
- WATSON, M. W. : "The Post-War U. S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History", *Working Paper Series*, WP-94-14, Federal Reserve Bank of Chicago, 1994.
- KORAY, F. : "Inflation Variability and the Turkish Economy", *Applied Economics*, 23, 1993, pp: 787-793.
- KORMENDI, R. C.
- MEQUIRE, P. G. : "Cross-Regime Evidence of Macroeconomic Rationality", *Journal of Political Economy*, 92, 1984, pp: 875-908.
- KOSKELA, Erkki
- VIREN, Matti : "New International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: A Note", *Economic Letters*, 6, 1980a, pp: 223-239.
- _____ : "The Variance Hypothesis on the Output-Inflation Tradeoff: Evidence from Scandinavian", *Scandinavian Journal of Economics*, 10, 1980b, pp: 481-495.

- KRETZMER, Peter E. : "The Cross-Industrie Effects of Unanticipated Money in an Equilibrium Business Cycle Model", *Journal of Monetary Economics*, 23, 1989, pp: 275-296.
- KÜÇÜKKALE, Yakup
ZENGİN, Ahmet : "Output-Inflation Variability Tradeoffs and Stabilization Policies", *Proceeding Paper accepted by the Committee of '99th Annual Research Symposium of SIS*
- LAWRENCE, Colin : "Rational Expectations, Supply Shocks and the Stability of the Inflation-Output Tradeoff: Some Time Series Evidence for the United Kingdom 1957-1977", *Journal of Monetary Economics*, 11, 1983, pp: 225-245.
- LIPSEY, Richard G. : "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis", *Economica*, 1960, 1-31.
- LUCAS, Robert E. : "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, 63, 1973, pp: 326-334.
- _____ : "Errata-Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, 66, 1976, p: 985.
- _____ : "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in *Karl Brunner and Allan H. Meltzer (Ed.), The Phillips Curve and Labor Markets*, North Holland Publishing Co., 1976, pp: 19-42.
- _____ : "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: Reply", *The American Economic Review*, 67, 1977, pp: 731.
- ODEDOKUN, M. O. : "Evidence on Inflation-Output Trade-Off in Developing and Industrial Countries", *Applied Economics*, 23, 1991, pp: 731-742.
- PARKIN, M.
BENTLEY, B.

- FADER, C. : "Some International Evidence on Output-Inflation Trade-Offs: A Reappraisal", in *M. Flanders and A. Razin (Ed.), Development in an Inflationary World*, Academic Press, 1981, New York, pp: 131-152.
- PHELPS, E. : "Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Inflation over Time", *Economica*, 34, 1967, pp: 254-281.
- PHILLIPS, A. W. : "The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1961-1957", *Economica*, 25, 1958, pp: 283-299.
- RAM, Rati : "Further International Evidence on Inflation-Output Trade-Offs", *Canadian Journal of Economics*, 17, 1984, pp: 523-541.
- SAMUELSON, Paul A.
- SOLOW, R. M. : "Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy", *The American Economic Review*, Papers and Proceedings, 50, 1960, pp: 177-194.
- YAMAK, Rahmi : "Further Intra-Country Evidence on the Lucas Variability Hypothesis", *Southwestern Economic Proceedings*, Southwestern Society of Economics, 1994, pp: 183-187.
- YAMAK, Rahmi
- KARAHASAN, Nebiye : "Lucas Değişkenlik Hipotezinin Türk Ekonomisi İçin Geçerliliği", *DEÜ İİBF Dergisi*, 10, 1995, ss: 71-77
- YAMAK, Rahmi
- KÜÇÜKKALE, Yakup : "Phillips Eğrisi Üzerine Lucas Değişkenlik Hipotezi", *Ekonomik Yaklaşım*, 8, 1997, 259-282.
- _____ : "Rasyonel Beklentiler Doğal Oran Hipotezi: Türkiye İçin Zaman Serisi Bulguları 1950-1995", *IV. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu'nda Sunulmuş Bildiri*, 14-16 Mayıs 1999a, Antalya.
- _____ : "Anticipated versus Unanticipated Money in Turkey", *Yapi Kredi Economic Review*, Vol. 9, Iss. 1, 1998, pp:

15-25.

: "Çıktı-Enflasyon Değişkenliği Ödünleşmesi ve Fiyat Düzeyi Hedefleme", *DİE Araştırma Sempozyumu '99'da Sunulmak İçin Kabul Edilmiş Bildiri*, 1999b.





EKLER

EK-1: BİLGİSAYAR ÇIKTILARI**TRENDEN ARINDIRMA, ORIJINAL LUCAS**

cal 1950 1 1

all 0 1995:1

open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks)

set trend = T

log rgsmh / lrgsmh

smpl 1950:1 1974:1

linreg lrgsmh / res1

constant trend

set ly1 = res1

smpl 1975:1 1995:1

linreg lrgsmh / res2

constant trend

set ly2 = res2

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	25	Degrees of Freedom	23
Centered R**2	0.970854	R Bar **2	0.969587
Uncentered R**2	0.999895	T x R**2	24.997
Mean of Dependent Variable	6.4042185655		
Std Error of Dependent Variable	0.3936343906		
Standard Error of Estimate	0.0686474496		
Sum of Squared Residuals	0.1083868636		
Regression F(1,23)	766.1299		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.657620		
Q(6-0)	21.344888		
Significance Level of Q	0.00159033		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	5.7191291026	0.0283040685	202.06032	0.00000000
2. TREND	0.0526991895	0.0019039377	27.67905	0.00000000

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	21	Degrees of Freedom	19
Centered R**2	0.933719	R Bar **2	0.930231
Uncentered R**2	0.999967	T x R**2	20.999
Mean of Dependent Variable	7.1851434026		
Std Error of Dependent Variable	0.1650439400		
Standard Error of Estimate	0.0435944111		
Sum of Squared Residuals	0.0361089809		
Regression F(1,19)	267.6603		
Significance Level of F	0.00000000		

Durbin-Watson Statistic 0.461451
Q(5-0) 18.393515
Significance Level of Q 0.00249158

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	6.2598490259	0.0573516900	109.14847	0.00000000
2. TREND	0.0257026216	0.0015710335	16.36033	0.00000000



ORIJINAL LUCAS, NOMINAL ŞOK M1

```
cal 1950 1 1
all 0 1995:1
```

```
open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks)
```

```
set trend = t
```

```
log rgsmh / lrgsmh
log ml / lml
dif lml / dlml
```

```
smpl 1950:1 1974:1
linreg lrgsmh / res1
# constant trend
set lyc1 = res1
```

```
smpl 1975:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
# constant trend
set lyc2 = res2
```

```
smpl 1950:1 1974:1
linreg lyc1
# constant dlml lyc1{1}
```

```
smpl 1975:1 1995:1
linreg lyc2
# constant dlml lyc2{1}
```

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	25	Degrees of Freedom	23
Centered R**2	0.970854	R Bar **2	0.969587
Uncentered R**2	0.999895	T x R**2	24.997
Mean of Dependent Variable	6.4042185655		
Std Error of Dependent Variable	0.3936343906		
Standard Error of Estimate	0.0686474496		
Sum of Squared Residuals	0.1083868636		
Regression F(1,23)	766.1299		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.657620		
Q(6-0)	21.344888		
Significance Level of Q	0.00159033		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	5.7191291026	0.0283040685	202.06032	0.00000000
2. TREND	0.0526991895	0.0019039377	27.67905	0.00000000

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	21	Degrees of Freedom	19
---------------------	----	--------------------	----

Centered R**2	0.933719	R Bar **2	0.930231
Uncentered R**2	0.999967	T x R**2	20.999
Mean of Dependent Variable	7.1851434026		
Std Error of Dependent Variable	0.1650439400		
Standard Error of Estimate	0.0435944111		
Sum of Squared Residuals	0.0361089809		
Regression F(1,19)	267.6603		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.461451		
Q(5-0)	18.393515		
Significance Level of Q	0.00249158		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	6.2598490259	0.0573516900	109.14847	0.00000000
2. TREND	0.0257026216	0.0015710335	16.36033	0.00000000

Dependent Variable LYC1 - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	24	Degrees of Freedom	21
Total Observations	25	Skipped/Missing	1
Centered R**2	0.420851	R Bar **2	0.365694
Uncentered R**2	0.421695	T x R**2	10.121
Mean of Dependent Variable	0.0025220719		
Std Error of Dependent Variable	0.0674280150		
Standard Error of Estimate	0.0537019292		
Sum of Squared Residuals	0.0605618412		
Regression F(2,21)	7.6300		
Significance Level of F	0.00323073		
Durbin-Watson Statistic	1.751034		
Q(6-0)	3.794800		
Significance Level of Q	0.70442217		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.002337592	0.033467324	0.06985	0.94497630
2. DLM1	-0.015628655	0.188345872	-0.08298	0.93465452
3. LYC1{1}	0.669170275	0.172342072	3.88280	0.00085948

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	20	Degrees of Freedom	17
Total Observations	21	Skipped/Missing	1
Centered R**2	0.576299	R Bar **2	0.526451
Uncentered R**2	0.579431	T x R**2	11.589
Mean of Dependent Variable	-0.003410073		
Std Error of Dependent Variable	0.040539110		
Standard Error of Estimate	0.027896937		
Sum of Squared Residuals	0.0132300642		
Regression F(2,17)	11.5613		
Significance Level of F	0.00067610		
Durbin-Watson Statistic	1.872363		
Q(5-0)	0.876241		
Significance Level of Q	0.97191781		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.000965949	0.024182257	0.03994	0.96860270
2. DLM1	-0.012889252	0.058177645	-0.22155	0.82730371
3. LYC2{1}	0.718434437	0.152231039	4.71937	0.00019791



ORIJINAL LUCAS, NOMINAL ŞOK M2

cal 1950 1 1
all 0 1995:1

open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks)

set trend = t

log rgsmh / lrgsmh
log m2 / lm2
dif lm2 / dlm2

smpl 1950:1 1974:1
linreg lrgsmh / res1
constant trend
set lyc1 = res1

smpl 1975:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
constant trend
set lyc2 = res2

smpl 1950:1 1974:1
linreg lyc1
constant dlm2 lyc1{1}

smpl 1975:1 1995:1
linreg lyc2
constant dlm2 lyc2{1}

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	25	Degrees of Freedom	23
Centered R**2	0.970854	R Bar **2	0.969587
Uncentered R**2	0.999895	T x R**2	24.997
Mean of Dependent Variable	6.4042185655		
Std Error of Dependent Variable	0.3936343906		
Standard Error of Estimate	0.0686474496		
Sum of Squared Residuals	0.1083868636		
Regression F(1,23)	766.1299		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.657620		
Q(6-0)	21.344888		
Significance Level of Q	0.00159033		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	5.7191291026	0.0283040685	202.06032	0.00000000
2. TREND	0.0526991895	0.0019039377	27.67905	0.00000000

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	21	Degrees of Freedom	19
---------------------	----	--------------------	----

Centered R**2	0.933719	R Bar **2	0.930231
Uncentered R**2	0.999967	T x R**2	20.999
Mean of Dependent Variable	7.1851434026		
Std Error of Dependent Variable	0.1650439400		
Standard Error of Estimate	0.0435944111		
Sum of Squared Residuals	0.0361089809		
Regression F(1,19)	267.6603		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.461451		
Q(5-0)	18.393515		
Significance Level of Q	0.00249158		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	6.2598490259	0.0573516900	109.14847	0.00000000
2. TREND	0.0257026216	0.0015710335	16.36033	0.00000000

Dependent Variable LYC1 - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	24	Degrees of Freedom	21
Total Observations	25	Skipped/Missing	1
Centered R**2	0.420693	R Bar **2	0.365521
Uncentered R**2	0.421538	T x R**2	10.117
Mean of Dependent Variable	0.0025220719		
Std Error of Dependent Variable	0.0674280150		
Standard Error of Estimate	0.0537092363		
Sum of Squared Residuals	0.0605783234		
Regression F(2,21)	7.6251		
Significance Level of F	0.00323997		
Durbin-Watson Statistic	1.725865		
Q(6-0)	3.805102		
Significance Level of Q	0.70303162		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	-0.001505971	0.037332909	-0.04034	0.96820394
2. DLM2	0.007044931	0.205971710	0.03420	0.97303799
3. LYC1{1}	0.670481141	0.171691566	3.90515	0.00081486

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	20	Degrees of Freedom	17
Total Observations	21	Skipped/Missing	1
Centered R**2	0.629517	R Bar **2	0.585931
Uncentered R**2	0.632256	T x R**2	12.645
Mean of Dependent Variable	-0.003410073		
Std Error of Dependent Variable	0.040539110		
Standard Error of Estimate	0.026086194		
Sum of Squared Residuals	0.0115683216		
Regression F(2,17)	14.4430		
Significance Level of F	0.00021604		
Durbin-Watson Statistic	1.669939		
Q(5-0)	3.193311		
Significance Level of Q	0.67021102		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.027604075	0.020957402	1.31715	0.20526659
2. DLM2	-0.071142660	0.045011529	-1.58054	0.13240800
3. LYC2{1}	0.684477416	0.139275379	4.91456	0.00013108



ORIJINAL LUCAS, NOMINAL ŞOK NGSMH

cal 1950 1 1
all 0 1995:1

open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks)

set trend = t

log rgsmh / lrgsmh
log ngsmh / lngsmh
dif lngsmh / dlngsmh

smpl 1950:1 1974:1
linreg lrgsmh / res1
constant trend
set lyc1 = res1

smpl 1975:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
constant trend
set lyc2 = res2

smpl 1950:1 1974:1
linreg lyc1
constant dlngsmh lyc1{1}

smpl 1975:1 1995:1
linreg lyc2
constant dlngsmh lyc2{1}

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	25	Degrees of Freedom	23
Centered R**2	0.970854	R Bar **2	0.969587
Uncentered R**2	0.999895	T x R**2	24.997
Mean of Dependent Variable	6.4042185655		
Std Error of Dependent Variable	0.3936343906		
Standard Error of Estimate	0.0686474496		
Sum of Squared Residuals	0.1083868636		
Regression F(1,23)	766.1299		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.657620		
Q(6-0)	21.344888		
Significance Level of Q	0.00159033		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	5.7191291026	0.0283040685	202.06032	0.00000000
2. TREND	0.0526991895	0.0019039377	27.67905	0.00000000

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	21	Degrees of Freedom	19
---------------------	----	--------------------	----

Centered R**2	0.933719	R Bar **2	0.930231
Uncentered R**2	0.999967	T x R**2	20.999
Mean of Dependent Variable	7.1851434026		
Std Error of Dependent Variable	0.1650439400		
Standard Error of Estimate	0.0435944111		
Sum of Squared Residuals	0.0361089809		
Regression F(1,19)	267.6603		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.461451		
Q(5-0)	18.393515		
Significance Level of Q	0.00249158		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	6.2598490259	0.0573516900	109.14847	0.00000000
2. TREND	0.0257026216	0.0015710335	16.36033	0.00000000

Dependent Variable LYC1 - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	24	Degrees of Freedom	21
Total Observations	25	Skipped/Missing	1
Centered R**2	0.432925	R Bar **2	0.378918
Uncentered R**2	0.433752	T x R**2	10.410
Mean of Dependent Variable	0.0025220719		
Std Error of Dependent Variable	0.0674280150		
Standard Error of Estimate	0.0531391736		
Sum of Squared Residuals	0.0592992072		
Regression F(2,21)	8.0161		
Significance Level of F	0.00258954		
Durbin-Watson Statistic	1.557204		
Q(6-0)	4.903589		
Significance Level of Q	0.55623680		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	-0.013462120	0.022370482	-0.60178	0.55376231
2. DLNGSMH	0.078279729	0.116154748	0.67393	0.50770908
3. LYC1{1}	0.689201900	0.172131404	4.00393	0.00064364

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	20	Degrees of Freedom	17
Total Observations	21	Skipped/Missing	1
Centered R**2	0.581457	R Bar **2	0.532217
Uncentered R**2	0.584551	T x R**2	11.691
Mean of Dependent Variable	-0.003410073		
Std Error of Dependent Variable	0.040539110		
Standard Error of Estimate	0.027726595		
Sum of Squared Residuals	0.0130689891		
Regression F(2,17)	11.8086		
Significance Level of F	0.00060924		
Durbin-Watson Statistic	1.892736		
Q(5-0)	1.481753		
Significance Level of Q	0.91516586		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.006677201	0.022265489	0.29989	0.76789685
2. DLNGSMH	-0.023385362	0.045931951	-0.50913	0.61720526
3. LYC2{1}	0.710641648	0.147000111	4.83429	0.00015521



ORIGINAL LUCAS, NOMINAL ŞOK TEFE

cal 1950 1 1
all 0 1995:1

open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks)

set trend = t

log rgsmh / lrgsmh
log tefe / ltefe
dif ltefe / dltefe

smpl 1950:1 1974:1
linreg lrgsmh / res1
constant trend
set lyc1 = res1

smpl 1975:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
constant trend
set lyc2 = res2

smpl 1950:1 1974:1
linreg lyc1
constant dltefe lyc1{1}

smpl 1975:1 1995:1
linreg lyc2
constant dltefe lyc2{1}

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	25	Degrees of Freedom	23
Centered R**2	0.970854	R Bar **2	0.969587
Uncentered R**2	0.999895	T x R**2	24.997
Mean of Dependent Variable	6.4042185655		
Std Error of Dependent Variable	0.3936343906		
Standard Error of Estimate	0.0686474496		
Sum of Squared Residuals	0.1083868636		
Regression F(1,23)	766.1299		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.657620		
Q(6-0)	21.344888		
Significance Level of Q	0.00159033		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	5.7191291026	0.0283040685	202.06032	0.00000000
2. TREND	0.0526991895	0.0019039377	27.67905	0.00000000

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	21	Degrees of Freedom	19
---------------------	----	--------------------	----

Centered R**2 0.933719 R Bar **2 0.930231
 Uncentered R**2 0.999967 T x R**2 20.999
 Mean of Dependent Variable 7.1851434026
 Std Error of Dependent Variable 0.1650439400
 Standard Error of Estimate 0.0435944111
 Sum of Squared Residuals 0.0361089809
 Regression F(1,19) 267.6603
 Significance Level of F 0.00000000
 Durbin-Watson Statistic 0.461451
 Q(5-0) 18.393515
 Significance Level of Q 0.00249158

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	6.2598490259	0.0573516900	109.14847	0.00000000
2. TREND	0.0257026216	0.0015710335	16.36033	0.00000000

Dependent Variable LYC1 - Estimation by Least Squares
 Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations 24 Degrees of Freedom 21
 Total Observations 25 Skipped/Missing 1
 Centered R**2 0.652801 R Bar **2 0.619734
 Uncentered R**2 0.653307 T x R**2 15.679
 Mean of Dependent Variable 0.0025220719
 Std Error of Dependent Variable 0.0674280150
 Standard Error of Estimate 0.0415799611
 Sum of Squared Residuals 0.0363067565
 Regression F(2,21) 19.7420
 Significance Level of F 0.00001500
 Durbin-Watson Statistic 2.202508
 Q(6-0) 4.738684
 Significance Level of Q 0.57773864

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.041929749	0.014116414	2.97028	0.00730057
2. DLTEFE	-0.447709719	0.119481731	-3.74710	0.00118745
3. LYC1{1}	0.579146401	0.135128946	4.28588	0.00032798

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares
 Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations 20 Degrees of Freedom 17
 Total Observations 21 Skipped/Missing 1
 Centered R**2 0.680411 R Bar **2 0.642812
 Uncentered R**2 0.682773 T x R**2 13.655
 Mean of Dependent Variable -0.003410073
 Std Error of Dependent Variable 0.040539110
 Standard Error of Estimate 0.024228286
 Sum of Squared Residuals 0.0099791676
 Regression F(2,17) 18.0966
 Significance Level of F 0.00006152
 Durbin-Watson Statistic 1.619379
 Q(5-0) 6.348261
 Significance Level of Q 0.27379083

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.030346005	0.015572076	1.94874	0.06802607
2. DLTEFE	-0.083347495	0.035210888	-2.36709	0.03005810
3. LYC2{1}	0.766954169	0.130651665	5.87022	0.00001854



FROYEN WAUD, NOMİNAL ŞOK M1

```
cal 1950 1 1
all 0 1995:1
```

```
open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks)
```

```
set trend = t
```

```
log rgsmh / lrgsmh
log ml / lml
dif lml / dlm1
log fuel / lfuel
dif lfuel / dlfuel
```

```
*smp1 1950:1 1974:1
*linreg lrgsmh / res1
*# constant trend
*set lyc1 = res1
```

```
smp1 1950:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
# constant trend
set lyc2 = res2
```

```
smp1 1950:1 1995:1
linreg lyc2
# constant hvtefe dlm1 dlfuel lyc2{1}
```

```
set etk1 = hvtefe*dlm1
set etk2 = hvtefe*dlfuel
```

```
smp1 1950:1 1995:1
linreg lyc2
# constant hvtefe dlm1 etk1 dlfuel etk2 lyc2{1}
```

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	46	Degrees of Freedom	44
Centered R**2	0.945320	R Bar **2	0.944078
Uncentered R**2	0.999710	T x R**2	45.987
Mean of Dependent Variable	6.7607277303		
Std Error of Dependent Variable	0.4994155336		
Standard Error of Estimate	0.1181012490		
Sum of Squared Residuals	0.6137078207		
Regression F(1,44)	760.6882		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.159430		
Q(11-0)	128.060902		
Significance Level of Q	0.00000000		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	5.9106038618	0.0354018363	166.95755	0.00000000
2. TREND	0.0361754838	0.0013116290	27.58058	0.00000000

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	41	Degrees of Freedom	36
Total Observations	46	Skipped/Missing	5
Centered R**2	0.925185	R Bar **2	0.916872
Uncentered R**2	0.926565	T x R**2	37.989
Mean of Dependent Variable	0.0149751519		
Std Error of Dependent Variable	0.1105893839		
Standard Error of Estimate	0.0318849701		
Sum of Squared Residuals	0.0365994473		
Regression F(4,36)	111.2970		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	1.994492		
Q(11-0)	10.090338		
Significance Level of Q	0.52227992		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.028032900	0.011622661	2.41192	0.02109305
2. HVTEFE	-0.025001159	0.254438269	-0.09826	0.92227075
3. DLM1	-0.015749867	0.054129335	-0.29097	0.77274614
4. DLFUEL	-0.081360954	0.030490772	-2.66838	0.01135555
5. LYC2{1}	0.882826319	0.053369527	16.54177	0.00000000

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	41	Degrees of Freedom	34
Total Observations	46	Skipped/Missing	5
Centered R**2	0.926035	R Bar **2	0.912982
Uncentered R**2	0.927400	T x R**2	38.023
Mean of Dependent Variable	0.0149751519		
Std Error of Dependent Variable	0.1105893839		
Standard Error of Estimate	0.0326224933		
Sum of Squared Residuals	0.0361837203		
Regression F(6,34)	70.9461		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	2.002004		
Q(11-0)	9.310336		
Significance Level of Q	0.59327048		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.029121744	0.016518764	1.76295	0.08689636
2. HVTEFE	-0.135101786	0.647306649	-0.20871	0.83591710
3. DLM1	-0.001879991	0.090658482	-0.02074	0.98357662
4. ETK1	-0.420515538	2.472631274	-0.17007	0.86596457
5. DLFUEL	-0.105173011	0.054287865	-1.93732	0.06104980
6. ETK2	0.719202448	1.350555306	0.53252	0.59782681
7. LYC2{1}	0.881376358	0.054725903	16.10529	0.00000000

FROYEN WAUD, NOMINAL ŞOK M2

```
cal 1950 1 1
all 0 1995:1
```

```
open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks)
```

```
set trend = t
```

```
log rgsmh / lrgsmh
log m2 / lm2
dif lm2 / dlm2
log fuel / lfuel
dif lfuel / dlfuel
```

```
*smp1 1950:1 1974:1
*linreg lrgsmh / res1
*# constant trend
*set lyc1 = res1
```

```
smp1 1950:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
# constant trend
set lyc2 = res2
```

```
smp1 1950:1 1995:1
linreg lyc2
# constant hvtefe dlm2 dlfuel lyc2{1}
```

```
set etk1 = hvtefe*dlm2
set etk2 = hvtefe*dlfuel
```

```
smp1 1950:1 1995:1
linreg lyc2
# constant hvtefe dlm2 etk1 dlfuel etk2 lyc2{1}
```

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	46	Degrees of Freedom	44
Centered R**2	0.945320	R Bar **2	0.944078
Uncentered R**2	0.999710	T x R**2	45.987
Mean of Dependent Variable	6.7607277303		
Std Error of Dependent Variable	0.4994155336		
Standard Error of Estimate	0.1181012490		
Sum of Squared Residuals	0.6137078207		
Regression F(1,44)	760.6882		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.159430		
Q(11-0)	128.060902		
Significance Level of Q	0.00000000		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	5.9106038618	0.0354018363	166.95755	0.00000000
2. TREND	0.0361754838	0.0013116290	27.58058	0.00000000

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	41	Degrees of Freedom	36
Total Observations	46	Skipped/Missing	5
Centered R**2	0.925134	R Bar **2	0.916816
Uncentered R**2	0.926515	T x R**2	37.987
Mean of Dependent Variable	0.0149751519		
Std Error of Dependent Variable	0.1105893839		
Standard Error of Estimate	0.0318958080		
Sum of Squared Residuals	0.0366243324		
Regression F(4,36)	111.2153		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	1.987797		
Q(11-0)	10.522019		
Significance Level of Q	0.48413001		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	0.027809891	0.012083197	2.30153	0.02725734
2. HVTEFE	-0.017714079	0.280098610	-0.06324	0.94992342
3. DLM2	-0.015550679	0.063409541	-0.24524	0.80766177
4. DLFUEL	-0.080056743	0.034916405	-2.29281	0.02780759
5. LYC2{1}	0.882958300	0.053538027	16.49217	0.00000000

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	41	Degrees of Freedom	34
Total Observations	46	Skipped/Missing	5
Centered R**2	0.927458	R Bar **2	0.914657
Uncentered R**2	0.928796	T x R**2	38.081
Mean of Dependent Variable	0.0149751519		
Std Error of Dependent Variable	0.1105893839		
Standard Error of Estimate	0.0323071243		
Sum of Squared Residuals	0.0354875095		
Regression F(6,34)	72.4492		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	1.966171		
Q(11-0)	10.094219		
Significance Level of Q	0.52193246		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	0.024756629	0.016474796	1.50270	0.14214925
2. HVTEFE	0.078112280	0.544490924	0.14346	0.88677435
3. DLM2	0.028041830	0.088976355	0.31516	0.75456604
4. ETK1	-1.437396871	1.776763774	-0.80900	0.42414201
5. DLFUEL	-0.126515795	0.056888153	-2.22394	0.03289925
6. ETK2	1.397693392	1.342049309	1.04146	0.30501049
7. LYC2{1}	0.883970502	0.054251365	16.29398	0.00000000

FROYEN WAUD, NOMİNAL ŞOK NGSMD

```
cal 1950 1 1
all 0 1995:1
```

```
open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks)
```

```
set trend = t
```

```
log rgsmh / lrgsmh
log ngsmh / lngsmh
dif lngsmh / dlngsmh
log fuel / lfuel
dif lfuel / dlfuel
```

```
*smpl 1950:1 1974:1
*linreg lrgsmh / res1
*# constant trend
*set lyc1 = res1
```

```
smpl 1950:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
# constant trend
set lyc2 = res2
```

```
smpl 1950:1 1995:1
linreg lyc2
# constant hvtefe dlngsmh dlfuel lyc2{1}
```

```
set etk1 = hvtefe*dlngsmh
set etk2 = hvtefe*dlfuel
```

```
smpl 1950:1 1995:1
linreg lyc2
# constant hvtefe dlngsmh etk1 dlfuel etk2 lyc2{1}
```

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	46	Degrees of Freedom	44
Centered R**2	0.945320	R Bar **2	0.944078
Uncentered R**2	0.999710	T x R**2	45.987
Mean of Dependent Variable	6.7607277303		
Std Error of Dependent Variable	0.4994155336		
Standard Error of Estimate	0.1181012490		
Sum of Squared Residuals	0.6137078207		
Regression F(1,44)	760.6882		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.159430		
Q(11-0)	128.060902		
Significance Level of Q	0.00000000		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	5.9106038618	0.0354018363	166.95755	0.00000000

2. TREND 0.0361754838 0.0013116290 27.58058 0.00000000

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	41	Degrees of Freedom	36
Total Observations	46	Skipped/Missing	5
Centered R**2	0.935016	R Bar **2	0.927795
Uncentered R**2	0.936215	T x R**2	38.385
Mean of Dependent Variable	0.0149751519		
Std Error of Dependent Variable	0.1105893839		
Standard Error of Estimate	0.0297163827		
Sum of Squared Residuals	0.0317902825		
Regression F(4,36)	129.4953		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	1.630910		
Q(11-0)	11.958839		
Significance Level of Q	0.36674499		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	0.007945196	0.010690911	0.74317	0.46219954
2. HVTEFE	-0.229841702	0.225760813	-1.01808	0.31543526
3. DLNGSMH	0.131060976	0.055665036	2.35446	0.02412367
4. DLFUEL	-0.156368960	0.039236544	-3.98529	0.00031470
5. LYC2{1}	0.878887446	0.049545184	17.73911	0.00000000

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	41	Degrees of Freedom	34
Total Observations	46	Skipped/Missing	5
Centered R**2	0.936466	R Bar **2	0.925254
Uncentered R**2	0.937638	T x R**2	38.443
Mean of Dependent Variable	0.0149751519		
Std Error of Dependent Variable	0.1105893839		
Standard Error of Estimate	0.0302349093		
Sum of Squared Residuals	0.0310810912		
Regression F(6,34)	83.5238		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	1.693522		
Q(11-0)	12.225049		
Significance Level of Q	0.34696694		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	0.008602396	0.012593418	0.68309	0.49918064
2. HVTEFE	-0.271377803	0.443336495	-0.61213	0.54452660
3. DLNGSMH	0.158541290	0.072924932	2.17403	0.03675764
4. ETK1	-1.199845959	1.977395007	-0.60678	0.54802692
5. DLFUEL	-0.197812497	0.062521289	-3.16392	0.00327254
6. ETK2	1.457627803	1.732264029	0.84146	0.40597087
7. LYC2{1}	0.872646460	0.051238984	17.03091	0.00000000

FROYEN WAUD, NOMINAL ŞOK TEFE

```

cal 1950 1 1
all 0 1995:1

open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks)

set trend = t

log rgsmh / lrgsmh
log tefe / ltefe
dif ltefe / dltefe
log fuel / lfuel
dif lfuel / dlfuel

*smp1 1950:1 1974:1
*linreg lrgsmh / res1
*# constant trend
*set lyc1 = res1

smp1 1950:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
# constant trend
set lyc2 = res2

smp1 1950:1 1995:1
linreg lyc2
# constant hvtefe dltefe dlfuel lyc2{1}

set etk1 = hvtefe*dltefe
set etk2 = hvtefe*dlfuel

smp1 1950:1 1995:1
linreg lyc2
# constant hvtefe dltefe etk1 dlfuel etk2 lyc2{1}

```

Dependent Variable LRGSMD - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	46	Degrees of Freedom	44
Centered R**2	0.945320	R Bar **2	0.944078
Uncentered R**2	0.999710	T x R**2	45.987
Mean of Dependent Variable	6.7607277303		
Std Error of Dependent Variable	0.4994155336		
Standard Error of Estimate	0.1181012490		
Sum of Squared Residuals	0.6137078207		
Regression F(1,44)	760.6882		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.159430		
Q(11-0)	128.060902		
Significance Level of Q	0.00000000		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	5.9106038618	0.0354018363	166.95755	0.00000000

2. TREND 0.0361754838 0.0013116290 27.58058 0.00000000

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	41	Degrees of Freedom	36
Total Observations	46	Skipped/Missing	5
Centered R**2	0.933021	R Bar **2	0.925578
Uncentered R**2	0.934256	T x R**2	38.305
Mean of Dependent Variable	0.0149751519		
Std Error of Dependent Variable	0.1105893839		
Standard Error of Estimate	0.0301691213		
Sum of Squared Residuals	0.0327663316		
Regression F(4,36)	125.3698		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	2.115161		
Q(11-0)	10.897176		
Significance Level of Q	0.45191728		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	0.032775721	0.008458830	3.87473	0.00043382
2. HVTEFE	0.073594993	0.225753691	0.32600	0.74631423
3. DLTEFE	-0.144785116	0.069773187	-2.07508	0.04518450
4. DLFUEL	0.010461850	0.052824411	0.19805	0.84412045
5. LYC2{1}	0.878191905	0.050312187	17.45485	0.00000000

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1950:01 To 1995:01

Usable Observations	41	Degrees of Freedom	34
Total Observations	46	Skipped/Missing	5
Centered R**2	0.935170	R Bar **2	0.923729
Uncentered R**2	0.936366	T x R**2	38.391
Mean of Dependent Variable	0.0149751519		
Std Error of Dependent Variable	0.1105893839		
Standard Error of Estimate	0.0305416953		
Sum of Squared Residuals	0.0317150352		
Regression F(6,34)	81.7410		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	2.125303		
Q(11-0)	10.808346		
Significance Level of Q	0.45945639		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	0.036564026	0.010149325	3.60261	0.00099476
2. HVTEFE	-0.174896431	0.371120080	-0.47127	0.64046048
3. DLTEFE	-0.108641170	0.101663827	-1.06863	0.29276443
4. ETK1	-1.346705258	2.282942967	-0.58990	0.55915878
5. DLFUEL	-0.047479286	0.086476359	-0.54904	0.58656360
6. ETK2	1.964739868	2.216950171	0.88624	0.38171632
7. LYC2{1}	0.875757289	0.050996279	17.17296	0.00000000

ALT PERİYOTLAR İÇİN FROYEN WAUD, NOMİNAL ŞOK NGSMD

```
cal 1950 1 1
all 0 1995:1
```

```
open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks)
```

```
set trend = t
```

```
log rgsmh / lrgsmh
log ngsmh / lngsmh
dif lngsmh / dlngsmh
log fuel / lfuel
dif lfuel / dlfuel
```

```
smpl 1950:1 1974:1
linreg lrgsmh / res1
# constant trend
set lyc1 = res1
```

```
smpl 1975:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
# constant trend
set lyc2 = res2
```

```
smpl 1950:1 1974:1
linreg lyc1
# constant hvtefe dlngsmh dlfuel lyc1{1}
```

```
smpl 1975:1 1995:1
linreg lyc2
# constant hvtefe dlngsmh dlfuel lyc2{1}
```

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	25	Degrees of Freedom	23
Centered R**2	0.970854	R Bar **2	0.969587
Uncentered R**2	0.999895	T x R**2	24.997
Mean of Dependent Variable	6.4042185655		
Std Error of Dependent Variable	0.3936343906		
Standard Error of Estimate	0.0686474496		
Sum of Squared Residuals	0.1083868636		
Regression F(1,23)	766.1299		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.657620		
Q(6-0)	21.344888		
Significance Level of Q	0.00159033		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	5.7191291026	0.0283040685	202.06032	0.00000000
2. TREND	0.0526991895	0.0019039377	27.67905	0.00000000

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	21	Degrees of Freedom	19
Centered R**2	0.933719	R Bar **2	0.930231
Uncentered R**2	0.999967	T x R**2	20.999
Mean of Dependent Variable	7.1851434026		
Std Error of Dependent Variable	0.1650439400		
Standard Error of Estimate	0.0435944111		
Sum of Squared Residuals	0.0361089809		
Regression F(1,19)	267.6603		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.461451		
Q(5-0)	18.393515		
Significance Level of Q	0.00249158		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	6.2598490259	0.0573516900	109.14847	0.00000000
2. TREND	0.0257026216	0.0015710335	16.36033	0.00000000

Dependent Variable LYC1 - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	20	Degrees of Freedom	15
Total Observations	25	Skipped/Missing	5
Centered R**2	0.775727	R Bar **2	0.715921
Uncentered R**2	0.777017	T x R**2	15.540
Mean of Dependent Variable	-0.004776849		
Std Error of Dependent Variable	0.064450479		
Standard Error of Estimate	0.034351495		
Sum of Squared Residuals	0.0177003785		
Regression F(4,15)	12.9707		
Significance Level of F	0.00009215		
Durbin-Watson Statistic	1.360020		
Q(6-0)	4.722554		
Significance Level of Q	0.57985756		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	0.016285543	0.021988554	0.74064	0.47034914
2. HVTEFE	-6.034690430	4.288838137	-1.40707	0.17978903
3. DLNGSMH	0.103009941	0.090225372	1.14170	0.27147924
4. DLFUEL	-0.174143819	0.100196024	-1.73803	0.10268452
5. LYC1{1}	0.554512069	0.242220208	2.28929	0.03698153

Dependent Variable LYC2 - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	20	Degrees of Freedom	15
Total Observations	21	Skipped/Missing	1
Centered R**2	0.768442	R Bar **2	0.706693
Uncentered R**2	0.770154	T x R**2	15.403
Mean of Dependent Variable	-0.003410073		
Std Error of Dependent Variable	0.040539110		
Standard Error of Estimate	0.021955097		
Sum of Squared Residuals	0.0072303940		
Regression F(4,15)	12.4446		

Significance Level of F	0.00011617
Durbin-Watson Statistic	1.735746
Q(5-0)	2.384666
Significance Level of Q	0.79375547

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	-0.025163550	0.020320030	-1.23836	0.23461314
2. HVTEFE	-0.057126309	0.194002672	-0.29446	0.77244120
3. DLNGSMH	0.194333087	0.073309369	2.65086	0.01816002
4. DLFUEL	-0.146502204	0.042116505	-3.47850	0.00336894
5. LYC2{1}	0.667317598	0.123596472	5.39916	0.00007380



LAWRANCE, M1

```
cal 1950 1 1
all 0 1995:1
```

```
open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks) / tefe rgsmh m1 m2 ngsmh hvtefe fuel
```

```
log m1 / lm1
log m2 / lm2
log tefe / ltefe
log ngsmh / lngsmh
log rgsmh / lrgsmh
log fuel / lfuel
```

```
set trend = T
```

```
smpl 1950:1 1974:1
linreg lrgsmh / res1
# constant trend
set lyc1 = res1
smpl 1952:1 1974:1
boxjenk(ar=1,constant,diff=1,ma=0) lm1 / res3
smpl 1955:1 1974:1
boxjenk(ar=1,ma=1,diffs=1,inputs=1,apply) lyc1 / resids1
# res3 0 0 0
correlate(qstats,number=24,span=8,dfc=3) resids1
table
```

```
smpl 1975:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
# constant trend
smpl 1976:1 1995:1
boxjenk(ar=1,constant,diff=1,ma=0) lm1 / res4
smpl 1978:1 1995:1
boxjenk(ar=0,ma=2,diff=1,inputs=1,apply) res2 / resids2
# res4 0 0 0
correlate(qstats,number=24,span=8,dfc=3) resids2
table
```

Dependent Variable LRSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	25	Degrees of Freedom	23
Centered R**2	0.970854	R Bar **2	0.969587
Uncentered R**2	0.999895	T x R**2	24.997
Mean of Dependent Variable			6.4042185655
Std Error of Dependent Variable			0.3936343906
Standard Error of Estimate			0.0686474496
Sum of Squared Residuals			0.1083868636
Regression F(1,23)			766.1299
Significance Level of F			0.00000000
Durbin-Watson Statistic			0.657620
Q(6-0)			21.344888
Significance Level of Q			0.00159033

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
----------	-------	-----------	--------	--------

```
*****
1. Constant          5.7191291026 0.0283040685    202.06032  0.00000000
2. TREND             0.0526991895 0.0019039377     27.67905  0.00000000
```

Dependent Variable LMI - Estimation by Box-Jenkins

```
Iterations Taken      3
Annual Data From 1952:01 To 1974:01
Usable Observations  23      Degrees of Freedom    21
Centered R**2        0.997453      R Bar **2            0.997332
Uncentered R**2      0.999973      T x R**2             22.999
Mean of Dependent Variable  9.5192790181
Std Error of Dependent Variable  1.0143885963
Standard Error of Estimate  0.0523942698
Sum of Squared Residuals  0.0576483496
Durbin-Watson Statistic      2.190061
Q(5-1)                   5.809009
Significance Level of Q      0.21387276
```

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. CONSTANT	0.1647503090	0.0220405243	7.47488	0.00000024
2. AR{1}	0.5043101818	0.1896287408	2.65946	0.01466784

Dependent Variable LYC1 - Estimation by Box-Jenkins

```
Iterations Taken      15
Annual Data From 1955:01 To 1974:01
Usable Observations  20      Degrees of Freedom    17
Centered R**2        0.597099      R Bar **2            0.549699
Uncentered R**2      0.599415      T x R**2             11.988
Mean of Dependent Variable -0.004776849
Std Error of Dependent Variable  0.064450479
Standard Error of Estimate  0.043249164
Sum of Squared Residuals  0.0317983325
Durbin-Watson Statistic      2.014512
Q(5-2)                   0.867988
Significance Level of Q      0.83314524
```

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	0.152044001	0.310951131	0.48896	0.63111543
2. MA{1}	-0.100969799	0.386254324	-0.26141	0.79691891
3. N_RES3{0}	0.075397242	0.128030599	0.58890	0.56367231

Correlations of Series RESIDS1

Annual Data From 1955:01 To 1974:01

Autocorrelations

```
1: -0.0243707  0.1514588  0.0517734 -0.0695123  0.0557679 -0.0140139
7: -0.2526607 -0.2576835  0.0632603 -0.2442068  0.0531470 -0.0961178
13: 0.0328459  0.0614398  0.0137848 -0.0277030  0.0032353  0.0075092
19: -0.0079536
```

Ljung-Box Q-Statistics

Q(8) = 5.4695. Significance Level 0.36130100

Q(16) = 9.3456. Significance Level 0.74636957

Series	Obs	Mean	Std Error	Minimum	Maximum
TEFE	20	122.37000	62.47845	45.80000	300.40000
RGSMH	20	720.34161	221.20392	414.41729	1028.75122
M1	20	24723.20000	23076.34659	4214.00000	88800.00000
M2	20	30519.45000	30425.73344	4511.00000	113300.00000
NGSMH	20	138885.94500	141416.55998	19117.40000	537677.60000
HVTEFE	20	0.00367	0.00358	0.00015	0.01144
FUEL	20	123.48000	65.83915	41.90000	287.40000
LM1	20	9.75198	0.86690	8.34617	11.39414
LM2	20	9.90157	0.94138	8.41427	11.63779
LTEFE	20	4.70037	0.46607	3.82428	5.70511
LNGSMH	20	11.39453	0.97049	9.85835	13.19501
LRGSMH	20	6.53119	0.32604	6.02687	6.93610
LFUEL	20	4.68654	0.52728	3.73529	5.66087
TREND	20	15.50000	5.91608	6.00000	25.00000
RES1	20	-0.00478	0.06445	-0.10051	0.09238
LYC1	20	-0.00478	0.06445	-0.10051	0.09238
RES3	20	0.00208	0.05359	-0.12893	0.09806
RESIDS1	20	-0.00378	0.04073	-0.05527	0.07273

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	21	Degrees of Freedom	19
Centered R**2	0.933719	R Bar **2	0.930231
Uncentered R**2	0.999967	T x R**2	20.999
Mean of Dependent Variable	7.1851434026		
Std Error of Dependent Variable	0.1650439400		
Standard Error of Estimate	0.0435944111		
Sum of Squared Residuals	0.0361089809		
Regression F(1,19)	267.6603		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.461451		
Q(5-0)	18.393515		
Significance Level of Q	0.00249158		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	6.2598490259	0.0573516900	109.14847	0.00000000
2. TREND	0.0257026216	0.0015710335	16.36033	0.00000000

Dependent Variable LM1 - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 3

Annual Data From 1976:01 To 1995:01

Usable Observations	20	Degrees of Freedom	18
Centered R**2	0.998006	R Bar **2	0.997895
Uncentered R**2	0.999956	T x R**2	19.999
Mean of Dependent Variable	15.520547339		
Std Error of Dependent Variable	2.392176000		
Standard Error of Estimate	0.109751817		
Sum of Squared Residuals	0.2168183050		
Durbin-Watson Statistic	2.092633		

Q(5-1) 2.308627
 Significance Level of Q 0.67919872

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. CONSTANT	0.4066833726	0.0366376095	11.10016	0.00000000
2. AR{1}	0.3253334009	0.2182346872	1.49075	0.15334332

Dependent Variable RES2 - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 15
 Annual Data From 1978:01 To 1995:01
 Usable Observations 18 Degrees of Freedom 15
 Centered R**2 0.310716 R Bar **2 0.218811
 Uncentered R**2 0.363466 T x R**2 6.542
 Mean of Dependent Variable -0.010189278
 Std Error of Dependent Variable 0.036421303
 Standard Error of Estimate 0.032190929
 Sum of Squared Residuals 0.0155438384
 Durbin-Watson Statistic 1.877772
 Q(4-2) 0.340706
 Significance Level of Q 0.84336718

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. MA{1}	-0.021070421	0.264844095	-0.07956	0.93764064
2. MA{2}	0.005641244	0.336715819	0.01675	0.98685390
3. N_RES4{0}	-0.024099969	0.050145081	-0.48060	0.63773167

Correlations of Series RESIDS2

Annual Data From 1978:01 To 1995:01

Autocorrelations

1: -0.0036102 0.0183650 0.0985744 0.0622472 -0.0421502 -0.1747164
 7: -0.0671636 -0.1355984 -0.1578997 -0.1995271 -0.0531479 0.0141074
 13: -0.2089532 0.1173402 0.0153763 0.1967040 0.0200522

Ljung-Box Q-Statistics

Q(8) = 2.1152. Significance Level 0.83298073
 Q(16) = 16.4371. Significance Level 0.22633142

Series	Obs	Mean	Std Error	Minimum	Maximum
TEFE	18	165964.8	346722.8	774.8	1356313.2
RGSMH	18	1374.4	221.3	1089.4	1730.2
M1	18	52183494.4	98675567.1	283700.0	366934800.0
M2	18	140705388.9	289016881.1	328100.0	1113786400.0
NGSMH	18	902792623.8	1951268895.3	1645968.5	7644206056.0
HVTEFE	18	0.1	0.0	0.0	0.1
FUEL	18	323582.4	697334.6	589.0	2720163.4
LM1	18	15.9	2.2	12.6	19.7
LM2	18	16.6	2.4	12.7	20.8
LTEFE	18	10.1	2.2	6.7	14.1
LNGSMH	18	18.2	2.5	14.3	22.8
LRGSMH	18	7.2	0.2	7.0	7.5
LFUEL	18	10.5	2.4	6.4	14.8

TREND	18	37.5	5.3	29.0	46.0
RES1	0				
LYC1	0				
RES3	0				
RESIDS1	0				
RES2	18	-0.0	0.0	-0.1	0.1
RES4	18	0.0	0.1	-0.2	0.2
RESIDS2	18	-0.0	0.0	-0.1	0.0



LAWRANCE, M2

cal 1950 1 1
all 0 1995:1

open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks) / tefe rgsmh m1 m2 ngsmh hvtefe fuel

log m1 / lm1
log m2 / lm2
log tefe / ltefe
log ngsmh / lngsmh
log rgsmh / lrgsmh
log fuel / lfuel

set trend = T

smpl 1950:1 1974:1
linreg lrgsmh / res1
constant trend
set lyc1 = res1
smpl 1953:1 1974:1
boxjenk(ar=2,constant,diff=1,ma=0) lm2 / res3
smpl 1955:1 1974:1
boxjenk(ar=1,ma=1,diffs=1,inputs=1,apply) lyc1 / resids1
res3 0 0 0
correlate(qstats,number=24,span=8,dfc=3) resids1
table

smpl 1975:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
constant trend
smpl 1976:1 1995:1
boxjenk(ar=1,constant,diff=1,ma=0) lm2 / res4
smpl 1978:1 1995:1
boxjenk(ar=0,ma=1,diff=1,inputs=1,apply) res2 / resids2
res4 0 0 0
correlate(qstats,number=24,span=8,dfc=3) resids2
table

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	25	Degrees of Freedom	23
Centered R**2	0.970854	R Bar **2	0.969587
Uncentered R**2	0.999895	T x R**2	24.997
Mean of Dependent Variable	6.4042185655		
Std Error of Dependent Variable	0.3936343906		
Standard Error of Estimate	0.0686474496		
Sum of Squared Residuals	0.1083868636		
Regression F(1,23)	766.1299		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.657620		
Q(6-0)	21.344888		
Significance Level of Q	0.00159033		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
----------	-------	-----------	--------	--------

```
*****
1. Constant          5.7191291026 0.0283040685    202.06032  0.00000000
2. TREND             0.0526991895 0.0019039377     27.67905  0.00000000
```

Dependent Variable LM2 - Estimation by Box-Jenkins

```
Iterations Taken      3
Annual Data From 1953:01 To 1974:01
Usable Observations  22      Degrees of Freedom    19
Centered R**2        0.997856      R Bar **2            0.997631
Uncentered R**2      0.999977      T x R**2             21.999
Mean of Dependent Variable  9.7404591906
Std Error of Dependent Variable 1.0363956491
Standard Error of Estimate  0.0504453978
Sum of Squared Residuals  0.0483500250
Durbin-Watson Statistic      1.755550
Q(5-2)                 2.904184
Significance Level of Q      0.40663516
```

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. CONSTANT	0.1784555573	0.0303993092	5.87038	0.00001184
2. AR{1}	0.3555226125	0.2193768531	1.62060	0.12158126
3. AR{2}	0.2811999726	0.2251261500	1.24908	0.22680720

Dependent Variable LYC1 - Estimation by Box-Jenkins

```
Iterations Taken      17
Annual Data From 1955:01 To 1974:01
Usable Observations  20      Degrees of Freedom    17
Centered R**2        0.594054      R Bar **2            0.546296
Uncentered R**2      0.596388      T x R**2             11.928
Mean of Dependent Variable -0.004776849
Std Error of Dependent Variable 0.064450479
Standard Error of Estimate  0.043412277
Sum of Squared Residuals  0.0320386384
Durbin-Watson Statistic      2.009371
Q(5-2)                 0.855948
Significance Level of Q      0.83604348
```

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	0.150824160	0.324410068	0.46492	0.64788951
2. MA{1}	-0.105415972	0.390120132	-0.27021	0.79024852
3. N_RES3{0}	0.076356782	0.168724825	0.45255	0.65659315

Correlations of Series RESIDS1

```
Annual Data From 1955:01 To 1974:01
Autocorrelations
 1: -0.0251692  0.1591146  0.0142706 -0.0451061  0.0741278 -0.0385676
 7: -0.2301489 -0.2996049  0.0893352 -0.2353990  0.0608523 -0.1068275
13:  0.0319029  0.0553929  0.0122134 -0.0073114 -0.0181942  0.0200586
19: -0.0109396
```

Ljung-Box Q-Statistics

Q(8) = 5.9868. Significance Level 0.30750633
 Q(16) = 9.8609. Significance Level 0.70526919

Series	Obs	Mean	Std Error	Minimum	Maximum
TEFE	20	122.37000	62.47845	45.80000	300.40000
RGSMH	20	720.34161	221.20392	414.41729	1028.75122
M1	20	24723.20000	23076.34659	4214.00000	88800.00000
M2	20	30519.45000	30425.73344	4511.00000	113300.00000
NGSMH	20	138885.94500	141416.55998	19117.40000	537677.60000
HVTEFE	20	0.00367	0.00358	0.00015	0.01144
FUEL	20	123.48000	65.83915	41.90000	287.40000
LM1	20	9.75198	0.86690	8.34617	11.39414
LM2	20	9.90157	0.94138	8.41427	11.63779
LTEFE	20	4.70037	0.46607	3.82428	5.70511
LNGSMH	20	11.39453	0.97049	9.85835	13.19501
LRGSMH	20	6.53119	0.32604	6.02687	6.93610
LFUEL	20	4.68654	0.52728	3.73529	5.66087
TREND	20	15.50000	5.91608	6.00000	25.00000
RES1	20	-0.00478	0.06445	-0.10051	0.09238
LYC1	20	-0.00478	0.06445	-0.10051	0.09238
RES3	20	0.00131	0.04828	-0.13597	0.06914
RESIDS1	20	-0.00385	0.04087	-0.05754	0.07397

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares
 Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations 21 Degrees of Freedom 19
 Centered R**2 0.933719 R Bar **2 0.930231
 Uncentered R**2 0.999967 T x R**2 20.999
 Mean of Dependent Variable 7.1851434026
 Std Error of Dependent Variable 0.1650439400
 Standard Error of Estimate 0.0435944111
 Sum of Squared Residuals 0.0361089809
 Regression F(1,19) 267.6603
 Significance Level of F 0.00000000
 Durbin-Watson Statistic 0.461451
 Q(5-0) 18.393515
 Significance Level of Q 0.00249158

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	6.2598490259	0.0573516900	109.14847	0.00000000
2. TREND	0.0257026216	0.0015710335	16.36033	0.00000000

Dependent Variable LM2 - Estimation by Box-Jenkins
 Iterations Taken 3

Annual Data From 1976:01 To 1995:01
 Usable Observations 20 Degrees of Freedom 18
 Centered R**2 0.997854 R Bar **2 0.997735
 Uncentered R**2 0.999946 T x R**2 19.999
 Mean of Dependent Variable 16.179483688
 Std Error of Dependent Variable 2.673621542
 Standard Error of Estimate 0.127239195
 Sum of Squared Residuals 0.2914166290

Durbin-Watson Statistic 2.106583
 Q(5-1) 1.634841
 Significance Level of Q 0.80251691

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. CONSTANT	0.4559858485	0.0460403156	9.90406	0.00000001
2. AR{1}	0.3714708842	0.2130969322	1.74320	0.09835458

Dependent Variable RES2 - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 10
 Annual Data From 1978:01 To 1995:01
 Usable Observations 18 Degrees of Freedom 16
 Centered R**2 0.413107 R Bar **2 0.376427
 Uncentered R**2 0.458021 T x R**2 8.244
 Mean of Dependent Variable -0.010189278
 Std Error of Dependent Variable 0.036421303
 Standard Error of Estimate 0.028760686
 Sum of Squared Residuals 0.0132348331
 Durbin-Watson Statistic 1.787941
 Q(4-1) 0.394185
 Significance Level of Q 0.94144116

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. MA{1}	0.003842922	0.262553952	0.01464	0.98850298
2. N_RES4{0}	-0.065753604	0.037328862	-1.76147	0.09725300

Correlations of Series RESIDS2

Annual Data From 1978:01 To 1995:01
 Autocorrelations
 1: 0.0024190 0.0747704 0.0913201 0.0514723 0.0365069 -0.2699267
 7: -0.0656404 -0.1759913 -0.0431043 -0.3203401 -0.1584675 0.1527464
 13: -0.2024414 0.0559616 0.0159222 0.1705341 0.0842587

Ljung-Box Q-Statistics

Q(8) = 3.8729. Significance Level 0.56785048
 Q(16) = 19.7542. Significance Level 0.10151162

Series	Obs	Mean	Std Error	Minimum	Maximum
TEFE	18	165964.8	346722.8	774.8	1356313.2
RGSMH	18	1374.4	221.3	1089.4	1730.2
M1	18	52183494.4	98675567.1	283700.0	366934800.0
M2	18	140705388.9	289016881.1	328100.0	1113786400.0
NGSMH	18	902792623.8	1951268895.3	1645968.5	7644206056.0
HVTEFE	18	0.1	0.0	0.0	0.1
FUEL	18	323582.4	697334.6	589.0	2720163.4
LM1	18	15.9	2.2	12.6	19.7
LM2	18	16.6	2.4	12.7	20.8
LTEFE	18	10.1	2.2	6.7	14.1
LNGSMH	18	18.2	2.5	14.3	22.8
LRGSMH	18	7.2	0.2	7.0	7.5
LFUEL	18	10.5	2.4	6.4	14.8

TREND	18	37.5	5.3	29.0	46.0
RES1	0				
LYC1	0				
RES3	0				
RESIDS1	0				
RES2	18	-0.0	0.0	-0.1	0.1
RES4	18	0.0	0.1	-0.2	0.4
RESIDS2	18	-0.0	0.0	-0.1	0.0



LAWRANCE, TEFÉ

```
cal 1950 1 1
all 0 1995:1
```

```
open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks) / tefe rgsmh m1 m2 ngsmh hvtefe fuel
```

```
log m1 / lm1
log m2 / lm2
log tefe / ltefe
log ngsmh / lngsmh
log rgsmh / lrgsmh
log fuel / lfuel
```

```
set trend = T
```

```
smpl 1950:1 1974:1
linreg lrgsmh / res1
# constant trend
set lyc1 = res1
smpl 1952:1 1974:1
boxjenk(ar=1,constant,diff=1,ma=0) ltefe / res3
smpl 1955:1 1974:1
boxjenk(ar=1,ma=1,diffs=1,inputs=1,apply) lyc1 / resids1
# res3 0 0 0
correlate(qstats,number=24,span=8,dfc=3) resids1
table
statistics resids1 1955:1 1974:1
```

```
smpl 1975:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
# constant trend
smpl 1976:1 1995:1
boxjenk(ar=1,constant,diff=1,ma=0) ltefe / res4
smpl 1978:1 1995:1
boxjenk(ar=1,ma=1,diff=1,inputs=1,apply) res2 / resids2
# res4 0 0 0
correlate(qstats,number=24,span=8,dfc=3) resids2
table
statistics resids2 1978:1 1995:1
```

```
Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares
Annual Data From 1950:01 To 1974:01
Usable Observations      25      Degrees of Freedom      23
Centered R**2      0.970854      R Bar **2      0.969587
Uncentered R**2      0.999895      T x R**2      24.997
Mean of Dependent Variable      6.4042185655
Std Error of Dependent Variable      0.3936343906
Standard Error of Estimate      0.0686474496
Sum of Squared Residuals      0.1083868636
Regression F(1,23)      766.1299
Significance Level of F      0.00000000
Durbin-Watson Statistic      0.657620
Q(6-0)      21.344888
Significance Level of Q      0.00159033
```

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	5.7191291026	0.0283040685	202.06032	0.00000000
2. TREND	0.0526991895	0.0019039377	27.67905	0.00000000

Dependent Variable LTEFE - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 3

Annual Data From 1952:01 To 1974:01

Usable Observations	23	Degrees of Freedom	21
Centered R**2	0.989496	R Bar **2	0.988996
Uncentered R**2	0.999844	T x R**2	22.996
Mean of Dependent Variable	4.5588857757		
Std Error of Dependent Variable	0.5723093418		
Standard Error of Estimate	0.0600364422		
Sum of Squared Residuals	0.0756918621		
Durbin-Watson Statistic	1.540095		
Q(5-1)	1.984913		
Significance Level of Q	0.73853401		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. CONSTANT	0.1043148002	0.0415137697	2.51278	0.02021209
2. AR{1}	0.6887011329	0.1868210303	3.68642	0.00137163

Dependent Variable LYC1 - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 16

Annual Data From 1955:01 To 1974:01

Usable Observations	20	Degrees of Freedom	17
Centered R**2	0.605625	R Bar **2	0.559228
Uncentered R**2	0.607893	T x R**2	12.158
Mean of Dependent Variable	-0.004776849		
Std Error of Dependent Variable	0.064450479		
Standard Error of Estimate	0.042789078		
Sum of Squared Residuals	0.0311253881		
Durbin-Watson Statistic	2.003381		
Q(5-2)	1.507357		
Significance Level of Q	0.68057342		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	0.140483904	0.314791651	0.44628	0.66103023
2. MA{1}	-0.065879982	0.398487323	-0.16533	0.87063813
3. N_RES3{0}	-0.116921058	0.133427906	-0.87629	0.39308860

Correlations of Series RESIDS1

Annual Data From 1955:01 To 1974:01

Autocorrelations

1:	-0.0209255	0.2056568	-0.0888696	-0.0432295	0.0841144	-0.1243695
7:	-0.1593419	-0.2981321	0.0972868	-0.2593918	0.0625916	-0.0641885
13:	0.0105573	0.1191077	-0.0451166	0.0472331	-0.0367019	0.0241609
19:	-0.0104418					

Ljung-Box Q-Statistics

Q(8) = 6.1119. Significance Level 0.29548525
 Q(16) = 11.3410. Significance Level 0.58227497

Series	Obs	Mean	Std Error	Minimum	Maximum
TEFE	20	122.37000	62.47845	45.80000	300.40000
RGSMH	20	720.34161	221.20392	414.41729	1028.75122
M1	20	24723.20000	23076.34659	4214.00000	88800.00000
M2	20	30519.45000	30425.73344	4511.00000	113300.00000
NGSMH	20	138885.94500	141416.55998	19117.40000	537677.60000
HVTEFE	20	0.00367	0.00358	0.00015	0.01144
FUEL	20	123.48000	65.83915	41.90000	287.40000
LM1	20	9.75198	0.86690	8.34617	11.39414
LM2	20	9.90157	0.94138	8.41427	11.63779
LTEFE	20	4.70037	0.46607	3.82428	5.70511
LNGSMH	20	11.39453	0.97049	9.85835	13.19501
LRGSMH	20	6.53119	0.32604	6.02687	6.93610
LFUEL	20	4.68654	0.52728	3.73529	5.66087
TREND	20	15.50000	5.91608	6.00000	25.00000
RES1	20	-0.00478	0.06445	-0.10051	0.09238
LYC1	20	-0.00478	0.06445	-0.10051	0.09238
RES3	20	0.00314	0.05413	-0.16282	0.07450
RESIDS1	20	-0.00365	0.04030	-0.05745	0.07381

Statistics on Series RESIDS1

Annual Data From 1955:01 To 1974:01

Observations	20		
Sample Mean	-0.0036483447	Variance	0.001624
Standard Error	0.0403009597	SE of Sample Mean	0.009012
t-Statistic	-0.40485	Signif Level (Mean=0)	0.69010858
Skewness	0.71501	Signif Level (Sk=0)	0.22740213
Kurtosis	-0.49513	Signif Level (Ku=0)	0.70689302

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	21	Degrees of Freedom	19
Centered R**2	0.933719	R Bar **2	0.930231
Uncentered R**2	0.999967	T x R**2	20.999
Mean of Dependent Variable	7.1851434026		
Std Error of Dependent Variable	0.1650439400		
Standard Error of Estimate	0.0435944111		
Sum of Squared Residuals	0.0361089809		
Regression F(1,19)	267.6603		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.461451		
Q(5-0)	18.393515		
Significance Level of Q	0.00249158		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	6.2598490259	0.0573516900	109.14847	0.00000000
2. TREND	0.0257026216	0.0015710335	16.36033	0.00000000

Dependent Variable LTEFE - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 3
 Annual Data From 1976:01 To 1995:01
 Usable Observations 20 Degrees of Freedom 18
 Centered R**2 0.997103 R Bar **2 0.996942
 Uncentered R**2 0.999841 T x R**2 19.997
 Mean of Dependent Variable 9.7009313448
 Std Error of Dependent Variable 2.3949644394
 Standard Error of Estimate 0.1324338339
 Sum of Squared Residuals 0.3156969663
 Durbin-Watson Statistic 1.898579
 Q(5-1) 2.740965
 Significance Level of Q 0.60206547

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. CONSTANT	0.4509753025	0.0748236255	6.02718	0.00001066
2. AR{1}	0.5763876361	0.1829302160	3.15086	0.00552789

Dependent Variable RES2 - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 12
 Annual Data From 1978:01 To 1995:01
 Usable Observations 18 Degrees of Freedom 15
 Centered R**2 0.696769 R Bar **2 0.656339
 Uncentered R**2 0.719975 T x R**2 12.960
 Mean of Dependent Variable -0.010189278
 Std Error of Dependent Variable 0.036421303
 Standard Error of Estimate 0.021351129
 Sum of Squared Residuals 0.0068380604
 Durbin-Watson Statistic 1.829316
 Q(4-2) 1.323993
 Significance Level of Q 0.51582034

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	0.737696417	0.326640739	2.25843	0.03924667
2. MA{1}	-0.280105582	0.538692725	-0.51997	0.61067121
3. N_RES4{0}	-0.113345576	0.028323520	-4.00182	0.00115504

Correlations of Series RESIDS2

Annual Data From 1978:01 To 1995:01

Autocorrelations

1: -0.0045992 0.0125365 0.1699376 -0.1561414 -0.0670956 0.0415045
 7: -0.1188149 -0.0581094 0.0338609 -0.3451464 0.0078444 -0.1316042
 13: -0.2163386 0.1089839 0.1040173 0.0803060 0.0388585

Ljung-Box Q-Statistics

Q(8) = 2.0839. Significance Level 0.83741699
 Q(16) = 15.4307. Significance Level 0.28124077

Series	Obs	Mean	Std Error	Minimum	Maximum
--------	-----	------	-----------	---------	---------

TEFE	18	165964.8	346722.8	774.8	1356313.2
RGSMH	18	1374.4	221.3	1089.4	1730.2
M1	18	52183494.4	98675567.1	283700.0	366934800.0
M2	18	140705388.9	289016881.1	328100.0	1113786400.0
NGSMH	18	902792623.8	1951268895.3	1645968.5	7644206056.0
HVTEFE	18	0.1	0.0	0.0	0.1
FUEL	18	323582.4	697334.6	589.0	2720163.4
LM1	18	15.9	2.2	12.6	19.7
LM2	18	16.6	2.4	12.7	20.8
LTEFE	18	10.1	2.2	6.7	14.1
LNGSMH	18	18.2	2.5	14.3	22.8
LRGSMH	18	7.2	0.2	7.0	7.5
LFUEL	18	10.5	2.4	6.4	14.8
TREND	18	37.5	5.3	29.0	46.0
RES1	0				
LYC1	0				
RES3	0				
RESIDS1	0				
RES2	18	-0.0	0.0	-0.1	0.1
RES4	18	0.0	0.1	-0.3	0.3
RESIDS2	18	-0.0	0.0	-0.0	0.0

Statistics on Series RESIDS2

Annual Data From 1978:01 To 1995:01

Observations 18

Sample Mean -0.0020389822

Standard Error 0.0199458477

t-Statistic -0.43371

Skewness -0.57242

Kurtosis 0.53274

Variance 0.000398

SE of Sample Mean 0.004701

Signif Level (Mean=0) 0.66995432

Signif Level (Sk=0) 0.36365302

Signif Level (Ku=0) 0.70721515

LAWRANCE, NGSMD

```
cal 1950 1 1
all 0 1995:1
```

```
open data d:\lotus\yakup\tez.wk1
data(org=obs,format=wks) / tefe rgsmh m1 m2 ngsmh hvtefe fuel
```

```
log m1 / lm1
log m2 / lm2
log tefe / ltefe
log ngsmh / lngsmh
log rgsmh / lrgsmh
log fuel / lfuel
```

```
set trend = T
```

```
smpl 1950:1 1974:1
linreg lrgsmh / res1
# constant trend
set lyc1 = res1
smpl 1952:1 1974:1
boxjenk(ar=1,constant,diff=1,ma=0) lngsmh / res3
smpl 1955:1 1974:1
boxjenk(ar=1,ma=1,diffs=1,inputs=1,apply) lyc1 / resids1
# res3 0 0 0
correlate(qstats,number=24,span=8,dfc=3) resids1
table
```

```
smpl 1975:1 1995:1
linreg lrgsmh / res2
# constant trend
smpl 1976:1 1995:1
boxjenk(ar=0,constant,diff=1,ma=1) lngsmh / res4
smpl 1978:1 1995:1
nlpar(subiterations=70)
boxjenk(iterations=10000,ar=0,ma=1,diff=1,inputs=1,apply) res2 / resids2
# res4 0 0 0
correlate(qstats,number=24,span=8,dfc=3) resids2
table
```

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1950:01 To 1974:01

Usable Observations	25	Degrees of Freedom	23
Centered R**2	0.970854	R Bar **2	0.969587
Uncentered R**2	0.999895	T x R**2	24.997
Mean of Dependent Variable	6.4042185655		
Std Error of Dependent Variable	0.3936343906		
Standard Error of Estimate	0.0686474496		
Sum of Squared Residuals	0.1083868636		
Regression F(1,23)	766.1299		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.657620		
Q(6-0)	21.344888		
Significance Level of Q	0.00159033		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	5.7191291026	0.0283040685	202.06032	0.00000000
2. TREND	0.0526991895	0.0019039377	27.67905	0.00000000

Dependent Variable LNGSMH - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 3
 Annual Data From 1952:01 To 1974:01
 Usable Observations 23 Degrees of Freedom 21
 Centered R**2 0.991828 R Bar **2 0.991439
 Uncentered R**2 0.999926 T x R**2 22.998
 Mean of Dependent Variable 11.161883010
 Std Error of Dependent Variable 1.091543583
 Standard Error of Estimate 0.100993573
 Sum of Squared Residuals 0.2141937385
 Durbin-Watson Statistic 1.900661
 Q(5-1) 0.866958
 Significance Level of Q 0.92925258

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. CONSTANT	0.166398703	0.020117955	8.27115	0.00000005
2. AR{1}	-0.048141213	0.227497227	-0.21161	0.83444973

Dependent Variable LYC1 - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 15
 Annual Data From 1955:01 To 1974:01
 Usable Observations 20 Degrees of Freedom 17
 Centered R**2 0.659341 R Bar **2 0.619263
 Uncentered R**2 0.661299 T x R**2 13.226
 Mean of Dependent Variable -0.004776849
 Std Error of Dependent Variable 0.064450479
 Standard Error of Estimate 0.039768435
 Sum of Squared Residuals 0.0268859830
 Durbin-Watson Statistic 2.022030
 Q(5-2) 2.903352
 Significance Level of Q 0.40676761

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	0.305951017	0.275622550	1.11004	0.28243874
2. MA{1}	-0.179914099	0.364730280	-0.49328	0.62812642
3. N_RES3{0}	0.121484356	0.060894690	1.99499	0.06232914

Correlations of Series RESIDS1

Annual Data From 1955:01 To 1974:01

Autocorrelations

1:	-0.0438402	0.1601205	0.2287265	-0.1763171	-0.0280952	0.0465706
7:	-0.0815890	-0.3380494	0.1475665	-0.2711681	-0.1469542	0.0720541
13:	-0.0935131	0.0476916	0.0417418	-0.0216558	-0.0332678	0.0132656
19:	-0.0232873					

Ljung-Box Q-Statistics

Q(8) = 7.3870. Significance Level 0.19341309
 Q(16) = 13.7561. Significance Level 0.39123864

Series	Obs	Mean	Std Error	Minimum	Maximum
TEFE	20	122.37000	62.47845	45.80000	300.40000
RGSMH	20	720.34161	221.20392	414.41729	1028.75122
M1	20	24723.20000	23076.34659	4214.00000	88800.00000
M2	20	30519.45000	30425.73344	4511.00000	113300.00000
NGSMH	20	138885.94500	141416.55998	19117.40000	537677.60000
HVTEFE	20	0.00367	0.00358	0.00015	0.01144
FUEL	20	123.48000	65.83915	41.90000	287.40000
LM1	20	9.75198	0.86690	8.34617	11.39414
LM2	20	9.90157	0.94138	8.41427	11.63779
LTEFE	20	4.70037	0.46607	3.82428	5.70511
LNGSMH	20	11.39453	0.97049	9.85835	13.19501
LRGSMH	20	6.53119	0.32604	6.02687	6.93610
LFUEL	20	4.68654	0.52728	3.73529	5.66087
TREND	20	15.50000	5.91608	6.00000	25.00000
RES1	20	-0.00478	0.06445	-0.10051	0.09238
LYC1	20	-0.00478	0.06445	-0.10051	0.09238
RES3	20	0.00939	0.09994	-0.11151	0.30996
RESIDS1	20	-0.00354	0.03744	-0.04635	0.06107

Dependent Variable LRGSMH - Estimation by Least Squares

Annual Data From 1975:01 To 1995:01

Usable Observations	21	Degrees of Freedom	19
Centered R**2	0.933719	R Bar **2	0.930231
Uncentered R**2	0.999967	T x R**2	20.999
Mean of Dependent Variable	7.1851434026		
Std Error of Dependent Variable	0.1650439400		
Standard Error of Estimate	0.0435944111		
Sum of Squared Residuals	0.0361089809		
Regression F(1,19)	267.6603		
Significance Level of F	0.00000000		
Durbin-Watson Statistic	0.461451		
Q(5-0)	18.393515		
Significance Level of Q	0.00249158		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	6.2598490259	0.0573516900	109.14847	0.00000000
2. TREND	0.0257026216	0.0015710335	16.36033	0.00000000

Dependent Variable LNGSMH - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 11

Annual Data From 1976:01 To 1995:01

Usable Observations	20	Degrees of Freedom	18
Centered R**2	0.998669	R Bar **2	0.998595
Uncentered R**2	0.999970	T x R**2	19.999
Mean of Dependent Variable	17.802074662		
Std Error of Dependent Variable	2.766433821		
Standard Error of Estimate	0.103706586		
Sum of Squared Residuals	0.1935910092		

Durbin-Watson Statistic 1.233792
 Q(5-1) 5.499163
 Significance Level of Q 0.23980301

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. CONSTANT	0.4547698758	0.0390426657	11.64802	0.00000000
2. MA{1}	0.7539339805	0.1626427673	4.63552	0.00020556

Dependent Variable RES2 - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 13
 Annual Data From 1978:01 To 1995:01
 Usable Observations 18 Degrees of Freedom 16
 Centered R**2 0.390001 R Bar **2 0.351876
 Uncentered R**2 0.436683 T x R**2 7.860
 Mean of Dependent Variable -0.010189278
 Std Error of Dependent Variable 0.036421303
 Standard Error of Estimate 0.029321385
 Sum of Squared Residuals 0.0137558983
 Durbin-Watson Statistic 1.880336
 Q(4-1) 1.739649
 Significance Level of Q 0.62815519

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. MA{1}	-0.053221157	0.254633564	-0.20901	0.83707764
2. N_RES4{0}	-0.101651891	0.066433209	-1.53014	0.14551264

Correlations of Series RESIDS2

Annual Data From 1978:01 To 1995:01
 Autocorrelations
 1: -0.0101178 0.2023875 0.1657838 -0.0779495 -0.0138298 -0.2129661
 7: -0.0532243 -0.2635952 -0.0312341 -0.3951737 0.0021654 -0.0537880
 13: -0.1268456 0.1379677 0.0064802 0.1808214 0.0431182

Ljung-Box Q-Statistics

Q(8) = 5.6997. Significance Level 0.33654850
 Q(16) = 21.7018. Significance Level 0.06015748

Series	Obs	Mean	Std Error	Minimum	Maximum
TEFE	18	165964.8	346722.8	774.8	1356313.2
RGSMH	18	1374.4	221.3	1089.4	1730.2
M1	18	52183494.4	98675567.1	283700.0	366934800.0
M2	18	140705388.9	289016881.1	328100.0	1113786400.0
NGSMH	18	902792623.8	1951268895.3	1645968.5	7644206056.0
HVTEFE	18	0.1	0.0	0.0	0.1
FUEL	18	323582.4	697334.6	589.0	2720163.4
LM1	18	15.9	2.2	12.6	19.7
LM2	18	16.6	2.4	12.7	20.8
LTEFE	18	10.1	2.2	6.7	14.1
LNGSMH	18	18.2	2.5	14.3	22.8
LRGSMH	18	7.2	0.2	7.0	7.5
LFUEL	18	10.5	2.4	6.4	14.8

TREND	18	37.5	5.3	29.0	46.0
RES1	0				
LYC1	0				
RES3	0				
RESIDS1	0				
RES2	18	-0.0	0.0	-0.1	0.1
RES4	18	0.0	0.1	-0.1	0.2
RESIDS2	18	-0.0	0.0	-0.1	0.0



EK-2: VERİ SETİ

YILLAR	TEFE	RGSMH	M1	M2	NGSMH	HVTEFE	FUEL
1950	31.9	302.26	1594	1774	9694.2		30.7
1951	35.8	325.26	2018	2201	11644.3		32.1
1952	35.6	376.10	2421	2576	13389.3		35.9
1953	35.9	434.75	2947	3182	15607.4		37.3
1954	40.2	395.88	3372	3617	15914.5		40.0
1955	45.8	417.41	4214	4511	19117.4	0.0010102	41.9
1956	53.2	414.42	5361	5697	22047.0	0.0018227	45.5
1957	62.6	468.21	6867	7262	29309.9	0.0044093	48.4
1958	74.8	467.91	7421	7873	34999.9	0.0073499	67.7
1959	92.1	474.16	8699	9232	43670.0	0.0091458	91.8
1960	93.3	500.15	9256	10044	46664.3	0.0114419	92.5
1961	93.8	528.10	10025	11118	49535.5	0.0089907	92.8
1962	96.5	596.82	10964	12125	57592.7	0.0048847	94.9
1963	100.0	668.01	12167	13738	66801.4	0.0016062	100.0
1964	99.0	720.33	13999	15797	71312.8	0.0001630	101.8
1965	104.3	735.63	16434	19085	76726.3	0.0001458	102.5
1966	111.7	818.43	19780	23442	91419.0	0.0002386	104.0
1967	119.1	852.06	22682	27101	101480.6	0.0004939	118.3
1968	122.1	909.15	25968	31398	163892.7	0.0009245	135.6
1969	132.2	922.08	30127	36566	183356.2	0.0011711	143.6
1970	144.8	935.77	35400	44300	207814.8	0.0012190	150.8
1971	169.4	964.72	43600	56600	261072.6	0.0015176	190.8
1972	195.6	981.99	52900	70900	314139.6	0.0030991	225.0
1973	236.7	1002.73	69800	90300	399088.6	0.0054594	234.3
1974	300.4	1028.75	88800	113300	537677.6	0.0082088	287.4
1975	334.6	1092.60	117600	146600	690900.8	0.0122757	313.7
1976	392.6	1125.07	150400	181200	868065.8	0.0122294	323.5
1977	504.3	1122.09	209200	243600	1108270.7	0.0115851	369.1
1978	774.8	1105.57	283700	328100	1645968.5	0.0121688	589.0
1979	1357.0	1104.52	444400	527700	2876522.9	0.0215586	1114.0
1980	2581.9	1089.39	704000	881900	5303010.2	0.0482884	3138.0
1981	3463.2	1146.32	972100	1637200	8022745.3	0.0876556	4886.8
1982	4410.5	1165.19	1341900	2554200	10611859.2	0.0975238	6333.6
1983	5649.3	1177.71	1941000	3288400	13933008.1	0.0765154	8109.0
1984	8272.6	1220.14	2252700	5179000	22167739.9	0.0457225	11570.0
1985	11724.3	1282.65	3208700	8145500	35350318.4	0.0301811	17669.4
1986	14953.4	1353.31	5255100	12173200	51184759.3	0.0358825	22760.8
1987	20827.4	1383.27	8629100	17648000	75019388.0	0.0381808	27529.0
1988	33494.8	1424.30	11311600	27194200	129175103.7	0.0388702	49062.1
1989	55265.7	1472.40	19557700	47139200	230369937.1	0.0434363	86676.0
1990	82665.6	1563.23	31398000	71569600	397177547.4	0.0587948	133943.3

1991	126113.9	1594.40	46793000	117118300	634392841.1	0.0731819	226616.2
1992	210791.0	1622.08	78341100	190736200	1103604908.9	0.0767092	406239.4
1993	327226.9	1730.18	129087100	282441900	1997322597.4	0.0766652	658521.6
1994	721481.2	1636.56	230846900	630348000	3887902916.5	0.0762897	1439560.8
1995	1356313.2	1668.44	366934800	1113786400	7644206056.0	0.1070467	2720163.4



ÖZGEÇMİŞ

Yakup KÜÇÜKKALE, 30.09.1970 tarihinde Ankara'da dünyaya geldi. 1976-1981 tarihleri arasında, Ankara Karşıyaka Celayir İlkokulu'nu, 1981-1984 tarihleri arasında Ankara Yeşilevler Ortaokulu'nu ve 1984-1987 tarihleri arasında Ankara Demetevler Lisesi'ni bitiren Yakup KÜÇÜKKALE, yüksek öğrenimini de Karadeniz Teknik Üniversitesi (KTÜ) İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü'nde tamamlamıştır. KÜÇÜKKALE askerlik görevini 01.04.1992 ve 31.03.1993 tarihleri arasında Hakkari-Çukurca'da J. Kom. Asteğmen olarak yerine getirmiştir. KÜÇÜKKALE halen Karadeniz Teknik Üniversitesi Ünye İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümünde Araştırma Görevlisi olarak çalışmakta ve doktora öğrenimine devam etmektedir.

KÜÇÜKKALE bekar olup ingilizce bilmektedir.