

T.C.  
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ  
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ  
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

***DÖVİZ KURU ÖNGÖRÜSÜNE  
EKONOMETRİK BİR YAKLAŞIM***

(Yüksek Lisans Tezi)

42930

NIHAL BOZTAŞ

Danışman: PROF. DR. EBRU ERTAŞ

BURSA - 1995

## ÖNSÖZ

Konu edinilen çalışma, 1995 yılında Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsüne yüksek lisans tezi olarak sunulmuştur.

Bu çalışma, döviz kurlarını belirlemeye yönelik teorilerle başlamaktadır. Daha sonra bölümler, “döviz kuru” ve “satılma gücü paritesi” arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılması, döviz kurunun belirlenmesinde kullanılabilecek modellerin geliştirilmesi, iktisadi ve ekonometrik açıdan beklentilere uygun modellerle geleceğe yönelik öngörülerin yapılması çerçevesinde geliştirilmiştir.

Bu çalışmanın hazırlanmasında bana büyük emeği geçen danışmanım Prof. Dr. Ebru ERTAŞ’a, bilimsel desteklerini aldığım değerli hocam Prof. Dr. Sacit ERTAŞ’a, bu çalışmayı değerlendirmek için jüriye katılan saygıdeğer hocalarım Prof. Dr. Yüksel İŞYAR ve Prof. Dr. Erol İYİBOZKURT’a ve çalışmalarım sırasında benden yardımını esirgemeyen meslekdaşım Arş. Gör. Galip ALTINAY’a ve değerli arkadaşım Süreyya ATASOY’a teşekkürlerimi sunarım.

Nihal BOZTAŞ

## İÇİNDEKİLER

|                        |     |
|------------------------|-----|
| ÖNSÖZ.....             | II  |
| İÇİNDEKİLER.....       | III |
| TABLolar LİSTESİ ..... | V   |
| GİRİŞ .....            | VI  |

### BÖLÜM 1

#### DÖVİZ KURU TEORİLERİ

|  |    |
|--|----|
| 1.1. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ (SAGP) TEORİSİ.....   | 1  |
| 1.1.1. Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi Modeli..... | 6  |
| 1.1.2. Görelî Satın Alma Gücü Paritesi Modeli..... | 8  |
| 1.2. ÖDEMELER BİLANÇOSU DÖVİZ KURU TEORİSİ.....    | 10 |
| 1.3. DÖVİZ KURU TEORİSİNE PARASAL YAKLAŞIM .....   | 15 |
| 1.4. MUNDELL - FLEMING MODELİ .....                | 18 |
| 1.5. PORTFÖY DENGESİ MODELİ .....                  | 22 |

### BÖLÜM 2

#### DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ

|   |    |
|---|----|
| 2.1. NEDENSEL İLİŞKİNİN ARAŞTIRILMASININ AMACI .....  | 29 |
| 2.2. GRANGER NEDENSELLİK TESTİ .....  | 30 |
| 2.3. DURAGANLIK İÇİN DICKEY - FULLER BİRİM KÖK TESTİ ...  | 33 |
| 2.4. DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ NEDENSEL İLİŞKİNİN<br>GRANGER NEDENSELLİK TESTİ İLE ARAŞTIRILMASI ..... | 37 |
| 1. 1981.05-1994.10 DÖNEMİ .....   | 42 |
| 2. 1981.05-1989.01 DÖNEMİ .....   | 45 |
| 3. 1989.02-1994.10 DÖNEMİ .....   | 46 |

### BÖLÜM 3

#### DÖVİZ KURU BELİRLENMESİ İÇİN ALMAŞIK MODELLER

|  |    |
|--|----|
| 3.1. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ MODELLERİ .....                         | 49 |
| 3.1.1. Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi Modeli.....                   | 49 |
| 3.1.2. Görelî Satın Alma Gücü Paritesi Modeli.....                   | 56 |
| 3.2. DÖVİZ KURU DİNAMİĞİNİ BELİRLEYEN BİR MODEL.....                 | 59 |
| 3.3. HÜKÜMET POLİTİKALARININ ETKİSİNİ DİKKATE<br>ALAN BİR MODEL..... | 64 |
| 3.4. BİR EŞANLI DENKLEM MODELİ.....                                  | 66 |

### **3. BÖLÜME EK GÖRELİ SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ İÇİN MODEL DENEMELERİ**

|   |    |
|---|----|
| EK.1. DÖVİZ KURU DİNAMİĞİNİ BELİRLEYEN BİR MODEL .....                | 71 |
| EK 2. HÜKÜMET POLİTİKALARININ ETKİSİNİ<br>DİKKATE ALAN BİR MODEL..... | 72 |

### **BÖLÜM 4 EKONOMETRİK MODELLER İLE ÖNGÖRÜ VE SAGP MODELİNİN ÖNGÖRÜ GÜCÜNÜN SINANMASI**

|   |           |
|---|-----------|
| 4.1. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ MODELİ İLE ÖNGÖRÜ .....                    | 74        |
| 4.2. SAGP MODELİ İLE DÖVİZ KURUNUN (TL/\$)<br>NOKTA ÖNGÖRÜLERİ.....     | 79        |
| 4.3. SAGP MODELİ İLE DÖVİZ KURUNUN (TL/\$)<br>ARALIK ÖNGÖRÜLERİ.....    | 81        |
| 4.4. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ MODELİNİN ÖNGÖRÜ<br>GÜCÜNÜN SINANMASI..... | 83        |
| <b>GENEL DEĞERLENDİRME VE SONUÇ .....</b>                               | <b>91</b> |
| <b>TABLolar .....</b>   | <b>93</b> |
| <b>YARARLANILAN KAYNAKLAR .....</b>                                     | <b>98</b> |

**TABLolar LİSTESİ**

|   |    |
|---|----|
| Tablo 1. (TL/\$) Kurunun Gelişimi (1981.01-1994.10) .....                     | 94 |
| Tablo 2. Türkiye Tüketici Fiyatları Endeksinin Gelişimi<br>(1978-79=100)..... | 95 |
| Tablo 3. ABD Tüketici Fiyatları Endeksinin Gelişimi<br>(1978-79=100) .....    | 96 |
| Tablo 4. Para Arzı (M3) .....   | 97 |



## GİRİŞ

Ülkelerin para birimlerinin farklı olması, uluslararası ticaretin yapılabilir olması için ortak bir ödeme aracını gerektirir. Bu ödeme aracı da dövizdir. Döviz, yabancı ülke paraları cinsinden ödemeyi sağlayan her çeşit hesap, belge ve araçlardır. Kısaca ve dar anlamıyla yabancı ülke paralarına döviz denilmektedir.

Ekonomik açıdan döviz, iktisadi bir mal niteliği taşır. Bu nedenle herhangi bir mal veya hizmet gibi belli fiyatlardan belli miktarlarda arz ve talep edilir. Serbest piyasa ekonomilerinde, mal fiyatlarının ve genel fiyat seviyesinin arz ve talebe göre oluşmasına benzer şekilde, döviz piyasasına doğrudan veya dolaylı olarak bir müdahalenin bulunmadığı, uluslararası ticaretin serbest olduğu, kısacası tam rekabet piyasası koşullarındaki döviz piyasasında, dövizin fiyatı da arz ve talebe göre belirlenir ve bu fiyata da “döviz kuru” denilmektedir. Kısaca, döviz kuru dövizin fiyatıdır.

Temelde, döviz kurlarının nasıl ve ne şekilde belirleneceği ülkenin seçeceği döviz kuru sistemine bağlıdır. Geçmişten günümüze uygulana gelen döviz kuru sistemleri; ülke parasını altına bağlayan “sabit döviz kuru sistemi”, kurların belirli bir marj içerisinde ayarlanmasına izin veren “Bretton Woods” veya “ayarlanabilir döviz kuru sistemi” ve döviz kurunun arz ve talep şartlarına bağlı olarak belirlendiği “esnek döviz kuru sistemi”dir.

1970’lerden bu yana döviz kurları, esnek kur sistemi çerçevesinde büyük ölçüde özel piyasa güçleri tarafından belirlenmekte, fakat merkez bankalarının döviz kurları üzerindeki kontrolleri sürmektedir. Dolayısıyla, bir “kontrollü esnek kur sistemi” uygulanmaktadır. Günümüz sisteminde, döviz kuru değişimleri yeni bilgilere duyarlı olarak nisbeten küçük ve sürekli dalgalanmalar şeklinde ortaya çıkmaktadır. Bunların, kısa dönemde değişme oranlarının belirlenmesi ise, basit ve pratik bir şekilde mümkün olamamaktadır.

Uluslararası finansal piyasalarda, döviz kurunun belirlenmesinin yanısıra, gelecekte hangi değerleri alabileceği konusu, dış ticaretle uğraşanların, döviz spekülâtorlerinin ve hükümetlerin ilgisini bu alana yoğunlaştırmıştır. Hatta, günümüzde, enflasyon oranları yüksek olan ülkelerde (Türkiye gibi), ülke parasının fazla değer kaybetmesi, döviz kurunun sürekli yükseleceği beklentisini getirmekte ve bu yüzden getirisinin yüksek olacağı düşünülen dövizde, küçük tasarruf sahibinin dahi ilgisini çekmektedir.

Ekonomik dinamizmin geređi, döviz kurlarında kısa zaman aralıklarıyla gözlenen dalgalanmalar, bilimsel ve teknolojik alandaki gelişmelerin de katkısıyla, döviz kurlarının gelecekte hangi değerleri alacağı konusundaki uygulamalı araştırmaların artması sonucunu doğurmuştur.

Türkiye’de dışa açık büyüme politikası doğrultusunda, 1 Mayıs 1981 tarihinden itibaren T.C. Merkez Bankası tarafından, döviz kurlarının günlük olarak belirlenmesine geçilmiştir. Dolayısıyla, hem dış ticaret ile ilgilenenlerin hem de tasarruflarını döviz cinsinden değerlendirmek isteyenlerin ilgisi, döviz kurlarının gelecekte hangi yönde değişeceği noktasında toplanmaktadır. Türk Lirası’nın diğer paralar karşısındaki değerinin önceden tahmini (öngörüsü) amacıyla yapılan uygulamalı araştırmalar, yok denecek kadar azdır. Bu nedenle, bu çalışmanın konusu bu alandaki boşluğu kısmen doldurmaya yönelik olarak seçilmiştir.

Bu çalışmanın amacı, Türk Lirası’nın A.B.D. Doları karşısında gelecekteki öngörülerini etkin olarak belirlemeye yardımcı olabilen, kabul edilebilir model(ler)e ulaşabilmektir. Bu amacın gerçekleştirilmesi için, ekonometrik modellerden ağırlıklı olarak yararlanılmıştır. Ekonometrik modellerin temel alınması nedeniyle, bu modellerin doğası geređi iktisat teorisine dayanma zorunluluđu bulunmaktadır. Bunun için, döviz kuru teorilerinden “Satınalma Gücü Paritesi Teorisi” seçilerek çalışmanın çerçevesi çizilmiştir. Satınalma gücü paritesi teorisinin seçilme nedeni; döviz kurundaki değişmelerin satınalma gücündeki aşınmaları yansıtır nitelikli olması ve enflasyon oranları ile kişi başına milli gelir düzeyleri farklı iki ülke açısından ele alındığında, satın alma gücü paritesi teorisinin geçerliliğinin araştırılmasıdır. Ayrıca, uygulamaların (TL/\$) kurları ile yapılması, döviz kurlarının A.B.D. Dolarının temel alınarak belirlendiđi doğrultusundaki izlenimlere dayanmaktadır. Çünkü, Türkiye’de 1981 yılından itibaren, günlük döviz kuru hesaplamalarında A.B.D. Doları, Alman Markı ve ülkemize göre her iki ülkedeki nispi enflasyon oranı dikkate alınmaktadır. Bu da, Türk Lirası’nın büyük ölçüde ABD Dolarına bađlı olmasını gerektirmektedir.

Dört bölümden meydana gelen bu çalışmanın ilk bölümü, döviz kurunun belirlenmesine yönelik, genel kabul görmüş döviz kuru teorilerini içermektedir. Bunlardan ilki, bu çalışmaya temel teşkil eden, satınalma gücü paritesi teorisidir. Daha sonra sırayla, ödemeler bilançosu döviz kuru teorisi, döviz kuru teorisine parasal yaklaşım, Mundell - Fleming Modeli ve portföy dengesi modeli, bu bölümde ele alınacak konuları oluşturmaktadır.

## VIII

İkinci bölümde, iki ülkenin fiyat düzeyleri oranını temsil eden satınalma gücü paritesi ile döviz kuru arasındaki nedensel ilişkinin yönü ve güçlülük derecesi “Granger nedensellik testi” ile araştırılmaktadır. Bu iki değişken arasındaki nedenselliğin araştırılmasının iki temel nedeni vardır. Bunlardan ilki, Türkiye’de 1981 yılından itibaren uygulanan kontrollü esnek kur sisteminde, hükümet politikalarında meydana gelen değişikliklerin, bu iki değişkenin nedensellik ilişkisine etkilerini araştırmak, ikincisi ise, döviz kurunu belirlemeye yönelik olarak geliştirilecek ekonometrik modellerin değişkenleri arasındaki ilişkinin yönünü belirlemektir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde, döviz kurunun (TL/\$) öngörüsünde kullanılabilmek amacıyla çeşitli modeller araştırılmıştır. Bu modeller ekonometrik bazda ele alınarak incelenmiş, sonuç olarak ekonometrik açıdan kabul edilebilir sonuçlara sahip iki model, döviz kuru öngörüsünde kullanılmak üzere tespit edilmiştir.

Çalışmanın dördüncü ve son bölümünde, ekonometrik modeller ile öngörü konusuna kısaca değinildikten sonra, döviz kurunun satınalma gücü paritesi modeli ile nokta ve aralık öngöruları yapılmıştır. Bu öngörü değerlerinden yola çıkılarak, öngörü amacıyla kullanılan iki modelin öngörü başarısı, Theil’in eşitsizlik katsayısı ve Janus oranı kriterlerine göre karşılaştırılmış ve sonuçları matematiksel ve iktisadi açıdan değerlendirilmiştir.

Sonuç bölümü, bu çalışmanın amacına ulaşip ulaşmadığı konusundaki değerlendirmeyi içermektedir.



# BÖLÜM 1

## DÖVİZ KURU TEORİLERİ

Uluslararası iktisat teorisinin parasal yönü oldukça karmaşık ve uluslararası parasal ilişkilerin analizini gerektiren bir süreçtir.

Uluslararası ticaretin gerçekleşmesi, ticareti yapan ülkelerin kabul ettikleri ödeme şekilleri ve bu ödemeyi gerçekleştireceği dövize bağlıdır. Döviz dünya çapındaki ticaretin yegane aracı olduğundan dolayı dövizin bugünkü ve gelecekte beklenen değeri dış ticaretin yönünü belirleyebilecektir. Bununla birlikte, günümüzde gerek ticaret gerekse yatırım aracı olarak kullanılan dövizin gelecekteki değerinin ne olacağının bilinmek istenmesi kaçınılmaz bir durumdur. Bu nedenle uzun yıllardan beri döviz kurunu belirleme çalışmaları devam etmektedir. Fakat, döviz kurlarının nasıl belirlendiğini basit bir şekilde ortaya koyan ve kabul gören tek bir teori yoktur. Özellikle son yıllarda bu konunun son derece karmaşık olduğu idrak edilmiş ve konuyu açıklamak üzere çok sayıda yaklaşım ortaya atılmıştır. Bu yaklaşımların herbiri farklı bir sebebi ön plana çıkarır.

Çalışmanın bu bölümünde, döviz kurlarının belirlenmesinde yararlı olabilen genel kabul görmüş döviz kuru teorileri kısaca gözden geçirilecektir.

### 1.1. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ (SAGP) TEORİSİ

Satınalma gücü paritesi kavramını bilimsel olarak, ilk kullananların 19. yüzyılın ilk yarısında Weatley ve Ricardo, 1920'lerde de Gustav Cassel olduğu ileri sürülmektedir<sup>1</sup>. Fakat genelde bu teoriyi ileri sürüp, ampirik olarak test edilebilir bir hipotez halinde ilk kez formüle edenin Cassel olduğu kabul edilmektedir.

Satınalma gücü paritesini yaratan kişiler, SAGP kuramının açık ekonomilerde, reel üretimin arz tarafından belirlendiği, emek piyasalarının uzun dönem dengelerinde açıklayıcı olduğu, fiyatların tamamen esnek

<sup>1</sup>J.A. Frenkel, "Flexible Exchange Rates, Price and the Role of News: Lessons from the 1970's", *Journal of Political Economy*, August-1981, (89), s.694.

olduğu “paranın miktar teorisinin” genişletilmiş şekli olduğunu ileri sürmüşlerdir.

Basit bir anlatımla SAGP, ülke paralarının ne satın alabildiklerine göre değerlendirilmesi gerektiği görüşüdür. Bu yaklaşıma göre, iki ülke parası arasındaki değişim oranının, iki ülkenin fiyat endeksleri oranını eşitleyeceği kabul edilir. Örneğin, Türkiye’de fiyat düzeyi A.B.D.’nin iki katı ise, TL’nin satın alma gücü doların yarısı kadar olacaktır.

SAGP ilişkisi, sabit döviz kurları ile bir ülkenin enflasyon oranının dünya enflasyon oranından sapmayacağını ileri sürer. Esnek döviz kurları altında ise, SAGP bir döviz kuru belirleme teorisidir. Bu çalışmada, SAGP bu açıdan yani esnek döviz kurları altında döviz kurunun belirlenmesi açısından ele alınacaktır.

SAGP teorisi, döviz kurlarının yurtiçi ve yabancı fiyatların oranı olduğunu ifade etmektedir. Eğer, iç fiyatlar %x ve yabancı fiyatlar da %y kadar artarsa, döviz kuru da (y-x) kadar artacaktır. Örneğin iç fiyatlar %20, dış fiyatlar %10 oranında artarsa ulusal para %10 oranında değer kaybeder ve döviz kuru yükselir. Bunu aşağıda verilecek olan SAGP’nin formülasyonundan izlemek mümkündür.

SAGP, mutlak ve görel olarak iki şekilde formüle edilebilir.

Mutlak satınalma gücü paritesi (MSAGP), iki ülkenin fiyat düzeyleri oranı olarak tanımlanır, Yani,

$$(1.1) \quad MSAGP_t = \frac{P_{it}}{P_{dt}}$$

dir. Burada,

$P_{it}$  = t dönemi yurtiçi fiyat düzeyi,

$P_{dt}$  = t dönemi yurtdışı fiyat düzeyi

$MSAGP_t$  = t dönemindeki bir birim yabancı ülke parasına karşılık gelen ülke para birimi sayısının mutlak satınalma gücü paritesini gösterir.

Bu oran, döviz kurunu yansıtacak şekilde aşağıdaki gibi ele alınabilir;

$$(1.2) \quad E_t = \alpha \frac{P_{it}}{P_{dt}}$$

burada, E döviz kuru ve  $\alpha$  sabit terimdir.

Görelî satınalma gücü paritesi (GSAGP) ise, ülkelerin fiyat endeksleri oranı ile bir taban dönemdeki döviz kurunun çarpımı olarak tanımlanmaktadır.

$$(1.3) \quad \text{GSAGP} = E_0 \times \left[ \frac{(P_{it,1} / P_{dt,1})}{P_{it,0} / P_{dt,0}} \right]$$

burada,

- $E_0$  = Taban yılı döviz kuru,  
 $P_{it,1}$  = İlgili dönemde yurtiçi fiyat endeksi,  
 $P_{dt,1}$  = İlgili dönemde yurtdışı fiyat endeksi,  
 $P_{it,0}$  ve  $P_{dt,0}$  = Taban yılı yurtiçi ve yurtdışı fiyat endeksleri,  
 GSAGP = t döneminde, bir birim ülke parasına karşılık gelen yabancı ülke para birimi sayısının görelî satınalma gücü paritesini göstermektedir.

SAGP teorisine göre, kısa dönem denge döviz kuru, esnek döviz kuru sistemi altında oluşacak bir kur olarak tanımlanmaktadır. Ancak, bu yaklaşım özellikle kısa dönemde döviz kurlarında ortaya çıkan ani iniş-çıkışları açıklayabilmekten uzaktır. Bu yüzden bu yaklaşım daha çok uzun dönem için dikkate alınmaktadır. Uzun dönemde denge döviz kuru, ödemeler bilançosundaki devresel etkileri kapsayan bir zaman dönemi içinde, ödemeler bilançosu dengesini sağlayan sabit bir kur olmaktadır. Bu yüzden SAGP'nin uzun dönem denge döviz kurunun esas belirleyicisi olduğunu ve kısa dönem denge döviz kurundan uzun dönem denge döviz kuruna doğru bir eğilim içerisinde olan bir fonksiyon olduğunu söylemek mümkündür.

SAGP'nin teorisyenleri, SAGP'nin döviz kurunun esas belirleyicisi olduğu noktasında farklı görüşler ileri sürmektedirler. Örneğin, katı SAGP taraftarları, kısa dönemde denge döviz kurunun SAGP'nin cari değerinden sapmayacağı, yani<sup>2</sup>

$$(1.4) \quad EK_t = \text{SAGP}_t \quad (\text{EK}_t, \text{kısa dönem döviz kuru})$$

<sup>2</sup>E. Ertaş, "Kambiyo Kuru Teorileri: Bir Sürvey" *U.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Aralık - 1982, 3 (2), s.24.

görüşünü savunurlarken, esnek SAGP taraftarları ise, kısa dönem denge döviz kurunun SAGP'ne yaklaşma eğiliminde olacağı ve bu eğilimi engelleyen faktörlerin bulunacağı görüşünü savunurlar. Döviz kurunun SAGP'ne yaklaşma eğilimini ve dolayısıyla SAGP'nin işlemlerini engelleyen faktörler ise şöyle sıralanabilir;

- Malları bir ülkeden diğerine ulaştırma masrafları,
- Üretilen malların kalitesiyle ilgili fiyat dışı faktörler,
- Dış ticarete getirilen tarifeler ve tarife dışı engeller,
- Bir ülkedeki satıcı ve alıcıların nispi monopol gücü,
- Dış ticarete konu olmayan malların varlığı,
- Otonom sermaye akımları,
- Döviz piyasalarında spekülasyon,
- Ülkelerarası verimlilik farkları
- Resmi müdahaleler.

Bu faktörler, SAGP'ne yönelik ileri sürülen görüşlere eleştiriler olarak da karşımıza çıkmaktadır.

Esnek SAGP yaklaşımı, SAGP'nin kısa dönem denge döviz kurunun en önemli açıklayıcı değişkenlerinden biri olduğunu, fakat (1.4)'de gösterilen fonksiyonun yukarıda ele alınan faktörlerin etkilerini de içeren diğer açıklayıcı değişkenleri ve bir hata terimi içerebileceğini kabul etmektedir. SAGP'nin işlemlerini "engelleyen faktörler veya fonksiyona katılacak diğer açıklayıcı değişkenler, gözönüne alınan zaman perioduna göre kısa dönemde etkili faktörler ve uzun dönemde etkili faktörler olarak gruplandırılabilir. Örneğin, kısa dönemde döviz piyasası spekülasyonu ve uzun dönemde sürekli tek yönlü sermaye akımı, engelleyici faktör olarak ele alınabilir"<sup>3</sup>.

Bu çalışmada, SAGP'nin işlemlerini engellediği ileri sürülen bu faktörler gözardı edilerek, SAGP'nin döviz kurunun esas belirleyicisi olduğu görüşü temel alınıp, sonraki bölümlerde uygulamalar bu doğrultuda gerçekleştirilecektir.

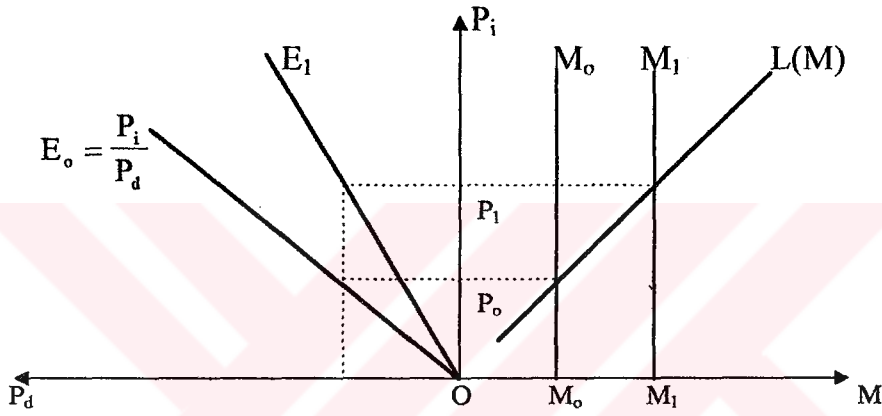
SAGP teorisi, daha önce de belirtildiği gibi paranın miktar kuramına dayanmaktadır. Miktar kuramı, para miktarındaki değişmelerin doğrudan doğruya ve aynı oranda fiyat değişmelerine neden olduğunu belirler. Dolayısıyla, para arzı ile fiyat düzeyi arasındaki bağlantı miktar teorisinden gelmektedir. Teoriye göre, para arzındaki değişme toplam talepte

---

<sup>3</sup>Ertay (1982)

değişmeye neden olur, eğer ekonomi tam istihdam seviyesinde çalışırsa (ki miktar teorisi ekonominin tam istihdam seviyesinde olduğunu varsaymaktadır), toplam talepteki bu değişme fiyat düzeyinde de değişime neden olacaktır. Bu durumda dış fiyatlar ( $P_d$ ) sabitken döviz kuru değişecektir. Para piyasası dengesi açısından yaklaşıldığında, para arzı dengede para talebine eşittir ve para talebi gelirin bir fonksiyonudur.

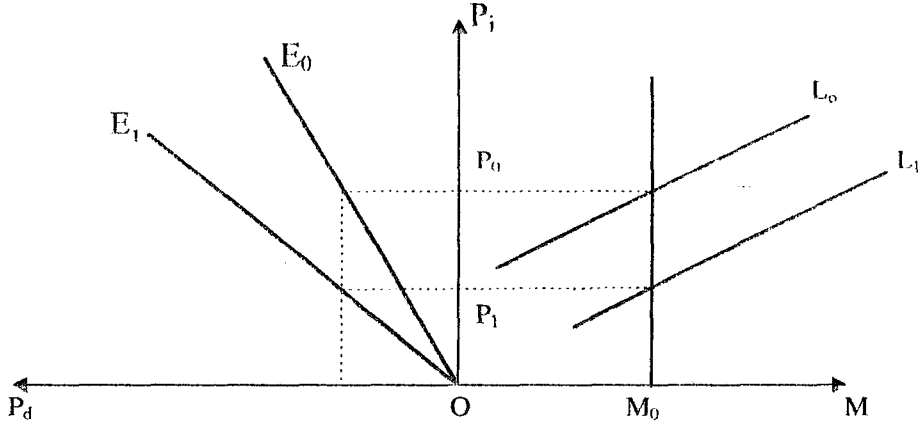
Piyasada para talebi sabitken para arzı artarsa, döviz kurları fiyat seviyesine bağlı olarak artacaktır. Bu durumu, geometrik açıdan aşağıdaki şekil yardımıyla izlemek mümkündür.



Şekil 1.1. Satın Alma Gücü Paritesi

Şekilde, M para arzı, L para talebini ifade eder. Herhangi bir dışsal faktörden dolayı ülkenin para arzında bir artış olduğunda arz eğrisi  $M_0$ 'dan  $M_1$ 'e kayacaktır. Para talebi sabitken, arzdaki artış fiyatlara etki edecek ve fiyat düzeyini  $P_0$ 'dan  $P_1$ 'e yükseltecektir. Yurtdışı fiyat düzeyinin ( $P_d$ ) sabit kaldığı varsayılırsa, yurtiçi fiyat düzeyindeki yükseliş, döviz kurunda yükselişe neden olacak ve döviz kuru  $E_0$ 'dan  $E_1$ 'e yükselecektir.

Yukarıda gelirin sabit kaldığı varsayıldı, fakat gelirin arttığı düşünülürse, bu durumda para talebi artacaktır. Para talebindeki artış ülke parasını değerlendirir ve döviz kurları düşer. Bu durum, Şekil 1.2'de para talebi eğrisinin sağa kayması şeklinde gösterilerek açıklığa kavuşturulabilir.



Şekil 1.2. SAGP'de Para talebi ve Döviz kurları

Şekilden görüldüğü üzere, para arzı sabitken gelirin artmasıyla para talebi  $L_0$ 'dan  $L_1$ 'e hareket etmiştir. Bu durumda piyasanın tekrar dengeye gelmesi ancak fiyat artışıyla mümkün olabilecektir. Fakat, para talebinin arzdan daha fazla olması yurtiçi fiyatların düşmesine neden olacak ve dış fiyatlar sabitken döviz kurları da düşecektir. Buradan şu sonuç çıkarılabilir; eğer ülkede para arzı kontrol edilirse ülkenin parası değer kazanır.

Görüldüğü gibi, para arzı ve para talebi fiyat düzeylerine (SAGP'ne) ve dolayısıyla döviz kurlarına doğrudan etki etmektedir.

Yukarıda SAGP'nin mutlak ve göreceli olmak üzere iki şekilde ifade edildiğinden sözedilmişti. Burada, her iki durumun uygulamada nasıl kullanıldığı tartışılacak ve SAGP'nin her iki versiyonuna da yöneltilen eleştiriler vurgulanacaktır.

### 1.1.1. Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi Modeli:

Mutlak satınalma gücü paritesi (MSAGP), yukarıda ifade edildiği gibi, iki ülkenin fiyat düzeyleri oranıdır. MSAGP'nin döviz kurunu ifade eden (1.2) nolu denklemi, her iki taraftan logaritması alınıp doğrusal bir fonksiyon olarak tanımlanırsa aşağıdaki forma ulaşır.

$$(1.5) \quad \ln E_t = \ln \alpha + \ln P_{it} - \ln P_{dt}$$

belirtilen fonksiyon biçiminin uygulamalı çalışmaları yapılmıştır<sup>4,5</sup>.

Mutlak satınalma gücü paritesi, ülkelerin fiyat düzeyleriyle ilgili bilgileri gerektirir. Fakat, bu bilgileri mutlak anlamda elde etmek mümkün olmadığından, genellikle fiyat endekslerinden yararlanılmaktadır.

MSAGP, çeşitli eleştirilere uğramıştır. Bu eleştirilerden birisi, MSAGP'nin serbest ticaret rejimi altında tüm malların sıfır taşımacılık maliyetiyle dış ticareti yapılan malları kapsamına aldığı görüşüdür. Bu eleştiri, sıfır taşımacılık maliyeti sözkonusu olmasa dahi tartışılması gereken bir eleştiridir. Çünkü, MSAGP dış ticareti yapılmayan malları da kapsamı içine alır. Şöyle ki; yurtiçi ve yurtdışı genel fiyat düzeyleri,

$$P_{it} = P_{iy} \cdot P_{in}$$

$$P_{dt} = P_{dy} \cdot P_{dn}$$

şeklinde gösterilebilir. Burada,

$P_{iy}$  ve  $P_{dy}$ : sırayla, yurtiçinde ve yurtdışında ticareti yapılan mallar,

$P_{in}$  ve  $P_{dn}$  : sırayla, yurtiçinde ve yurtdışında ticareti yapılmayan malları göstermektedir.

Bu durumda, MSAGP'ne göre döviz kuru;<sup>6</sup>

$$(1.6) \quad E_t = K \left( \frac{P_{it}}{P_{dt}} \right)$$

olacaktır. Burada,  $K = \left[ \left( \frac{P_{iy}}{P_{in}} \right) / \left( \frac{P_{dy}}{P_{dn}} \right) \right]$  dir ve ticareti yapılan malların

fiyatının, ticareti yapılmayan malların fiyatına nispi oranıdır. Görüldüğü gibi, aslında MSAGP, ticareti yapılmayan malları da kapsamına almaktadır.

MSAGP'ne yöneltilen bir diğer eleştiri, ülkeler arasında verimlilik (kişi başına gelir) farklılıkları nedeniyle ülkelerin iç fiyat oranlarında sistematik bir sapmanın bulunması gerektiği görüşüdür. Bu eleştirinin

<sup>4</sup> J.A. Frenkel, "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, 1978, Vol.8. s.169-191. ve P.R. Krugman, "Purchasing Power Parity and Exchange Rates", *Journal of International Economics*, 1978, vol 8. s. 387-407.

<sup>5</sup> Bu çalışmanın 3. bölümünde, bu fonksiyona ve bu fonksiyondan geliştirilen modellere yer verilecektir.

<sup>6</sup> E. Ertürk, *Döviz Ekonomisi*, Der Yayınları, İstanbul, 1994, s.97.



geçerliliğinin anlaşılabilmesi için amprik olarak araştırılması gerekmektedir. Nitekim, bu çalışmadaki uygulama da, verimlilik düzeyi farklı iki ülkeyi (ABD ve Türkiye) kapsadığından, bu eleştirinin geçerliliği, amprik uygulamalardan sonra tartışılması gereken bir konu olmaktadır.

SAGP teorisi, ayrıca fiyatların rolünü vurguladığı fakat gelirin rolünü ihmal ettiği gerekçesiyle eleştirilmektedir. Fakat, kısa dönemde gelirin fiyatlar üzerine yaptığı etki nedeniyle dış ticaret akımlarını uyarıp döviz kurlarının SAGP'den sapmasını azaltacağı ve konjonktürel dalgalanmalarda gelire fiyatların birlikte hareket ederek uzun dönemde denge döviz kuru üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığı vurgulanarak bu eleştiriye karşı çıkılabilir.

Ayrıca SAGP teorisi, döviz kurlarıyla fiyat düzeyleri arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü konusunda eleştiriye de uğramıştır. Teoriye göre fiyat düzeylerinden döviz kurlarına doğru bir nedensellik sözkonusudur. Fakat, döviz kurlarından fiyatlara doğru da bir nedensel ilişkinin olabileceği bu teoriye karşı sunulan bir eleştiridir. Fakat, normal şartlar altında yani bilinçli bir parasal politika izlendiğinde, fiyatlardan döviz kurlarına doğru bir nedensellik ilişkisi daha kuvvetlidir. Nitekim, bu çalışmanın 2. bölümünde yeralan nedensellik testleri sonucunda da uzun dönemde, fiyatlardan döviz kuruna doğru bir nedenselliğin olduğu saptanmıştır. Böylece, bu eleştiriye karşı amprik bir savunma da hazırlanmış bulunmaktadır.

### ***1.1.2. Göreli Satın Alma Gücü Paritesi Modeli :***

Göreli Satınalma Gücü Paritesi modeli uygulamada (1.3)'te verilen formülasyona eşdeğerli olarak (1.5)'de verilen MSAGP'nin 1. fark denklemi olarak ele alınmaktadır<sup>7</sup>.

$$(1.7) \quad \Delta \ln E_t = \Delta \ln P_{it} - \Delta \ln P_{dt}$$

burada;

$$\Delta \ln E_t = \ln E_t - \ln E_{t-1}$$

$$\Delta \ln P_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1}$$

$$\Delta \ln P_{dt} = \ln P_{dt} - \ln P_{dt-1}$$

dir. Bu denklem, döviz kurlarındaki yüzde değişmelerin fiyat endeksleri oranındaki yüzde değişmelere eşit olacağını ifade etmektedir.

<sup>7</sup>Bkz. Frenkel (1978)



Teoride, mutlak fiyat paritesi, mutlak fiyat düzeyleri ile ilgili bilgi gerektirmekte ise de uygulamada bunun böyle olmadığı, çünkü mutlak fiyatlara ulaşmanın mümkün olmadığından bahsedilmiştir. Bu nedenle GSAGP'de ele alındığı gibi uygun bir taban yıla göre seçilmiş fiyat endekslerinden yararlanılmaktadır. Aslında, teoride görece paritenin, mutlak pariteye üstünlüğü fiyat endeksleridir ve bu uygulamada kolaylık sağlamaktadır.

Fakat, bu noktada GSAGP bir eleştiri almaktadır. Çünkü, endekslerin hesaplanması için uygun bir taban yıla gerek vardır. Bu taban dönemi GSAGP için bir problem olmaktadır. Çünkü, uygun bir taban dönemi, döviz kurunun uzun dönem dengesinde olduğu dönemdir. Fakat, döviz kurunu uzun dönem dengesinden uzaklaştırıcı faktörler olabileceği ve taban dönemini izleyen dönemlerde iktisadi koşulların değişebileceği GSAGP'ne yöneltilen temel eleştiridir.

Ekonomik yapının, statik olmayıp dinamik karakterli olması, temel yıldaki görece fiyat yapısının gelecek yıllarda aynı kalmasına izin vermez. Ayrıca, dış ticaret kalemlerindeki değişimler ve ülkenin ekonomik yapısındaki yapısal değişim yine temel dönemdeki fiyat yapısından sapmalara neden olmaktadır. Görece fiyat yapısının değişmesi sonucunda, endeksin hesaplandığı temel dönemdeki ağırlıklar sabit kalmaz. Ancak, ekonomideki dinamizmi izleyerek, temel dönemden önemli farklılaşmalar söz konusu olduğunda temel dönemi değiştirme olanağı bulunmaktadır.

SAGP teorisiyle ilgili pek çok ampirik çalışma yapılmıştır. Bunlardan bir kaçını şöyle sıralanabilir:

Irving Kravis ve Richard E. Lipsey, enflasyon oranlarıyla döviz kurları arasındaki ilişkileri, çeşitli fiyat endeksleri kullanarak geniş şekilde incelemişlerdir<sup>8</sup>. Bu iktisatçılar, tüketici fiyat endeksi, toptan eşya fiyatları endeksi ve GSMH deflatörünü kullanarak, dış ticarete konu olan mallarla, dış ticarete konu olmayan malları ele almaktadırlar. Bu iktisatçılar, ampirik çalışmaları sonucunda SAGP'nin dış ticarete konu olan mallarda, döviz kuruna daha yakın değere sahip olduğunu bulmuşlardır. Fakat, uzun dönemde dış ticarete konu olan mallarda bile SAGP'den önemli bir sapmanın olduğunu vurgulamaktadırlar.

<sup>8</sup> I.B. Kravis ve R.E. Lipsey, "Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories", *Journal of International Economics*, May - 1978, 8(2), s.193-246.

Hans Genberg adlı iktisatçı da yaptığı testlerde, esnek kur sisteminde SAGP'den sapmaların var olduğunu ortaya koymaktadır<sup>9</sup>. Genberg, bu sapmaların fiyat düzeylerindeki değişmelerden çok döviz kurlarındaki hareketten ileri geldiğini bulmuştur.

## 1.2. ÖDEMELER BİLANÇOSU DÖVİZ KURU TEORİSİ

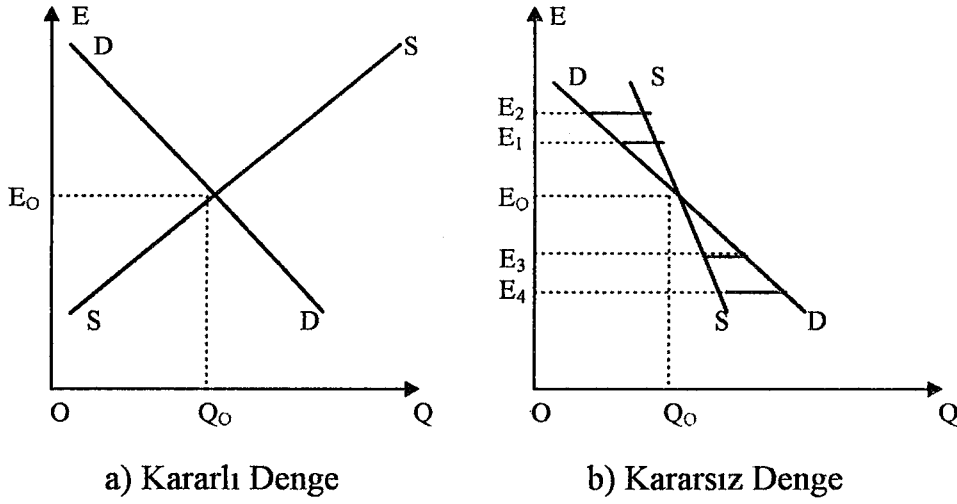
Bir ülkenin, bir yıl içerisinde dış dünya ile yaptığı ekonomik işlemlerden doğan borç ve alacakların sistematik bir şekilde tutulan kayıtlarına “ödemeler bilançosu” denir.

Ödemeler bilançosu ile döviz kuru arasında kapsam, değerlendirme ve zaman yönünden farklılıklar bulunmasına rağmen, ödemeler bilançosu işlemleri ile döviz piyasası işlemleri arasında sıkı bir bağlantı mevcuttur. Çünkü, döviz arzı ve talebini etkileyen faktörler aynı zamanda ödemeler bilançosunu da doğrudan doğruya etkileyebilmektedir. Örneğin; döviz arz ve talebine bağlı olarak meydana gelen döviz kuru değişimleri ödemeler bilançosu dengesini sağlayabilmektedir. Bir dış ödeme açığı, yani toplam döviz talebinin toplam döviz arzını aşması durumunda döviz kurları yükselmeye başlar ve bu fazlalığın tamamen giderildiği noktada yeni denge sağlanır. Bir dış fazla durumunda da döviz arzı döviz talebini aşacağı için kurlar düşer ve yeni denge kuru düzeyinde dış denge gerçekleşir.

Ödemeler bilançosu döviz kuru teorisiyle ödemeler bilançosunu modellemede kullanılan elastikiyet yaklaşımı arasında yakın bir ilişki vardır. Elastikiyet yaklaşımı aşağıda ayrıntılı olarak incelencektir. Fakat, burada üzerinde durulacak olan, arz ve talep esnekliklerinin ödemeler dengesi üzerine yaptığı etkinin geometrik incelemesidir.

Döviz kuru değişimleri yoluyla dış dengenin sağlanıp sağlanamaması döviz arz ve talep eğrilerinin şekline bağlıdır. Bu ise döviz arz ve talep esnekliklerinin bir sonucudur. Normal koşullar altında, döviz talebi eğrisi negatif eğimlidir. Ancak, ihraç mallarının dış talep esnekliklerinin çok düşük olduğu durumlarda döviz arz eğrisi de negatif eğimli olabilir. Böyle bir durumda Şekil 1.3(b)'de görüldüğü gibi, arz eğrisinin esnekliği talep eğrisinin esnekliğinden daha düşükse, kararsız bir denge hali ortaya çıkacak ve kur değişimleri yoluyla dış dengeyi sağlamak mümkün olmayacaktır.

<sup>9</sup>H. Genberg, “Purchasing Power Parity under Flexed and Flexible Exchange Rates”, *Journal of International Economics*, May - 1978, 8(2), s.247-267.



Şekil 1.3. Değişen Kurlar ve Dış Denge

Şekil (a)'da kararlı, denge, Şekil (b)'de ise kararsız denge durumu gösterilmiştir. Şekil 1.3(a)'ya göre,  $E_0$  kur düzeyinde ülkenin döviz arz ve talebi  $OQ_0$ 'ya eşit olup ödemeler bilançosu dengededir. Kurlar herhangi bir nedenle  $E_0$ 'ın altında veya üstünde bir düzeye kayarsa bu noktalarda karar kılamaz. Ortaya çıkacak değişmeler sonucu döviz fiyatları  $E_0$ 'a yönelecek ve denge ancak bu düzeyde gerçekleşecektir. Oysa, Şekil 1.3(b)'de olduğu gibi döviz kurunun  $E_0$ 'dan  $E_1$ 'e yükselme durumunda talep arzdan büyük olduğu için döviz kurları yeniden yükselecek ve böylece her seferinde ilk denge noktasından uzaklaşan bir mekanizma ile karşılaşılacaktır. Aynı şekilde  $E_0$ 'ın altına bir düşme durumunda da kurlar giderek daha düşük düzeylere yönelecek ve yine ilk denge noktasından uzaklaşılacaktır.

Döviz kurlarındaki değişmeler genellikle devalüasyonla sağlanmaktadır. Devalüasyon, dış ödemeler bilançosu açık veren ülkelerin bu açıkları gidermek için uyguladıkları önlemlerden biridir. Esneklik yaklaşımına göre devalüasyonun dış denge üzerindeki olumlu etkileri, ihracat gelirlerini arttırıp ithalat giderlerini azaltılması, başka bir deyişle dış ticaret bilançosunu iyileştirmesi yoluyla ortaya çıkar.

Devalüasyonun doğuracağı ilk etki ithal mallarını ulusal para cinsinden yerli ülke sakinlerine pahalılaştırmak ve ihraç mallarını yabancı para cinsinden dış tüketicilere ucuzlatmaktır. Bunun sonucunda da ithal mallarının yurtiçi talep esnekliğine bağlı olarak, ithalat talebi azalır ve

ithalat giderlerinden bir tasarruf sağlanır. Diğer yandan ülkenin ihrac ettiği mallarının dış talep esnekliğine bağlı olarak da ihracat hacmi genişler. Bu ise, ülkenin döviz gelirlerini artırır. Böylece, her iki olumlu etki dolayısıyla dış ticaret bilançosu ülkenin lehine değişir ve sonuç olarak ödemeler bilançosunda başlangıçta mevcut açıklar giderilmiş olur.

Söz konusu iki esneklik, yani ithal mallarının iç ve ihrac mallarının dış talep esneklikleri ne kadar yüksekse, devalüasyonun ithalat dövizlerinden tasarruf sağlama ve ihrac dövizlerini artırma etkileri de o kadar büyük olur. Fiyat etkilerini esas alması ve bunların da talep esnekliklerine bağlı olması dolayısıyla, bu yaklaşıma “esneklik yaklaşımı” denir.

Esneklik yaklaşımına göre, devalüasyonun dış ticaret bilançosunu iyileştirici etki doğurabilmesi için gerekli olan koşullar bir formül halinde aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$e_m + e_x \geq 1$$

$e_m$  = ithalatın yurtiçi talep esnekliği

$e_x$  = ihracatın yurtdışı talep esnekliği.

Bu formüle “Marshall - Lerner Koşulu” adı verilir. Bu koşula göre;<sup>10</sup>

- (i) Devalüasyon, parası değer kaybeden ülkenin ithalat talep elastikiyeti ile ihracatına olan dış talebin elastikiyeti toplam 1’i aşarsa ülkenin ticaret dengesini lehe çeviririr.
- (ii) Bu elastikiyetler toplamı 1’den küçükse, devalüasyon ticaret dengesini kötüleştirir.
- (iii) Elastikiyetler toplamı 1’e eşitse ticaret dengesi değişmesi aynı kalır.

Elastikiyetler cebirsel olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

X ulusal para olarak ihracat değerini, M yabancı para olarak ithalatın değerini, E döviz kurlarını, D ticaret bilançosu bakiyesini,  $e_m$  ve  $e_x$  ithalat ve ihracat talep esnekliklerini gösterirse;<sup>11</sup>

<sup>10</sup> E. İyibozkurt, *Ülstarararı İktisat Teorisi*, Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Yayınları, Bursa - 1989, s.285.

$$(1.8) \quad e_x = \frac{dX/X}{dE/E} = \frac{dX}{dE} \cdot \frac{E}{X}$$

$$(1.9) \quad e_m = \frac{dM/M}{dE/E} = \frac{dM}{dE} \cdot \frac{E}{M}$$

dış ticaret bilançosu bakiyesi;

$$(1.10) \quad D = X - EM$$

olarak yazılabilir (EM; ithalatın ulusal para olarak değerini göstermektedir).  
(1.10) diferansiyeli alındığında;<sup>12</sup>

$$(1.11) \quad dD = dX - EdM - MdE$$

bulunur. Böylece,

$$(1.12) \quad dX = e_x X \cdot \frac{dE}{E} \text{ ve } EdM = e_m \cdot MdE$$

eşitliği (1.11)'de yerine koyulursa,

$$(1.13) \quad dD = e_x X \cdot \frac{dE}{E} + e_m MdE - MdE$$

veya

$$(1.14) \quad \frac{dD}{M} = e_x \cdot X \frac{dE}{ME} + e_m dE - dE$$

şeklinde yazılabilir.

Eğer, başlangıçta ödemeler bilançosunun dengede olduğu kabul edilirse ( $D=0$  ve  $X/ME=1$  ise) (1.14) eşitliği

$$(1.15) \quad \frac{dD}{M} = dE(e_x + e_m - 1) \text{ olacaktır.}$$

Devalüasyon durumunda (eğer  $dE > 0$  ise)  $dD$ 'nin pozitif olması için ( $e_x + e_m > 1$ ) olması gerekir. Elastikiyetlerin toplamı 1'den ne kadar büyükse, döviz kuru değişmelerinin dış ticaret bilançosuna olumlu etkisi de o kadar artar.

<sup>11</sup> İ. Parasız, *Uluslararası Para Sistemi*, Bursa İktisadi ve Ticari İlimler Akademisi, Yayın No: 38, Bursa, 1980, s.87.

<sup>12</sup>Parasız, (1980. s.88)

Bu yaklaşımda, devalüasyonun yalnızca mal ve hizmet akımları, yani dış ticaret bilançosu yoluyla dış dengeyi sağlayıcı etkileri üzerinde durulmaktadır. Örneğin; uluslararası uzun ve kısa süreli sermaye akımları kapsam dışı bırakılmıştır.

Belirtmek gerekir ki, kısa dönem esneklikleri uzun dönemde daha düşüktür. Gerek ihracatçıların gerekse ithalatçıların devalüasyona tepkide bulunmaları bir zamana bağlıdır. Uzun dönem kavramı geçmiş anlaşmaların yerine getirilmesi veya yeni satıcı ya da alıcı bulunmasına yetecek kadar bir süreyi ifade eder. Çok kısa sürede esneklikler düşük olduğu için bunların toplamı Marshall - Lerner Koşulu'nu karşılamayabilir. Ancak, yeteri uzunlukta bir sürenin geçmesine izin verilirse devalüasyonun başarı şansı da artar.

Devalüasyonun olumlu etkilerini göstermesinin belirli bir zamana bağlı olması "J eğrisi etkisi" denilen görüşün ortaya çıkmasına neden olmuştur. Bu görüşe göre, devalüasyonun zaman içinde dış ticaret bilançosunda doğurduğu etkiler adeta bir J harfine benzer. Şöyle ki, devalüasyondan hemen sonra, dış ticaret dengesi daha da bozulur, bir süre sonra da olumlu etkiler görülmeye başlar. Ticaret dengesindeki bozulma J harfinin alt kavisli ucuna, düzelme de dikleşen kısmına benzetilir. Bu durumun oluşması şöyle açıklanabilir; devalüasyon sonucu ihraç mallarının fiyatları yabancı para cinsinden ucuzlarken yeni piyasalara girilmesi veya yabancı müşterilerle yeni satış anlaşmaları yapılması zaman alacaktır. Bu süre içinde ihracat gelirlerinde ise bir düşme beklenir. Diğer yandan, iç tüketicilerin artan fiyatlar karşısında ithalat taleplerini kısımları da hemen gerçekleşmez. Çünkü, daha önceki ithalat anlaşmaları devam etmektedir ve bu nedenle ithalat miktarı değişmezken, ithalat malları ülke parası cinsinden artar. Bu da devalüasyona rağmen döviz giderlerinin büyümesi demektir. Ancak yeterli bir süre geçtikten sonra devalüasyondan beklenen olumlu etkiler görülmeye başlar.

Yukarıda ele alınan esneklikler yaklaşımında faiz hadleri ile yurtiçi ve yurtdışı gelirleri dışsal olarak kabul edilmiştir. Eğer, bu faktörlerin içsel olduğu kabul edilirse, ödemeler bilançosu döviz kuru teorisi aşağıdaki gibi ifade edilebilir.<sup>13</sup>

$$(1.16) \quad \text{Ö.B.D.} = 0 = C(EP^*/P, Y, Y^*) + K(R, R^*, Y)$$

Ö.B.D. = Ödemeler Bilançosu Genel dengesi

C = Cari İşlemler hesabı

<sup>13</sup> Ertay, (1982)



- K = Sermaye İç Akımı  
P,P\* = Yurtiçi ve yurtdışı fiyat düzeyi  
Y,Y\* = Yurtiçi ve yurtdışı reel gelir düzeyi  
R,R\* = Yurtiçi ve yurtdışı faiz haddini gösterir.

Bu denklemin ilk terimi cari işlemler, ikinci terimi ise sermaye hareketlerini kapsamaktadır.

Sermaye piyasalarının gelişmediği ve dolayısıyla sermaye hareketlerinin olmadığı veya çok sınırlı olduğu ekonomiler için ödemeler bilançosu yaklaşımı;

$$(1.17) \quad \text{Ö.B.D.} = 0 = C(EP^* / P, Y, Y^*)$$

şeklinde ifade edilebilir.

Döviz kuru değişmelerinin ödemeler bilançosu üzerindeki etkilerini tahmin etmek oldukça güçtür. Çünkü döviz kurundaki değişmeler doğrudan doğruya ödemeler bilançosunu etkilediği için çift yönlü ilişkinin, dış dünyayı dışlamadan tutarlı makroekonomik politikaların desteğinde belirlenmesi zordur. Bu yüzden ödemeler bilançosu yaklaşımıyla, döviz kurunun belirlenmesi ampirik olarak olanaksız gibi görünmektedir.

### 1.3. DÖVİZ KURU TEORİSİNE PARASAL YAKLAŞIM

Döviz kuru teorisine parasal yaklaşıma göre, döviz kuru tamamen parasal bir olgu değildir. Çünkü, kısmen de olsa para talebine etki eden reel faktörler tarafından etkilenmektedir.

Parasal teori, döviz kurunun belirlenmesinde piyasayla ilgili çeşitli önemli varsayımlar yapmaktadır. Bu varsayımları şöyle özetleyebiliriz<sup>14</sup>.

- (i) Sermaye piyasalarında tam serbesti mevcuttur ve sermayenin tam mobilitesi<sup>15</sup> şartları gerçekleşmiştir.
- (ii) Ellerde aktif bulunanların gelecekteki döviz kurlarıyla ilgili olarak bekleyişleri, döviz kurlarını şiddetle etkiler.

<sup>14</sup> İ. Parasız ve N. Oktay, *Döviz Piyasası, Teori ve İşleyiş Mekanizması*, T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları, No. 282, İ.İ.B.F. Yayınları No.61, Eskişehir - 1988, s.54.

<sup>15</sup> Sermayenin tam mobilitesi, ödemeler bilançosunun dengede olabileceği tek bir faiz haddinin var olması demektir.

- (iii) Etkin piyasa yaklaşımı<sup>16</sup> ilkesi geçerlidir. Bu durumda kar fırsatları ortadan kalkar ve piyasa fiyatı ile ilgili bekleyişler, gelecekle ilgili tarafsız fiyat öngörülleri şeklindedir.
- (iv) Tam arbitraj koşulları mevcuttur.

Bu yaklaşım, paranın miktar teorisiyle SAGP teorisini birleştirmektedir. Ayrıca, döviz kuru ile para stoku arasında sıkı bir bağıntının olduğu ileri sürülmektedir. Teoriye göre, döviz kuru, iki ülkenin paralarının görece fiyatları olup, bu paraların arz ve talebi cinsinden ifade edilebilir. Bu ifadeye adım adım yaklaşmak mümkündür.

Para piyasası dengesi, para arzının para talebine eşit olduğu noktada kurulur. Ülke için para piyasası dengesi aşağıdaki gibi gösterilebilir<sup>17</sup>.

$$(1.18) \quad \frac{M}{P} = L(R, Y)$$

burada,  $M/P$  ülke para arzı ve  $L(R, Y)$ , ülke faiz haddi ve reel gelir düzeylerine bağlı reel para talebini göstermektedir. Benzer şekilde, yabancı ülke para piyasası denge koşulu da,

$$(1.19) \quad \frac{M^*}{P^*} = L^*(R^*, Y^*)$$

şeklinde verilir. Burada  $M^*/P^*$  yabancı ülke para arzı ve  $L^*$  yabancı ülke para talebidir. İki ülkenin para piyasası denge koşulları, döviz kurunun değerini mutlak satınalma gücü paritesine göre belirleyebilir. MSAGP,

$$(1.20) \quad E = \frac{P}{P^*}$$

idi. Burada,  $P$ , ülke fiyat düzeyi olup,

$$(1.21) \quad P = \frac{M}{L(R, Y)}$$

dir ve yabancı ülke fiyat düzeyi ise

<sup>16</sup> Etkin piyasa yaklaşımı şunu ortaya koyar: Döviz kurlarının gelecekteki hareketi hakkında herhangi bir bilgi kullanılabılır olur olmaz piyasa fiyatına yansıtılır.

<sup>17</sup> İ. Parasız, *Makro Ekonomi, Teori ve Politika*, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa, 1991, s.152.



$$(1.22) \quad P^* = \frac{M^*}{L^*(R^*, Y^*)}$$

şeklinde gösterilir. (1,21), ve (1.22)'den MSAGP'ne göre döviz kuru,

$$(1.23) \quad E = \frac{M L^*(R^*, Y^*)}{M^* L(R, Y)}$$

görelî para arzları ve görelî para talepleri tarafından belirlenir. Görelî para arzları veriyken, ülke para talebinde yabancı ülke para talebine göre bir artış, döviz kurunda azalışa neden olacaktır. Ülke reel gelirinde meydana gelen görelî bir artış  $Y/Y^*$ , ülke para talebinde görelî bir artışa neden olarak yerli paranın değerini yükseltecektir. Benzer şekilde, ülke faiz hadlerinde dış faiz hadlerine göre görelî bir azalış sözkonusu olduğunda ülke para talebindeki artıştan dolayı, ülke parasının değerinde de bir yükseliş meydana gelecektir. Bu da, döviz kurunun değerinin düşmesi anlamına gelmektedir.

(1.20) nolu denklem, GSAGP'ne göre döviz kurundaki yüzde değişimleri yansıtacak şekilde aşağıdaki gibi yazılabilir<sup>18</sup>

$$(1.24) \quad \hat{E} = \hat{P} - \hat{P}^*$$

burada;  $\hat{P} = \Delta P / P$  ve  $\hat{P}^* = \Delta P^* / P^*$  dır.

Buna göre (1.18)'den yüzde değişimleri ifade etmek üzere aşağıdaki eşitlik türetilebilir.

$$(1.25) \quad \hat{M} - \hat{P} = \hat{L} \quad \text{ve} \quad \hat{M}^* - \hat{P}^* = \hat{L}^*$$

burada,  $\hat{P} = \hat{M} - \hat{L}$  ve  $\hat{P}^* = \hat{M}^* - \hat{L}^*$ , yerli ve yabancı fiyat düzeyi ilişkilerini göstermektedir. Buna göre döviz kuru (1.24)'ten hareketle,

$$(1.26) \quad \hat{E} = \hat{P} - \hat{P}^* = (\hat{M} - \hat{M}^*) + (\hat{L}^* - \hat{L})$$

olarak ifade edilebilir. Böylece döviz kuru, görelî para arzları ve görelî para taleplerindeki değişimler tarafından belirlenmektedir.

<sup>18</sup> F.L. Batiz ve L.R. Batiz, *International Finance and Open Economy Macroeconomics*, New-York; Mc Millan Publishing Company, 1985, s.477.

Denklemin sağındaki ikinci terim olan para talebi ilişkisi, (1.18) ve (1.19)'den aşağıdaki gibi ifade edilebilir<sup>19</sup>.

$$(1.27) \quad \hat{L}^* - \hat{L} = \phi(\hat{Y}^* - \hat{Y}) + \lambda(R - R^*)$$

burada,  $\phi$  ve  $\lambda$ , her iki deęişkene ait pozitif parametrelerdir. (1.27), (1.26) içinde ikame edilirse;

$$(1.28) \quad \hat{E} = (\hat{M} - \hat{M}^*) + \phi(\hat{Y}^* - \hat{Y}) + \lambda(R - R^*)$$

olacaktır. Bu da, parasal yaklaşıma göre, döviz kurlarındaki deęişimlerin temel modelidir.

Bu şekildeki bir sonuca ulaşılan, parasal yaklaşım teorisi, döviz kurlarını belirlemede uygulama alanı olan ve geçerli bir modeldir. Bu teoriyle ilgili olarak yapılan amprik çalışmaların sonuçları, teoriyle uyumlu olabilmektedir. Fakat, aksi bir durumun olacağıının da akıldan çıkarılmaması gerekmektedir.

#### 1.4. MUNDELL - FLEMING MODELİ

Yurtiçi fiyat düzeyinin sabit tutulduğu ve çıktı talebinin belli olduğu bilinen IS-LM analizinin, dış ticarete ve sermaye akışlarına açılmasıyla elde edilen bir model aracılığıyla Mundell - Fleming analizi açıklanabilir<sup>20</sup>. Mundell - Fleming (MF) modeli, dünya faiz hadlerini veri alan, tamamen elastik arz eğrisine sahip (yabancı para cinsinden veri fiyat düzeyinde) bir küçük ülke modelidir. MF modelinde yerli ve yabancı menkul kıymetler ile yerli ve yabancı para olmak üzere dört aktif sözkonusudur. Model, menkul kıymetlerin tam olarak ikame edilebilir olmasına karşın, paraların ikame edilemez olduğunu ve sadece parayı çıkaran ülkede dolaşımda olduğunu varsaymaktadır. Ayrıca, dış faiz oranları veri iken, sermaye hesabındaki yurtiçine net sermaye akışları, yurtiçi faiz oranının ve ülke parasının beklenen deęer kazanma oranının artan bir fonksiyonu olduğu varsayılmıştır. Bununla birlikte, döviz kurları için bekleyişler statiktir, yani döviz kurudaki deęişmeler sıfır olarak kabul edilmektedir. Bu şartlar altında iç faiz haddi yabancı faiz haddine eşittir.

$$(1.29) \quad R = R^*$$

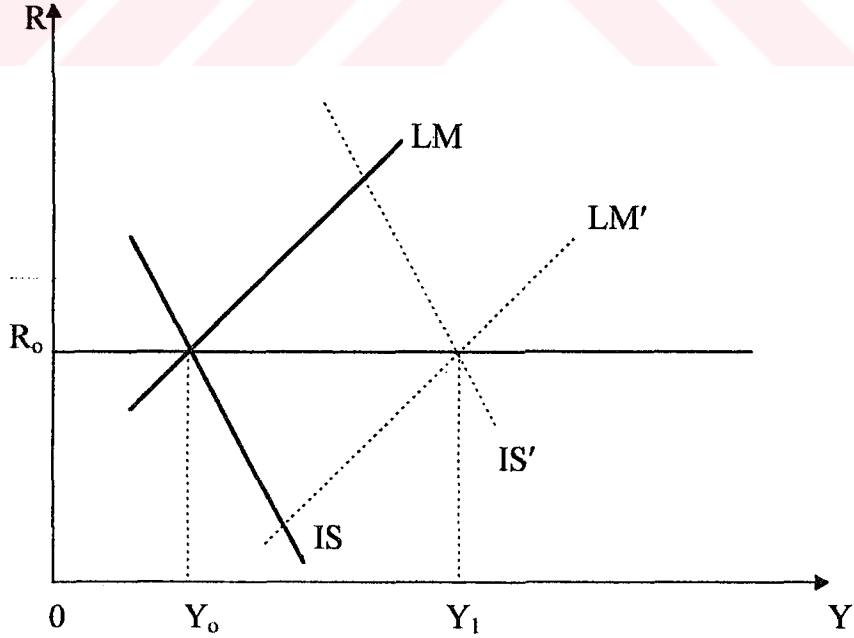
<sup>19</sup>Batiz & Batiz (1985, s.478).

<sup>20</sup>R. Mac Donald, M.P. Taylor, *Exchange Rate Economics*, Cambridge: The International Library of Critical Writings in Economics 16, (1), 1992, s.398



Şekildeki iç denge (İD) eğri eğimi de pozitiftir. Çünkü, döviz kurunda bir artış olduğunda ithalat ülke sakinlerine pahalı geleceğinden, ülke mallarına olan talep artar. Talebin artması yurtiçi üretimi artırır. Bu da iç denge gelişimi için pozitif bir etkidir. Ancak, şekilden de görüldüğü üzere, iç denge (İD) doğrusunun eğimi dış denge doğrusundan daha küçüktür. Yani, İD daha diktir. Bunun nedeni, iç denge döviz kuru değişmelerine daha duyarlı oluşudur. Ticareti yapılamayan malların fiyatı döviz kuruna duyarlı değildir ve sabit kabul edilmektedir.

Döviz kurunun serbestçe dalgalandığı varsayımı altında, yurtiçi para arzında bir genişlemenin olduğu durum ele alınırsa MF modelinin nasıl işlediği daha açık bir şekilde görülebilir. Para ve mal piyasalarının ve dış ödemelerin dengede olduğu durumda, ülke içindeki fazla para arzı faiz oranları üzerinde aşağıya doğru bir baskı yapacaktır. Çünkü, piyasanın dengeye gelmesi için para talebinin artırılması gerekecektir. Bununla birlikte faiz hadlerindeki düşme, dış sermaye çıkışlarına neden olarak döviz kurunda değer kaybına yol açacaktır. Böylece, yabancı paranın değerinin yükselmesi Marshall - Lerner şartı yoluyla, ticaret dengesinde bir eşitlenme yaratacak ve talep yabancı mallardan yerli mallara kayarken gelir artacaktır. Bunun sonucu olarak da IS eğrisi sağa kayacak ve bu süreç, para piyasası dengesi IS' 'de yeniden oluşana kadar devam edecektir. Bu yeni denge noktasında çıktı ve gelir artan para stoğunu başlangıç faiz haddinde tutmaya yetecek ölçüde artmış olmaktadır. Bu anlatılanlar aşağıdaki şekil yardımıyla daha açık olarak izlenebilir.



Şekil 1.5

Diğer yandan da, genişletici maliye politikası ile ülkedeki gelir düzeyinde bir artışın olduğu durum ele alınırsa, o takdirde para talebini para arzı seviyesinde tutabilmek için faiz hadleri yükselecektir. Faiz hadlerinin yükselmesi ile içeriye sermaye akışı olur ve bu yüzden LM eğrisi sağa kayar. Esnek kurlarda, artan faiz haddi döviz kurunda düşmeye yol açar ve ulusal paranın değeri artar. Bu ise, ticaret dengesini kötüleştirir. İthalat artarken ihracat daralmaya başlar ve IS', IS'ye doğru yönelir ve denge başlangıç düzeyinde sağlanır.

Özet olarak Mundell - Fleming analizi yurtiçi para genişlemesinin sözkonusu olduğu bir durumda, para ve mal piyasalarındaki dengeyi yeniden sağlamak için daha düşük faiz haddi ve daha yüksek çıktı düzeyini gerekli görmüş ve dış bilançoyu cari hesap aracılığıyla tutturmak için de ülke parasının değer kaybetmesine neden olacağını öngörmüştür.

Bu teori, toplam talep içindeki net ihracatın rolüne, faiz hadleri ile döviz kuru arasındaki bağlantıya dikkat çektiğinden Mundell - Fleming modeli ile denge döviz kurunun <sup>21</sup>.

$$(1.30) \quad Y = D = A(R, Y) + T(E, Y, n) + G$$

şeklindeki mal piyasası dengesinden elde edilebileceğini ima eder. Burada, A yurtiçi toplam harcama Y yurtiçi üretim, D toplam talep, R faiz haddi, T ticaret dengesi, E döviz kuru, n ihracatı kaydıran parametre ve G kamusal harcamaları göstermektedir.

Bu denge modelinden hareketle, döviz kuru tüm sistemden bir indirgenmiş kalıp denklemleri olarak

$$(1.31) \quad E = E(R, Y, \dots)$$

elde edilebilir. Fonksiyondaki noktalar, maliye politikası değişkenlerini, mal ve para talebinin diğer açıklayıcı değişkenlerini göstermektedir.

Bu analizin birçok özelliği, özellikle en yeni teorik ve deneysel gelişmelerin (parasal bir sıkıntı veya bunun sonucunda oluşan paranın değer kaybına karşı herhangi bir fiyat tepkisinin veya cevabının olmaması; dinamiklerin olmaması, örneğin, çıktı ve ticaretin tepkilerindeki gecikmeler ve J eğrisi etkileri gibi; ve beklentilerin rolü) ışığı altında şüpheli görülmektedir<sup>22</sup>. Ayrıca, faiz oranlarının sermaye akışlarına etkisinin

<sup>21</sup> Ertürk (1994, s.109).

<sup>22</sup> Mac Donald, Taylor (1992, s.399 )

sürekli olduğu kabul edilmiştir. Halbuki, eğer sermaye akışları gerçek ve istenen stoklar arasındaki eşitsizliklere göre ayarlanmayı temsil ediyorsa, sermaye akışları oldukça, bu tür etkiler yok olacaktır. Daha eksiksiz bir analizin, cari hesaptaki dengesizliklerin servet etkilerini de içeren portföy dengesi gereklerini ve menkul kıymetler tercihlerini kapsamaması gereklidir.

### 1.5. PORTFÖY DENGESİ MODELİ

Portföy dengesi modeli, Mundell - Fleming modelinin aksine tam sermaye mobilitesi varsayımını içermemektedir. Yani, ülke faiz haddinin dünya faiz haddinden küçük bir sapması sınırsız sermaye akımlarına neden olmamakta, aksine para olmayan aktiflerin birbiri yerine tam ikame edilemeyeceğini yani sınırlı bir ikameyi vurgulamaktadır. Bununla birlikte ülke menkul kıymetleri ile yabancı menkul kıymetlerin talep ve arzları arasındaki dengeyi sağlama açısından, menkul kıymetlerin getirileri yanında döviz kuru düzeyine de rol vermektedir<sup>23</sup>.

Portföy dengesi modelini, ilk ele alanlar R. Mc Kinnon ve W. Dates olmuştur.<sup>24</sup> Döviz kurlarının belirlenmesinde kullananlar ise W. Branson, P. Allen, P. Kenen, R. Dornbush ve S. Fisher'dır.<sup>25</sup>

Portföy dengesi modeli burada, kısa dönem aktif piyasası dengesi açısından ele alınacaktır. W, toplam nominal serveti göstermek üzere ülke için sınırlayıcı koşul,<sup>26</sup>

$$(1.32) \quad W = M + B + EF$$

dir.

burada, M ulusal parayı, B ülke menkul kıymetleri ve EF ülke parası cinsinden yabancı menkul kıymetlerin değerini göstermektedir. (E: döviz kurudur). R iç faiz haddi, R\* dış faiz haddi ve  $\Delta E^e$  de döviz kurunda beklenen değişme haddi olmak üzere, (1.32)'deki üç aktif için piyasa dengesi aşağıdaki gibi olacaktır.

$$(1.33) \quad M = m(R, R^*, \Delta E^e)W$$

$$(1.34) \quad B = b(R, R^*, \Delta E^e)W$$

$$(1.35) \quad EF = f(R, R^*, \Delta E^e)W$$

<sup>23</sup> Ertas (1982)

<sup>24</sup> İyibozkurt (1989, s.352)

<sup>25</sup> Ertürk, (1994, s.159)

<sup>26</sup> Ertas (1982)

Aktif arzı dışsal olarak belirlenmesine ve sabit kabul edilmesine rağmen, aktiflerin talebi iç ve dış faiz oranıyla, döviz kurunda beklenen değişmeye bağlıdır. Ülke içinde yaşayanların her üç aktifi elde tutmalarına karşılık, yabancılar sadece yabancı aktif tutmaktadırlar. Ayrıca, döviz kurundaki değişme bekleyişleri de burada önem kazanmaktadır. Eğer  $\Delta E^e = 0$  ise bekleyişler statiktir yani döviz kurlarında herhangi bir değişme olmayacağı anlamına gelir. Bu takdirde, aktiflerin talebi sadece iç ve dış faiz hadlerine bağlı olacaktır. Ancak, bekleyişler statik olmayacağından, nominal şartlarda rasyonel bekleyişler, bir sonraki dönemin döviz kuru değişmesine, bir hata payı ( $\varepsilon$ ) eklenerek ifade edilebilir. Bu durumda döviz kurlarında beklenen değişme;<sup>27</sup>

$$(1.36) \quad \Delta E^e = \Delta E_{T+1}^e + \varepsilon_{T+1}$$

olacaktır. Bu model, açık faiz paritesi koşulunu içermemektedir. Yani, model risk primini kabul eder. Bu nedenle, portföy dengesi modelleri, risk priminin görüşünü açıklayan modellerdir.

Portföy dengesi modeline göre, bir ülkenin yabancı aktif pozisyonundaki değişme ülkenin cari hesabına eşittir. Cari hesap fazlası net döviz fazlası, açığı ise döviz açığı olarak ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle,

$$(1.37) \quad SF_t - SF_{t-1} = CA_t$$

yazılabilir. SF net yabancı aktif pozisyonu, CA ise cari hesaptır. Ayrıca SF stok, CA ise akım değişkenidir. Net yabancı aktif pozisyonu, parasal otoritelerin ve özel sektörün net aktif pozisyonu olmak üzere ikiye bölünebilir. Bunu aşağıdaki gibi göstermek mümkündür.

$$(1.38) \quad SF_t = SFO_t + SFN_t$$

Burada, SFO parasal otoritelerin, SFN, özel sektörün net yabancı aktif pozisyonudur. Bu denklem, önceki içinde yerine koyulursa<sup>28</sup>.

$$(1.39) \quad SFO_t - SFO_{t-1} = CA_t - (SFN_t - SFN_{t-1})$$

elde edilir.

<sup>27</sup>Ertürk (1994, s.160)

<sup>28</sup>Ertürk, (1994, s.160)

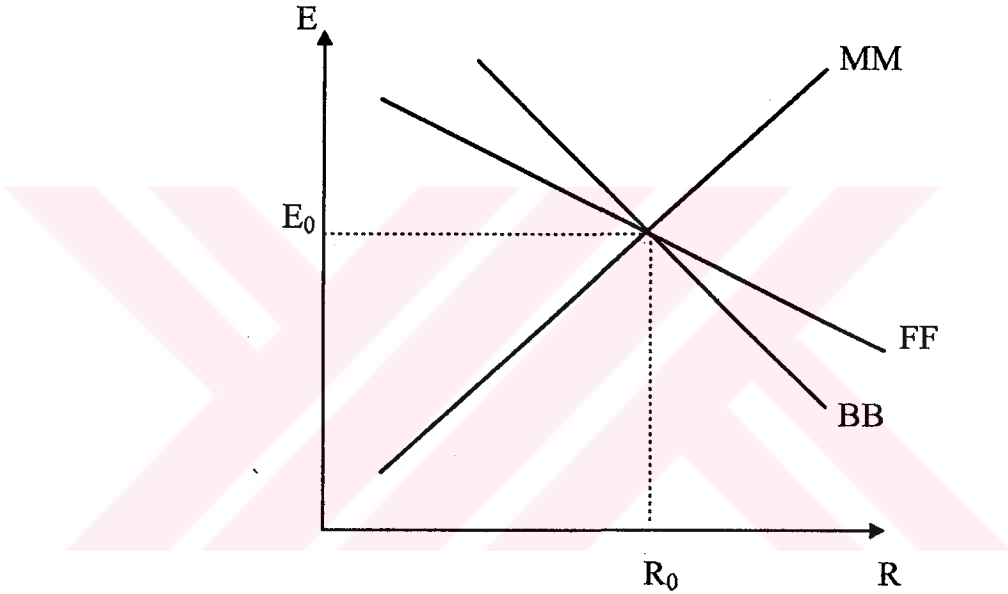


Esnek döviz kuru sisteminde, eşitliğin sol tarafı daima sıfır olur. Çünkü, para otoriteleri döviz kuruna müdahale etmezler. Böylece denklemi aşağıdaki gibi yazmak mümkündür.

$$(1.40) \quad CA_t = SFN_t - SFN_{t-1}$$

Buradan şu sonuç çıkarılabilir; Cari işlemlerle ilgili kararlar, sermaye hesabıyla ilgili kararlarla uyumludur ve onu etkiler.

Portföy dengesi modelini bir şekil yardımıyla açıklamak da mümkündür.



Şekil 1.6. Aktif Piyasa Dengesi

Şekilde E spot döviz kuru, R faiz haddi, BB ülkedeki menkul kıymetler talebi, FF yabancı aktif piyasasındaki menkul kıymetler talebi ve MM para piyasası dengesini göstermektedir.

Aktif sektörü, hem faiz haddinin hem de döviz kurunun eşanlı olarak belirlenmesine yardım eder.

Döviz kurundaki bir artış, para piyasası dengesinin devamı için iç faiz haddinde de bir artış gerektirir. Ayrıca döviz kurundaki artış, yabancı menkul kıymetlerin ülke parası cinsinden değerini arttırır. Böylece nominal servet artar, servetin artması ise para talebini arttırır. Para arzı sabit olduğundan, artan para talebi faiz haddinin yükselmesine yol açar.

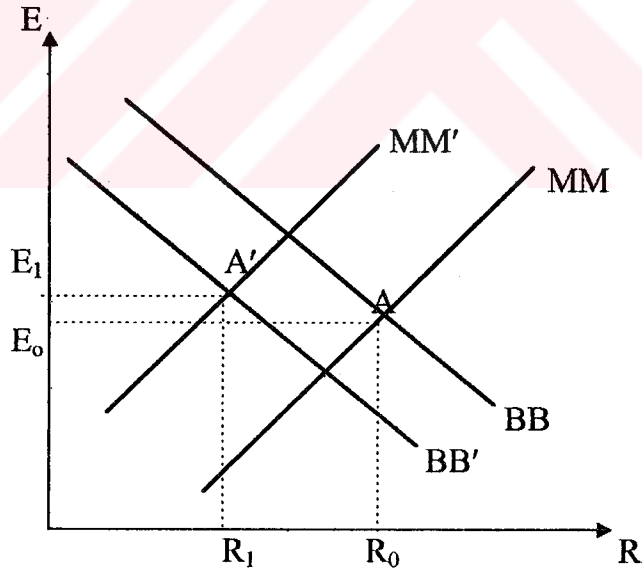


Ülkedeki menkul kıymetler talebini gösteren BB eğrisi negatif eğimlidir. Çünkü, yurtiçi servetteki artış, döviz kurunda bir artışa yol açar bu da yabancı menkul kıymetlerin talebini artırır. Bu fazla talep, yabancı menkul kıymetlerin fiyatının yükselmesi ve faiz haddinin düşmesiyle giderilir.

FF ile yabancı aktif piyasasındaki menkul kıymetler talebi gösterilmiştir. Bu egrideki hareket şu şekilde açıklanabilir. Yurtiçi faiz haddi arttığında yabancı menkul kıymetlere talep düşer. Ülkede yaşayanlar yabancı aktif yerine yerli aktifi tercih ederler. Böylece yabancı aktif satılırken yabancı para getirileri yerli paraya dönüştürülür ve buna bağlı olarak döviz kuru düşer. Bu nedenle FF negatif eğimlidir.

İç faiz haddindeki değişme, iç aktif piyasasını yabancı aktif piyasasından daha fazla etkiler. Çünkü menkul kıymetler arasında tam ikame sözkonusu değildir. Bu nedenle, BB doğrusu FF'den daha diktir.

Piyasada açık piyasa işlemleriyle, aktif alınıp, para arzının arttırılması durumunda, portföy dengesindeki gelişmeler şöyle olacaktır. Şekil yardımıyla bu gelişmeler açıklanabilir.



Şekil 1.7. Para Arzındaki Artışın Aktif Piyasasına Etkisi

Para arzının arttırılması MM doğrusunu sol yukarıya, M'M'ne, BB doğrusunu da sol aşağıya B'B'ne kaydırır. Çünkü, elinde aktif bulunduranlar, açık piyasa işlemleri yoluyla Merkez Bankasının aktif alıp, para satması halinde fazla para arzı ve fazla aktif talebiyle karşılaşacaklardır. Bu nedenle

yeni denge A yerine A' da oluşur. Faiz oranı düşer bu nedenle yerli aktiflerin getirisi yabancı aktiflere nazaran azalır. Aktif sahipleri yabancı aktiflere yönelirler. Fakat, yabancı aktif alabilmek için net fazlası olması gerektiğinden, çok kısa dönemde ise net aktif pozisyonunu değiştirmek mümkün olmadığından, döviz kuru yükselir ve yabancı aktifler geçerliliğini yitirir. Ayrıca, çok kısa dönemde döviz kurunun birden yükselmesi, para talebinin iç faiz elastikiyeti ile aktif talebinin iç faiz elastikiyetine bağlıdır. Şöyleki, eğer para talebinin iç faiz elastikiyeti, aktif talebinin iç faiz elastikiyetinden küçükse, yabancı aktif talebindeki değişme para stoğundaki yüzde değişmeden daha büyük olacak ve döviz kuru ani bir yükselme gösterecektir. Fakat bu ani yükselme kısa dönemde kaybolarak normal yükseliş durumunu alır.

Özet olarak portföy dengesi modeli, hem kısa dönem döviz kuru değişebilirliğini, hem de nominal ve reel döviz kurlarının oldukça yakın ilişki içinde olduğunu açıklamaktadır. Para arzının artması gibi dışsal şoklar, servet sahiplerinin portföylerinde yerli ve yabancı aktiflerin kompozisyonu bakımından değişmeler yapmaktadır. Mevcut yabancı aktif stoğu kolay değiştirilemez çünkü, cari hesap yavaş değişmektedir. Bundan dolayı döviz kuru hemen sıçrama yapar. Bu sıçrama aktif piyasası dengesinin sağlanması için gereklidir.

Bu teoriye göre, döviz kurlarıyla cari hesap arasında negatif yönlü bir ilişki vardır. Çünkü, para arzı artışı ülke parasının değerinde düşme yaratır, bu da cari hesap fazlasına yol açarak ülke parasının değerini artırır.

Bu sonuçlar denge döviz kuru için indirgenmiş kalıp denklemi ile özetlenebilir<sup>29</sup>.

$$(1.41) \quad E = E(R^*, M, B, F) \quad \begin{array}{l} E_R > 0 \quad ; \quad E_M > 0 \\ E_B < 0 \quad ; \quad E_F < 0 \end{array}$$

Portföy dengesi modeli, para piyasaları, döviz kuru, mal piyasaları ve cari işlemler hesabı arasındaki karşılıklı ilişkileri gözönüne almadığı için, bir kısmi denge modelidir. Fakat, diğer yandan parasal modeli genişlettiği için, döviz kuru analizinde cazip bir model olmaktadır.

Yukarıda, beş ana başlık altında toplanan döviz kuru teorilerinden, döviz kurunu belirlemek açısından hangisinin diğerinden daha üstün olduğunu, amprik olarak test etmeden söylemek mümkün değildir.

<sup>29</sup> Ertiş (1982)

Ele alınan tüm teoriler ile döviz kurunun belirlenme çalışmaları yapılarak, hangisinin daha iyi sonuç verdiği ve hangisini öngörü amacıyla kullanmanın gelecek açısından daha güvenilir olduğunun araştırılması elbette olması gereken bir durumdur. Fakat böyle bir çalışmanın boyutları oldukça geniş olacağından, bu çalışma sadece SAGP teorisiyle döviz kurlarını belirlemeye yönelik olacaktır.

SAGP'nin diğer teorilere tercih edilme nedeni, diğer teorilerden daha üstün olduğu düşünüldüğünden değil, döviz kurlarındaki yükselişlerin satınalma gücündeki aşınmaları yansıtıyor olması ve ayrıca gelişmişlik düzeyleri farklı iki ülke açısından ele alındığında bu teorisinin geçerli olup olmadığının araştırılmasıdır. Bununla birlikte, SAGP teorisi, döviz kurunu belirlemeye yönelik olarak geliştirilen ve ampirik testlere olanak veren ilk döviz kuru teorisidir. Bu çalışmadaki uygulamalarla, 1920'lerde ortaya atılan bu teorisinin, günümüz koşullarında da hala geçerli olup olmadığının araştırılması fırsatı doğacaktır. Sabit döviz kuru sisteminde, döviz kurunun esas belirleyicisi olduğu düşünülen SAGP'nin , kontrollü esnek kurların uygulandığı ve üstelik enflasyon oranının da yüksek olduğu Türkiye koşullarında, geçerli olduğu uygulama bölümündeki testlerle kabul edilirse, SAGP'ne yönelik pekçok eleştiriye de cevap verilmiş olunacaktır.

Bu nedenle, çalışmanın bundan sonraki bölümleri, SAGP teorisi esas alınarak döviz kurunu belirlemeye ve gelecekteki değerlerine ulaşmaya yönelik uygulamaları içerecektir.

## BÖLÜM 2

### DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ

Bu çalışmanın amacı, döviz kurunu en iyi şekilde öngören model veya modeller geliştirmek olarak belirlenmişti. Döviz kuru teorilerinden SAGP teorisi, döviz kuru öngörüsü için belirlenecek modelin hareket noktasını oluşturmaktadır. Ancak, ekonometrik model kurulmadan önce, döviz kuru ve SAGP değişkenleri arasındaki nedenselliğin yönü konusunda bilgi sahibi olmak, kurulacak ekonometrik modelin daha sağlıklı olması açısından gereklidir. Çünkü, ekonometrik bir modelde, hangi değişkenlerin dışsal, hangilerinin içsel oldukları model belirleme aşamasında önem kazanmaktadır.

Nedensel ilişkinin araştırılması, dışsallığın belirlenmesi ve modele dahil edilecek değişkenlerin belirlenmesi konularında yol gösterici bir nitelik taşır. Bunun nedeni nedensellik ile dışsallığın tamamen aynı kavramlar olmamasına rağmen aralarındaki sıkı bir ilişkinin varlığıdır. Özellikle nedenselliğin felsefik boyutuyla yetinilmeyip, test edilebilir bir hipotez haline getirilmesinden sonra sözkonusu iki kavram arasında ilişki kurma çabaları artmıştır. Böylece,  $Y_t$  ve  $X_t$  gibi iki değişken arasında  $X_t$ 'den  $Y_t$ 'ye doğru nedenselliğin varlığını ortaya koyan çalışmalarda,  $X_t$  dışsal (egzojen),  $Y_t$  ise içsel (endojen) değişken olarak nitelendirilmiştir. Dolayısıyla nedensellik testi ile değişkenlerin içsellik - dışsallık ayırımının kabaca yapılması, özellikle birinin diğerini ne yönde etkilediği konusunda kesin bir yargıya varılamayan iktisadi değişkenler sözkonusu olduğunda gerekli görülmektedir.

Bu noktadan hareketle, bu bölümde, döviz kurunu belirlemeye yönelik ekonometrik modelin değişkenleri arasındaki nedenselliğin yönünü belirlemek ve bu bağlamda hangi değişkenin dışsal, hangisinin içsel olduğu konusunda kaba bir fikre sahip olmak açısından "Granger Nedensellik Testi" ne ve sonuçlarına yer verilecektir. Ancak daha önce nedensellik ile ilgili araştırmanın amaçlarına değinmekte fayda vardır.

## 2.1. NEDENSEL İLİŞKİNİN ARAŞTIRILMASININ AMACI

Nedensellik iktisat teorisinden gelen bilgiye dayanarak aralarında ilişki olduğu beklenen değişkenlerin ampirik testlerle çözümlenmesini gerekli kılar. Değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin araştırılmasının, sadece dışsallığın belirlenmesi ve modele dahil edilecek değişkenlerin belirlenmesi konularında yol gösterici olabilecekleri, bunun ötesinde yapısal ekonometrik modellerden üstün olmadıkları belirtilmelidir<sup>1</sup>. Bunun nedeni, nedenselliğin sadece zaman serilerine dayandırılması ve bir değişkenin gelecek dönemlerdeki değerlerinin, kendi geçmiş değerlerinden veya kendisiyle ilişkili olduğu varsayılan diğer değişkenin geçmiş değerlerinden öngörülebilmesi anlamında ifade edilmesidir. Böylece zaman serileri veri alınarak değişkenler arasındaki ilişkinin yönü belirlenmekte ve iktisat teorisi veri alınarak ekonometrik model kurulmaktadır.

Değişkenler arasındaki nedensellik dışsallığın belirlenmesinin dışında farklı amaçlarla da araştırılabilmektedir. Örneğin;

- (i) Değişkenlerdeki nedensel ilişkinin yönünün belirlenmesi;
- (ii) Mevcut verilere dayanarak, değişkenlerin gelecek dönemdeki değerlerinin öngörülmesi,
- (iii)  $Y_t$  gibi bir değişkenin sadece kendi geçmiş değerleri ile mi yoksa,  $X_t$  gibi bir değişkenin geçmiş değerleri ile mi daha iyi öngörülebileceğinin araştırılması,
- (iv) Bir değişkende şimdiki dönemde meydana gelen bir değişimin etkisinin kaç dönem öncesine kadar dayanacağını belirlenmesi,
- (v) Dağılımlı gecikme genişliğindeki veya parametrelerdeki yapısal değişimin belirlenmesi.

Bu amaçların gerçekleşmesine yönelik olarak nedensel ilişkinin saptanması için, istatistiksel yöntemlerle nedenselliğin sınanabilir bir hipotez olarak ortaya koyulması gerekmektedir. Bu da, çeşitli araştırmacılar<sup>2</sup> tarafından geliştirilen nedensellik testleri ile mümkün olmaktadır.

<sup>1</sup>E. Işığınçok, *Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi*, Uludağ Üniversitesi Güçlendirme Vakfı Yayın No:94, U.Ü.İ.İ.B.F. İşletme İktisadı ve Muhasebe Araştırma ve Uygulama Merkezi Yayın No:95, 1994, s.90.

<sup>2</sup>Bu konu ile ilgili girişimler, Wald, Basmann, Granger, Sims, Haugh, Zellner ve Hsiao tarafından yapılmıştır.

Nedensellik testleri onu geliştiren araştırmacının adını almıştır. Değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi araştıran nedensellik testleri;

- (i) Granger nedensellik testi,
- (ii) Sims nedensellik testi,
- (iii) Haugh nedensellik testi,
- (iv) Hsiao'unun geliştirdiği nedensellik testi,
- (v) Zellner'in geliştirdiği modele dayalı nedensellik testi

Bu çalışmada, SAGP ve döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisi, Granger nedensellik testi ile araştırılacaktır. Ancak, nedensellik ile ilgili uygulamaya geçmeden önce, Granger nedensellik testi hakkında teorik bilgiye yer verilecektir.

## 2.2. GRANGER NEDENSELLİK TESTİ

Granger, yeterince yüksek dereceli iki değişkenli otoregresif bir sürecin tahmini yardımıyla, nedenselliğin test edilebilir hale gelmesini sağlamıştır. Böylelikle  $Y_t$ 'nin  $X_t$ 'ye,  $X_t$ 'nin de  $Y_t$ 'ye neden olup olmadığı hipotezi test edilebilir hale gelmiştir.

$Y_t$  ve  $X_t$  değişkenleri arasındaki nedensellik testinin yapılabilmesi için, her iki değişkenin de stokastik ve kovaryans - durağan olması gerekmektedir.  $Y_t$ 'nin ve  $X_t$ 'nin stokastik özellikleri hakkında bazı varsayımların geçerli olması gerekir. Dolayısıyla, hem  $Y_t$  hem  $X_t$ 'nin tek tek sağlamaları gereken varsayımlar şunlardır:<sup>3</sup>

- (i)  $E(Y_t) = E(Y_{t+j}) = 0$  ve  $E(X_t) = E(X_{t+j}) = 0$
- (ii)  $Var(Y_t) = Var(Y_{t+j})$  ve  $Var(X_t) = Var(X_{t+j})$
- (iii)  $Kov(Y_t, Y_{t+j}) = Kov(Y_{t+m}, Y_{t+m+j})$  ve  
 $Kov(X_t, X_{t+j}) = Kov(X_{t+m}, X_{t+m+j}); \quad j, m = +1, +2, \dots$

Bu varsayımları sağlayan zaman serilerine "kovaryans-durağan" seriler adı verilir<sup>4</sup>. Bundan sonra değişken kavramı yerine bazen "seri" kavramı kullanılacaktır. Bunun nedeni, zaman serileri çözümlemesinde "zaman değişkeni değil, "zaman serisi" kavramının kullanılmasıdır. Ancak, modellerde tabii ki değişken kavramının kullanılacağı açıktır.

<sup>3</sup> Y. İşyar, *Ekonometrik Modeller*, Uludağ Üniversitesi Güçlendirme Vakfı Yayın No. 92, U.Ü.İ.İ.B.F. İşletme İktisadi ve Muhasebe Araştırma ve Uygulama Merk. No. 93, 1994, s.561.

<sup>4</sup> H. Erlat, "Nedensellik Sınamaları Üzerine", *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 1983, 10(1), s.67.



İktisadi değişkenler genellikle kovaryans - durağan değildirler, trend ve mevsimlik dalgalanma gibi deterministik ögeler taşırlar. Bu nedenle, aşağıda anlatılan sınamaları yapmadan önce, söz konusu serileri bu deterministik ögelerden arındırmak, kovaryans - durağanlığı sağlamak içinde serilerin logaritmalarını ve birinci (veya daha yüksek dereceden) farklarını almak gibi, nedensellik yapısını bozmayan dönüşümlere uğratmak gerekecektir. Böylece, trend ve mevsimlik dalgalanma ögelerini içeren orijinal  $Y_t$  ve  $X_t$  değişkenlerinin, bu ögelerden arındırılmış stokastik ve kovaryans - durağanlık koşullarını sağlayan değişkenler olarak  $Y_t^*$  ve  $X_t^*$  ile sembolize edildiği düşünülürse, bu değişkenler için Granger'in basit nedensel modeli aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$(2.1) \quad Y_t^* = \sum_{j=1}^m a_{11,j} Y_{t-j}^* + \sum_{j=1}^m a_{12,j} X_{t-j}^* + u_{t1}$$

$$X_t^* = \sum_{j=1}^m a_{21,j} Y_{t-j}^* + \sum_{j=1}^m a_{22,j} X_{t-j}^* + u_{t2}$$

burada,  $a_{11,j}$ ,  $a_{12,j}$ ,  $a_{21,j}$  ve  $a_{22,j}$  gecikme katsayılarını,  $m$  bütün değişkenler için ortak gecikme genişliğini ve  $u_{t1}$  ile  $u_{t2}$  sorunsuz (white noise) hata paylarını gösterir Böylece,  $s \neq t$  olmak üzere  $E(u_{t1}u_{s1}) = E(u_{t2}u_{s2}) = 0$  dir. (2.1) nolu modele OEKK uygulanarak,  $X^*$ 'in  $Y^*$ 'ye neden olup olmadığı,

$$(2.2) \quad H_0(X^* \rightarrow Y^*): a_{12,1} = \dots = a_{12,m} = 0$$

hipotezi,  $Y^*$ 'nin  $X^*$ 'e neden olup olmadığı,

$$(2.3) \quad H_0(Y^* \rightarrow X^*): a_{21,1} = \dots = a_{21,m} = 0$$

hipotezi sınanarak araştırılabilir. Eğer  $H_0(X^* \rightarrow Y^*)$  reddedilmez,  $H_0(Y^* \rightarrow X^*)$  reddedilirse,  $Y^*$ 'nin  $X^*$ 'in Granger nedeni olduğu sonucuna; tersine kararlara varılırsa  $X^*$ 'in  $Y^*$ 'nin Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşılır. Eğer, ne  $H_0(X^* \rightarrow Y^*)$  ne de  $H_0(Y^* \rightarrow X^*)$  reddedilmezse  $X^*$ 'in ve  $Y^*$ 'in bağımsız olduklarına, her iki hipotez de reddedilirse iki yönlü Granger nedenselliğin veya geribildirim (feedback) in varlığına karar verilir.

(2.2) ve (2.3) nolu hipotezlerde yer alan parametrelerin herbirinin anlamlılığının test edilmesi için  $t$  testine başvurulabilir. Ancak, parametrelerin teker teker  $t$  testine tabi tutulması yerine, onların  $F$  testi

yardımıyla genel olarak anlamlı olup olmadıklarının test edilmesi daha uygundur. Böylece model (2.1) ile birlikte,

$$(2.4) \quad Y_t^* = \sum_{j=1}^m a_{11,j} Y_{t-j}^* + v_{t1}$$

$$X_t^* = \sum_{j=1}^m a_{22,j} X_{t-j}^* + v_{t2}$$

denklemleri de tahmin edilerek ( $v$ 'nin tahmini  $\varepsilon$  ve  $u$ 'nun tahmini  $e$  olmak üzere), elde edilen hata karelerinin toplamı sırasıyla  $\sum \varepsilon_{t1}^2$  ile  $\sum e_{t1}^2$  ve  $\sum \varepsilon_{t2}^2$  ile  $\sum e_{t2}^2$  karşılaştırılarak Wald tarafından geliştirilen F istatistiği;

$$(2.5) \quad F_{(m,n-2m)} = \frac{(\sum \varepsilon_{t1}^2 - \sum e_{t1}^2) / m}{\sum e_{t1}^2 / (n-2m)}$$

şeklinde hesaplanır. Burada,  $n$  örneklem hacmi,  $m$  ortak gecikme genişliğidir ve F istatistiği  $m$  ve  $(n-2m)$  serbestlik derecesine sahiptir.  $\sum \varepsilon_{t2}^2$  ile  $\sum e_{t2}^2$  değerlerine ilişkin F istatistiği aynı yöntemle hesaplanabilir. Hesaplanan F istatistiği  $m$ ,  $(n-2m)$  serbestlik derecesinde,  $\alpha$  anlamlılık düzeyindeki tablo değerinden büyükse  $H_0$  hipotezi reddedilir.  $H_0$  hipotezinin reddedilmesi, regresyonda yeralan katsayıların genel olarak anlamlı olduklarını ifade eder.

Yukarıda yeralan modellerde  $m$  değerinin büyüklüğü konusunda herhangi bir bilgi sözkonusu değildir. "Ancak, bu konuda  $m$  değeri yeterince büyük (örneğin,  $m = 1,2,3,4,5,\dots$ ) alınarak, modeller her bir  $m$  değeri için ayrı ayrı tahmin edilmek suretiyle, en güvenilir tahmin modelini veren  $m$  değerinin seçilmesi önerilebilir".<sup>5</sup>

Burada, teorik kapsamı anlatılan Granger nedensellik testi ile, bir sonraki bölümde yer alacak ekonometrik modelde kullanılacak iki değişken olan döviz kuru ve SAGP arasındaki nedensel ilişki 1981.05-1994.10 dönemi verileri kullanılarak araştırılacaktır.

Daha önce, nedensellik testlerinin uygulanabilmesi için, logaritma ve farkları alınarak kovaryans durağan hale gelen serilerin elde edilmesi gerektiğinden sözedilmişti. Bu nedenle, döviz kuru ve SAGP değişkenleri (serileri) logaritma ve fark alınmak suretiyle durağan hale getirilmelidir.

<sup>5</sup> Işığışık (1994, s.95).



Döviz kuru için bu yol aşağıdaki gibi izlenebilir.

$$(2.6) \quad \ln E_t = \ln(E_t)$$

burada, E döviz kurunu simgelemektedir ve  $\ln E_t$  döviz kurunun doğal logaritmasıdır. Daha sonra fark alınır.

$$(2.7) \quad \Delta \ln E_t = \ln E_t - \ln E_{t-1}$$

burada  $\Delta$  fark operatörüdür ve  $\Delta \ln E_t$ , logaritmik 1. dereceden farkı ifade etmektedir. Aynı şekilde 2. dereceden fark<sup>6</sup>;

$$(2.8) \quad \Delta^2 \ln E_t = \ln E_t - 2 \ln E_{t-1} + \ln E_{t-2}$$

şeklinde ifade edilebilir. Gerekğinde daha yüksek dereceden farklar benzer şekilde alınabilir.

Aynı dönüştürmeyi SAGP serisi için de yapmak gerekmektedir. SAGP basitlik amacıyla "P" ile ifade edilirse, serinin logaritması,

$$(2.9) \quad \ln P_t = \ln(P_t)$$

ve 1. dereceden fark

$$(2.10) \quad \Delta \ln P_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$$

2. dereceden fark

$$(2.11) \quad \Delta^2 \ln P_t = \ln P_t - 2 \ln P_{t-1} + \ln P_{t-2}$$

şeklinde ifade edilir. Serilerde mevsimlik dalgalanma görünmüyorsa, bu şekildeki logaritmik 1. veya 2. dereceden farkların alınmasıyla serilerin durağan hale gelmiş olmaları beklenir. Serilerin durağan olup olmadıklarının anlaşılması ise "durağanlık testi" ile mümkündür. Durağanlığın araştırılması "Dickey - Fuller Birim Kök Testi" ile yapılabilir.

### 2.3. DURAĞANLIK İÇİN DICKEY - FULLER BİRİM KÖK TESTİ

İktisadi zaman serilerinde durağanlığı test etmek amacıyla Dickey - Fuller tarafından birim kök testi geliştirilmiştir. Dickey ve Fuller aşağıdaki modeli ele alarak,

<sup>6</sup> Işığışık (1994, s.49)

$$(2.12) \quad X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + u_t \quad (t=2,3,\dots, n)$$

$X_t$  serisinin durağanlığını arařtırmak için,

$$(2.13) \quad \begin{aligned} H_0: & \rho = 1 \\ H_1: & \rho < 1 \end{aligned}$$

hipotezinin test edilmesini önermiřtir<sup>7</sup>.

$X_t$  serisinin durağanlığını test etmek amacıyla Dickey ve Fuller tarafından alternatif bir model daha geliřtirilmiřtir.

Bu model egzojen deęiřken olarak bir zaman (t) deęiřkeni içermektedir.

$$(2.14) \quad X_t = \alpha + \beta t + \rho X_{t-1} + u_t \quad (t = 2,3,\dots, n)$$

Bu model ile  $X_t$  serisinin durağanlığını arařtırmak için,

$$(2.15) \quad \begin{aligned} H_0: & \rho = 1 \\ H_1: & \rho < 1 \end{aligned}$$

hipotezlerinin test edilmesi önerilmiřtir. Burada,  $\beta$  zaman deęiřkeninin katsayısıdır. Söz konusu hipotezlerin testi için t testinden yararlanıldıęı halde, t deęerleri tablosundan yararlanılmamaktadır. Bunun yerine Dickey - Fuller tarafından geliřtirilen  $\tau$  deęerleri tablosu, t deęerlerinin yerine kullanılmaktadır. Ancak  $\tau$  deęerleri, ele alınan modele göre farklılık göstermektedir. Örneęin, (2.12) nolu model için  $\tau_\mu$  deęerleri tablosu kullanılırken, (2.14)'teki zaman deęiřkeni içeren model için  $\tau_\tau$  deęerleri tablosu kullanılmaktadır. Dolayısıyla bu uygulamada da  $\tau$  deęerleri tablosundan yararlanılacaktır.

$X_t$  serisinin durağanlığını arařtırmak üzere,  $\rho$ 'nun gerçek deęerinin 1 olup olmadıęı test edilmek istendięinde t istatistięi ( $\tau$  tablosu kullanılacaęından)

<sup>7</sup>D. Dickey ve W. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive time Series With a Unit Root", *Econometrica*, July - 1981, vol. 49, s.1057

$$(2.16) \quad \tau = \frac{\hat{\rho} - 1}{s\hat{\rho}}$$

olarak hesaplanır ve  $\tau_k$ <sup>8</sup>(kritik değer) ile karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilir. Eğer  $\tau < \tau_k$  ise  $H_0$  hipotezi kabul edilerek serinin durağan olduğuna, aksi durumda durağan olmadığına karar verilir.

(2.14) nolu model  $X_t$  serisinin 1. farkı alınarak aşağıdaki gibi yazılabilir<sup>9</sup>:

$$(2.17) \quad X_t - X_{t-1} = \alpha + \beta t + \rho X_{t-1} - X_{t-1} + e_t$$

veya,

$$(2.18) \quad \Delta X_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)X_{t-1} + e_t$$

Bu modelde,  $X_{t-1}$ 'in katsayısı olan  $(\rho - 1)$ , " $\gamma$ " olarak ifade edilirse,  $X_t$  serisinin durağanlığını araştırmak için,

$$(2.19) \quad \begin{aligned} H_0: & \gamma = 0 \quad^{10} \\ H_1: & \gamma < 0 \end{aligned}$$

hipotezlerini  $\tau$  istatistiği ile test etmek yeterli olacaktır.  $\gamma$ 'nın sıfıra eşit olup olmadığı test edilmek istendiğinde  $\tau$  istatistiği;

$$(2.20) \quad \tau = \frac{\hat{\gamma} - 0}{s\hat{\gamma}}$$

şeklinde hesaplanır. Eğer  $\tau < \tau_k$  ise  $H_0$  hipotezi kabul edilir ve serinin durağan olduğuna karar verilir. Bu basit uygulama pratiklik açısından önem kazanmaktadır.

<sup>8</sup> Burada  $\tau_k$ , kritik değeri ifade etmek üzere kullanılmıştır.  $k$  ifadesi ele alınan modele göre  $\mu$  veya  $\tau$  olarak değişmektedir.

<sup>9</sup> R. Perman, "Cointegration: An Introduction to the Literature", *Journal of Economic Studies*, 1991, 18(3), s.3-30.

<sup>10</sup> Durağanlığın olduğu sonucuna varılan  $H_0: \rho = 1$  hipotezinden hareketle,  $H_0: (\rho - 1) = 0$  yani  $H_0: \gamma = 1 - 1 = 0$  olacaktır.

Uygulamada ele alınan  $E_t$  ve  $P_t$  serilerinin durağanlığı Dickey - Fuller testi ile araştırılacaktır. Bunun için (2.18) nolu modelden hareket edilecektir.

Önce, durağan hale getirmek için (2.6)'da logaritması alınan  $E_t$  serisinin, bu logaritma alma işlemiyle durağan hale gelip gelmediği araştırılmalıdır.

(2.18)'den,

$$(2.21) \quad \Delta \ln E_t = \alpha + \beta t + \gamma \ln E_{t-1} + e_t$$

yazılabilir ve regresyon çözümü ile,

$$(2.22) \quad \begin{aligned} \Delta \ln E_t &= -0.032 - 0.0002t + 0.013 \ln E_{t-1} \\ t &= (-0.446) \quad (-0.425) \quad (0.747) \end{aligned}$$

sonuçlarına ulaşılır.

$$H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \gamma < 0$$

hipotezleri geçerli iken;  $\alpha=0.05$  anlamlılık düzeyinde  $n=100$  için  $\tau_\gamma = -3.50$ 'dir. Buna göre,  $0.747 > -3.50$  olduğundan  $H_0$  hipotezi reddedilir ve  $\ln E_t$  serisinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılır.  $E_t$  serisinin durağanlığını sağlamak amacıyla logaritma alındıktan sonra (2.7) de 1. dereceden farkı alınmıştı. Bu nedenle, logaritmik 1. dereceden farkı alınan serinin durağan olup olmadığı da aynı yöntemle test edilmelidir.

$$(2.23) \quad \Delta^2 \ln E_t = \alpha + \beta t + \gamma \Delta \ln E_{t-1} + e_t$$

regresyon sonuçları;

$$(2.24) \quad \begin{aligned} \Delta^2 \ln E_t &= 0.016 + 0.0001t - 0.754 \Delta \ln E_{t-1} \\ t &= (2.51) \quad (1.89) \quad (-10.22) \end{aligned}$$

(2.19) daki hipotezlerden yararlanarak,

$$\left. \begin{aligned} t &= -10.22 \\ \tau_\gamma &= -3.50 \end{aligned} \right\} \Rightarrow -10.22 < -3.50 \text{ olduğundan } H_0 \text{ hipotezi kabul edilir. Yani } E_t$$

serisinin logaritmik 1. farkından elde edilen seri durağandır.

Aynı dönüştürmeler  $P_t$  serisi için de yapılırsa, (2.9) da logaritması alınan serinin durağanlığının test edilmesi gerekecektir. Yani,

$$(2.25) \quad \Delta \ln P_t = \alpha + \beta t + \gamma \ln P_{t-1} + e_t$$

regresyon çözümlemesi ile

$$(2.26) \quad \begin{aligned} \Delta \ln P_t &= 0.014 + 0.00008t + 0.004 \ln P_{t-1} \\ t &= (3.48) \quad (0.33) \quad (0.546) \end{aligned}$$

sonuçlarına ulaşılır.  $\alpha=0.05$  ve  $n=100$  iken  $\tau_\tau = -3.50$  idi.  $0.546 > -3.50$  olduğundan  $H_0$  hipotezinin reddedilmesiyle  $\ln P_t$  serisinin durağan olmadığı sonucuna varılır. İşlem devam ettirilerek  $\ln P_t$  serisinin 1. dereceden farkının durağan olup olmadığı araştırılabilir.

$$(2.27) \quad \Delta^2 \ln P_t = \alpha + \beta t + \gamma \Delta \ln P_{t-1} + e_t$$

ise.

$$(2.28) \quad \begin{aligned} \Delta^2 \ln P_t &= 0.009 + 0.0001t - 0.739 \Delta \ln P_{t-1} + e_t \\ t &= (2.30) \quad (4.31) \quad (-10.1) \end{aligned}$$

regresyondan  $\gamma$  için hesaplanan  $t$  değeri  $-10.1$ 'dir. Yani  $-10.1 < -3.50$  olduğu görülür. Bu sonuca göre  $H_0$  hipotezi kabul edilir ve  $P_t$  serisinin logaritmik 1. farkından elde edilen serinin durağan olduğuna karar verilir.

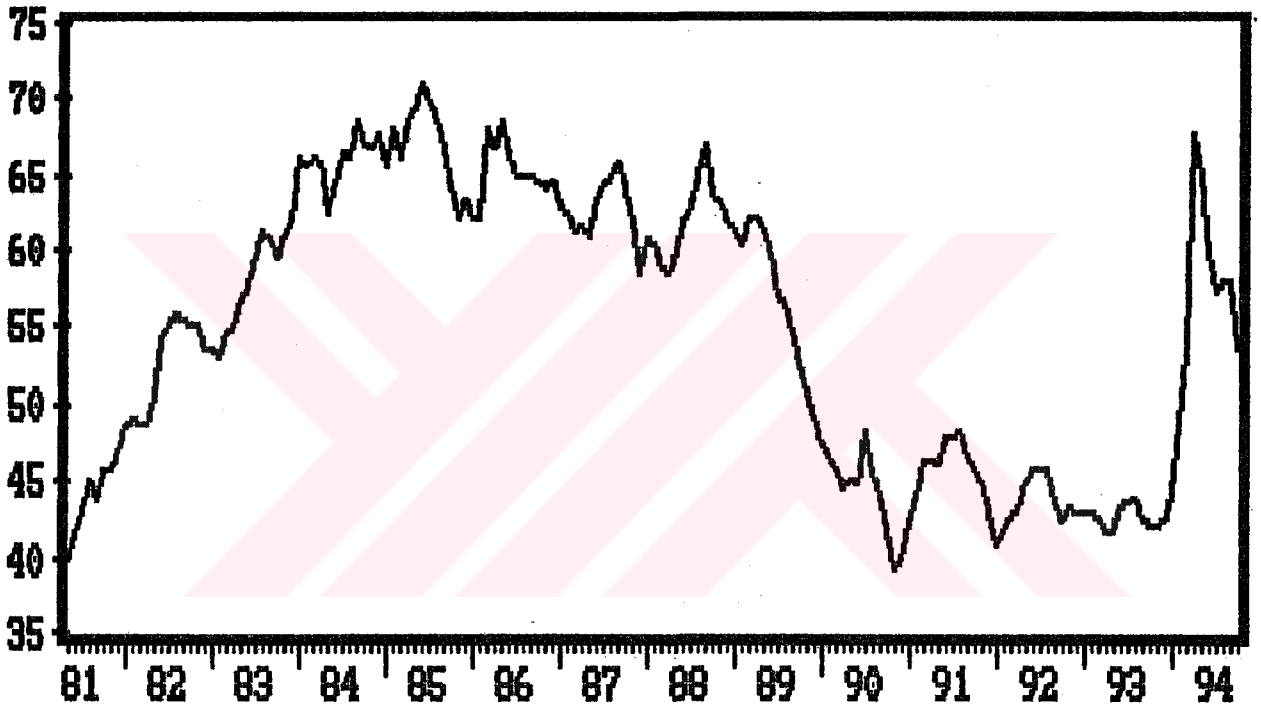
Böylece, hem  $E_t$  hem de  $P_t$  serisinin logaritmik 1. farkları, durağan hale gelmiş oldu. Dolayısıyla, bundan sonraki uygulamalar, yani döviz kuru ve SAGP değişkenleri arasındaki nedensel ilişkiyi araştırmak üzere yapılacak Granger nedensellik testi, durağan hale gelmiş olan bu serilerle yapılacaktır ve  $\Delta \ln E_t$ ,  $E_t^*$ ;  $\Delta \ln P_t$ ,  $P_t^*$  ile ifade edilecektir. Ayrıca bu ifadeler sırasıyla, Granger nedensellik testinin teorik kapsamı anlatılırken kullanılan  $Y_t^*$  ve  $X_t^*$  ifadeleri yerine kullanılacaktır.

## 2.4. DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ NEDENSEL İLİŞKİNİN GRANGER NEDENSELLİK TESTİ İLE ARAŞTIRILMASI

Döviz kuru ve SAGP değişkenleri arasındaki nedensel ilişki araştırılmadan önce, bu değişkenler üzerinde etkili olan hükümet

politikalarından bahsetmek gerekmektedir. Çünkü, hükümetin ülke ekonomisi için uygulamış olduğu politikalar, bu iki kavramın birbiri üzerindeki etkisinin yönünü değiştirebilmektedir. Dolayısıyla, bu kısımda önce tahmin dönemi olan 1981.05-1994.10 içinde uygulanagelen hükümet politikalarından özellikle döviz kuru politikaları ve bunların reel döviz kurlarına etkisi incelenecek ve sonra herbir politika dönemi ayrı ayrı ele alınarak hükümetin uyguladığı kararların döviz kuru ve SAGP üzerindeki etkileri nedensellik çerçevesinde ele alınacaktır.

RE



$RE = E_t \times \frac{P_{dt}}{P_{it}}$  olarak hesaplanmıştır. Burada, RE: Reel döviz kuru,  $P_{dt}$ : ABD tüketici fiyat endeksi,  $P_{it}$ : Türkiye tüketici fiyat endeksidir.

Yukarıda grafik, incelenen dönem içinde reel döviz kurlarının seyrini göstermektedir. Görüldüğü üzere, belirli dönemlerde reel kurlar önemli değişimler göstermiştir. Burada, bu değişimlerin nedenleri tartışılacaktır.

24 Ocak 1980 kararlarıyla ekonomide liberalleşme politikalarının izlenmeye başlaması, ekonomiye bir canlılık kazandırmıştır. Politika

demetinin uygulamaya geçmesi döviz kurlarında da hareketlilik yaratmış ve özellikle 1 Mayıs 1981'den itibaren "kontrollü esnek kur" sistemine geçilerek, döviz kurları Merkez Bankası tarafından günlük olarak ilan edilmiştir<sup>11</sup>. Kurların günlük olarak ilan edilmesiyle birlikte, 24 Ocak kararlarının ithalata getirdiği esneklikten dolayı ödemeler dengesindeki kronik açıkların önlenmesi amacıyla Türk Lirası'nın yabancı paralar karşısında eksik belirlenmesi, ihracatın vergi iadeleri ve düşük kredilerle desteklenmesi Eylül - 1988'e kadar döviz kurunun yüksek bir seviyede seyretmesine yol açmıştır. Bu uygulamanın etkisi grafikten de açıkça görülmektedir.

1984 yılında halka döviz tutma serbestisinin verilmesinden sonra, başka ülkelerde yaşanan para ikamesi olgusu başlamıştır. Para ikamesi, halkın portföyünde hem yerli hem yabancı para tutmasıdır. Para ikamesi, enflasyon oranı, faiz oranı ve yabancı paranın ülke parası karşısındaki getirisine göre yapılmaktadır. 1988 yılında mevduat faizlerinin serbest bırakılması sonucu, faiz oranları %80'lere yükselmiş, bundan dolayı tasarruf sahipleri paralarını Türk Lirası olarak bankaya yatırmayı tercih etmişler ve buna bağlı olarak ekonomide önemli bir durgunluk yaşanmıştır.

Ayrıca Eylül - 1988'den 1992'ye kadar, daha önceki dönemde olduğu gibi gerçekçi kur politikası uygulanamamış ve döviz kurları yaklaşık enflasyon hızının yarısı kadar arttığı için TL. yabancı paralar karşısında aşırı değerlenmiştir. Bununla birlikte 1988'in son aylarında ekonomideki durgunluğun giderilmesi amacıyla mevduat faizleri düşürülmüştür. Dolayısıyla, hem faiz oranlarındaki düşüşler hem de TL. nın aşırı değerlenmesi 1989 yılı başlarında döviz kurunda ani bir düşmeye neden olmuştur.

1989 yılından sonra özellikle 1990 yılı başlarından itibaren, dövizin getirisinin daha fazla olabileceği beklentisi ile halkın portföyünde döviz tutma eğilimi yükselmiştir. Bu durumu, bankalardaki döviz tevdiat hesaplarının toplam mevduatlar içindeki oranından izlemek mümkündür. Bu oranlar "1989'da %32.8, 1990'da %35.2, 1991'de %51.7, 1992'de %67.6 ve 1993'te %82.4 olmuştur"<sup>12</sup>. Bu oranlardan da Türkiye'de son yıllarda para ikamesi olgusunun hızlandığı görülmektedir. Bunun nedeni, vadesiz mevduatlara %10. faiz verilirken tasarruflara enflasyona yakın bir koruma sağlanması, yabancı paraların bankalara mevduat olarak yatırılması durumunda %6-%10 arasında yıllık faiz getirmesidir. Böylece, Türk

<sup>11</sup> İnceleme döneminin başlangıcı, kontrollü esnek kur sisteminin başlangıç tarihi olarak belirlenmiştir.

<sup>12</sup> İ. Parasız, *Kriz Ekonomisi*, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa, 1995, s.149.



lirasının yabancı paralar karşısındaki nispi değer kaybı artı faiz oranı, 1989 ve 1990 yılları dışında az da olsa getirili bir durum yaratmıştır.

1992 yılından itibaren aşırı değerlendirilmiş TL. politikasından vazgeçilmeye başlanmış ve TL'nin değer kaybı enflasyon oranına yaklaştırılarak gerçekçi kur politikası izlenmeye çalışılmıştır. Buna karşılık, yurtdışından borçlanılan kısa vadeli fonların ülkeye girişini arttırmak için faiz oranları yükseltilmiştir. Reel faiz oranlarının yüksek tutulması, ülkeye yönelik, yabancı kısa vadeli döviz akışını sağlarken öte yandan özel sektör üzerinde dışlama etkisi yaratarak özel sektör yatırımlarını olumsuz yönde etkilemiştir. Böylece Türkiye'de bir döviz kuru - faiz oranı makasının oluşmasına neden olmuştur.

1993 yılı ortalarından itibaren hükümetin, biraz da özel sektörden gelen baskılarla faiz oranlarını düşürme eğilimine girişmesi, ekonomik birimlerin yerli aktiflerden kaçarak yabancı aktiflere yönelmesine yol açmış, bu da 1994 yılı Ocak ayında yaşanan döviz krizinin en önemli nedeni olmuştur.

1994 yılının ilk aylarında yaşanan döviz şoku, ilk etapta faiz oranlarının nispi olarak yükseltilmesiyle giderilmeye çalışılmıştır. Fakat, bu etkili bir çözüm olmadığından, mali piyasalardaki finansal krizi kapsamlı bir şekilde çözümlenebilmek için "5 Nisan 1994 Kararları" uygulamaya koyulmuştur.<sup>13</sup> 5 Nisan 1994 tarihini izleyen dönemde TL'nin değerinde ani bir artış meydana gelmiş ve dolayısıyla döviz kurları ani bir düşüş göstermiştir. Fakat, buna rağmen döviz kurları olması gereken değer çok üzerinde seyretmiştir. Hatta 5 Nisan Kararlarını izleyen dönemde bir ara 1\$=42.000 TL'na yükselmiş daha sonra hemen 32.000-34.000 TL'na geri dönmüştür.

5 Nisan kararlarının yarattığı şok ve belirsizlik içinde önce yükselip sonra biraz gerileyen döviz kurları, şokun ilk etkisi ortadan kalkmasına rağmen, 1994 sonlarında dahi aynı düzeyini korumaya devam etmiştir.

Şu ana kadar, reel döviz kurlarının seyrini gösteren yukarıdaki grafikten hareketle, kurlardaki değişmelerin hangi hükümet politikalarıyla meydana geldiği açıklanmaya çalışıldı. Hükümet politikalarının uygulanmaya başladığı tarihlerde reel kurlarda ani iniş - çıkışlar görülmektedir. Bu iniş - çıkışları belirli bir denge dönemi izlemektedir, dolayısıyla politikaların etkisi belli bir döneme yayılmaktadır. Bu nedenle, aşağıda bu etki dönemleri belirlenecektir.

<sup>13</sup> Geniş bilgi için bkz. Parasız (1995, s.174-186).

Yukarıda açıklandığı ve grafikten görüldüğü üzere, sonraki dönemleri etkileyen politika uygulamalarının başlangıç ve bitiş dönemleri, değişkenler arasındaki nedenselliğin araştırılacağı dönemleri oluşturmaktadır. Buna göre;

- 1)1981.05-1994.10
- 2)1981.05-1989.01
- 3)1989.02-1994.10

incelenen dönem (1981.05-1994.10) ve bu dönem içinde iki ayrı politika dönemini içeren iki alt dönem olmak üzere toplam üç dönem için aşağıda döviz kuru ve SAGP arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik testi ile araştırılacaktır.

### UYGULAMA :

$\Delta \ln E_t$  ve  $\Delta \ln P_t$  değişkenlerinin durağan ve stokastik olduklarını göstermek üzere sırasıyla,  $E_t^*$  ve  $P_t^*$  ifadelerinin kullanılacağı belirtilmiştir. (2.4) nolu modelden hareketle kısıtlı modeller,

$$(2.29) \quad E_t^* = \sum_{j=1}^m a_{11,j} E_{t-j}^* + v_{t1}$$

$$(2.30) \quad P_t^* = \sum_{j=1}^m a_{22,j} P_{t-j}^* + v_{t2}$$

şeklinde belirlenip, m gecikme genişliğinin çeşitli değerleri için OEKK tahmin tekniği kullanılarak tahmin edilir ve hata karelerinin toplamları ( $\sum \varepsilon_{t1}^2$  ve  $\sum \varepsilon_{t2}^2$ ) bulunur.

Daha sonra (2.29) daki modele  $P_{t-j}^*$  ve (2.30)'a da  $E_{t-j}^*$  gecikmeli değişkenleri açıklayıcı değişken olarak dahil edilmek suretiyle,

$$(2.31) \quad E_t^* = \sum_{j=1}^m a_{11,j} E_{t-j}^* + \sum_{j=1}^m a_{12,j} P_{t-j}^* + u_{t1}$$

$$(2.32) \quad P_t^* = \sum_{j=1}^m a_{21,j} E_{t-j}^* + \sum_{j=1}^m a_{22,j} P_{t-j}^* + u_{t2}$$

şeklindeki kısıtsız modeller tahmin edilerek  $\sum e_{t1}^2$  ve  $\sum e_{t2}^2$  bulunur.

Bu dört modelden elde edilen, hata kareleri toplamlarından hareketle F istatistiği hesaplanır. Böylece, döviz kuru için;

$$(2.33) \quad F_E^* = \frac{(\sum \varepsilon_{t1}^2 - \sum e_{t1}^2) / m}{\sum \varepsilon_{t1}^2 / (n - 2m)}$$

ve SAGP için;

$$(2.34) \quad F_P^* = \frac{(\sum \varepsilon_{t2}^2 - \sum e_{t2}^2) / m}{\sum \varepsilon_{t2}^2 / (n - 2m)}$$

hesaplanır. Bulunan bu değerler F kritik değerleriyle karşılaştırılarak (2.33) için (2.2)'deki hipotez (2.34) için (2.3) deki hipotez sınanabilir. Her bir "m" gecikmesi için bu değerler hesaplanarak, hipotezler sınanır ve  $H_0$  kabul edilirse, ilgilenilen değişkenler arasında nedensel ilişkinin olmadığına; tersi durumda hangi değişkenin katsayıları için  $H_0$  reddedildiyse, o değişkenden diğerine nedensellik ilişkisi olduğuna karar verilir.

Bu yöntem esas alınarak yukarıda belirtilen her bir dönem için Granger Nedensellik Testi aşağıdaki gibi uygulanır.

### 1. 1981.05-1994.10 DÖNEMİ

$m=1$  ise,  $n=161$   
(2.29)'un tahmini,

$$\hat{E}_t^* = 0.578E_{t-1}^* \\ t. \quad (8.99)$$

$$\bar{R}^2 = -0.122 \quad \sum \varepsilon_{t1}^2 = 0.340829$$

(2.30)'un tahmini,

$$\hat{P}_t^* = 0.759P_{t-1}^* \\ t. \quad (14.32)$$

$$\bar{R}^2 = -0.106 \quad \sum \varepsilon_{t2}^2 = 0.136921$$

(2.31)in tahmini,

$$\hat{E}_t^* = 0.375E_{t-1}^* + 0.345P_{t-1}^*$$

t. (3.85)      (2.72)

$$\bar{R}^2 = -0.079 \quad \sum e_{t1}^2 = 0.325653$$

(2.32)'nin tahmini,

$$\hat{P}_t^* = 0.106E_{t-1}^* + 0.653P_{t-1}^*$$

t. (1.69)      (8.01)

$$\bar{R}^2 = -0.093 \quad \sum e_{t2}^2 = 0.134484$$

sonuçları elde edilir ve F istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$F_E^* = \frac{(0.340829 - 0.325653)/1}{0.325653/(161-2)} = 7.50$$

$$F_P^* = \frac{(0.136921 - 0.134484)/1}{0.134484/(161-2)} = 2.82$$

$\alpha=0.05$  ve  $v_1=1$ ,  $v_2=159$  için  $F_k=3.84$ 'tür. Buna göre  $F_E^* > F_k$  ve  $F_P^* < F_k$  dir ve döviz kuru için  $H_0$  reddedilir, SAGP için ise  $H_0$  kabul edilir ve sonuçta  $m=1$ 'de SAGP'den döviz kuruna doğru ( $P_t^* \Rightarrow E_t^*$ ) bir nedenselliğin olduğu sonucuna varılır.

Aynı hesaplamalar  $m=3$  için yapılırsa;

$n=159$

$$E_t^* = 0.434E_{t-1}^* + 0.160E_{t-2}^* + 0.096E_{t-3}^*$$

t. (5.45)      (1.86)      (1.21)

$$\bar{R}^2 = -0.078 \quad \sum e_{t1}^2 = 0.322309$$

$$P_t^* = 0.554P_{t-1}^* + 0.211P_{t-2}^* + 0.070P_{t-3}^*$$

t. (6.89)      (2.34)      (0.865)

$$\bar{R}^2 = -0.046 \quad \sum e_{t2}^2 = 0.127373$$

ve;

$$E_t^* = 0.361E_{t-1}^* + 0.109E_{t-2}^* - 0.110E_{t-3}^* + 0.066P_{t-1}^* + 0.018P_{t-2}^* + 0.401P_{t-3}^*$$

t. (3.609) (1.053) (-1.098) (0.417) (0.108) (2.6)

$$\bar{R}^2 = -0.021 \quad \sum e_{t1}^2 = 0.299565$$

$$P_t^* = 0.114E_{t-1}^* - 0.009E_{t-2}^* - 0.003E_{t-3}^* + 0.439P_{t-1}^* + 0.224P_{t-2}^* + 0.075P_{t-3}^*$$

t. (1.76) (-0.15) (-0.05) (4.27) (2.06) (0.76)

$$\bar{R}^2 = -0.045 \quad \sum e_{t2}^2 = 0.124762$$

$$F_E^* = \frac{(0.322309 - 0.299565)/3}{0.299565/(159 - 6)} = 3.80$$

$$F_P^* = \frac{(0.127373 - 0.124762)/3}{0.124762/(159 - 6)} = 1.07$$

$$F_{0.05(3,153)} = 2.60 \Rightarrow F_E^* = 3.80 > 2.60$$

$$F_P^* = 1.07 < 2.60$$

olduğundan, döviz kuru için  $H_0$  reddedilip, SAGP için kabul edilir ve  $m=3$  de SAGP'den döviz kuruna doğru ( $P_t^* \Rightarrow E_t^*$ ) bir nedenselliğin olduğu sonucuna varılır.

Benzer şekilde,  $m=4,5,\dots, 16$  gecikmeye kadar olan  $F_E^*$  ve  $F_P^*$  istatistikleri hesaplanarak, sadece iki gecikme genişliği için çözüm yöntemi verilen Granger nedensellik testinin sonuçları, aşağıdaki tabloda toplu halde sunulmuştur.

Tablo 2.1. Nedensellik İçin  $F^*$  İstatistikleri (1981.05-1994.10)

| m  | n   | $v_1, v_2$ | $F_E^*$ | $F_P^*$ | $\sum e_{t1}^2$ | $\sum e_{t2}^2$ | $\sum e_{t1}^2$ | $\sum e_{t2}^2$ | $F_{0.05}$ |
|----|-----|------------|---------|---------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------|
| 1  | 161 | 1,159      | 7.50    | 2.82    | 0.325653        | 0.134484        | 0.340829        | 0.136921        | 3.84       |
| 3  | 159 | 3,153      | 3.80    | 1.07    | 0.299565        | 0.124762        | 0.322309        | 0.127373        | 2.60       |
| 5  | 157 | 5,147      | 2.78    | 1.14    | 0.270923        | 0.106895        | 0.295605        | 0.110990        | 2.21       |
| 6  | 156 | 6,144      | 2.32    | 0.99    | 0.268133        | 0.100414        | 0.294395        | 0.104544        | 2.10       |
| 9  | 153 | 9,135      | 1.00    | 1.24    | 0.258303        | 0.092333        | 0.275666        | 0.099852        | 1.88       |
| 12 | 150 | 12,126     | 0.80    | 0.81    | 0.252948        | 0.085448        | 0.272315        | 0.092049        | 1.75       |
| 16 | 146 | 16,114     | 0.75    | 1.07    | 0.236353        | 0.078391        | 0.260164        | 0.090255        | 1.57       |

Tablodan görüldüğü gibi, 6. gecikme de dahil olmak üzere döviz kuru değişkeni için hesaplanan  $F_E^*$  değerleri  $F_{0.05}$  değerinden büyüktür. Bunun anlamı, bu değişken için boş hipotezin reddedilip,

$H_1: a_{12,1} \neq a_{12,2} \neq \dots \neq a_{12,m} \neq 0$  şeklindeki alternatif hipotezin kabul edilerek  $P_i^*$  değişkeninden  $E_i^*$  değişkenine doğru bir nedenselliğin olduğu sonucuna varılmasıdır. Diğer taraftan  $F_p^*$  değerlerinin tamamı kritik değerin altındadır. Bu yüzden  $P_i^*$  değişkeni için boş hipotez kabul edilerek, döviz kurundan SAGP'ne doğru bir nedenselliğin olmadığına karar verilir. Her iki değişken için sonuçlar birlikte değerlendirilirse, 1981.05-1994.10 dönemi için SAGP'den döviz kuruna doğru ( $P_i^* \Rightarrow E_i^*$ ) bir nedenselliğin olduğu ortaya çıkmaktadır.

Uygulamada aylık veriler kullanıldığından, gecikme genişliği büyük tutulmuştur. Fakat, gecikme genişliğinin artması, değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin açıklanmasına önemli bir katkı sağlamadığından daha büyük gecikmeler için  $F^*$  değerlerinin hesaplanmasına gerek duyulmamıştır.

## 2. 1981.05-1989.01 DÖNEMİ

Yukarıdaki değerlendirmeleri bir önceki dönemin alt dönemi olarak kabul edilebilecek , bu dönem için de yapmak mümkündür. Bu dönemin bir alt dönem olarak seçilmesinin nedeni, 1981.05-1994.10 dönemi içindeki iki ayrı politika döneminden biri olmasıdır. 1981 yılının mayıs ayında yürürlüğe giren günlük kur uygulamaları ile birlikte, ödemeler dengesindeki açıkların önlenmesi amacıyla Türk Lirası'nın yabancı paralar karşısında eksik belirlenmesi sonucu 1988 yılının son aylarına kadar döviz kuru yüksek bir düzeyde seyretmiştir. 1988 yılının son aylarında hükümetin faiz oranlarını düşürmesi ve Türk Lirasının bu dönemde aşırı değerlenmesi 1989 yılı başında döviz kurlarında ani bir düşmeye yol açmıştır. Döviz kurunun ani yükselişiyle ani düşüşü arasında geçen bu dönem, döviz kurunu belirli bir düzeyde dengede tutan bir politikanın uygulandığı dönem olduğundan, bu dönemdeki politik kararların döviz kuru ve SAGP arasındaki nedenselliğin yönüne etkisi, bu kısımda araştırılacaktır.

Tablo 2.2. Nedensellik İçin  $F^*$  İstatistikleri (1981.05-1989.01)

| m  | n  | $v_1, v_2$ | $F_E^*$ | $F_p^*$ | $\sum e_{i1}^2$ | $\sum e_{i2}^2$ | $\sum e_{i1}^2$ | $\sum e_{i2}^2$ | $F_{0.05}$ |
|----|----|------------|---------|---------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------|
| 1  | 93 | 1,91       | 32.86   | 2.75    | 0.064181        | 0.033811        | 0.087480        | 0.034946        | 3.92       |
| 3  | 91 | 3,85       | 5.86    | 2.62    | 0.049591        | 0.028729        | 0.059648        | 0.031387        | 2.76       |
| 4  | 90 | 4,82       | 4.75    | 1.06    | 0.048611        | 0.027041        | 0.059613        | 0.029950        | 2.53       |
| 5  | 89 | 5,79       | 2.55    | 2.34    | 0.043133        | 0.025187        | 0.049902        | 0.029357        | 2.37       |
| 6  | 88 | 6,76       | 1.81    | 2.12    | 0.041877        | 0.024710        | 0.047933        | 0.028929        | 2.25       |
| 9  | 85 | 9,67       | 1.00    | 1.69    | 0.039139        | 0.019929        | 0.044313        | 0.024332        | 2.04       |
| 12 | 82 | 12,58      | 0.65    | 1.13    | 0.037750        | 0.018127        | 0.042804        | 0.022401        | 1.92       |
| 16 | 78 | 16,46      | 0.79    | 0.60    | 0.029948        | 0.015489        | 0.038119        | 0.021751        | 1.92       |

Tablo incelendiğinde, döviz kuru değişkeni için hesaplanan  $F_E^*$  değerleri gecikme genişliği arttıkça azalmaktadır. Özellikle 5. gecikmeden sonra  $F_E^*$  değerleri  $F_{0.05}$  değerlerinden küçüktür. Bu da, ilave edilen her gecikmenin SAGP ile döviz kuru arasındaki nedensel ilişkiyi araştırmaya katkısının olmadığını gösterir.  $F_E^*$  değerleri 5. gecikme dönemine kadar anlamlı sonuçlar vermiştir, yani bu değişken için oluşturulan  $H_0$  hipotezi reddedilir. Bunun sonucunda da SAGP'ni ifade eden  $P_t^*$  değişkeninden döviz kuru değişkenine ( $E_t^*$ ) doğru bir nedensel ilişkinin olduğuna karar verilir. Öteyandan  $F_P^*$  istatistiklerinin tüm gecikmeler için değerleri kritik değerlerden küçüktür. Bu nedenle  $P_t^*$  değişkeni için  $H_0$  hipotezi kabul edilir ve döviz kurundan SAGP'ne doğru bir nedensel ilişkinin olmadığı sonucuna varılır. Dolayısıyla her iki değişken için hesaplanan  $F^*$  istatistiklerinin ve hipotezlerin birlikte değerlendirilmesi sonucu 1981.05-1989.01 dönemi için SAGP'den döviz kuruna doğru ( $P_t^* \Rightarrow E_t^*$ ) nedensel ilişkinin olduğuna karar verilir.

### 3. 1989.02-1994.10 DÖNEMİ

İncelenen tüm dönem (1981.05-1994.10) içinde, politika kararları açısından ikinci alt dönem olarak ele alınabilecek olan bu dönem, 5 Nisan 1994 Kararlarının sonuçlarını kapsadığı için, SAGP ve döviz kuru arasındaki nedensel ilişkinin araştırılması açısından önemlidir. Çünkü, 1994 yılının başında yaşanan döviz şoku ve hemen ardından gelen hükümet tedbirleri, döviz kurunun baskı altında tutulmasını sağlayarak TL'ni aşırı değerlendirmiştir. Bu dönemde enflasyon hız kazanıp üç rakamlı boyutları zorlarken, döviz kurları, baskılar nedeniyle enflasyon hızından fazla etkilenmemiştir. Bu nedenle, döviz kurlarının SAGP'den sapmasının fazla olabileceği düşünülerek, aralarındaki nedensel ilişkinin yönünün araştırılması önem kazanmaktadır.

Buradan hareketle, 1989.02-1994.10 dönemi için hesaplanan  $F^*$  istatistikleri değerlendirilerek, 1994 yılında yaşanan şokun, değişkenler arasındaki nedenselliğin yönüne etkileri saptanacaktır.

Tablo 2.3. Nedensellik Testi İçin  $F^*$  İstatistikleri (1989.02-1994.10)

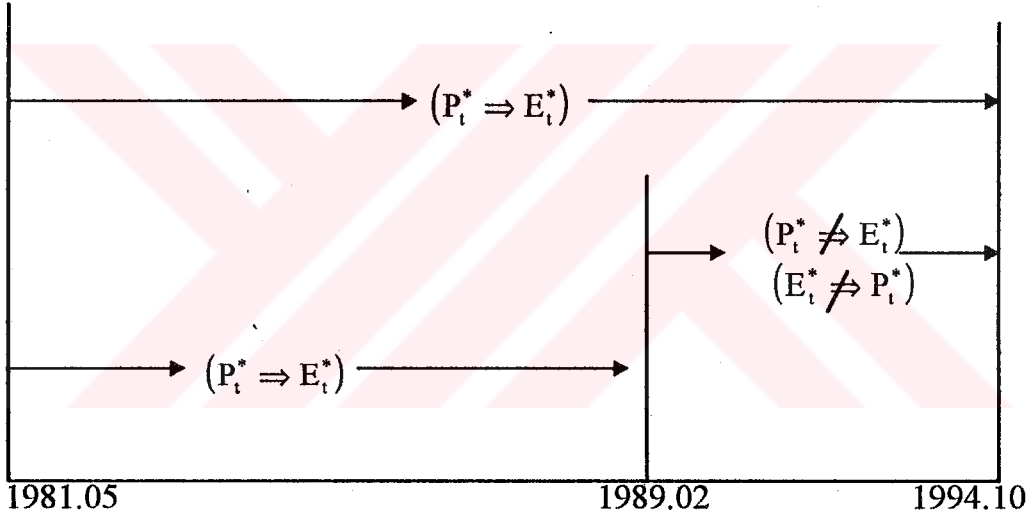
| m  | n  | $v_1, v_2$ | $F_E^*$ | $F_P^*$ | $\sum e_{t1}^2$ | $\sum e_{t2}^2$ | $\sum e_{t1}^2$ | $\sum e_{t2}^2$ | $F_{0.05}$ |
|----|----|------------|---------|---------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------|
| 1  | 68 | 1,66       | 0.29    | 1.13    | 0.251823        | 0.099698        | 0.252945        | 0.101375        | 3.92       |
| 3  | 66 | 3,60       | 2.16    | 1.06    | 0.224057        | 0.090473        | 0.248069        | 0.095163        | 2.76       |
| 5  | 64 | 5,54       | 1.58    | 0.31    | 0.203785        | 0.075147        | 0.233720        | 0.077326        | 2.37       |
| 6  | 63 | 6,51       | 1.41    | 0.43    | 0.200765        | 0.065460        | 0.233550        | 0.068826        | 2.25       |
| 9  | 60 | 9,42       | 0.76    | 0.77    | 0.174460        | 0.055656        | 0.202097        | 0.065356        | 2.04       |
| 12 | 57 | 12,33      | 0.52    | 0.61    | 0.165796        | 0.050422        | 0.197309        | 0.061355        | 2.00       |



Tablodan görüldüğü gibi, hesaplanan  $F^*$  istatistiklerinin tümü iki değişken için de anlamsızdır. Bu da, hem  $E_t^*$  hem de  $P_t^*$  değişkenleri için  $H_0$  hipotezinin reddedilmemesi anlamına gelir. Buradan, her iki değişken arasında nedensellik ilişkisi yoktur sonucu çıkarılabilir. Yani  $(E_t^* \not\Rightarrow P_t^*)$ ,  $(P_t^* \not\Rightarrow E_t^*)$  dir ve değişkenler birbirinden bağımsızdır.

Bu dönemde yaşanan ekonomik olaylar görüldüğü gibi, değişkenler arasındaki nedenselliğin yönüne etki etmiş ve enflasyon yüksek boyutlara ulaşırken döviz kurlarının daha küçük oranlarla değişmesi döviz kurunu SAGP'den saptırarak değişkenlerin birbirinden bağımsız olduğu görünümünü vermiştir.

Yukarıda ele alınan üç ayrı dönem için, döviz kuru ve SAGP arasındaki nedensel ilişki aşağıdaki şema ile özetlenebilir.



Şema gözönüne alınarak genel bir değerlendirme yapıldığında, şu söylenebilir; ele alınan tüm dönem ve birinci alt dönemde nedensellik SAGP'den döviz kuruna doğrudur. Aslında, ikinci alt dönemde de SAGP'den döviz kuruna doğru bir nedensel ilişki beklenebilirdi, çünkü, bu dönemin ekonomik olayları, tüm inceleme dönemindeki nedenselliğin yönünü etkilememiştir ve dolayısıyla Mayıs -1981 den itibaren kararlı bir şekilde seyreden döviz kuru ve SAGP arasındaki nedensellik ilişkisi bu dönemde de devam edecek izlemine vermektedir. Fakat, görüldüğü gibi ikinci alt dönem olarak ele alınan 1989.02-1994.10 dönemi içinde yaşanan ekonomik şoklar ve hükümetin ekonomik istikrar programı, bir alt dönem olarak incelendiğinde, değişkenler arasında nedensellik ilişkisini bozduğu

halde tüm inceleme döneminde değişkenler arasındaki nedenselliğin yönüne etki etmemiştir.

Yukarıda, (1981.05-1994.10) döneminde SAGP'den döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunması, 3. bölümde oluşturulacak modeller için SAGP'nin döviz kurunu belirleyen dışsal değişken olarak kullanılabilmesi anlamına gelmektedir.



## BÖLÜM 3

### DÖVİZ KURU BELİRLENMESİ İÇİN ALMASIK MODELLER

Bu bölümde, döviz kurunun (TL/\$) öngörüsü için en etkin ekonometrik modeli belirleme amacıyla model denemeleri yapılmış ve bazı ekonometrik tekniklerden yararlanılmıştır.

#### 3.1. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ MODELLERİ

Döviz kuru teorilerinden satınalma gücü paritesi (SAGP) teorisi anlatılırken, SAGP'nin mutlak ve görelî olmak üzere ikiye ayrıldığı belirtilmiştir. Bu nedenle uygulamalar, SAGP'nin hem mutlak hem de görelî versiyonuna yönelik olacaktır. Yurtiçi satınalma gücünü en iyi tüketici (veya gecenme) endekslerinin temsil ettiği genel kabul gördüğünden, bu çalışmada da tüketici fiyat endekslerinden yararlanılacaktır.

Çalışmanın bu kısmında, SAGP modelleri önce mutlak ve görelî olmak üzere ayrı ayrı ele alınıp incelenecektir. Fakat, uygulamaların ilerleyen safhalarında böyle bir ayırımı gidilmeyecektir.

Bu çalışmada yeralan modeller, Türkiye'de sabit kur uygulamasının sona erip, Merkez Bankası'nın günlük kur uygulamalarına geçtiği ve dolayısıyla, kontrollü esnek döviz kuru sisteminin uygulanmaya başlandığı Mayıs - 1981 ve Nisan - 1994 dönemi verilerinden hareketle tahmin edilmiştir.

##### 3.1.1. Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi Modeli:

2. Bölümde, döviz kuruyla SAGP arasındaki nedensel ilişkiyi sınanan Granger nedensellik testleri sonucunda, Mayıs - 1981'den Ekim - 1994'e kadar olan dönemde, SAGP'den (fiyatlardan) döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensel ilişkinin varlığı bulunmuştu. Ayrıca  $X_t$ 'den  $Y_t$ 'ye doğru tek yönlü nedenselliğin varlığı durumunda,  $X_t$ 'nin  $Y_t$ 'yi belirleyen dışsal değişken olduğu sonucuna varılabileceği belirtilmişti. Bu nedenle döviz kurunu belirlemek amacıyla oluşturulacak modelde de SAGP'ni, döviz kurunu açıklayan dışsal bir değişken olarak ele almak mümkündür.

Döviz kurlarının, yurtiçi ve yurtdışı fiyatlar üzerine regres edildiği modelin en çok kullanılan formu (doğal logaritma cinsinden) aşağıda verilmiştir:

$$(3.1) \quad \ln E_t = \ln \alpha + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln P_{dt} + u_t$$

burada,

$E_t$ : t dönemindeki döviz kuru (1\$=... TL)

$\alpha$ : sabit terim

$P_{it}$ : t dönemi yurtiçi (Türkiye) fiyat düzeyini temsil eden sabit esaslı indeks

$P_{dt}$ : t dönemi yurtdışı (çalışmada A.B.D.) fiyat düzeyini temsil eden sabit esaslı endekstir.

Bu modeli OEKK ile tahmin etmeden önce, modelin parametreleriyle ilgili iktisadi beklentilere değinmekte fayda vardır. Yurtiçi fiyat düzeyini temsil eden ( $\ln P_{it}$ ) değişkeninin katsayısı olan  $\beta_1$ 'in değeri pozitif olarak beklenmektedir. Bunun nedeni, yurtiçi fiyat düzeyinin döviz kuruyla aynı yönde değişmesidir. Örneğin; Türkiye'de fiyat düzeyinde meydana gelen bir artış, Türk Lirası'nın yabancı paralar karşısında değer kaybetmesine, dolayısıyla döviz kurlarının yükselmesine neden olacaktır. Öte yandan  $\beta_2$  parametresinin değerinin negatif olması beklenir. Çünkü, Yurtdışındaki fiyat düzeyi değişimlerinin döviz kurlarına ters yönlü etkisi vardır. Örneğin A.B.D.'nin genel fiyat düzeyinde bir artış meydana geldiğinde Amerikan Doları yabancı paralar (örn. Türk Lirası) karşısında değer yitirecek ve böylece Türkiye'de döviz kuru (TL/\$) düşecektir.

Bu beklentiler matematiksel olarak;

$$\frac{\partial \ln E_t}{\partial \ln P_{it}} > 0 \quad \text{ve} \quad \frac{\partial \ln E_t}{\partial \ln P_{dt}} < 0$$

yani  $\beta_1 > 0$  ve  $\beta_2 < 0$  olacaktır.

Bu iktisadi bekleyişlerle (3.1) nolu model OEKK ile tahmin edilerek aşağıdaki sonuçlara ulaşılır:

$$(3.2.) \quad \ln \hat{E}_t = -5.736 + 0.789 \ln P_{it} + 1.26 \ln P_{dt}$$

$$t. \quad (-3.915) \quad (34.99) \quad (3.89)$$

$$R^2 = 0.991 \quad \bar{R}^2 = 0.991 \quad DW = 0.086 \quad \sum e^2 = 2.595211$$

$$F = 9169.678$$

Bu sonuçlardan görüldüğü üzere, tüm parametreler istatistiki açıdan anlamlı sonuçlar vermiştir. Çünkü, hesaplanan t istatistikleri, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değer olan  $t_k = \mp 1.645$  değerinden büyüktür.  $\beta_1$  parametresinin tahmini iktisadi beklentilere uygun olmakla birlikte,  $\beta_2$ 'nin tahmini iktisadi beklentilere uygun değildir. Çünkü, parametre tahmininin negatif değer alması bekleniyordu, oysa pozitif sonuç vermiştir. Bu da, iktisadi olarak anlamsız olduğundan, yurtdışı fiyat düzeyinin döviz kuruna etkisi konusunda herhangi bir açıklama getirmek mümkün değildir.

Determinasyon katsayısına bakıldığında, yurtiçi ve yurtdışı fiyat düzeyindeki değişimlerin, döviz kurundaki değişimlerin %99'unu açıkladığı söylenebilir.

Ayrıca, değişkenlerin logaritmik olmalarından dolayı, parametre tahminleri elastikiyetleri de göstermektedir. Buna göre, yurtiçi fiyat düzeyinde meydana gelecek %1'lik bir artışın döviz kurunu yaklaşık %0.79 oranında arttıracığını; yurtdışı fiyat düzeyinde meydana gelecek %1'lik bir artışın ise döviz kurunu %1.26 oranında arttıracığını söylemek mümkündür. Fakat,  $\hat{\beta}_2$  iktisadi olarak anlamsız olduğundan dolayı elastikiyet yorumu da açıklayıcı değildir.

Hata terimleri arasında, 1. dereceden otokorelasyonun olup olmadığını sınavan Durbin - Watson (DW) istatistiğinin değeri, kritik değer olan  $[k'=2(\text{sabit terim dışındaki açıklayıcı değişken sayısı}) \text{ ve } n=100 \text{ için}] d_L=1.63$ 'den küçüktür ve bu nedenle;

$$H_0: \rho = 0 \text{ (1. dereceden otokorelasyon yoktur)}$$

$$H_1: \rho \neq 0 \text{ (1. dereceden otokorelasyon vardır).}$$

hipotezleri veriyken, 1. dereceden otokorelasyonun olmadığı şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilir ve modelde 1. dereceden otokorelasyonun olduğu sonucuna varılır.

Hata terimlerinin otokorelasyonlu olması durumunda OEKK tahmincileri eğilimsiz ve tutarlı olma özelliklerini korurken, etkin olma

özelliklerini kaybederler. Bu durumda anlamlılık testleri ve güven aralıklarının oluşturulması yanlış yorumlar yapılmasına neden olur. Çünkü, regresyon parametrelerinin standart hataları ve hata terimlerinin varyansları sapmalı tahmin edilirler. Bu nedenle otokorelasyon probleminin ortadan kaldırılması gerekmektedir.

Otokorelasyon problemini ortadan kaldırmak için uygun yöntem, rassal değişkeni klasik EKK varsayımlarını sağlayacak bir model türetecek biçimde ilk verileri dönüştürmektir<sup>1</sup>.

İlk verilerin otokorelasyon problemini çözecek biçimde dönüştürülmesi için, otokorelasyon katsayısı ( $\rho$ ) nun bir tahmini gerekmektedir. Bu katsayı çeşitli yöntemlerle tahmin edilebilir. Fakat burada, Cochrane - Orcutt iteratif çözüm yöntemi kullanılacaktır.

Bu yöntem ,  $\rho$ 'ya yavaş yavaş yaklaşılmamasını önerir. Şöyleki ki;

Önce ilk verilere OEKK uygulanarak  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}_1$  ve  $\hat{\beta}_2$  parametre tahminleri bulunur. Bu işlem (3.1) nolu modelin OEKK ile tahmini yoluyla yukarıda gerçekleştirildi. Bu tahminler kullanılarak ilk tur kalıntılar hesaplanır.

$$(3.3) \quad \hat{e}_t = \ln E_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_1 \ln P_{it} - \hat{\beta}_2 \ln P_{dt}$$

hesaplanan bu kalıntılar ile  $\rho$ 'nun ilk tur tahmini yapılır:

$$(3.4) \quad \hat{\rho} = \frac{\sum \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}}{\sum \hat{e}_{t-1}^2}$$

$\hat{\rho}$  kullanılarak ilk veriler aşağıdaki gibi dönüştürülür.

$$(3.5) \quad \ln E_t - \hat{\rho} \ln E_{t-1} = \alpha(1 - \hat{\rho}) + \beta_1 (\ln P_{it} - \hat{\rho} \ln P_{it-1}) + \beta_2 (\ln P_{dt} - \hat{\rho} \ln P_{dt-1}) + (u_t - \hat{\rho} u_{t-1})$$

burada;  $\ln E_t - \hat{\rho} \ln E_{t-1} = \ln E_t^*$

$$\alpha(1 - \hat{\rho}) = \alpha^*$$

$$\ln P_{it} - \hat{\rho} \ln P_{it-1} = \ln P_{it}^*$$

$$\ln P_{dt} - \hat{\rho} \ln P_{dt-1} = \ln P_{dt}^*$$

$$u_t - \hat{\rho} u_{t-1} = v_t$$

<sup>1</sup>A. Koutsayiannis, *Ekonometri Kuramı*, Verso Yayıncılık, Ankara, 1989, s.213.

olmak üzere (3.5) nolu denklem aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$(3.6) \quad \ln E_t^* = \alpha^* + \beta_1 \ln P_{it}^* + \beta_2 \ln P_{dt}^* + v_t$$

Bu modele OEKK uygulanarak parametrelerin ikinci tur tahminleri  $(\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$  elde edilir. Bu parametreler kullanılarak ikinci tur kalıntılar hesaplanır.

$$(3.7) \quad \hat{e}_t = \ln E_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_1 \ln P_{it} - \hat{\beta}_2 \ln P_{dt}$$

ve buradan  $\rho$ 'nun ikinci tur tahmini bulunur,

$$(3.8) \quad \hat{\rho} = \frac{\sum \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}}{\sum \hat{e}_{t-1}^2}$$

ilk değişkenleri dönüştürmek için  $\hat{\rho}$  kullanılır.

$$(3.9) \quad \ln E_t - \hat{\rho} \ln E_{t-1} = \alpha(1 - \hat{\rho}) + \beta_1 (\ln P_{it} - \hat{\rho} \ln P_{it-1}) + \beta_2 (\ln P_{dt} - \hat{\rho} \ln P_{dt-1}) + (u_t - \hat{\rho} u_{t-1})$$

ve bu modele OEKK uygulanarak parametrelerin üçüncü tur tahminleri  $(\hat{\hat{\alpha}}, \hat{\hat{\beta}}_1, \hat{\hat{\beta}}_2)$  elde edilir. Bu parametre tahminleri ile üçüncü tur kalıntılar bulunur.

$$(3.10) \quad \hat{\hat{e}}_t = \ln E_t - \hat{\hat{\alpha}} - \hat{\hat{\beta}}_1 \ln P_{it} - \hat{\hat{\beta}}_2 \ln P_{dt}$$

Bu kalıntılardan da  $\rho$ 'nun üçüncü tur tahminleri  $\hat{\hat{\rho}}$  elde edilir.

$$(3.11) \quad \hat{\hat{\rho}} = \frac{\sum \hat{\hat{e}}_t \hat{\hat{e}}_{t-1}}{\sum \hat{\hat{e}}_{t-1}^2}$$

Bu iteratif süreç  $\rho$ 'nun tahmini yakınsak hale gelinceye kadar sürdürülür.

(3.1) nolu modelden, yukarıda anlatılan yöntemle 4 iterasyon sonunda yakınsak hale gelen  $\rho$  tahmini,  $\hat{\rho} = 0.4864$ 'tür. Bu değer ilk verileri dönüştürmek için kullanılır ve dönüştürülen verilere OEKK uygulanırsa aşağıdaki sonuçlar elde edilir;



$$(3.12) \quad \ln E_t^* = -0.009 + 0.82 \ln P_{it}^* - 0.095 \ln P_{dt}^*$$

$$t. \quad (-0.458) \quad (8.937) \quad (-0.401)$$

$$\bar{R}^2 = 0.339 \quad DW = 1.934 \quad F = 40.258$$

burada \*'li ifadeler son aşamada  $\hat{\rho} = 0.4864$  değeri ile dönüştürülen değişkenleri göstermektedir.

Dönüştürülen modelin tahmin sonuçları incelendiğinde DW değerinin  $[(\rho=0)$ 'e karşılık olan]  $d=2$  değerine yaklaştığı görülmektedir. Bu da, hata terimleri arasında otokorelasyonun olmadığı şeklindeki boş hipotezin kabul edilmesini gerektirir.

Bu modelin parametre tahminleri, (3.1) nolu modelin parametre tahminlerinden farklı sonuç vermiştir. Yurtdışı fiyat düzeyini temsil eden değişkenin parametresi, ilk modelde iktisadi açıdan anlamsız olduğu halde, dönüştürülen bu modelde iktisadi beklentilerle uyumludur. Çünkü, yurtdışında fiyat düzeyinde meydana gelen değişmelerin döviz kuru üzerine ters yönlü bir etkisinin olacağı beklenmektedir. Ancak, bu değişkenin parametresi istatistiki açıdan anlamsızdır. Modelde istatistiki olarak tek anlamlı parametre, yurtiçi fiyat düzeyinin parametresidir. Ayrıca bu parametre iktisadi olarak da anlamlıdır. Dolayısıyla, model genel olarak gözden geçirildiğinde, iç fiyat düzeyinin döviz kurunun önemli bir açıklayıcısı olduğunu söylemek mümkündür. Bunun nedeni ise, Türkiye'de yaşanan yüksek enflasyondur. Çünkü, Türkiye'deki enflasyon oranı, A.B.D.'deki enflasyon oranının çok üzerindedir. A.B.D.'de enflasyon belli zaman dilimlerinde çok istikrarlı bir şekilde ve küçük oranlarda artarken hatta sabit kalırken, Türkiye'de %20-%30 hatta %80'lere varan aylık değişimlere uğrayabilmektedir. Bu nedenle, yurtdışı fiyat düzeyinin Türkiye gibi enflasyonun çok yüksek olduğu ülkelerde reel döviz kurları üzerine etkisinin olmadığı söylenebilir. Modelin tahmin sonuçları bunu doğrular niteliktedir.

Yurtiçi fiyat düzeyinde meydana gelen %1'lik bir artış döviz kurunda %0.82'lik bir artışa neden olacaktır. Model sonuçları bütün olarak ele alındığında, iç ve dış fiyatlardaki değişimlerin, döviz kurundaki değişimin yaklaşık %34'ünü açıkladığını söylemek mümkündür.

(3.1) nolu model, SAGP teorisinin temel modelidir. Frenkel ve Krugman<sup>2</sup> bu modelin parametrelerin birbirine eşit olduğu şeklindeki hipotezin sınavını yaparak, modelin;

<sup>2</sup> Frenkel (1978) ve Krugman (1978)

$$(3.13) \quad \ln E_t = \ln \alpha + \beta (\ln P_{it} - \ln P_{dt}) + u_t$$

şeklinde sınırlandırılmış bir model olarak tahmin edilip edilemeyeceğini araştırmışlardır.

Dolayısıyla, bu çalışmada da (3.1) nolu temel model için aynı sınama yapılarak, model parametrelerine sınırlama getirilip getirilemeyeceği araştırılacaktır. Bunun için,

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2$$

hipotezi

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2$$

almaşık hipotezine karşı  $F^*$  istatistiğiyle sınanmalıdır.  $F^*$  istatistiği;

$$(3.14) \quad F^* = \frac{(\sum e_R^2 - \sum e^2) / 1^{(3)}}{\sum e^2 / (n-k)}$$

burada;

$\sum e_R^2$  = Sınırlanmış fonksiyondan bulunan hata kareleri toplamı,

$\sum e^2$  = Sınırlanmamış fonksiyondan bulunan hata kareleri toplamını, göstermektedir.

(3.1) nolu modelin regresyon çözümlemesi ile, sınırlandırılmamış fonksiyon için hata kareleri toplamı (2.595211) elde edilmişti. Sınırlanmış fonksiyon olan (3.13) nolu modelin hata kareleri toplamı da, bu modelin regresyon çözümlemesi ile elde edilir:

$$(3.15) \quad \ln \hat{E}_t = 4.188 + 0.935(\ln P_{it} - \ln P_{dt})$$

t. (156.05) (119.007)

$$\bar{R}^2 = 0.989 \quad \sum e_R^2 = 3.374012$$

ve  $F^*$  istatistiği;

<sup>3</sup> Fonksiyonda (k-1) adet parametre tahmin edileceğinden, sınırlandırılmış fonksiyonun serbestlik derecesi (n-k+1) olacaktır. Sınırlanmamış fonksiyonun serbestlik derecesi (n-k) olduğundan, payın serbestlik derecesi (n-k+1)-(n-k)=1 olur. Bu da konulan sınırlamanın sayısına eşittir.

$$F^* = \frac{(3.374012 - 2.595211)/1}{2.595211/(156-2)} = 46.21$$

$v_1=1$  ve  $v_2 = 154$  s.d. ile  $F_k$  değeri 3.84'tür.  $F^* > F_k$  olduğundan boş hipotez reddedilir. Bu nedenle yurtiçi ve yurtdışı fiyat düzeylerinin katsayıları oranının birbirine eşit olduğu istatistiki olarak kabul edilmemektedir.

Bu sonuç Krugman'ın sonuçları ile uyumludur.

### 3.1.2. Görelî Satın Alma Gücü Paritesi Modeli:

Görelî Satınalma Gücü Paritesi (GSAGP) modeli, birinci bölümde açıklandığı üzere, mutlak satınalma gücü paritesinin birinci farkı olarak ele alınmaktadır. Bunun nedeni görelî paritenin, döviz kurlarındaki değişimlerin, iki ülkenin fiyat düzeylerindeki değişimleri yansıtır olduğunu açıklamasındandır. Buna göre, GSAGP modeli,

$$(3.16) \quad \Delta \ln E_t = \beta_1 \Delta \ln P_{it} + \beta_2 \Delta \ln P_{dt} + \varepsilon_t$$

biçiminde gösterilebilir. Burada  $\varepsilon_t = u_t - u_{t-1}$ 'dir. Bu model, bir fark denklemi olduğu için, sabit terim ortadan kalkar. Fakat modele sabit terim katılarak, model;

$$(3.17) \quad \Delta \ln E_t = \alpha + \beta_1 \Delta \ln P_{it} + \beta_2 \Delta \ln P_{dt} + \varepsilon_t$$

şeklinde ifade edildiğinde, zamanın bağımlı değişken üzerindeki etkisi, sabit terim  $\alpha$ , şeklinde zımni olarak modele dahil edilmektedir. Genel olarak, uygulamalar sabit terim modele dahil edilerek yapılmaktadır. Böylece, (3.17) nolu modelin regresyon çözemlemesi yapılarak

$$(3.18) \quad \Delta \ln \hat{E}_t = 0.002 + 0.980 \Delta \ln P_{it} - 0.120 \Delta \ln P_{dt}$$

t. (0.388) (8.646) (-0.372)

$$\bar{R}^2 = 0.323 \quad DW = 1.05 \quad \sum e^2 = 0.192066 \quad F = 37.76$$

sonuçları elde edilir. Parametre tahminleri iktisadi beklentilere uygun sonuç vermişlerdir. Sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, mutlak satınalma gücü paritesi modelinden çıkarılan sonuçlardan pek farklı olmadığı

görülür. Çünkü, bu modelde de, döviz kurlarındaki değişimi sadece yurtiçi fiyat değişimlerinin açıkladığını söylemek mümkündür. Dış fiyatları temsil eden değişkenin istatistiki olarak sıfırdan farklı olmayan katsayısı, bu değişkenin döviz kurlarındaki değişimi açıklamadığını ima eder. Sabit terim de, istatistiki açıdan sıfırdan farklı değildir. Bu da, zamanın bağımlı değişken üzerinde otonom etkisinin olmadığı anlamına gelmektedir.

Ancak, DW istatistiği 1.05 olarak hesaplanmıştır.  $1.05 < 1.63$  olduğundan, hata terimleri arasında otoregresif bir yapının varlığından sözedilebilir. Bu durumda tahmin edilen parametreler, eğilimsiz, tutarlı fakat etkin değildir. Bu durumda, parametrelerin istatistiki anlamlılıklarına güven duyulamaz. Dolayısıyla, otokorelasyon problemi modelden elimine edilmelidir. Bunun için daha önce kullanılmış olan metod izelenerek,  $\hat{\rho}$  tahmin edilir ve  $\hat{\rho}$  ile ilk veriler dönüştürülerek, dönüştürülen verilere OEKK uygulanır.

(3.17) nolu model için, Cochrane - Orcutt yöntemine göre iki iterasyon sonunda yakınsak hale gelen  $\rho$  değeri,  $\hat{\rho}=0.553$  olarak elde edilmiştir. İlk veriler,  $\hat{\rho}$  ile dönüştürülerek OEKK uygulanırsa aşağıdaki sonuçlar elde edilir (\*'li ifadeler dönüştürülen değişkenleri göstermek üzere),

$$(3.19) \quad \Delta \ln \hat{E}_t^* = 0.002 + 0.936 \Delta \ln P_{it}^* - 0.100 \Delta \ln P_{dt}^*$$

$$t. \quad (0.682) \quad (8.215) \quad (-0.429)$$

$$\bar{R}^2 = 0.300 \quad DW = 2.09 \quad F = 33.82$$

Sonuçlardan görüldüğü gibi, dönüştürülen modelde otokorelasyon sorunu yoktur. Çünkü, DW değeri  $2.09 < 4$ -du arasında ve boş hipotezin kabul bölgesindedir. Parametre tahminlerine güven duyulabilecek bu model sonuçları değerlendirildiğinde, yine iç fiyat düzeylerindeki değişimlerin, döviz kurundaki değişimlerin önemli bir açıklayıcısı olduğu söylenebilir. Çünkü, dış fiyat düzeyi ve zamanın otonom etkisini temsil eden sabit parametrenin istatistiki olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Bu durumda iki ülkenin fiyat düzeyleri oranı olarak ifade edilen satınalma gücü paritesinin Türkiye'de işlemediğini söylemek mümkündür.

Frenkel (1978), GSAGP modelinin regresyon parametrelerinin eşit ( $\beta_1=\beta_2$ ) olduğu şeklindeki boş hipotezi sınımış ve MSAGP modelinde olduğu gibi bu modelin parametrelerine de sınırlama getirilip getirilemeyeceğini araştırmıştır. Onun bulguları, regresyon parametrelerine

böyle bir sınırlamanın getirilebileceği yani katsayıların aynı olduğu şeklindedir.

Benzer şekilde (3.17) nolu modelin parametreleri sınırlandırılarak, modelin,

$$(3.20) \quad \Delta \ln E_t = \alpha + \beta(\Delta \ln P_{it} - \Delta \ln P_{dt}) + \varepsilon_t$$

şeklinde tahmin edilebilme durumu araştırılabilir. Bunun için önce bu model tahmin edilerek,  $F^*$  istatistiğinde hesaplanmak üzere hata kareleri toplamı elde edilmelidir:

$$(3.21) \quad \Delta \ln \hat{E}_t = 0.007 + 0.875(\Delta \ln P_{it} - \Delta \ln P_{dt})$$

t. (1.644) (8.203)

$$\bar{R}^2 = 0.300 \quad \sum e_R^2 = 0.199675$$

(3.18)'de  $\sum e^2 = 0.192066$  bulunmuştu. Bu sonuçlara göre  $F^*$  istatistiği;

$$(3.22) \quad F^* = \frac{(0.199675 - 0.192066) / 1}{0.192066 / (155 - 2)} = 6.06$$

$F^* > F_k$  olduğundan parametrelerin birbirine eşit olduğu şeklindeki boş hipotez reddedilir. Bu nedenle (3.17) nolu modelin parametrelerine (3.20)'de olduğu gibi bir sınırlama getirilemez. Dolayısıyla, gerek GSAGP gerekse MSAGP modelleri için ulaşılan bu sonuçtan hareketle, bundan sonraki uygulamalar, parametreleri sınırlandırılmamış modeller için geliştirilecektir..

Şu ana kadar, (3.1) ve (3.17) nolu modellerin tahminleri sonucunda ortaya çıkan otokorelasyon problemi çözülmeye ve problemin elimine edildiği modeller yorumlanmaya çalışıldı. Ancak, her iki modeldeki otokorelasyon, hata terimlerinin zaman içinde bağımlı oldukları düşünülerek, uygun dönüşümlerle, ortadan kaldırılmaya çalışıldı. Oysa, ele alınan modellerdeki değişkenler zaman serisi verilerinden oluşmuştur. Zaman serisi verilerinden oluşan değişkenler, geçmiş değerlerinden etkilenebilmektedir. Yani, değişkenlerin değerleri zaman içinde bağımlı olabilmektedir. Dolayısıyla, döviz kurunu belirlemek üzere ele alınan modelin, dinamik bir model olması gerektiği düşünülebilir. Bağımlı değişken olan döviz kurunun, gecikmeli değerlerinin açıklayıcı değişken olarak modele dahil edilmesi durumunda, hata terimleri arasındaki bağımlılığın da ortadan kalkabileceğini düşünmek mümkündür.

Dolayısıyla, mutlak ve görelî satınalma gücü paritesi modelleri, bağımlı değişkenin gecikmeli değer(ler) ini içerecek şekilde bir dönüşüme tabi tutulabilir. Aşağıda, bu dönüşümlerle ilgili uygulamalara yer verilecektir.

### 3.2. DÖVİZ KURU DİNAMİĞİNİ BELİRLEYEN BİR MODEL

Yukarıda açıklanmaya çalışılan dinamik yapıyı ortaya çıkaracak olan modellerden biri “Koyck’un gecikmeli dağılım modeli” dir<sup>4</sup>

Bu model, gecikme katsayılarının geometrik bir diziye göre azaldığını varsayar. Başlangıç modeli, yalnız gecikmeli açıklayıcı değişkenleri içerir.

Burada, MSAGP modeli ele alınarak, uygulama bu model üzerinde gerçekleştirilecektir. GSAGP için yapılan uygulamalar, bölüm sonundaki ekte sunulacaktır.

Açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerlerini içeren ilk model:

$$(3.23) \quad \begin{aligned} \ln E_t &= \alpha + \beta_0 \ln P_{it} + \beta_1 \ln P_{it-1} + \beta_2 \ln P_{it-2} \\ &+ \dots + \gamma_0 \ln P_{dt} + \gamma_1 \ln P_{dt-1} + \gamma_2 \ln P_{dt-2} \\ &+ \dots + u_t \end{aligned}$$

Bu modelin hata terimi, klasik doğrusal regresyon varsayımlarını sağlamaktadır.

Koyck’un geometrik gecikmeli modeli, açıklayıcı değişkenlerin bugüne daha yakın olan değerlerinin bağımlı değişken üzerindeki etkilerinin, daha eski değerlerine göre daha fazla olduğu anlamına gelmektedir. bu modelin gecikme katsayıları geometrik bir dizi biçiminde azalmaktadır<sup>5</sup>

<sup>4</sup> Koyck’un gecikmeli dağılım modelinin dışında, bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin yer aldığı çeşitli dağıtılmış gecikme şemaları ayrı ayrı uygulanmıştır. Fakat, modellerin tahmin sonuçları yaklaşık olarak aynı olduğundan burada sadece “Koyck dönüşümü” ele alınacaktır.

<sup>5</sup> Koutsoyiannis (1989, s.307)

$$\begin{aligned} \beta_1 &= \lambda \beta_0 & \gamma_1 &= \lambda \gamma_0 \\ \beta_2 &= \lambda^2 \beta_0 & \gamma_2 &= \lambda^2 \gamma_0 \end{aligned}$$

ve

$$\beta_i = \lambda^i \beta_0 \quad \gamma_i = \lambda^i \gamma_0$$

$0 < \lambda < 1$ 'dir.

Bunlar (3.23) nolu modelde yerine koyulursa;

$$(3.24) \quad \begin{aligned} \ln E_t &= \alpha + \beta_0 \ln P_{it} + (\lambda \beta_0) \ln P_{it-1} + (\lambda^2 \beta_0) \ln P_{it-2} \\ &+ \dots + \gamma_0 \ln P_{dt} + (\lambda \gamma_0) \ln P_{dt-1} + (\lambda^2 \gamma_0) \ln P_{dt-2} \\ &+ \dots + u_t \end{aligned}$$

Bu denklem bir dönem geciktirilerek,

$$(3.25) \quad \begin{aligned} \ln E_{t-1} &= \alpha + \beta_0 \ln P_{it-1} + (\lambda \beta_0) \ln P_{it-2} + (\lambda^2 \beta_0) \ln P_{it-3} \\ &+ \dots + \gamma_0 \ln P_{dt-1} + (\lambda \gamma_0) \ln P_{dt-2} + (\lambda^2 \gamma_0) \ln P_{dt-3} \\ &+ \dots + u_{t-1} \end{aligned}$$

elde edilir. Bu denklem boydan boya  $\lambda$  ile çarpılıp (3.23)'ten çıkarılırsa aşağıdaki sonuca ulaşılır.

$$(3.26) \quad \begin{aligned} \ln E_t - \lambda \ln E_{t-1} &= \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 \ln P_{it} + \gamma_0 \ln P_{dt} \\ &+ (u_t - \lambda u_{t-1}) \end{aligned}$$

ya da

$$(3.27) \quad \ln E_t = \alpha(1 - \lambda) + \lambda \ln E_{t-1} + \beta_0 \ln P_{it} + \gamma_0 \ln P_{dt} + v_t$$

burada,  $v_t = u_t - \lambda u_{t-1}$ 'dir.

Koyck modelinin bu son biçiminde, bağımlı değişkenin gecikmeli değeri, açıklayıcı değişkenler arasında yer alır. Bu modelde  $\lambda$ 'nın otokorelasyon katsayısı ( $\rho$ ) olduğu görülmektedir. Koyck'un geometrik gecikmeli yapısıyla, gecikmeli dağılım modellerinin iki sakıncısından kurtulunur. Birincisi, serbestlik derecesi kaybı önlenir, çünkü açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerleri, bir tek bağımlı değişkenin gecikmeli



değeriyle anlamlı bir şekilde temsil edilir. İkincisi, çoklu doğrusal bağlantı (ÇDB) problemi bir dereceye kadar giderilmiş olur. Çünkü  $\ln E_{t-1}$  ile  $\ln P_{it}$  ve  $\ln P_{dt}$  arasındaki bağlantı,  $\ln P_{it}$  ve  $\ln P_{dt}$  değişkenlerinin ardışık değerleri arasındaki bağlantıdan genellikle daha azdır. Ancak bu model istenmeyen sonuçlara da neden olabilir. Örneğin; (3.23) nolu başlangıç modelindeki  $u_t$  hata terimi otokorelasyonsuz olmasına karşın, (3.27)'deki dönüştürülen modelde  $v_t = u_t - \lambda u_{t-1}$  hata terimi otokorelasyonludur. Ayrıca,  $\ln E_{t-1}$  gecikmeli değişkeni,  $v_t$  hata teriminden bağımsız değildir. Çünkü

$E(v_t, \ln E_{t-1}) \neq 0$  olur. Dolayısıyla, OEKK'in, hata terimlerinin açıklayıcı değişkenlerden bağımsız olduğu şeklindeki varsayımı çığnemektedir.

Bu iki sakıncanın birden ortaya çıkması sonucunda modelin OEKK ile tahmini sapmalı parametre tahminleri verir ve bu sapma büyük örneklerde de kaybolmadığından tahminler tutarsız olurlar. Dolayısıyla bağımlı değişkenin, gecikmeli değerinin açıklayıcı değişken olarak yer aldığı modellerin tahmini OEKK'den farklı bir tahmin yöntemiyle yapılmalıdır<sup>6</sup>.

Ancak burada ilk olarak (3.27) nolu model, OEKK ile tahmin edilerek hata terimleri arasında otoregresif bir yapının varlığı araştırılacaktır.

$$(3.28) \quad \ln \hat{E}_t = 2.342 + 1.044 \ln E_{t-1} + 0.003 \ln P_{it} - 0.523 \ln P_{dt}$$

$$t. (4.788) \quad (38.73) \quad (0.158) \quad (-4.835)$$

$$\bar{R}^2 = 0.999 \quad DW = 1.079 \quad F = 67072.36$$

Bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin açıklayıcı değişken olarak yer aldığı modellerde DW istatistiği 2'ye doğru eğilimlidir. Bu nedenle DW istatistiğinden yola çıkılarak, hata terimleri arasındaki otokorelasyonun varlığına karar verilemez. Bu gibi durumlarda, Durbin aşağıdaki "h" istatistiğini önermiştir<sup>7</sup>.

$$(3.29) \quad h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\hat{\beta})]}}$$

<sup>6</sup> Bu çalışmada GEKK tekniği kullanılacaktır. Diğer tahmin yöntemleri için bkz. R.Pindyck ve D.L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*, Mc Graw- Hill International Book Company, 1981, s.199.

<sup>7</sup> Pindyck ve Rubinfeld (1981, s.184)

Burada  $\text{var}(\hat{\beta})$ , gecikmeli bağımlı değişkenin katsayısının standart hatasının karesi,  $n$  gözlem sayısı ve  $\hat{\rho}$  birinci dereceden otokorelasyon katsayısının tahminidir.  $\rho$ , DW istatistiğinden direkt olarak tahmin edilebilir, çünkü  $\rho$  ile DW arasında,  $DW \approx 2(1 - \hat{\rho})$  şeklinde bir ilişki vardır. DW istatistiğinden hesaplanan değeri,  $\hat{\rho}$  yerine ikame edilerek  $h$  istatistiği tekrar,

$$(3.30) \quad h = \left(1 - \frac{DW}{2}\right) \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\hat{\beta})]}}$$

şeklinde yazılabilir (3.28)'de bulunan DW istatistiğinden hareketle,

$$(3.31) \quad h = \left(1 - \frac{1.079}{2}\right) \sqrt{\frac{155}{1 - [(155).(0.00073)]}} = 6.08$$

bu değer  $Z_{0.05} = 1.645$  değerinden büyük olduğundan otokorelasyonun olmadığı şeklindeki boş hipotez reddedilir. Dolayısıyla (3.27) nolu modelin OEKK tahmin parametreleri sapmalı ve tutarsızdır. Bu nedenle (3.28)'deki sonuçlara güven duyulamaz.

Bu yüzden (3.27) nolu modele GEKK tekniğini uygulamak, OEKK tekniğinin uygulanmasıyla ortaya çıkan sorunlara çözüm olabilecektir.

GEKK, doğrusal regresyon modelinin hata terimi 1. dereceden otoregresif bir yapı gösteriyorsa ((3.27) nolu modelde olduğu gibi), dönüştürülmüş değişkenlere OEKK'in uygulanmasıyla eşdeğer bir yöntemdir. Bu durumda model<sup>8</sup> :

$$(3.32) \quad \begin{aligned} (\ln E_t - \rho \ln E_{t-1}) &= \alpha(1 - \rho) + \beta_1(\ln E_{t-1} - \rho \ln E_{t-2}) \\ &+ \beta_2(\ln P_{it} - \rho \ln P_{it-1}) + \beta_3(\ln P_{at} - \\ &\rho \ln P_{at-1}) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$\varepsilon_t = v_t - \rho v_{t-1}$ 'dir. Eğer  $\rho$  biliniyorsa dönüştürülmüş değişkenlere OEKK uygulanarak, küçük örneklerde sapmalı da olsa, tutarlı ve asimptotik olarak etkin tahminler elde edilir. Bu nedenle, (3.27) nolu modele GEKK tahmin tekniğinin uygulanması güvenilir tahmin sonuçları verecektir.

(3.27) nolu modele GEKK uygulayabilmek için  $\rho$ 'nun tahmini gerekmektedir. Bunun için,  $\rho$ 'nun tahmini Cochrane - Orcutt yöntemiyle

<sup>8</sup> Geniş bilgi için bkz. Koutsoyiannis (1989, s.325)

$\hat{\rho} = 0.993$  olarak elde edilerek GEKK tahmin sonuçları (\*'ler dönüştürülen değişkenleri ifade etmektedir):

$$(3.33) \quad \ln \hat{E}_t^* = 0.003 - 0.005 \ln E_{t-1}^* + 0.993 \ln P_{it}^* - 0.103 \ln P_{dt}^*$$

$$t \quad \quad (0.467) \quad (-1.657) \quad (9.219) \quad (-0.436)$$

$$\bar{R}^2 = 0.352 \quad DW = 1.874 \quad (h = 0.782) \quad \sum e^2 = 0.159780 \quad F = 28.393$$

olarak bulunur. Görüldüğü üzere otokorelasyon problemi çözülmüştür. Çünkü  $h=0.782 < Z_{0.05}=1.645$ 'tir. Bu nedenle GEKK parametre tahminleri ( $n>30$  olduğundan) sapmasız, tutarlı ve asimptotik olarak etkindir. Ayrıca, yurtdışı fiyat düzeyini temsil eden değişkenin parametresi, daha önceki model tahminlerinde olduğu gibi istatistiki açıdan anlamsız sonuç vermiştir. Bunun nedeni, daha öncede sözedildiği gibi Türkiye ile A.B.D. arasındaki yüksek enflasyon farkıdır. Gecikmeli fiyat düzeylerinin toplam etkisini yansıtan, gecikmeli döviz kurunun etkisi, cari döviz kurunu azaltıcı yöndedir. Bu etkinin pozitif yönlü olma beklentisi vardır. Çünkü, fiyat düzeylerinin, enflasyonun sürekli artan (nadir olarak azalan) biçimde yaşandığı bir ülkede, geçmiş dönemlerde olduğu gibi cari dönemde de artması beklenmektedir. Böylece geçmiş ve cari iç fiyat düzeyindeki artış, cari dönemde ülke parasının değer kaybetmesine ve döviz kurlarının yükselmesine neden olacaktır. Bu nedenle  $\ln E_{t-1}$  değişkeninin tahmini iktisadi bekleyişlere cevap vermez, fakat istatistiki açıdan anlamlıdır. İç fiyatların parametresi ise hem iktisadi hem de istatistiki bekleyişlerle uyumludur.

Regresyon genel olarak değerlendirildiğinde, tüm değişkenlerdeki toplam değişimlerin döviz kurundaki değişimi %35 dolayında açıkladığı görülmektedir. Yani modelde ele alınan değişkenlerdeki değişim, döviz kurundaki değişimin yaklaşık üçte birini açıklamaktadır. Bu oranın daha yüksek olması arzu edilirdi. Fakat yine de, bu modelin döviz kurunu açıklar nitelikli olması ve ekonometrik açıdan tatminkar olması nedeniyle, bu çalışmanın amacı doğrultusunda öngörüye yönelik olarak kullanılabileceğini söylemek mümkündür<sup>9</sup>.

<sup>9</sup>(3.27) de verilen modelin, SAGP'nin görcü versiyonuna uygulaması bölüm sonundaki ekte sunulmaktadır.

### 3.3. HÜKÜMET POLİTİKALARININ ETKİSİNİ DİKKATE ALAN BİR MODEL

Bu çalışmanın 2. bölümünde, döviz kurlarıyla fiyat düzeyleri (SAGP) arasında nedensellik sınamaları yapılmadan önce, bu iki değişkenin nedensellik yönüne etki edecek hükümet politikalarından sözedilmişti. Nitekim, farklı dönemlerde uygulanan farklı politikalar sonucunda, iki değişken arasındaki nedenselliğin yönünün değiştiği saptanmıştı. Özellikle 1981.05-1989.01 ve 1989.02-1994.10 dönemleri için ayrı ayrı yapılmış olunan nedensellik sınamaları sonucunda, ilk dönem için döviz kuru ve SAGP arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğu halde, 2.dönem için değişkenler arasında bir nedensel ilişkinin olmadığı ve değişkenlerin birbirinden bağımsız olduğu bulunmuştu. Bu nedensel ilişkilerdeki değişikliklerin nedeninin hükümetin dış ticaret ve döviz kuru politikaları olduğundan sözedilmişti.

Dolayısıyla, döviz kuru ve SAGP arasındaki nedensel ilişkiye etki eden hükümet politikalarının, SAGP ile döviz kurunu belirleme modeline de etki edip etmediği yani SAGP modelinin parametrelerinde bir yapısal değişim meydana getirip getirmediği burada belirlenmeye çalışılacaktır. Bu nedenle ayrı dönemlerde uygulanan hükümet politikalarının etkisini modele yansıtılabilmek amacıyla, Mayıs 1981 - Aralık 1988 dönemlerinde "0", Ocak 1989- Nisan 1994 dönemlerinde "1" değerini alan kukla değişken modele dahil edilecektir<sup>10</sup>. Burada "0" Türk Lirası'nın eksik belirlendiği kur politikasını ve etkilerini; "1" Türk Lirasının aşırı belirlendiği kur politikasını ve etkilerini yansıtmaktadır.

Kukla değişken modelde, sabit parametredeki değişmeyi ve/veya eğim parametresindeki değişmeyi yansıtabilmesine göre üç türlü modele katılabilir. Birincisi sadece sabit parametrede, ikincisi sadece eğim parametresinde, üçüncüsü ise her iki parametrede de değişim olması varsayımlarını içerir. Bu çalışmada üçüncü durum ele alınmıştır. Kukla değişkenin parametresi istatistiki olarak anlamlı bulunursa, ilgili olduğu değişkenin parametresine etkili olduğu veya bu parametrede değişime neden olduğu sonucu çıkarılır.

<sup>10</sup> Kukla değişkenler ekonometrik modellerde, niteliksel faktörlerin etkilerini modele yansıtmak amacıyla kullanılır. Çeşitli uygulamalı araştırmalarda zamanın, ekonomik yapının, cinsiyet, medeni hal, sosyal ve mesleki durum gibi kalitatif değişkenlerin etkisini temsil etmek için, kukla değişkenli modellere rastlamak mümkündür.

Dolayısıyla, modele dahil edilecek kukla değişkenler aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$D_{1t} = \begin{cases} 0 & 1981.05 - 1988.12 \\ 1 & 1989.01 - 1994.04 \end{cases}$$

$$D_{2t} = D_{1t} \times \ln P_{it}$$

$$D_{3t} = D_{1t} \times \ln P_{dt}$$

Önceki kısımda, SAGP'nin (3.27)'deki dinamik modelinin ekonometrik ve iktisadi açıdan tatmin edici sonuçlar verdiği ve döviz kurunu açıklar nitelikte olduğu belirtilmişti. Bu nedenle, hükümet politikalarının döviz kurlarına farklı dönemlerdeki etkilerini yansıtan kukla değişkenler, bu dinamik modele dahil edilecektir. Dolayısıyla model aşağıdaki gibi olacaktır.

$$(3.34) \quad \ln E_t = \alpha(1-\lambda) + \lambda \ln E_{t-1} + \beta_0 \ln P_{it} + \gamma_0 \ln P_{dt} \\ + \delta_0 D_{1t} + \delta_1 D_{2t} + \delta_2 D_{3t} + v_t$$

Kukla değişkenlerin parametreleri için iktisadi beklentiler,  $\delta_0 > 0$ ,  $\delta_1 > 0$  ve  $\delta_2 > 0$  olduğu yönündedir. Çünkü, kukla değişkenlerin parametreleri, dış ticaret ve döviz kuru politikalarının etkisiyle sabit ve eğim parametrelerinde artışlara neden olabileceği gibi azalışlara da neden olabilir.

Böylece (3.34) nolu modelden  $\hat{\rho} = 0.057$  (Cochrane - Orcutt ile) elde edilerek, ilk verilerin dönüştürülmesi suretiyle GEKK tahmin sonuçları aşağıdaki gibi bulunmuştur.

$$(3.35) \quad \ln \hat{E}_t^* = -1.126 + 0.788 \ln E_{t-1}^* + 0.195 \ln P_{it}^* + 0.229 \ln P_{dt}^* \\ t. \quad (-1.849) \quad (22.09) \quad (6.342) \quad (1.648) \\ + 5.256 D_{1t}^* + 0.0125 D_{2t}^* - 1.058 D_{3t}^* \\ (2.899) \quad (0.976) \quad (-2.868)$$

$$\bar{R}^2 = 0.999 \quad DW = 1.67 \quad (h = 2.28) \quad \sum e^2 = 0.216378 \quad F = 38300.87$$

Sonuçlardan izleneceği gibi  $D_{2t}$  değişkeninin parametresi hariç tüm parametre tahminleri iktisadi ve istatistiki açıdan anlamlı sonuç vermiştir. Bu modelde, temelde ilgilenilen politika etkilerini yansıtan kukla

değişkenlerin parametrelerinin istatistiki anlamlılıkları olduğundan,  $D_{1t}$  ve  $D_{3t}$  değişkenlerinin ilgili parametrelere etkisinin varlığından söz etmek mümkündür. Dolayısıyla,  $D_{1t}$  sabit parametreyi,  $D_{3t}$  ise yurtdışı fiyat düzeyi parametresini katsayıları oranında değiştirecektir. Bunun anlamı, ele alınan dönemlerde uygulanan dış ticaret ve döviz kuru politikalarının nedensellik ilişkilerinde olduğu gibi, modelin yapısal parametreleri üzerinde de etkili olduğudur. Bu değişimin sonucunda model, aşağıdaki sonuca ulaşacaktır:

$$(3.36) \quad \ln \hat{E}_t^* = 4.13 + 0.788 \ln E_{t-1}^* + 0.195 \ln P_{it}^* - 0.829 \ln P_{dt}^*$$

Regresyon sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, gecikmeli ve cari fiyat düzeylerindeki değişimlerin döviz kurundaki değişimi %99.9 oranında açıkladığı görülmektedir. Bu oran arzu edilir bir orandır. Buradan şu sonuç çıkarılabilir; hükümetin dış ticaret ve döviz kuru politikalarının etkisi modele dahil edildiğinde, değişkenlerdeki değişimlerin döviz kurundaki değişimleri açıklama oranı yaklaşık üç kat artmıştır. Politika etkilerinin dahil edilmediği (3.27)'nin (3.33)'deki sonuçlarında bu oran yaklaşık %35'tir. Böylece, modelin politika etkileriyle, döviz kurunu açıklama gücünün arttığını söylemek mümkündür. Fakat, model sonuçlarından Durbin h istatistiğinin 2.28 olduğu görülmektedir. Bu değer, Z için kritik değer olan 1.645'ten büyük olduğundan, hata terimleri arasında otokorelasyon olduğu sonucu çıkarılır.

Otokorelasyon katsayıları modele dahil edilerek, bu tip modellerle öngörü amacına yönelik çalışmalar yapılabilir. Böyle otokorelasyon problemini içeren bir model ile bağımlı değişkenin nasıl öngörüüleceği 4. bölümde ayrıntılı olarak incelenecektir. Bu çalışmanın amacının döviz kurunun öngörüsünde kullanılacak model(ler)e ulaşmak olduğu hatırlanırsa, bu modelin de amaç doğrultusunda kullanılacağı ve öngörü gücünün sınırlanabileceği söylenebilir<sup>11</sup>.

### 3.4. BİR EŞANLI DENKLEM MODELİ

Bu kısma kadar, döviz kuru iç ve dış fiyat düzeyleri tarafından tek denklem modelleriyle belirlenmeye çalışıldı. Tek denklem modellerinin kullanılmasının nedeni, 2. bölümde araştırılan fiyat düzeyleri ve döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisinin ele alınan tahmin dönemi boyunca fiyatlar (SAGP)'dan döviz kuruna doğru tek yönlü ilişki içinde olduğunun varsayılmasıdır. Dolayısıyla SAGP döviz kurunu belirleyen dışsal değişken olarak ele alınıp, modeller bu çerçevede oluşturulmuştur.

<sup>11</sup>(3.34) nolu modelin GSAGP için uygulaması, bölüm sonundaki ekte yer almaktadır



Fakat, ekonomi bir bütün olarak değerlendirildiğinde, fiyat düzeylerini ve dolaylı olarak döviz kurunu etkileyen başka faktörlerin olduğu bilinmektedir. Örneğin, enflasyon ve para arzı fiyat düzeylerini etkilemekte ve bu da döviz kurunu değiştirmektedir. Bu ilişki şöyle açıklanabilir: Esnek döviz kuru sisteminde içerden veya dışardan oluşan herhangi bir şok , sürekli enflasyona yol açabilir. Örneğin, iç fiyatlardaki değişme döviz kurunda değişime neden olmakta, döviz kurundaki değişim de maliyetlere ve dolayısıyla tekrar fiyatlara yansımaktadır. Bu karşılıklı etkileşim sürekli enflasyona yol açmaktadır. Enflasyon ve döviz kuru arasındaki bu kısır döngünün süreklilik kazanabilmesi ekonomide bazı şartların bulunmasına bağlıdır. Bu şartlardan en önemlileri<sup>12</sup>.

- (i) Üretim yapısının ithal girdilere, özellikle ara ve sermaye malları ithalatına olan bağımlılığı,
- (ii) Sanayideki oligopolcü yapıdan dolayı, firmaların fiyatlarını sabit kar marjı üzerinden belirlemeleri. İthal fiyatlarındaki herhangi bir artışın sabit bir kar marjı ile nihai fiyatlara yansması
- (iii) Parasal yetki kurumlarının belli bir gelir düzeyini hedef almaları ve talep seviyesini, hedef alınan gelir düzeyine göre ayarlamalarıdır.

Söz konusu etkilerin var olduğu bir ekonomide enflasyon süreklilik kazanabilmektedir.

İthal fiyatlarındaki artış iç fiyatlara yansyarak, toplam arzı azaltmaktadır. Toplam arzın azalması, parasal yetki kurumlarının tepkisine yol açmakta ve para otoriteleri toplam talebi arttırarak ekonomiyi istenilen gelir düzeyine getirmeye çalışmakta, bunu da para arzını arttırarak yapmaktadır. Böylelikle, iç fiyat düzeyi yükselerek iç ve dış fiyatlar arasındaki fark artmaya devam edecektir. Söz konusu gelişmeler sonucunda ödemeler dengesi olumsuz yönde etkilenecek ve döviz kurunun değişmesine yol açacaktır.

Dolayısıyla, para otoriteleri dış baskılar sonucunda, piyasaya müdahale ederek aktif para politikası izlemeye zorlanabilir. Bu nedenle, para arzı dışsal faktörler nedeniyle belirlendiğinden içsel bir değişken olarak nitelendirilebilir. Ayrıca, burada enflasyon da para arzını belirleyen dışsal faktör olarak kabul edilebilir. Çünkü, dış ticaretin söz konusu olduğu durumda, ithal fiyatlarının iç fiyatları etkilemesi ve bunun sonucu olarak, yukarıda açıklandığı üzere para arzının artması sözkonusudur. Yani bu durumda, enflasyon sonucunda para arzı artmaktadır. Enflasyona yaptığı

<sup>12</sup> Z.Öniş ve S. Öznucur, *Türkiye'de Enflasyon*, İstanbul Ticaret Odası Yayın no: 1987-5, İstanbul -1987, s.14



katkı nedeni ile döviz kurunu da para arzının bir belirleyicisi saymak gerekmektedir.

Belirlenen bu çerçevede döviz kurunu, iç ve dış fiyat düzeylerinin, enflasyonun ve dolayısıyla para arzının etkilerini de içerecek şekilde eşanlı bir denklem modeliyle belirlemek mümkündür.

Böyle bir model aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$(3.37) \quad \begin{aligned} \ln E_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_{it} + \alpha_2 \ln P_{dt} + \alpha_3 \ln M_t + u_t \\ \ln M_t &= \beta_0 + \beta_1 \ln E_t + \beta_2 \ln N_t + v_t \end{aligned}$$

burada;

M: Para arzı

N: Enflasyon oranı

t : İlgilenilen dönemi, göstermektedir.

Bu model tahmin edilmeden önce, modelin hangi yöntem ile tahmin edilmesi gerektiği araştırılması gereken bir konudur<sup>13</sup>. Bu konuya ışık tutacak olan, modelin belirlenme şartlarıdır. Çünkü, belirlenme bir modelin tahminiyle yakından ilişkilidir. Şöyle ki; eğer bir denklem (ya da bir model) belirlenmemişse parametrelerin hepsini herhangi bir ekonometri tekniği kullanarak tahmin etmek olanaksızdır.

Eğer, bir denklem belirlenebiliyorsa, parametreler uygun bir teknikle tahmin edilebilir;

(i) Bir denklem tam belirleniyorsa, tahminde kullanılacak olan yöntem “Dolaylı En Küçük Kareler (DEKK)” yöntemidir. Bu yöntemde, yapısal denklem parametre tahminleri indirgenmiş kalıp parametrelerinden “tek” olarak elde edilir. Yapısal parametrelerle indirgenmiş kalıp parametreleri arasındaki ilişkiler doğrusal olmadığından, DEKK tahminleri eğilimli olacaktır, fakat bu tahminler tutarlıdır.

(ii) Denklem aşırı belirleniyorsa, uygulanabilecek tahmin yöntemleri “Araçsal Değişkenler (AD)” yöntemi “Sınırlı Bilgiyle En Yüksek Olabilirlik (SBEO)” ve “İki Aşamalı En Küçük Kareler (2AEKK)” yöntemidir. (AD) ve (SBEO) yöntemleri yapısal denklemin katsayılarının tutarlı tahminlerini belirler. (2AEKK) ile bulunan tahminler asimptotik sapmasız, tutarlı ve asimptotik etkindirler. (2AEKK) yöntemi hesaplama kolaylığı ve diğer ekonometri yöntemlerinin hepsinden daha doyurucu sonuçlar vermesi nedeniyle aşırı belirlenmiş fonksiyonların tahmininde kullanılan en uygun

<sup>13</sup> Eşanlı denklem modellerini tahminde kullanılan yöntemler, i) Tek denklem yöntemleri ve ii) Sistem yöntemleri olmak üzere iki türdür. Bu çalışmadaki uygulamada tek denklem tahmin yöntemleri ile alınacaktır. Sistem yöntemiyle ilgili bilgi ve konunun ayrıntısı için bkz. Ertaş (1990, s.491)

teknik olmuştur. Bu nedenle, burada da eğer denklemde aşırı belirlenme durumu ile karşılaşırsa (2AEKK) yöntemi kullanılacaktır.

Bu açıklamalar doğrultusunda (3.37) nolu denklemin belirlenme durumu aşağıdaki gibi araştırılabilir:

G: Toplam denklem sayısı (=toplam içsel değişken sayısı)

K: Modelin (içsel ve dışsal) toplam değişken sayısı

M: Belli bir denklemin içerdiği içsel ve dışsal değişken sayısını göstermek üzere,

Belirlenmenin Sayma Koşulu:

$K - M \geq G - 1$  dir.

$K=5$  ve  $G=2$  iken,

İlk denklem için;  $5-4=2-1$  dir ve denklem tam belirlenmiştir.

İkinci denklem için;  $5-3 > 2-1$ 'dir ve denklem aşırı belirlenmiştir.

Bu durumda, (3.37) modelin ilk denklemi için (DEKK) ve ikinci denklemi için (2AEKK) tahmin sonuçları aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\ln \hat{E}_t = 35.49 + 2.855 \ln P_{it} - 5.49 \ln P_{dt} + 1.644 \ln M_t$$

t. (2.94) (2.73) (-2.48) (2.33)

$$\bar{R}^2 = 0.937 \quad DW = 0.066 \quad F = 799.92$$

(3.38)

$$\ln \hat{M}_t = 6.600 + 1.125 \ln E_t - 0.114 \ln N_t$$

t. (115865.49) (147144.69) (-1809.53)

$$\bar{R}^2 = 0.991 \quad DW = 0.1809 \quad F = 9187.94$$

Tahmin sonuçlarından görüldüğü gibi, ilk denklemin parametreleri iktisadi beklentilere uygun, fakat ikinci denklemdeki enflasyonu temsil eden değişkenin ( $\ln N_t$ ) katsayısı iktisadi beklentilere uygun değildir. Çünkü, enflasyonun para arzına pozitif yönlü bir etkisi vardır. Herhangi bir nedenden dolayı enflasyon arttığında, mal ve para piyasalarındaki dengeyi sağlamak amacıyla para arzının artırılması gerekmektedir. Dolayısıyla enflasyon arttığında para arzı da artmaktadır. Fakat, ikinci modelin tahmin sonuçlarında, enflasyonun para arzına negatif yönlü etkisinin olduğu görülmekte ve bu da iktisadi açıdan anlamsız olmaktadır.

Diğer yandan, döviz kurunun para arzına etkisinin aynı yönlü olma beklentisi vardır. Çünkü, döviz kuru arttığında para arzı da artmaktadır. Bu durum iktisadi açıdan şöyle açıklanabilir; Enflasyon sonucunda iç fiyatlarda bir artış sözkonusu olduğunda, döviz kuru da yükselmektedir (ilk denklemden bu etki görülmektedir). Döviz kurundaki yükseliş, üretim yapısı büyük ölçüde ara ve sermaye malları ithalatına bağlı olan ülkemizde maliyetlere yansımaktadır. Maliyetlerin artması üretimi pahalı hale getireceğinden, toplam üretim azalacaktır. Dolayısıyla, mal piyasası dengesi bozulmuş olacak ve bu dengenin tekrar sağlanması ancak toplam talebin artmasıyla gerçekleşecektir. Toplam talep, kendisini etkileyen diğer şartların sabit olduğu varsayımı altında, gelirin bir fonksiyonu olduğundan, toplam talebin artması gelir düzeyinin artmasıyla gerçekleşecektir. Gelir düzeyinin artması ise para arzının artmasıyla mümkündür. Görüldüğü gibi, döviz kurundaki bir artış, dolaylı olarak para arzını arttıracaktır.

Böylece, ikinci denklemden döviz kurunun para arzına olan etkisinin pozitif yönlü bulunması, iktisadi beklentilere uygun olmaktadır.

Diğer yandan para arzının da döviz kuruna etkisi pozitif yönlüdür. Çünkü para arzının artması yurtiçi fiyat yükselişlerine neden olmakta ve bu da ülke parasının değer kaybına neden olacağından döviz kurunu yükseltmektedir. Böylece ilk denklemden para arzının döviz kuruna olan pozitif yönlü etkisi iktisadi beklentilere uygun olmaktadır.

Her iki denklem eşanlı olarak değerlendirildiğinde, yurtiçi fiyat yükselişlerinin döviz kuruna, döviz kurunun da para arzına pozitif yönlü etkisinin olduğu görülmektedir, yurtdışı fiyat düzeyinde meydana gelen bir artış, döviz kurunu azaltıcı yöndedir, bu da iktisadi açıdan beklentilere cevap vermektedir. Ayrıca modeldeki enflasyon değişkeninin para arzına etkisi iktisadi olarak anlamsız kabul edilmektedir.

Modeldeki tüm parametreler istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca, ilk modelde, açıklayıcı değişkenlerdeki değişimlerin bağımlı değişkendenki değişimi açıklama oranı yaklaşık %94, ikinci modelde bu oran %99 dur.

Fakat, her iki modelde de otokorelasyon problemi vardır. Bu durumda, parametreler en iyi doğrusal eğilimsiz tahminciler değildir. Eğer model, bağımlı değişkenlerin gelecek dönemdeki değerlerini tahmin etmek (öngörü) amacıyla kullanılırsa, otokorelasyon katsayıları da modele dahil edilerek öngörü amacına yönelik olarak geliştirilebilir.

Bu çalışmada, eşanlı denklem modeliyle öngörülere yer verilmeyecektir. Çalışmanın boyutları, tek denklem modellerinin öngörülerıyla sınırlandırılmıştır.

### 3.BÖLÜME EK

## GÖRELİ SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ İÇİN MODEL DENEMELERİ

### EK.1. DÖVİZ KURU DİNAMİĞİNİ BELİRLEYEN BİR MODEL:

Bölüm içinde, satınalma gücü paritesinin mutlak versiyonu için geliştirilmiş olan (3.27)'deki Koyck'un dağıtılmış gecikme modeli, burada görelî versiyon için ele alınacaktır. Bunun için model tekrar ele alınabilir.

$$(3.27) \quad \ln E_t = \alpha(1-\lambda) + \lambda \ln E_{t-1} + \beta_0 \ln P_{it} + \gamma_0 \ln P_{dt} + v_t$$

bu model GSAGP için aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$(3.27a) \quad \Delta \ln E_t = \alpha(1-\lambda) + \lambda \Delta \ln E_{t-1} + \beta_0 \Delta \ln P_{it} + \gamma_0 \Delta \ln P_{dt} + v_t$$

ve,  $v_t = u_t - \lambda u_{t-1}$ 'dir.

Bu modelin  $\hat{\rho} = 0.410$  için GEKK tahmin sonuçları aşağıdaki gibidir.

$$(3.27a,1) \quad \Delta \ln \hat{E}_t^* = 0.001 + 0.015 \Delta \ln E_{t-1}^* + 0.980 \Delta \ln P_{it}^* - 0.108 \Delta \ln P_{dt}^* \\ t. \quad (0.300) \quad (0.144) \quad (8.588) \quad (-0.428)$$

$$\bar{R}^2 = 0.317 \quad DW = 1.859 \quad (h = 0.504) \quad F = 24.75$$

Bu sonuçlara göre,  $h=0.504 < Z=1.645$  olduğundan hata terimleri arasında 1. dereceden otokorelasyon söz konusu değildir. Sadece iç fiyatlardaki değişimleri yansıtan değişkenin parametre tahmini istatistiki açıdan anlamlı sonuç vermiştir. Diğer parametre tahminleri iktisadi beklentilere uygun olduğu halde istatistiki olarak sıfırdan farksız olduğundan döviz kurundaki değişimleri diğer değişkenlerin açıkladığı söylenemez.

Tüm parametreler genel olarak değerlendirildiğinde, SAGP teorisinin geçerli olmadığını görmek mümkündür.

(3.33)'deki tahmin sonuçlarıyla (3.27a,1) deki tahmin sonuçları karşılaştırıldığında istisadi ve ekonometrik açıdan daha tatmin edici olan, SAGP'nin mutlak versiyonunun döviz kuru öngörüsü için görece versiyona tercih edilebileceği görülür. Dolayısıyla (3.27a) modeli öngörü amacıyla kullanıma uygun bulunmamaktadır.

## EK 2. HÜKÜMET POLİTİKALARININ ETKİSİNİ DİKKATE ALAN BİR MODEL

GSAGP modeli için kukla değişkenler aşağıdaki gibi tekrar tanımlanabilir:

$$D_{it} = \begin{cases} 0 & 1981.05 - 1988.12 \\ 1 & 1989.01 - 1994.04 \end{cases}$$

$$D_{2t} = D_{1t} \times \Delta \ln P_{it}$$

$$D_{3t} = D_{1t} \times \Delta \ln P_{dt}$$

ve (3.34) nolu model tekrar yazılarak;

$$(3.34) \quad \ln E_t = \alpha(1 - \lambda) + \lambda \ln E_{t-1} + \beta_0 \ln P_{it} + \gamma_0 \ln P_{dt} + \delta_0 D_{1t} + \delta_1 D_{2t} + \delta_2 D_{3t} + v_t$$

GSAGP için geliştirilirse

$$(3.34a) \quad \Delta \ln E_t = \alpha(1 - \lambda) + \lambda \Delta \ln E_{t-1} + \beta_0 \Delta \ln P_{it} + \gamma_0 \Delta \ln P_{dt} + \delta_0 D_{1t} + \delta_1 D_{2t} + \delta_2 D_{3t} + v_t$$

şeklinde ifade edilebilir. Model,  $\hat{\rho} = 0.329$  için GEKK ile tahmin edilerek aşağıdaki sonuçlara ulaşılır:

$$(3.34a,1) \quad \Delta \ln \hat{E}_t^* = 0.0138 + 0.072 \Delta \ln \hat{E}_{t-1}^* + 0.223 \Delta \ln P_{it}^* + 0.479 \ln P_{dt}^* - 0.039 D_{1t}^* + 0.175 D_{2t}^* - 0.620 D_{3t}^* + v_t$$

t. (2.338) (0.732) (1.217) (0.421) (-3.404) (5.156) (-0.533)

$$\bar{R}^2 = 0.422 \quad DW = 1.918 \quad (h = 0.731) \quad F = 19.68$$

otokorelasyon problemi olmadığından dolayı tahmin sonuçlarına güvenilebilecek bu modelde,  $D_{1t}$  ve  $D_{2t}$  değişkenlerinin parametre tahminleri istatistiki açıdan anlamlı bulunmuştur. Bu nedenle,  $D_{1t}$ 'nin sabit parametreyi ve  $D_{2t}$ 'nin de iç fiyatlardaki değişimlerin katsayısını, katsayıları oranında değiştireceğini söylemek mümkündür. Bu değişim sonunda, model sonuçları aşağıdaki gibi olacaktır.

$$(3.34a,2) \quad \Delta \ln \hat{E}_t^* = -0.025 + 0.072 \Delta \ln E_{t-1}^* + 0.398 \Delta \ln P_{it}^* + 0.479 \Delta \ln P_{dt}^*$$

Dış fiyatlardaki değişimlerin dışında, tüm değişkenlerin parametreleri iktisadi ve istatistiki olarak anlamlı sonuç vermiştir. Bu nedenle, görelî versiyon için elde edilen sonuçlar SAGP'nin işlemediğini ima etmektedir. Oysa (3.35)'deki sonuçlara bakıldığında, mutlak pariteye göre SAGP'nin işlediği görülmektedir. Bu nedenle, iktisadi ve ekonometrik açıdan daha iyi sonuçlar veren (3.34) nolu model öngörü amacıyla kullanılacaktır.

## BÖLÜM 4

# EKONOMETRİK MODELLER İLE ÖNGÖRÜ VE SAGP MODELİNİN ÖNGÖRÜ GÜCÜNÜN SINANMASI

Ekonometrik teorinin üç temel amacının bulunduğu kabul edilmektedir. Bunlardan ilki, yapısal analiz yani iktisat kuramının sınanması, ikincisi iktisadi politikaların değerlendirilmesi ve üçüncüsü de öngörü olmaktadır.

Bu bölümde ekonometrik teorinin üçüncü amacına yani öngörüye yönelik uygulamalar yapılacaktır. Bunun için önceki bölümde SAGP modellerinden, öngörü amacıyla kullanılabileceği belirtilen iki model kullanılarak (TL/\$) döviz kurunun gelecek aylar için alabileceği değerler (öngörüler) bulunup, modellerin öngörü başarısı çeşitli kriterlerle sınanacaktır.

### 4.1. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ MODELİ İLE ÖNGÖRÜ

Öngörü, geleceğe ait olayların olasılıkları hakkında geçmiş ve güncel bilgiye dayanan, bir kantitatif tahmin (veya tahminler) setidir.<sup>1</sup> Özellikle tek denklemlili regresyon modellerinin oluşturulmasında öngörü amacı ağırlık kazanmaktadır.

Bir değişkenin gelecekte alacağı değerler hakkında değişik şekillerde öngörü yapılabilir. Eğer, bir değişkenin tek bir değeri için öngörü yapılırsa buna “nokta öngörüsü”, değişkenin değerinin en çok olasılıkla yeralabileceği bir aralığın öngörüsü yapılıyorsa buna da “aralık öngörüsü” adı verilmektedir.

Nokta öngörüsünde, açıklayıcı değişkenlerin öngörü döneminde alacağı değer(ler) tahmin edilen ilişkide yerine konarak, bağımlı değişkenin o dönem için öngörü değeri hesaplanır. Açıklayıcı değişken(ler)in öngörü dönemindeki değeri gerçekleşmiş (expost) veya gerçekleşecek tahmini (exante) değer olabilir. Eğer, açıklayıcı değişkenin değeri önceden biliniyorsa (yani gerçekleşmiş ise), bu durumda yapılan öngörüye “koşulsuz

<sup>1</sup> İşyar (1994, s.523)



“öngörü” denilmektedir. Koşulsuz öngörü modelini, tek denklem regresyon modelinden yararlanarak incelemek mümkündür<sup>2</sup>. İki değişkenli regresyon modelinde yapısal ilişki,

$$(4.1) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

olarak alınıp X ve Y arasındaki ilişkinin OEKK ile tahmin edildiği varsayıldığında kesin doğrusal bağlantı,

$$(4.2) \quad \hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_t$$

şeklinde olur. T+1 dönemi için koşulsuz öngörü yapılması istendiğinde, açıklayıcı değişkenin değerinin biliniyor olduğu kabul edildiğinden dolayı  $Y_t$ 'ye ait koşulsuz öngörü modeli,

$$(4.3) \quad \hat{Y}_{T+1} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{T+1}$$

şeklinde olur. Burada  $X_{T+1}$  bilinmektedir ve  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$  (4.2) nolu denklemden tahmin edilen parametrelerdir.

Koşulsuz öngörü modeline,

$$(4.4) \quad \hat{Y}_{T+1} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{T+1} + \hat{e}_{T+1}$$

şeklinde hata terimi ilave edilerek analiz oldukça kolaylaştırılmaktadır. Burada  $\hat{e}_{T+1} \sim N(0, \sigma_e^2)$  normal olarak dağılmaktadır ve sabit varyanslıdır.

Diğer bir durum ise “koşullu öngörüdür”. Koşullu öngöründe, açıklayıcı değişkenlerin tahminleri elde edilerek, bu tahmini değerlerle bağımlı değişkenin öngörü değer(ler)i hesaplanır. Açıklayıcı değişkenin gelecekteki değeri ne kadar sağlıklı olarak belirlenirse, bağımlı değişkenin öngörüsü de o derece gerçeğe yakın çıkabilecektir. Koşullu öngörü modeli, iki değişkenli regresyon modeli ele alınarak aşağıdaki gibi geliştirilebilir.

İki değişkenli doğrusal regresyon için yapısal model,

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

olarak verilmişti. Buna göre koşullu öngörü modeli,

<sup>2</sup> İşyar (1994, s.540)

$$(4.5) \quad \hat{Y}_{T+1} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{X}_{T+1} + \hat{e}_{T+1}$$

şeklinde yazılabilir. Burada  $\hat{e}_{T+1} \sim N(0, \sigma_e^2)$  dir. Modelde yeralan değişkenin T+1 dönemindeki öngörüsü,

$$\hat{X}_{T+1} = X_{T+1} + \varepsilon_{T+1}$$

olarak ifade edilebilir. Burada  $\varepsilon_{T+1} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  normal dağılım göstermektedir ve  $\hat{e}_{T+1}$  ile arasında bir korelasyon yoktur.

Nokta öngörüsünde, tahmin edilen parametrelerin öngörü döneminde değişmeyeceği kabul edilmektedir. Bunun yanı sıra, modelin hata teriminin ortalaması (veya beklenen değeri) sıfır kabul edilmektedir. Matematiksel olarak gösterilirse  $E(\hat{e}_{T+1})=0$ , kabul edilir. Eğer  $E(\hat{e}_{T+1}) \neq 0$  olursa, bağımlı değişkenin öngörü değeri de sapmalı olabilecektir.

Nokta öngörüsü ya doğrudur ya da yanlıştır. Bu nedenle araştırmacıya fazla bilgi vermez. Oysa nokta öngörüsünün, belli bir olasılıkla içine düşeceği alan belirlenebilir. Bu durumda, aralık öngörüsünden söz edilir ve kesinlik yoktur. Aralık öngörüsünde, bağımlı değişkenin öngörü değerlerinin normal dağılıma sahip oldukları kabul edilir.

Aralık öngörüsünde bağımlı değişkenin güven aralığı oluşturulacağı için, öngörü hatasının standart hatasının bilinmesi gerekir.  $\sigma_F$ , öngörü hatasının standart hatasını göstermek üzere;

$$(4.6) \quad \hat{\sigma}_F = \hat{\sigma}_U \sqrt{1 + \frac{1}{T} + \frac{(x_F - \bar{x})^2}{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}}$$

biçiminde yazılabilir. Burada;

$\hat{\sigma}_U$  = Hata teriminin standart hatasının tahmini,  
 $X_F$  = X'in öngörü dönemindeki varsayılan değeri,  
 T = Örnek büyüklüğünü göstermektedir.

Eğer  $\hat{\sigma}_U$  biliniyorsa,  $\hat{\sigma}_F$  de rahatlıkla bulunabilir.  $\hat{\sigma}_U$  için,

$$(4.7) \quad \hat{\sigma}_U = \sqrt{\frac{\sum e^2}{n-k}}$$

ilişkisi mevcut olduğundan, hata teriminin standart hatasının bir tahmini rahatlıkla bulunabilir.

Dikkat edilirse, öngörü hatasının standart hatası iki bileşenden oluşmaktadır. Bunlar, hata teriminin standart hatası ile tahmin edilen modeldeki parametrelerin içerdikleri örnekleme hataları olmaktadır.

Bu durumda nokta öngörüsünün  $\hat{Y}_F$  güven aralığı;

$$(4.8) \quad \hat{Y}_F \mp (t_{\alpha/2})\hat{\sigma}_F \text{ veya,}$$

$$(4.9) \quad \hat{Y}_F - (t_{\alpha/2})\hat{\sigma}_F < Y_F < \hat{Y}_F + (t_{\alpha/2})\hat{\sigma}_F$$

olmaktadır. Anlamlılık düzeyi ( $\alpha$ ) %5 seçilirse, nokta öngörüsünün güven aralığı olasılık halinde;

$$(4.10) \quad P\{\hat{Y}_F - (t_{0.025})\hat{\sigma}_F < Y_F < \hat{Y}_F + (t_{0.025})\hat{\sigma}_F\} = 0.95$$

biçiminde yazılabilir.

Daha önceki açıklamalarda, hata terimi otokorelasyonlu olan modellerin öngörülerinin etkin olmayacağı belirtilmişti. Ancak, hata teriminin otoregresif yapısının bilinmesi halinde uygun dönüştürmeler yapılabilecekti.

Buradan hareketle, herhangi bir tahmin yöntemiyle birinci dereceden otokorelasyon katsayısı ( $\rho$ ) bulunabilir ve bu katsayı öngörü değerinin hesaplanmasında kullanılabilir. Şu halde, otokorelasyonlu bir model ile öngörü matematiksel olarak,

$$(4.11) \quad \hat{Y}_{T+1} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{T+1} + \rho e_T$$

şeklde gösterilebilir.<sup>3</sup> Bu ifadeye nasıl ulaşıldığı aşağıda gösterilmektedir.

İki değişkenli doğrusal bir modelde;

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i$$

<sup>3</sup> İşyar (1994, s.536)

$e_t$ , gözlemlere ait hata paylarını göstermektedir. Bu modelde hata navları arasında otokorelasyon sözkonusu ise,  $e_t$ 'ler için

$$(4.12) \quad e_t = \rho e_{t-1} + v_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

şeklinde bir ilişkiden bahsedilebilir. Burada,  $\rho$ ,  $|\rho| < 1$ , mutlak değeri 1'den küçük otokorelasyon katsayısını göstermektedir,  $v_t$  ise ikinci hata payını göstermekte ve sıfır ortalama ve sabit varsansla normal olarak dağılmaktadır, yani  $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$  dir. Yeni hata payı  $v_t$ , rassal değişkene ait tüm varsayımları sağlamaktadır.

Bu anlatılanların ışığında, iki değişkenli basit doğrusal öngörü modelinden, parametrelerin a priori olarak bilindiği varsayıldığında model,

$$(4.13) \quad \hat{Y}_{T+1} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{T+1} + \hat{e}_{T+1}$$

olur. Hata terimleri arasında otokorelasyon sözkonusu olduğundan, T+1 dönemindeki hata payının bir öngörüsü,

$$(4.14) \quad \hat{e}_{T+1} = \rho e_T + v_{T+1}$$

olarak elde edilir. Varsayım gereği  $E(v_{T+1}) = 0$ ' dir.

(4.14), (4.13)'te yerine koyulduğunda,

$$(4.15) \quad \hat{Y}_{T+1} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{T+1} + \rho e_T$$

sonucuna ulaşılır. Bu da başlangıçta verilen (4.11) nolu modele özdeştir. Dikkat edilirse  $|\rho| < 1$  olduğundan dolayı, hata payları arasındaki dönem sayısı arttıkça aralarındaki kovaryansın zayıflayacağı rahatlıkla ileri sürülebilir.

Daha ileri dönemler için öngörü yapılmak istendiğinde, otokorelasyonlu hatalar ile sağlanan bilginin yararı giderek azalmaktadır. Bu durum, birinci dereceden Markov süreci ile açıkça ifade edilebilir<sup>4</sup>.

<sup>4</sup> Pindyck ve Rubinfeld (1981, s.215)

$$\begin{aligned}\hat{e}_{T+1} &= \rho e_T \\ \hat{e}_{T+2} &= \rho \hat{e}_{T+1} = \rho^2 e_T \\ \hat{e}_{T+3} &= \rho \hat{e}_{T+2} = \rho^3 e_T\end{aligned}$$

$$\hat{e}_{T+s} = \rho \hat{e}_{T+s-1} = \rho^s e_T$$

Bu durumda  $s$  büyüdükçe  $\rho^s$  değeri de gittikçe sifira yaklaşmaktadır.

## 4.2. SAGP MODELİ İLE DÖVİZ KURUNUN (TL/\$) NOKTA ÖNGÖRÜLERİ:

Satınalma Gücü Paritesi Modelinin nokta öngörülerini için (3.27) ve (3.34) nolu denklemlerden hareket edilecektir. Bu denklemlerin tahmin sonuçları aşağıda tekrar verilmektedir.

(3.27) nolu modelin tahmin sonucu,

$$(3.33) \quad \ln \hat{E}_t^* = 0.003 - 0.005 \ln \hat{E}_{t-1}^* + 0.993 \ln P_{it}^* - 0.103 \ln P_{dt}^*$$

burada \*'lı ifadeler uygun biçimde dönüştürülmüş değişkenleri ifade etmekteydi. Açıklayıcı değişkenlerin T+1 dönemindeki değerleri veriyken en etkin öngörü aşağıdaki modelle elde edilebilir<sup>5</sup>

$$(3.33a) \quad \ln \hat{E}_{T+1} = 0.003 - 0.005 \ln E_T + 0.993 \ln P_{i(T+1)} - 0.103 \ln P_{d(T+1)}$$

ve (3.34) nolu modelden,

$$(3.36) \quad \ln \hat{E}_t^* = 4.13 + 0.788 \ln E_{t-1}^* + 0.195 \ln P_{it}^* - 0.829 \ln P_{dt}^*$$

Bu modelin, otokorelasyon problemini içerdiğinden söz edilmişti. Bu nedenle, son aşamada  $\hat{\rho} = 0.165$  hesaplanarak, bu denklem otokorelasyon katsayısını da içerecek şekilde öngörü amacına yönelik olarak aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$(3.36a) \quad \ln \hat{E}_{T+1} = 4.13 + 0.788 \ln E_T + 0.195 \ln P_{i(T+1)} - 0.829 \ln P_{d(T+1)} + 0.165 e_T$$

<sup>5</sup> Koutsoyiannis (1989, s.232) ve Johnston (1981, s.198)

Bu çalışmadaki modellerde yeralan değişkenlerin öngörü döneminde alacağı değerler, herhangi bir tahmin tekniğiyle daha önceden tahmin edilmiş olmadığı için, öngörü döneminde açıklayıcı değişkenlerin bilinen (expost) değerleri kullanılarak koşulsuz öngörüler elde edilmeye çalışılacaktır. Bu durumda  $\ln E_{t-1}$ ,  $\ln P_{it}$  ve  $\ln P_{dt}$  değişkenlerinin öngörü dönemindeki değerleri, yukarıdaki modellerde yerlerine konularak, döviz kurunun nokta öngörülere hesaplanacaktır. Çalışmada, öngörü dönemi 1994-Mayıs ile 1994-Ekim aylarını kapsayan 6 aylık bir dönemdir. (Kuşkusuz bu dönem keyfi olarak uzatılabilir.)

Değişkenlerin öngörü dönemindeki değerleri, aşağıdaki tablo 4.1.'de verilmiştir.

Tablo 4.1. Değişkenlerin Gerçek Değerleri.

| Dönem   | $\ln E_T$ | $\ln P_{i(T+1)}$ | $\ln P_{d(T+1)}$ | $\ln E_{T+1}$ | $E_{T+1}$ (Dolar) |
|---------|-----------|------------------|------------------|---------------|-------------------|
| 1994.05 | 10.37843  | 11.45119         | 5.192401         | 10.43059      | 33880.32          |
| 1994.06 | 10.43059  | 11.46028         | 5.184588         | 10.36352      | 31682.55          |
| 1994.07 | 10.36352  | 11.47740         | 5.186827         | 10.34077      | 30969.79          |
| 1994.08 | 10.34077  | 11.49752         | 5.192401         | 10.36294      | 31663.99          |
| 1994.09 | 10.36294  | 11.56666         | 5.192401         | 10.43166      | 33916.53          |
| 1994.10 | 10.43166  | 11.65734         | 5.192401         | 10.44820      | 34482.19          |

Bu durumda (TL/\$) kurunun ortalama aylık öngörülere (3.33a) ve (3.36a) nolu denklemler ile hesaplanabilir. Sonuçlar tablo 4.2'de yer almaktadır.

Tablo 4.2. (TL/\$) Kurunun Beklenen Nokta Öngörülere

| Yıl  | Ay      | Nokta Öngörüsü    |                |                    |                |
|------|---------|-------------------|----------------|--------------------|----------------|
|      |         | (3.33a)logaritmik | (3.33a)antilog | (3.36a) Logaritmik | (3.36a)Antilog |
| 1994 | Mayıs   | 10.78732          | 48403.25       | 10.32260           | 30412.23       |
|      | Haziran | 10.79689          | 48868.58       | 10.31804           | 30273.86       |
|      | Temmuz  | 10.81400          | 49711.92       | 10.24745           | 28210.51       |
|      | Ağustos | 10.83352          | 50691.83       | 10.23355           | 27821.09       |
|      | Eylül   | 10.90206          | 54288.08       | 10.27124           | 28889.69       |
|      | Ekim    | 10.99176          | 59382.80       | 10.34930           | 31235.17       |

Her iki denklem için, değerlerin nasıl hesaplandığı açıkça gösterilirse; (3.33a)'ya göre;

$$\begin{aligned} \hat{E}_{\text{Mayıs}} &= 0.003 - 0.005(10.37843) + 0.993(11.45119) - 0.103(5.192401) \\ &= 10.78732 \end{aligned}$$

Bu değerin antilogaritması alınarak, gerçek öngörü değerine ulaşılır. Buna göre,

$$\hat{E}_{\text{Mayıs}} = 48403.25$$

(3.36a)'ya göre;

$$\begin{aligned}\hat{E}_{\text{Haziran}} &= 4.13 + 0.788(10.43059) + 0.195(11.46028) - 0.829(5.184588) + 0.165(0.19396322) \\ &= 10.31804\end{aligned}$$

ve antilogaritması;

$$\hat{E}_{\text{Haziran}} = 30273.86$$

elde edilir.

### 4.3. SAGP MODELİ İLE DÖVİZ KURUNUN (TL/\$) ARALIK ÖNGÖRÜLERİ

Önceki kısımda (3.33a) ve (3.36a) nolu modellerin nokta öngörülleri bulunmuştur. Bu nokta öngörülerinin düşecekleri alanı belirlerken  $\alpha=0.05$  kabul edilmiştir. Bunun yanısıra (3.33a) nolu modelden  $\hat{\sigma}_U = \sqrt{\frac{0.159780}{154-4}} = 0.0326$  olarak bulunmuştur.  $\hat{\sigma}_U$  tahmini kullanılarak (4.6)'daki  $\hat{\sigma}_F$  hesaplanıp, güven aralığı;

$$P\{\hat{Y}_F - (t_{0.025})\hat{\sigma}_F < Y_A < \hat{Y}_F + (t_{0.025})\hat{\sigma}_F\} = 0.95$$

biçiminde yazılabilir. Bunun anlamı, öngörü dönemindeki bağımlı değişkenin gerçek değeri ( $Y_A$ ) %95 güvenlilikle, öngörü değeri ( $\hat{Y}_F$ )'nin, öngörü değerinin standart hatası ( $\hat{\sigma}_F$ ) ile  $t_{0.025}$  değerinin çarpımının farkından büyük veya toplamından küçük olacaktır.

(3.33a) nolu model ile bulunan (TL/\$) kurunun aralık öngörülleri tablo 4.3.'te yer almaktadır.



Tablo 4.3 (TL/\$) Kurunun Aralık Öngörülleri (3.33a) Nolu Modele Göre

| Dönem      | Aralık Öngörüsü<br>(Logaritmik) |           | Aralık Öngörüsü<br>(Antilogaritmik) |           | $\hat{\sigma}_F$ |
|------------|---------------------------------|-----------|-------------------------------------|-----------|------------------|
|            | Alt Sınır                       | Üst Sınır | Alt Sınır                           | Üst Sınır |                  |
| 1994 Mayıs | 10.71970                        | 10.85494  | 45238.33                            | 51789.36  | 0.0345           |
| Haziran    | 10.72790                        | 10.86588  | 45610.80                            | 52359.05  | 0.0352           |
| Temmuz     | 10.74638                        | 10.88162  | 46461.53                            | 53189.69  | 0.0345           |
| Ağustos    | 10.76590                        | 10.90114  | 47377.37                            | 54238.16  | 0.0345           |
| Eylül      | 10.83420                        | 10.96987  | 50728.54                            | 58097.38  | 0.0346           |
| Ekim       | 10.92390                        | 11.05957  | 55489.22                            | 63549.60  | 0.0346           |

Aralık öngörülerinin bulunması bir örnek ile gösterilebilir Mayıs -1994 dönemi için aralık öngörüsü:

$$\hat{\sigma}_F = 0.0326 \sqrt{1 + \frac{1}{154} + \left[ \frac{(10.37843 - 6.814)^2}{302.875} + \frac{(11.45119 - 7.868)^2}{401.657} + \frac{(5.192401 - 4.897)^2}{2.0603} \right]}$$

$$= 0.0345$$

bulunur.

$$\text{Alt sınır : } 10.78732 - [1.96(0.0345)] = 10.71970$$

$$\text{antilogaritması alınarak } = 45238.33$$

$$\text{Üst Sınır: } 10.78732 + [1.96(0.0345)] = 10.85494$$

$$\text{antilogaritması alınarak } = 51789.36$$

elde edilir. Aynı hesaplamalar (3.36a) nolu model için yapılarak tablo 4.4'te yer alan değerlere ulaşılır.

Tablo 4.4. (TL/\$) Kurunun Aralık Öngörülleri (3.36a) Nolu Modele Göre

| Dönem      | Aralık Öngörüsü<br>(Logaritmik) |           | Aralık Öngörüsü<br>(Antilogaritmik) |           | $\hat{\sigma}_F$ |
|------------|---------------------------------|-----------|-------------------------------------|-----------|------------------|
|            | Alt Sınır                       | Üst Sınır | Alt Sınır                           | Üst Sınır |                  |
| 1994 Mayıs | 10.24420                        | 10.401    | 28118.98                            | 32892.50  | 0.040            |
| Haziran    | 10.23770                        | 10.398    | 27936.24                            | 32807.09  | 0.041            |
| Temmuz     | 10.16905                        | 10.326    | 26083.29                            | 30511.23  | 0.040            |
| Ağustos    | 10.11515                        | 10.312    | 25723.24                            | 30090.05  | 0.040            |
| Eylül      | 10.19284                        | 10.349    | 26711.25                            | 31245.79  | 0.040            |
| Ekim       | 10.27090                        | 10.428    | 28879.86                            | 33782.56  | 0.040            |

#### 4.4. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ MODELİNİN ÖNGÖRÜ GÜCÜNÜN SINANMASI

Ekonometrik modellerin öngörü güçlerinin sınanmasında Theil'in eşitsizlik katsayısı ile Janus oranından yararlanılmaktadır.

Bir ekonometrik modelde, elde edilen öngörünün duyarlılığı için sistematik bir ölçü H. Theil tarafından önerilmiştir. Bu ölçüye "eşitsizlik katsayısı" adı verilmektedir. Eşitsizlik katsayısının iki biçimde kullanıldığı gözlenmektedir<sup>6</sup>.

$$(4.15) \quad U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (F_t - A_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T F_t^2 + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T A_t^2}}$$

veya

$$(4.16) \quad U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (F_t - A_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T A_t^2}}$$

sağladığı pratiklik nedeni ile ikinci tip (4.16) daha çok kullanılmaktadır. Burada;

$F_t$  = Bağımlı değişkendeki öngörülen değişme,

$A_t$  = Bağımlı değişkendeki gerçekleşen değişme, olmaktadır.

Öngörülen ve gerçekleşen değişimler, mutlak veya görel olarak ifade edilebilmektedir.

Mutlak değişimler;

$$(4.17) \quad F_t = \hat{Y}_{T+1} - Y_T$$

$$(4.18) \quad A_t = Y_{T+1} - Y_T$$

<sup>6</sup>Koutsoyiannis (1989,s.495)

biçiminde gösterilirken, görelî deęişimler ise,

$$(4.19) \quad F_t = (\hat{Y}_{T+1} - Y_T) / Y_T$$

$$(4.20) \quad A_t = (Y_{T+1} - Y_T) / Y_T$$

olarak veya yüzde olarak ifade edilmektedir.

Eşitsizlik katsayısının değeri ne kadar küçük ise modelin öngörü gücü (öngörü başarısı) o oranda artmaktadır.

(3.33a) ve (3.36a) nolu modellerin eşitsizlik katsayılarının hesaplanmasında kullanılan değerler tablo 4.5'te yer almaktadır.

Tablo 4.5. (TL/\$) Kurunun Öngörü Dönemindeki Gerçekleşen ve Öngörülen Deęişimi

| Dönem      | (3.33a) nolu Model |                | (3.36a)nolu Model |                |
|------------|--------------------|----------------|-------------------|----------------|
|            | F <sub>t</sub>     | A <sub>t</sub> | F <sub>t</sub>    | A <sub>t</sub> |
| 1994 Mayıs | 16244.77           | 1721.887       | -1746.203         | 1721.887       |
| Haziran    | 14988.26           | -2197.770      | -3606.46          | -2197.770      |
| Temmuz     | 18029.37           | -712.760       | -3472.04          | -712.760       |
| Ağustos    | 19722.04           | 694.200        | -3148.70          | 694.200        |
| Eylül      | 22624.09           | 2252.540       | -2774.30          | 2252.540       |
| Ekim       | 25466.27           | 565.660        | -2681.36          | 565.660        |

Not: Deęişimler Mutlak Olarak Alınmıştır.

Bu durumda (3.33a) nolu modelin eşitsizlik katsayısı;

$$U_1 = \frac{\sqrt{\frac{1}{6}(375773386.2)}}{\sqrt{\frac{1}{6}(11510935.96)}} = \frac{7913.84}{1385.095} = 5.7$$

ve (3.36a) nolu modelin eşitsizlik katsayısı da;

$$U_2 = \frac{\sqrt{\frac{1}{6}(72205800.76)}}{\sqrt{\frac{1}{6}(11510935.96)}} = \frac{3469.0}{1385.095} = 2.5$$

olarak bulunur.

Genelde eşitsizlik katsayısı 0 ile 1 değeri arasında yer almaktadır. Yani,  $0 \leq U \leq 1$ 'dir. Eşitsizlik katsayısı sıfıra ne kadar yakın olursa, modelin öngörü başarısı da o kadar iyi olur.

Fakat, görüldüğü gibi, her iki model için de hesaplanan eşitsizlik katsayısı 1'in üzerindedir. Bu da, modellerin öngörü başarılarının zayıf olduğu anlamına gelir ve bağımlı değişkenin değerinin T dönemi ile T+n dönemleri arasında değişmeden aynı kalacağını kabul etmek daha doğru olur.

Modellerin öngörü başarılarının bu kadar zayıf olmasının nedeni, ele alınan öngörü döneminin 5 Nisan 1994 kararlarının uygulanmaya başlandığı kritik bir dönem olmasındandır. Çünkü, bu dönemde Merkez Bankası piyasaya sık sık müdahale ederek, döviz kurlarının baskı altında tutulmasını sağlamış ve bu da TL.'nin yabancı paralar karşısında aşırı değerlenmesine yol açmıştır. Oysa, döviz kurları baskı altında tutulmasaydı ve gerçekçi kur politikası uygulanarak, döviz kurlarının enflasyon oranında değişmesine izin verilseydi, 1994'ün mayıs ayı başında birden 42.000 TL. düzeyine ulaşan döviz kuru (TL/\$), bu şekilde seyrini sürdürmeye devam edecekti. Böyle bir durumun varlığı, hükümet politikalarının etkisini yansıtmayan (3.33a) nolu modelden elde edilen öngörülerden de görülmektedir. Eğer, gerçekçi kur politikası uygulansaydı, o zaman (3.33a) nolu model öngörülleri belki başarılı öngörüler olabilecek ve tahmin sonuçları (3.33a) da verilen (3.27) nolu modelin öngörü başarısı da yüksek olabilecekti.

Fakat 5 Nisan Kararlarının uygulanmaya başlaması, her iki modelin de öngörü başarısını engellemiştir. Hükümet politikalarının etkilerini yansıtan (3.34) nolu modelin tahmin sonuçları olan (3.36a) ile elde edilen öngörüler de başarısız olmuştur. Aslında bu model öngörülerinden hesaplanan eşitsizlik katsayısı, (3.33a) nın eşitsizlik katsayısından küçüktür. Yani öngörü başarısı diğerine göre daha yüksektir. Fakat, yine de bu modelin öngörülleri gerçek değerlerin altında kalmıştır ve gerçek değerleri iyi yansıtamamıştır. (3.36a) ile elde edilen öngörü değerleri, hükümetin daha baskıcı bir politika izleyerek TL'sını daha da değerlendireceğini ifade

etmektedir. Fakat, hükümet, modelin öngördüğünden daha ılımlı bir politika izlemiştir. Aslında (3.34)'ün tahmini olan (3.35)'deki sonuçlara bakılırsa, bu modelin tahmin dönemi için başarılı bir model olduğu görülmektedir. Fakat, öngörü dönemi olarak seçilen dönemin, Türkiye ekonomi tarihinde yaşanan en kritik dönemlerden biri olması nedeni ile, tahmin dönemindeki model parametreleri öngörü döneminde aynı kalmayıp yapısal bir değişime uğramıştır. Bu nedenle, tahmin döneminde elde edilen parametrelerle elde edilen öngörülerin, gerçek değerleri açıklayamaması doğaldır.

Eğer öngörü dönemi, istikrarlı ve tahmin dönemindeki piyasa koşullarının süregeldiği bir dönem olsaydı, tahmin dönemindeki model parametreleri öngörü döneminde değişmeyeceğinden, yapılan öngörüler gerçek değerleri yansıtır nitelikte ve başarılı öngörüler olacaktır.

Yukarıda ele alınan eşitsizlik katsayısının payı, öngörü hatasının kareli ortalamasının köküdür (KOK) ve bu, ölçütün asıl önemli terimidir. Payda yalnızca, U'nun değişkenlerin ölçü birimlerinden bağımsızlaştırılmasının bir yoludur.

Öngörü hatasının nedenleri, matematiksel olarak, eşitsizlik katsayısı terimlerine ayrıştırılarak gözlenebilir.

Katsayının payı, herbiri farklı bir öngörü hatası kaynağını gösteren üç terime ayrılabilir (bu analiz, temelde varyans çözümlemesine dayanmaktadır. Fakat burada detaya girilmeyecektir):<sup>7</sup>

$$(4.21) \quad \frac{1}{T} \sum (F_t - A_t)^2 = (\bar{F} - \bar{A})^2 + (s_F - s_A)^2 + 2(1-r)s_F s_A$$

Denklemin sağında yer alan  $\bar{F}$  ve  $\bar{A}$  sırasıyla, öngörülen değişimlerin ve gerçekleşen değişimlerin aritmetik ortalamasını vermektedir. Yani,

$$(4.22) \quad \bar{F} = \frac{1}{T} \sum F_t \quad \text{ve} \quad \bar{A} = \frac{1}{T} \sum A_t$$

olmaktadır. Denklemin sağındaki ikinci terimde yer alan  $s_F$  ve  $s_A$  değişimlere ait standart hataları göstermektedir ve aşağıdaki formüller ile hesaplanabilir.

$$(4.23) \quad s_F = \sqrt{\frac{1}{T} \sum (F_t - \bar{F})^2}; \quad s_A = \sqrt{\frac{1}{T} \sum (A_t - \bar{A})^2}$$

<sup>7</sup> Koutsoyiannis (1989, s.495)

$r$  ise, öngörülen ve gerçekleşen değişimlerin arasındaki korelasyon katsayısıdır ve,

$$(4.24) \quad r = \frac{\frac{1}{T} \sum (F_t - \bar{F})(A_t - \bar{A})}{s_F s_A}$$

şeklinde hesaplanır.

Öngörü hatasının kaynaklarını oluşturan bu üç terime “kısmi eşitsizlik katsayıları” denilmektedir.

(3.33a) ve (3.36a) modellerinden, öngörü hatasının üç bileşeni için yapılan hesaplamalar tablo 4.6’da yer almaktadır.

Tablo 4.6. (KOK) Bileşenleri

| Bileşenler                       | (3.33a) için | (3.36a) için |
|----------------------------------|--------------|--------------|
| $(\bar{F} - \bar{A})^2$          | 48663803.0   | 60291843.63  |
| $(s_F - s_A)^2$                  | 5473447.412  | 429781.20    |
| $2(1-r)s_F s_A$                  | 8516380.597  | 11487942.90  |
| $\frac{1}{T} \sum (F_t - A_t)^2$ | 62628897.70  | 72205800.76  |

Tablodaki ilk bileşen  $(\bar{F} - \bar{A})^2$ , öngörüler ile gerçekleştirmeler arasındaki farklılığın, bunların ortalamaları arasındaki farktan ileri geldiğini ifade eder.

İkinci bileşen  $(s_F - s_A)^2$ , öngörüler ile gerçekleştirmeler arasındaki farklılığın, bunların standart sapmaları arasındaki farktan ileri geldiğini gösterir.

Üçüncü bileşen  $2(1-r)s_F s_A$  ise, öngörüler ile gerçekleştirmeler arasındaki farklılığın  $F_t$  ve  $A_t$  arasındaki kovaryansın yeterince büyük olmamasından kaynaklandığını açıklar.

Öngörü hatasının yukarıda ele alınan bu üç bileşeninin öngörü hatası içindeki payları “eşitsizlik oranları” olarak bilinir. Bu oranlar, tabloda

değerleri sunulan herbir bileşenin, kareli ortalamaya bölünmesi suretiyle elde edilir. Yani,

$$(4.25) \quad U^M = \frac{(\bar{F} - \bar{A})^2}{\frac{1}{T} \sum (F_t - A_t)^2}$$

$$U^S = \frac{(s_F - s_A)^2}{\frac{1}{T} \sum (F_t - A_t)^2}$$

$$U^C = \frac{2(1-r)s_F s_A}{\frac{1}{T} \sum (F_t - A_t)^2}$$

şeklinde ifade edilir. Bu eşitsizlik oranlarından,  $U^M$ 'ye “sapma oranı”,  $U^S$ 'ye “varyans oranı”, ve  $U^C$ 'ye de “kovaryans oranı” denilmektedir<sup>8</sup>. Bu üç oranın toplamı 1'e eşittir. Yani,

$$(4.26) \quad U^M + U^S + U^C = 1$$

dir. Yukarıdaki modellere ait eşitsizlik oranları tablo 4.7'de verilmektedir.

Tablo 4.7. Eşitsizlik Oranları

| Eşitsizlik Oranları | (3.33a) İçin | (3.36a) İçin |
|---------------------|--------------|--------------|
| $U^M$               | 0.777        | 0.835        |
| $U^S$               | 0.087        | 0.006        |
| $U^C$               | 0.136        | 0.159        |
| Toplam              | 1.000        | 1.000        |

Tablodaki değerlerden görüldüğü gibi, her iki modelin de öngörü hata kaynağı, öngörülen değerlerle gerçek değerlerin değişimlerinin ortalamaları arasındaki farktır. Bu farkın, daha iyi öngörü değerleri ile kapanması mümkündür.

<sup>8</sup>Koutsoyiannis (1989, s.496)



Bu bölümün başında, ekonometrik bir modelin öngörü gücünün ölçülmesinde kullanılabilen ikinci ölçütün Janus oranı olduğu belirtilmişti. Janus oranı:

$$(4.27) \quad J^2 = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=T+1}^{T+n} (F_t - A_t)^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (F_t - A_t)^2}$$

veya

$$(4.28) \quad J = \sqrt{J^2}$$

biçiminde ifade edilebilir. Janus oranının; öngörü dönemindeki öngörü değerleri ile gerçekleşen değerler arasındaki farkların kareleri toplamının öngörü dönemine bölümünün, tahmin dönemindeki öngörülerle gerçekleştirmeler arasındaki farkların kareleri toplamının örnek büyüklüğüne bölümünün oranını ifade ettiği görülür.

Janus oranından hareketle "J" hesaplanır ve  $0 < J < \infty$  arasında değerler alabilir. J'nin sifıra yaklaşması modelin öngörü gücünün artmasına işaret eder.

Bu durumda, eşitsizlik katsayısında olduğu gibi (3.33a) ve (3.36a)'nın öngörü güçleri, Janus oranıyla da karşılaştırılabilir.

(3.33a) için;

$$J_1^2 = \frac{3030000000}{108000000} = 28.05$$

$$J_1 = \sqrt{28.05} = 5.3$$

(3.36a) için

$$J_2^2 = \frac{6248854.6}{2389201} = 2.615$$

$$J_2 = \sqrt{2.615} = 1.61$$

olarak bulunur. Janus oranı değerleri karşılaştırıldığında  $J_2 < J_1$  olduğundan, ikinci modelin öngörü başarısının daha iyi olduğu söylenir. J'nin birimden büyük değerleri, belirli koşullar altında modelin yapısındaki değişiklikleri ifade eder. Burada da bu durum sözkonusudur. Yani, öngörü döneminde,

tahmin dönemindeki modelin yapısında deęişmeler olmuştur. Bu durum, yukarıdaki açıklamalarda da ifade edilmişti ve Janus oranı ile de bir kez daha kanıtlanmış oldu.

Sonuç olarak, her iki öngörü kriterine (eşitsizlik katsayısı ve Janus oranı) göre bir değerlendirme yapmak gerekirse, hükümet politikalarının etkisini içeren ikinci model (3.36a)'ın öngörü başarısının birinciye göre daha iyi olduğu söylenebilir. Fakat öngörü kriterlerinin ölçülen değerleri, sağlaması gereken değerlerin üzerinde olduğundan ikinci modelin öngörü başarısı da zayıf kabul edilmektedir. Bunun da nedeni, daha öncede ifade edildiği gibi, bu dönemde uygulanan ekonomik istikrar programıdır.



## GENEL DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Bu çalışma, Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi esas alınarak döviz kurunun belirlenmesine ve gelecekteki değerlerinin öngörüsüne yönelik çalışmaları içermektedir.

SAGP teorisi, iki ülkenin fiyat düzeyleri oranı şeklinde temsil edilen SAGP'nin döviz kurunun esas belirleyicisi olduğunu ileri sürmektedir. Dolayısıyla, bu çalışmada yapılan uygulamalarla bu teorinin geçerliliği araştırılmış olmaktadır.

SAGP ile döviz kurunun belirlenmesine geçmeden önce, iki değişken arasındaki nedensel ilişkinin yönü Granger Nedensellik Testi ile araştırılarak, tahmin döneminde SAGP'den döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensel ilişki bulunmuştur. Böyle bir nedensel ilişkinin bulunması iki açıdan önemlidir.

Birincisi, SAGP teorisine yöneltilen eleştirilerden birine, ampirik bir uygulamayla cevap verilmiş olmaktadır. Bu eleştiri, teorinin SAGP'den döviz kuruna doğru bir nedensel ilişki olduğu görüşünü savunduğunu ve döviz kurundan SAGP'ne doğru bir nedensel ilişkinin de olabileceğini vurgulamakta ve bu noktada teoriye karşı çıkmaktadır. Bu çalışmada günümüz koşullarında dahi, uzun dönemde SAGP'den döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensel ilişkinin olduğu sonucuna varılarak, bu noktada sunulan eleştiriyeye karşı çıkılabilmektedir.

SAGP ile döviz kuru arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunması ikinci olarak, SAGP'nin döviz kurunu belirleyen dışsal bir değişken olduğu konusunda teoriyle uyumlu bir sonucu vermesi açısından önemlidir.

Buradan hareketle SAGP, döviz kurunu belirlemeye ve gelecekteki değerlerini öngörmeye yönelik olarak geliştirilen ekometrik modellerde dışsal değişken olarak ele alınmıştır. Öngörü amacıyla kullanılan ekonometrik modeller, ilk etapta geçmişteki iç ve dış fiyat düzeylerinin etkilerini içerecek şekilde dinamik modeller olarak belirlenmiş ve daha sonra hükümetin döviz kurlarına etki eden politikalarını da içerecek şekilde geliştirilmiştir. Bu çerçevede öngörüye yönelik iki model belirlenmiştir. Ayrıca, döviz kurlarının, enflasyon ve para arzıyla da ilgili olduğu düşünüldükçe bir eşanlı denklem modeli uygulamalar arasında yer almıştır. Fakat, bu çalışmanın kapsamı, tek denklem modelleriyle sınırlandırıldığından, eşanlı denklem modeliyle öngörüye yönelik uygulamalar yapılmamıştır.

Döviz kurunun öngörüsü amacına yönelik ilk model, geçmiş ve cari fiyat düzeylerinin döviz kuruna etkisini yansıtmaktadır. Bu model ile ulaşılan sonuçlar, tahmin döneminde yurtdışı fiyat düzeyinin döviz kuruna etkisinin olmadığı, dolayısıyla SAGP'nin Türkiye de işlemediği ve sadece cari yurtiçi fiyat düzeyinin döviz kurunu belirlediğini açıklamaktadır.

İkinci olarak ele alınan ekonometrik model ise, ilk modele döviz kurlarına etkili olan hükümet politikalarının etkisini yansıtan kukla değişkenlerin eklenmesi suretiyle oluşturulmuş ve elde edilen sonuçlar iktisadi ve ekonometrik açıdan tatmin edici bulunmuştur. Bu modelin sonuçları, politika kararlarının etkisi dahilinde SAGP'nin işlediğini göstermektedir.

Bu iki model kullanılarak, öngörü dönemi olarak belirlenen ve değişkenlerin gerçek değerlerinin mevcut olduğu dönemde döviz kurunun alacağı değerler belirlenmiştir. Daha sonra, öngörü değerleri ile gerçek değerler karşılaştırılarak, bu iki model ile yapılan öngörülerin başarılı olup olmadığı, Theil'in eşitsizlik katsayısı ile Janus oranı kriterleri ile araştırılmıştır. Bu kriterlere göre, hükümet politikalarının etkilerini yansıtan ikinci modelin öngörü başarısı birinciye göre daha iyi bulunmuştur. Fakat, sonuçta her iki model de kriterlerin sağlaması gereken değerlerden daha büyük sonuçlar vermiş olduğundan öngörü başarıları zayıf bulunmuştur.

Modellerin öngörü başarılarının zayıf bulunmasının nedeni, ele alınan öngörü döneminin "5 Nisan 1994 kararları" ile ekonomik istikrar programının uygulanmaya başlandığı kritik bir dönem olmasındandır. Bu dönemde, Merkez Bankası'nın döviz piyasasına sık sık müdahale ederek döviz kurlarını baskı altında tutmasıyla birlikte uygulanan diğer politikalar, tahmin dönemindeki model parametrelerinin öngörü döneminde değişmesine yol açmıştır. Bu nedenle, tahmin döneminde elde edilen parametrelerle ulaşılan öngörüler gerçek değerleri yansıtamamıştır. Dolayısıyla şunu söylemek mümkündür; eğer öngörü döneminde, tahmin dönemindeki koşullar geçerli olsaydı, model parametreleri yapısal bir değişme uğramayacağından dolayı, elde edilen öngörü değerleri de gerçeği daha iyi yansıtan değerler olabilirdi. Bu nedenle, ele alınan modellerin istikrarlı piyasa koşullarının süre geldiği dönemlerde öngörü amacıyla kullanılabilceği söylenebilir. Fakat, ekonomide yaşanan dinamik sürecin yapısal ilişkilerin zaman içerisinde aynı kalmasına izin vermemesi nedeniyle satınalma gücü paritesi modelinin sürekli olarak revize edilmesi gerekmektedir.



# ***TABLÖLAR***

Tablo 1. (TL/\$) Kurunun Gelişimi (1981.01-1994.10)

|      | OCAK     | SUBAT    | MART     | NİSAN    | MAYIS    | HAZİRAN  | TEMMUZ   | AĞUSTOS  | EYLÜL    | EKİM     | KASIM    | ARALIK   |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1981 | 91.90    | 95.95    | 95.65    | 98.20    | 103.65   | 109.60   | 116.00   | 121.3    | 121.0    | 126.85   | 127.9    | 132.3    |
| 1982 | 139.60   | 143.70   | 146.55   | 147.75   | 151.20   | 164.00   | 167.50   | 170.90   | 175.00   | 178.85   | 183.00   | 184.90   |
| 1983 | 191.15   | 194.30   | 203.75   | 208.00   | 213.75   | 219.35   | 228.90   | 238.85   | 243.45   | 250.00   | 266.20   | 280.00   |
| 1984 | 309.30   | 308.75   | 320.60   | 337.75   | 335.20   | 368.10   | 380.75   | 386.70   | 406.55   | 413.55   | 427.35   | 442.50   |
| 1985 | 451.40   | 480.90   | 488.65   | 509.70   | 525.70   | 533.05   | 529.45   | 533.25   | 542.25   | 548.80   | 557.90   | 574.00   |
| 1986 | 581.05   | 591.00   | 658.75   | 651.65   | 682.55   | 675.35   | 673.15   | 676.55   | 91.95    | 735.70   | 745.20   | 755.90   |
| 1987 | 753.65   | 764.30   | 776.00   | 795.15   | 819.00   | 850.30   | 877.85   | 894.80   | 931.40   | 944.45   | 967.80   | 1018.35  |
| 1988 | 1117.65  | 1176.45  | 1220.70  | 1266.30  | 1320.10  | 1385.85  | 1440.80  | 1533.21  | 1649.01  | 1681.61  | 1776.46  | 1813.46  |
| 1989 | 1881.19  | 1927.63  | 2025.44  | 2074.84  | 2093.61  | 2138.08  | 2150.69  | 2212.57  | 2236.52  | 2296.40  | 2305.38  | 2311.37  |
| 1990 | 2347.30  | 2408.17  | 2484.02  | 2521.95  | 2590.81  | 2654.68  | 2669.65  | 2689.61  | 2733.52  | 2775.44  | 2811.37  | 2927.13  |
| 1991 | 3041.90  | 3330.33  | 3700.58  | 3953.08  | 4050.88  | 4430.32  | 4395.19  | 4591.80  | 4718.54  | 4924.13  | 5062.85  | 5074.83  |
| 1992 | 5486.01  | 5867.24  | 6241.49  | 6593.79  | 6820.33  | 6868.24  | 7058.85  | 7050.87  | 7317.34  | 7939.29  | 8241.40  | 8550.80  |
| 1993 | 8694.38  | 9031.6   | 9376.25  | 9544.01  | 9960.69  | 10463.94 | 11164.26 | 11623.14 | 11858.55 | 12483.48 | 133650.7 | 14034.01 |
| 1994 | 15164.23 | 17704.92 | 20353.21 | 32158.32 | 33880.32 | 31682.55 | 30969.79 | 31663.99 | 33916.53 | 34482.18 |          |          |

KAYNAK: T.C. Merkez Bankası, *Üç Aylık Bülten*, Ankara: T.C.M.B. Yayınları, 1981-82-83-84-85-86-87-88-89-90-91-92-93-94

Tablo 2. Türkiye Tüketici Fiyatları Endeksinin Gelişimi (1978-79=100)

|      | OCAK    | ŞUBAT   | MART    | NİSAN   | MAYIS   | HAZİRAN | TEMMUZ  | AĞUSTOS | EYLÜL    | EKİM     | KASIM   | ARALIK  |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|----------|---------|---------|
| 1981 | 296.3   | 308.2   | 311.1   | 315.1   | 321.0   | 327.5   | 341.8   | 341.9   | 353.9    | 357.5    | 361.4   | 365.7   |
| 1982 | 373.3   | 381.8   | 390.5   | 394.2   | 395.4   | 402.1   | 406.2   | 411.7   | 424.5    | 436.0    | 446.1   | 461.7   |
| 1985 | 481.1   | 493.2   | 503.2   | 510.6   | 514.0   | 520.8   | 526.2   | 538.5   | 555.9    | 585.4    | 607.3   | 632.8   |
| 1984 | 654.6   | 664.6   | 685.2   | 727.9   | 763.2   | 812.7   | 820.2   | 840.6   | 858.0    | 895.4    | 929.9   | 947.2   |
| 1985 | 1000.0  | 1033.0  | 1082.4  | 1091.4  | 1117.6  | 1109.1  | 1124.9  | 1154.0  | 1208.8   | 1284.5   | 1344.1  | 1365.8  |
| 1986 | 1409.5  | 1434.0  | 1452.7  | 1458.2  | 1485.9  | 1521.4  | 1549.9  | 1563.4  | 1600.7   | 1716.8   | 1755.9  | 1784.7  |
| 1987 | 1837.2  | 1886.8  | 1957.3  | 1998.3  | 2096.9  | 2094.7  | 2134.8  | 2171.4  | 2234.9   | 2342.2   | 2488.5  | 2767.2  |
| 1988 | 2932.8  | 3090.3  | 3324.1  | 3486.6  | 3568.8  | 3642.0  | 3746.9  | 3874.0  | 4062.1   | 4365.3   | 4665.7  | 4848.3  |
| 1989 | 5112.8  | 5334.4  | 5469.2  | 5666.5  | 5809.4  | 6113.7  | 6460.8  | 6716.6  | 7033.0   | 7566.8   | 7903.7  | 8182.5  |
| 1990 | 8492.7  | 8851.8  | 9285.3  | 9636.4  | 9828.6  | 10126.1 | 10315.9 | 10608.5 | 11302.0  | 12118.0  | 12839.2 | 13140.9 |
| 1991 | 12710.2 | 13399.5 | 13984.7 | 14901.6 | 15397.9 | 15853.1 | 16061.2 | 16700.6 | 17717.2  | 18885.4  | 19876.0 | 20743.0 |
| 1992 | 22687.2 | 23829.5 | 24989.1 | 25927.6 | 26155.2 | 26283.1 | 26629.9 | 17646.5 | 29705.6  | 31951.5  | 33509.6 | 34426.4 |
| 1993 | 36247.1 | 37688.5 | 39485.3 | 41217.2 | 43163.3 | 43954.7 | 46100.6 | 47331.7 | 49978.2  | 53422.4  | 56838.4 | 58895.3 |
| 1994 | 61492.0 | 65187.6 | 68564.5 | 85503.5 | 94013.2 | 94871.5 | 96510.1 | 98471.7 | 105520.4 | 115536.4 |         |         |

KAYNAK: D.İ.E. Aylık İstatistik Bülteni, Ankara,; Devlet İstatistik Enstitüsü Matbaası, 1981-82-83-84-85-86-87-88-89-90-91-92-93-94.

T.C. Merkez Bankası; İstatistik ve Değerlendirme Bülteni, Ankara: T.C.M.B. Araştırma Planlama ve Eğitim Genel Müdürlüğü, Aralık - 1986, Kasım -1987



Tablo 3. ABD. Tüketici Fiyatları Endeksinin Gelişimi (1978-79=100)

|      | OCAK  | SUBAT | MART  | NİSAN | MAYIS | HAZİRAN | TEMMUZ | AĞUSTOS | EYLÜL | EKİM  | KASIM | ARALIK |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|---------|--------|---------|-------|-------|-------|--------|
| 1981 | 119.7 | 121.0 | 121.9 | 122.6 | 123.6 | 124.7   | 126.1  | 127.0   | 128.4 | 128.6 | 129.0 | 129.3  |
| 1982 | 129.6 | 130.1 | 129.8 | 130.3 | 131.7 | 133.3   | 134.0  | 134.4   | 134.6 | 134.8 | 134.7 | 134.2  |
| 1983 | 134.7 | 134.7 | 134.8 | 135.7 | 136.5 | 136.9   | 137.6  | 138.0   | 138.7 | 139.0 | 139.3 | 139.5  |
| 1984 | 140.3 | 140.8 | 141.2 | 141.8 | 142.3 | 142.8   | 143.2  | 143.8   | 144.5 | 145.0 | 145.0 | 145.1  |
| 1985 | 145.3 | 145.8 | 146.5 | 147.1 | 147.6 | 148.1   | 148.3  | 148.7   | 149.1 | 149.6 | 150.0 | 150.5  |
| 1986 | 150.9 | 150.5 | 149.8 | 149.5 | 149.1 | 148.8   | 149.2  | 149.8   | 150.3 | 150.7 | 151.0 | 152.9  |
| 1987 | 153.4 | 154.0 | 154.2 | 155.1 | 155.7 | 156.2   | 156.6  | 157.4   | 158.3 | 158.6 | 158.8 | 158.8  |
| 1988 | 159.2 | 158.9 | 160.3 | 161.0 | 161.7 | 162.4   | 163.1  | 163.7   | 164.9 | 165.5 | 165.6 | 165.8  |
| 1989 | 166.7 | 167.4 | 168.3 | 169.4 | 170.3 | 170.8   | 171.2  | 171.5   | 172.0 | 172.8 | 173.3 | 173.5  |
| 1990 | 172.2 | 171.3 | 170.9 | 170.6 | 170.8 | 170.8   | 185.8  | 178.5   | 182.9 | 181.9 | 179.2 | 179.2  |
| 1991 | 176.7 | 176.7 | 174.4 | 174.2 | 175.0 | 175.    | 175.0  | 175.5   | 175.2 | 175.8 | 176.0 | 175.0  |
| 1992 | 174.4 | 175.0 | 174.9 | 174.9 | 174.9 | 174.9   | 174.9  | 178.1   | 178.5 | 178.9 | 178.5 | 177.8  |
| 1993 | 178.5 | 178.9 | 179.2 | 179.7 | 180.3 | 181.9   | 180.2  | 179.2   | 179.2 | 180.0 | 179.2 | 177.8  |
| 1994 | 178.8 | 179.1 | 179.9 | 179.9 | 179.9 | 178.5   | 178.9  | 179.9   | 179.9 | 179.9 |       |        |

KAYNAK: D.İ.E. *Aylık İstatistik Bülteni*: Ankara: Devlet İstatistik Enstitüsü Matbaası, 1981-82-83-84-85-86-87-88-89-90-91-92-93-94

IMF, *International Financial Statistics*, December - 1986, 39(12), November - 1987, 40(11)

Tablo 4. Para Arzı (M3)

|      | OCAK     | ŞUBAT    | MART     | NİSAN    | MAYIS    | HAZİRAN  | TEMMUZ   | AĞUSTOS  | EYLÜL    | EKİM     | KASIM    | ARALIK   |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1981 | 1047.5   | 1100.6   | 1120.3   | 1261.6   | 1325.8   | 1352.9   | 1523.9   | 1540.9   | 1566.4   | 1785.3   | 1836.8   | 2140.2   |
| 1982 | 2056.2   | 2131.0   | 2144.6   | 2301.2   | 2308.3   | 2351.9   | 2457.3   | 2581.4   | 2644.8   | 2746.3   | 2803.4   | 3174.2   |
| 1983 | 2945.8   | 29893.7  | 3110.0   | 3155.3   | 3237.7   | 3281.7   | 3334.1   | 3355.8   | 3357.8   | 3536.7   | 3611.7   | 3978.6   |
| 1984 | 3781.3   | 3930.4   | 4163.8   | 4249.9   | 4398.9   | 4627.7   | 4647.0   | 4883.5   | 4969.0   | 5094.2   | 5403.4   | 5933.1   |
| 1985 | 5726.7   | 6055.0   | 6376.0   | 6630.0   | 6840.3   | 7128.7   | 7372.7   | 7842.9   | 7970.2   | 8137.6   | 8304.4   | 9185.1   |
| 1986 | 8629.1   | 8890.5   | 9725.9   | 9876.9   | 10316.0  | 15144.5  | 17168.4  | 11104.6  | 11281.5  | 11575.8  | 11830.7  | 13111.2  |
| 1987 | 12392.4  | 12606.6  | 12953.5  | 13469.5  | 13797.2  | 14064.0  | 14798.8  | 15301.5  | 15717.7  | 16314.5  | 16521.5  | 19050.3  |
| 1988 | 16103.8  | 16413.8  | 16968.6  | 19076.7  | 20341.9  | 20496.7  | 21970.4  | 22600.4  | 23621.3  | 25099.2  | 26694.9  | 29465.3  |
| 1989 | 28480.2  | 31056.9  | 31965.5  | 33638.5  | 34711.5  | 35936.1  | 37935.4  | 39240.0  | 41250.0  | 45014.8  | 47203.6  | 49805.6  |
| 1990 | 51700.5  | 51799.5  | 53509.0  | 57443.8  | 57841.6  | 60986.8  | 6656.2   | 65103.0  | 66514.6  | 68853.3  | 70531.7  | 76127.2  |
| 1991 | 73871.2  | 75733.9  | 76808.0  | 81801.9  | 83243.3  | 88804.7  | 91526.8  | 96147.8  | 102332.0 | 109424.6 | 111302.2 | 123148.6 |
| 1992 | 123549.5 | 128831.6 | 136526.0 | 140904.1 | 1461935  | 154416.9 | 157437.8 | 167505.6 | 171809.7 | 176917.5 | 185140.8 | 190779.6 |
| 1993 | 205217.0 | 211451.0 | 224166.0 | 228814.0 | 236336.0 | 234471.0 | 248787.8 | 260119.0 | 262480.0 | 271288.3 | 277848.0 | 289049.0 |
| 1994 | 301441.0 | 305824.0 | 314938.5 | 324446.0 | 393876.0 | 462810.0 | 560059.4 | 598033.7 | 595748.5 | 606471.3 |          |          |

KAYNAK: T.C.M.B., 1986-1991 Para ve Banka İstatistikleri, 1991,  
T.C.M.B., Üç Aylık Bülten, 1989(III).

## YARARLANILAN KAYNAKLAR

- Abuşođlu, Ö., *Döviz Kuru Politikası ve İhracat Üzerine Etkisi 1980- 1988 Dönemi*, Ankara, TOBB, 1990.
- Batiz, F.L. Batiz, L. R., *International Finance and Open Economy Macroeconomics*, New-York; Mc Millan Publishing Company, 1985,
- Bhagwati, J., *International Trade*, England: Penguin Books Ltd. 1972.
- Booth, G., Dugan, J.E., Koveas, P.E., "Deviations Form Purchasing Power Parity, Relative Inflation and Exchange Rates: The Recont Experience" *Financial Review*, 20(2), May - 1985, s.201-20
- Boratav, K., "Kur - Faiz Makası ve Sıcak Para Üzerine", *Mülkiyeliler Birliđi*, Temmuz - 1991, s.5-7.
- Cangöz, M.C., "Döviz Kuru Belirlenmesi, Faiz Oranları ve Para Talebi", *Hazine ve Dış Ticaret Dergisi*, Aralık - 1991, No. 11, s.22-38.
- Çarıkçı, E., *Türkiye'de Ekonomik Güçlükler ve Çözüm Yolları*, Ankara: Adım Yayınları: 22, 1991.
- Demir, A., *Döviz Kuru Öngörüsü İçin Ekonometrik Bir Model Denemesi*, Bursa, U.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü, (Basılmamış Yüksek Lisans Tezi), 1988.
- Dickey, D. ve Fuller, W., "Likelihood Ratio Statistics For Autorgressive Time Series With - Unit Root", *Econometrica*, (49), July - 1981, s.1057-1072.
- DİE, *Aylık İstatistik Bülteni*, Ankara: Devlet İstatistik Enstitüsü Matbaası, 1981-82-83-84-85-86-87-88-89-90-91-92-93-94.
- Ekinci, N.K., "Para Politikası Faiz ve Döviz Kuru", *İşletme ve Finans*, Kasım -1991, 1(58), s.30-35.
- Ergin, F., *Para ve Faiz Teorileri*, İstanbul: İstanbul Üniversitesi Yayınları, 1981.
- Erlat, H., "Nedensellik Sınamaları Üzerine", *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 1983, 10(1), s.65-96.

- Ertaş, E., "Kambiyo Kuru Teorileri: Bir Sürvey", *U.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Aralık - 1982, s.21-50
- Ertaş, S., *Ekonometrinin Teorisi Ders Notları*, Bursa: Uludağ Üniversitesi.
- Ertaş, S., *Çözümlü Ekonometri Problemleri ve Teorik Notlar*, Bursa: U.Ü., Güçlendirme Vakfı Yayın No:40, U.Ü. İ.İ.B.F. İşletme İktisadi ve Muhasebe Araştırma ve Uygulama Merkezi Yayını, No:40, 1990.
- Ertürk, E., *Döviz Ekonomisi*, İstanbul: Der yayınları, 1994.
- Ethier, W.J., *Modern International Economics*, Second Edition, University of Pennsylvania, W.W.Norton Company, 1983.
- Frenkel, J.A., "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920 s.," *Journal of International Economics*, 1978, 8(2), s.169-91.
- Frenkel, "The Collapse of Purchasing Power Parity", *European Economic Review*, 1981, 16(1), s.145-65.
- Frenkel, J.A. "Flexible Exchange Rates, Price and the Role of News: Lessons from the 1970's", *Journal of Political Economy*, August-1981, (89), s.665-705
- Friedman, M., "The Case for Flexible Exchange Rates in Milton Friedman (e.d.)," *Essays in Positive Economics*, Chicago: Chicago University Press, 1953, s.1-25.
- Ford, J.L., *Current Issues in Open Economy Macroeconomics*, Worcester: Billing and Sons Ltd. 1990.
- Genberg, H., "Purchasing Power Parity under Flexed ad Flexible Exchange Rates", *Journal of International Economics*, May, 1978, 8(2), s.247-67.
- Haberler, G., *The Theory of International Trade*, London: William Hodge Company, 1968.

- Hakkio, C.S., "A Re-examination of Purchasing Power Parity" A Multi country and Mutiperiod Study", *Journal of International Economics*, 1984, 17(2), s.265-77.
- Harberger, A.C., "Applications of Real Exchange Rate Analysis", *Western Economic Association International*, 1985, s.1-26.
- Hatibođlu Z., "Türkiye'de Döviz Fiyatları ve Konvertibilite Beklentileri", *Para ve Sermaye Piyasası Dergisi*, 1985,
- IMF, *International Financial Statistics*, December - 1986, 39 (12), November - 1987, 40(11).
- Işıđıçok, E., *Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi*, Bursa: U.Ü. Güçlendirme Vakfı Yayın No:94, U.Ü. İ.İ.B.F. İşletme İktisadi ve Muhasebe Araştırma ve Uygulama Merkezi Yayını, No:95, 1994.
- İnađ, N., *İthalat (1980-1987)*, Ankara: T.C. Merkez Bankası Araştırma Planlama ve Eğitim Gn.Müd. Tartışma Tebliđi, No. 8806, Şubat - 1988.
- İşyar, Y., *Ekonometrik Modeller I II Ders Notları*, Bursa: Uludađ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, 1989.
- İşyar, Y., *Ekonometrik Modeller*, Bursa: U.Ü. Güçlendirme Vakfı Yayın No:92, U.Ü. İ.İ.B.F. İşletme İktisadi ve Muhasebe Araştırma ve Uygulama Merkezi No: 93, 1994.
- İyibozkurt, E., *Uluslararası İktisat Teorisi*, Bursa: Uludađ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Yayınları, 1989.
- İyibozkurt, E., *Küreselleşme ve Ekonomimiz*, Bursa: Ezgi Kitabevi Yayınları, 1993.
- Johnson, H.G., *International Trade and Economic Growth*, London: Geogra Allen and Unwin Ltd. 1958.
- Johnston, J., *Ekonometrik Modeller*, Çev. Y. İşyar ve E. Kip, Erzurum: Atatürk Üniversitesi Yayınları No: 584, Ziraat Fakültesi Yayınları No:265, Ders Kitapları Serisi No:41, 1981.
- Kalaycıođlu, S., *Esnek Kur Sistemi*, İstanbul: Üçdal Neşriyat, 1983.

- Kindleberger, C.P., *Foreign Trade and National Economy*, Connecticut: New Haven and London Yale University, 1962.
- Koutsoyiannis, A., *Ekonometri Kuramı*, Çev. Ü.Şenesen ve G. Şenesen, Ankara: Verso Yayıncılık, 1989.
- Kravis, I.B., Lipsey, R.E.; "Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories" *Journal of International Economics*, May - 1978, 8(2), s.193-246.
- Krugman, P.R., "Purchasing Power Parity and Exchange Rates", *Journal of International Economics*, May - 1978 8(2), s.397-407.
- Mac Donald, R. Taylor, M.P., *Exchange Rates Economics*, Cambridge: The International Library of Critical Writings in Economics 16,(1), 1992.
- Mussa, M., "A Model of Exchange Rate Determination", *Journal of Political Economy*, 1982, 90(1), s.74-104.
- Öniş, Z., ve Özmucur, S., *Türkiye'de Enflasyon*, İstanbul: Ticaret Odası Yayın No:1987-5, 1987.
- Parasız, İ. Uluslararası *Para Sistemi*, Bursa: İktisadi ve Ticari İlimler Akademisi Yayın No:38, 1980
- Parasız, İ. ve Oktay, N., *Döviz Piyasası Teori ve İşleyiş Mekanizması*, Eskişehir: T.C. Anadolu Üniversitesi Yay. No:282, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi yayın no. 61, 1988.
- Parasız, İ. *Makro Ekonomi Teori ve Politika*, Bursa: Ezgi Kitabevi Yayınları, 1991,
- Parasız, İ., *Kriz Ekonomisi ve 5 Nisan 1994 Kararları*, Bursa: Ezgi Kitabevi Yayınları, 1995.
- Perman, R., "Cointegration: An Introduction to the Literature", *Journal of Economic Studies*, 1991, 18 (3), s. 3-30.
- Pindyck, R.S., Rubinfeld, D.L., *Econometric Models And Economic Forecasts*, Second Edition: Mc Graw-Hill International Book Company, 1981.

Satılğan, N., "Geleneksel İktisat Cephesinde Neler Oluyor?, Döviz Kurları Neden Değişir?" *İktisat Dergisi*, Aralık - 1985, (253), s.43-47.

Serper, Ö., *İstatistik 1*, İstanbul: Filiz Kitabevi, 1985.

Seyidođlu, H., *Uluslararası İktisat Teorisi*, Politika ve Uygulama, İstanbul: Güzem Yayınları No. 2, 1988.

T.C. Merkez Bankası, *Üç Aylık Bülten*, Ankara: T.C.M.B. Yayınları 1981-82-83-84-85-86-87-88-89-90-91-92-93-94.

T.C. Merkez Bankası, *İstatistik ve Değerlendirme Bülteni*, Ankara: T.C. M.B. Araştırma Planlama ve Eğitim Genel Müdürlüğü, Aralık -1986, Kasım -1987.

T.C. Merkez Bankası, *1986-1991 Para ve Banka İstatistikleri*, 1991

Williamson, J., "Exchange Rate Policy And The Future" *Institute of Social and Economic Research and Department of Economics*, University of York, 1967, (38), s.1-19.