

**DÖVİZ KURLARINA MONETER YAKLAŞIM VE TÜRKİYE İÇİN  
ALTERNATİF BİR UYGULAMA (JOHANSEN ÇOK DENKLEMLİ  
KOENTEGRESYON ANALİZİ)**

**Deniz Balak DEMİRAY<sup>(\*)</sup>**

**ÖZET**

*Bu makalede moneter modeller içerisinde “esnek fiyat moneter modeli” ele alınmış ve Türkiye için bir değerlendirmesi yapılmıştır. Para arz ve talebindeki değişmelerin döviz kurunu dolaylı ve dolaysız olarak nasıl etkileyebileceğini gösteren bu modelde, iç para arzının artması o paranın değer kaybettiğini göstermekte, yurtiçi gelirin artması ya da beklenen enflasyonun azalması iç para talebini arttıracığından paranın değer kazanacağını işaret etmektedir. Modelin Türkiye için test edilmesi Johansen’in çoklu denklemli koentegresyon yöntemi ile gerçekleştirilmiştir. Elde edilen sonuçlar, büyük bir ölçüde modeli desteklemektedir.*

**1. GİRİŞ**

1973 yılında dalgalı kur sistemine geçilmesinden itibaren döviz kurlarında meydana gelen önemli değişmelerin uygulanan para politikası ile yakından ilişkili olduğu ortaya çıkmıştır. Bu nedenle döviz kurlarının para politikasındaki değişmelere nasıl cevap vereceği moneter modellerin hareket noktası olmuştur. Moneter modeller kendi içerisinde fiyatların esnek ve sert olmasına göre ayrılmaktadır. Esnek fiyat moneter modeli satın alma gücü paritesinin her zaman geçerli olduğu varsayımını kabul etmekte ve Frenkel-Bilson modeli olarak da adlandırılmaktadır. Rijit (sert-sticky) fiyat moneter modeli ise Dornbusch’un sınır aşımı modeli olarak da bilinmekte ve satın alma gücü paritesinin sadece uzun dönemde geçerliliğini kabul etmektedir. Ayrıca Hooper ve Morton tarafından geliştirilen rijit fiyat modeline dış ticaret dengesini de ekleyen denge reel döviz kuru modeli de moneter modeller arasında yer almaktadır.

Bu makalede moneter modellerden esnek fiyat moneter modeli ele alınacak ve Türkiye için bir değerlendirme yapılacaktır. Bu amaçla ikinci bölümde modele ilişkin teorik açıklamalar yapılacak, üçüncü bölümde kullanılan ekonometrik yöntem konusunda bilgi verilecek ve son olarak dördüncü bölümde modelin Türkiye için uygulaması gerçekleştirilecektir.

**2. ESNEK FİYAT MONETER YAKLAŞIMI (THE FLEXIBLE PRICE  
MONETARY APPROACH)**

Esnek fiyat modeli moneter teorisinin başlıca varsayımları olan sermaye hareketlerine kısıtlama olmadığı, yerli ve yabancı tahvillerin birbirinin tam ikamesi olduğu ve tek bir tahvilin varlığı geçerlidir. Ayrıca, moneter teorisinin

---

<sup>(\*)</sup> Dr.,D.E.Ü.İ.B.F.İktisat Bölümü.

mal piyasası için getirdiği varsayımlar da kabul edilmektedir: Uluslararası mal piyasalarında işlem masrafları ve ticaret kısıtlamaları bulunmamakta, yabancı mallar birbirinin tam ikamesi olmakta ve piyasada tek bir mal olduğu varsayılmaktadır.

Esnek fiyat modeli para arz ve talebindeki değişmelerin döviz kurunu dolaylı ve dolaysız olarak nasıl etkileyebileceğini göstermeyi amaçlamaktadır. İki ülkeli bir modelde her iki ülkenin para arzının ekzojen olarak belirlendiği ve tamamen merkez bankası tarafından kontrol altında tutulduğu varsayımından hareket edilmektedir. Reel para talebi ise her iki ülkede gelir ve faiz oranı tarafından belirlenen istikrarlı bir fonksiyon olarak kabul edilmektedir. Buna göre reel para talebi gelir düzeyi ile doğru, faiz oranı ile ters orantılı ilişki içindedir. Her iki ülkede gelir ve faiz esnekliklerinin aynı olduğu varsayılmakta ve moneter dengenin her iki ülkede para arz ve talebinin eşitlendiği durumda sağlandığı öngörülmektedir. Bütün bunlara göre iki ülkenin para arz ve talep denklemleri şu şekilde yazılabilir (Rosenberg 1996:141-142).

$$m^d - p = b_1 y - b_2 i \quad (1a)$$

$$m^{d*} - p^* = b_1 y^* - b_2 i \quad (1b)$$

$$M^s = M^d = m \quad (2a)$$

$$M^{s*} = M^{d*} = m^* \quad (2b)$$

Yukarıda

m: logaritma cinsinden yurtiçi para arzı

p: logaritma cinsinden yurtiçi fiyat düzeyi

y: logaritma cinsinden yurtiçi reel gelir

i: logaritma cinsinden yurtiçi kısa dönem faiz oranı

b<sub>1</sub>: para talebinin gelir esnekliği

b<sub>2</sub>: para talebinin faiz esnekliğini vermektedir.

Yıldızla ifade edilen terimler yurtdışı değerleri göstermektedir. Aynı zamanda SGP'nin her zaman geçerli olduğu, diğer bir deyişle döviz kurunun ulusal ve yabancı malların nispi fiyatlarını eşitleyecek şekilde hemen uyum gösterdiği varsayılmaktadır. Modele ismini veren 'esnek fiyat' kavramı buradan ortaya çıkmaktadır.

$$s = p - p^* \quad (3)$$

Yukarıdaki (1a) ve (1b) ile (2a) ve (2b) denklemlerini birleştirip p ve p\* için çözümlersek paranın miktar teorisine ulaşmış oluruz. Bu ise ülkenin fiyat düzeyinin para arz ve talebi tarafından belirlendiğini ifade etmektedir.

$$p = m - b_1y + b_2i \quad (4a)$$

$$p^* = m^* - b_1y^* + b_2i \quad (4b)$$

(4a), (4b) ve (3) no'lu denklemleri birleştirip denge döviz kuru için çözümlendiğimizde ise esnek fiyat moneter modeline ulaşılmış olmaktadır:

$$s = (m - m^*) - b_1(y - y^*) + b_2(i - i^*) \quad (5)$$

Yukarıdaki denklem bize döviz kurunun iki paranın nispi arz ve talebi tarafından belirlendiğini göstermektedir. Daha önce de belirttiğimiz gibi moneter modellerde önemli bir kriter beklentilerdir. Bu ise modele faiz paritesi yolu ile bağlanabilir.

Tek fiyat varsayımı aynı zamanda korumasız faiz paritesini, diğer bir deyişle Fisher eşitliğini geçerli kılmaktadır. Öyleyse,

$$i = i^* + \dot{s}^e \quad (6)$$

$$i - i^* = \dot{s}^e \quad (7)$$

olarak ifade edilebilir. Yukarıdaki  $\dot{s}^e$  yurtiçi paranın beklenen değer kaybetme oranını (expected rate of depreciation) göstermekte ve faiz paritesi, ulusal tahvillere uygulanan faizin yabancı tahvil faizi ile yabancı ülke parasının beklenen değer kaybetme oranına eşitlendiğini ifade etmektedir.

SGP geçerli olduğunda, bu aynı zamanda döviz kurunda beklenen değişimin iki ülkenin beklenen enflasyon oranları farkına eşit olduğu anlamına gelmektedir.

$$\dot{s}^e = \dot{p}^e - \dot{p}^{e*} \quad (8)$$

(7) ve (8) no'lu eşitlikleri birleştirdiğimizde

$$i - i^* = \dot{p}^e - \dot{p}^{e*} \quad (9)$$

elde ederiz. Aynı zamanda fiyatlar para arz ve talebine göre belirlendiğinden, nispi enflasyon beklentilerinin büyük bir ölçüde beklenen parasal büyüme hızından etkilendiğini söyleyebiliriz ( $\dot{m}^e - \dot{m}^{e*}$ ).

$$i - i^* = \dot{p}^e - \dot{p}^{e*} = \dot{m}^e - \dot{m}^{e*} \quad (10)$$

Bunu (5) no'lu eşitlikte yerine koyduğumuzda ise beklentilere dayalı esnek fiyat moneter modele ulaşılmış oluruz (Bu konuda daha detaylı bilgi için bakınız Frankel 1993:77-93):

$$s = (m - m^*) - b_1(y - y^*) + (\dot{p}^e - \dot{p}^{e*}) \quad (11a)$$

veya

$$s = (m - m^*) - b_1(y - y^*) + (\dot{m}^e - \dot{m}^{e*}) \quad (11b)$$

Bu eşitlik, paranın nispi fiyatı olarak döviz kurunun para arzı ve talebi tarafından belirlendiğini göstermektedir. İç para arzının artması, o paranın oransal olarak değer kaybettiğini göstermektedir. Yurtiçi gelirin artması ya da beklenen enflasyonun azalması, iç para talebini arttıracığından, paranın değer kazanacağını işaret etmektedir. Sonuçta döviz kuru bileşik olarak moneter güçlerden, reel gelir güçlerinden ve beklentilere bağlı güçlerden etkilenmektedir.

### 3. EKONOMETRİK YÖNTEM

Esnek fiyat moneter modelinin Türk Lirası için analizi gerçekleştirilmeden önce kullanılan ekonometrik yöntem konusunda bilgi vermekte yarar vardır.

Zaman serisi analizlerinde değişkenlerin genellikle trend içerdiği görülmektedir. Bu durumda t ve diğer istatistikler dolayısıyla regresyon sonuçları geçersiz olmaktadır (Utkulu 1993: 303). 1980'li yıllarda ortaya atılan koentegresyon kavramı bu sakıncayı ortadan kaldırmaktadır. Engle ve Granger'(1988)'e göre ekonomik seriler ayrı ayrı trend içermekle birlikte zaman içerisinde birlikte hareket edebilmektedirler. Böylece değişkenler arasındaki lineer bileşim bize istediğimiz trendden arındırılmış durağan (stationary) ilişkiyi vermektedir.

Koentegresyon testlerine başlamadan yapılması gereken ilk aşama değişkenlerin trend içerip içermediği, diğer bir deyişle durağan olup olmadığının test edilmesidir. Değişik yöntemler olmakla birlikte, durağanlık için kullanılan en yaygın ve geçerli yöntem "birim kök" testleri olmaktadır.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

eşitliğinde  $\delta$ 'nin negatif olması test edilmekte ve  $H_0 = \delta = 0$  hipotezinin alternatif hipotez  $H_a = \delta < 0$  karşısında reddedilmesi bize  $y_t$ 'nin durağan olduğunu göstermektedir (Charemza ve Deadman 1993 : 131).

Dickey-Fuller (DF) testi olarak da adlandırılan yukarıdaki eşitlik, durağanlığı ölçmekte önemli bir adım olmasına rağmen hata terimindeki otokorelasyonu dikkate almamaktadır. Eğer hata terimi  $\varepsilon_t$  otokorelasyon

içeriyorsa DF testi geçersiz olacaktır. Buna karşılık Dickey ve Fuller (1979;1981) bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerini modele açıklayıcı değişken olarak ilave ederek otokorelasyonun giderileceğini öne sürmüşlerdir. Uyarlanmış (Augmented) Dickey-Fuller testi (ADF) olarak adlandırılan bu test şöyle ifade edilmektedir:

$$\Delta y_t = \delta \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Yukarıda her iki denklemin test edilmesi için t istatistiği uygun değildir (Maddala 1992: 582). Bunun nedeni, durağan olmayan durumda t istatistiğinin bilinmemesi ve kritik değerlerin hata içermesidir. Bu nedenle DF ve ADF testleri için kritik değerler tablosu Fuller tarafından simulasyon yolu ile yeniden düzenlenmiştir. Ayrıca ADF testinde k'nın değerinin ne olacağı önemlidir. k, hata terimleri arasında otokorelasyona yol açmayacak sayıda olmalıdır. Bu amaçla k'nın değerini belirlemek için Bayez (Bayesian) enformasyon kriteri ve Akaike enformasyon kriteri uygulanabilir.

Bir zaman serisi analizinde değişkenler durağan değil ise (birinci dereceden entegre ise) bu durumda değişkenler arasındaki ilişki koentegresyon analizi ile gerçekleştirilmelidir. Aynı özelliği taşıyan durağan olmayan iki değişken uzun dönemde birlikte hareket ediyorsa, denge düzeyinden sapma durağan olacaktır. Bu durumda değişkenlerin birbiriyle uzun dönemli ilişki içinde olduğu söylenebilir. Granger Temsil Yöntemi (Granger Representation Theorem) olarak bilinen bu tek denklemlili koentegresyon yöntemi değişkenler arasında yalnızca bir tane koentegre edici vektör olması durumuna dayanmaktadır. Ayrıca değişkenlerin koentegre olması durumunda uzun dönem ilişkisindeki hata terimlerinin gittikçe büyümesini engelleyen bir uyum sürecinin varlığı da ortaya konulmaktadır. Bu durum "hata düzeltme mekanizması" (error correction mechanism-ECM) olarak adlandırılmakta ve değişkenlerin koentegre olduğu durumda her zaman hata düzeltme mekanizması olduğu ileri sürülmektedir. Bu şekilde kısa dönem dinamikleri hata düzeltme mekanizması içerisinde açıklanabilmektedir. ECM, zaman serisi içindeki değişkenlerdeki değişmelerin miktar ve yönünün, bir önceki denge hatasının miktar ve yönüne bağlı olduğunu ifade etmekte ve denge hatasının katsayısının istatistiksel olarak anlamlı ve negatif olması beklenmektedir.

ECM içerisinde nedensellik ilişkisi de açıklanabilmektedir. Buna göre iki serinin koentegre olması durumunda en az bir yönde nedensellik ilişkisi gerçekleşmelidir. İstatistik olarak önemli (İstatistiki anlamlılık) ECM, bütün gecikmeli bağımsız değişkenlerden bağımlı değişkene nedensellik ilişkisini vermektedir.

Öte yandan Johansen (1988) tarafından öne sürülen vektör otoregresyon (VAR) yaklaşımı koentegresyon analizlerinin daha genel anlamda uygulanmasını sağlamaktadır. Bu analizlerde birden fazla koentegre edici vektör olabileceği varsayılmaktadır.

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + e_t$$

Yukarıdaki çoklu eşitlik aynı zamanda hata düzeltme mekanizmasını da içermektedir. Bu eşitlikte bütün uzun dönem bilgisi  $\Pi Z_{t-k}$  içinde yer almaktadır. Bu nedenle denklemde  $\Pi$  matrisi ve bunun rankı ( $r$ ) üzerinde durulmaktadır. Koentegresyon bu matrisin rankı ile araştırılmaktadır. Örneğin  $n \times n$  büyüklüğündeki bir  $\Pi$  matrisinin rankı 0 ise bu durumda modeldeki  $n$  değişkeni kapsayan  $Z_t$ 'nin bütün elemanları birim kök olacaktır. Eğer rank modeldeki  $Z_t$  vektörünü oluşturan değişken sayısı  $n$ 'e eşit ise ( $r = n$ ) bu durumda  $Z_t$  durağan bir sistemdir. Ancak rank  $r < n$  ise,  $Z_t$ 'nin elemanları arasında en fazla  $n-1$  sayıda koentegresyon ilişkisi olacaktır. Bu durumda

$$\Pi = \alpha \beta'$$

olmaktadır. Yukarıda  $\beta$  matrisine koentegre edici matris adı verilmekte ve  $Z_t$  durağan olmayan bir özellik taşıırken  $\beta' Z_t$  koentegre edici vektör sayesinde durağan olmaktadır. Nitekim koentegresyon analizinin amacı  $\beta'$  matrisini bulmak ve  $Z_t$ 'yi durağan ve durağan olmayan kısımlara ayırmaktır. Bunun için ilk önce rankın ( $r$ ) belirlenmesi gerekmektedir. Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) "trace" ve "maximum eigenvalue" testleri ile rankın belirlenebileceğini göstermişler, ayrıca standart olmayan dağılıma sahip olan bu testler için kritik değerleri hesaplamışlardır.

Değişkenlerin koentegre olması durumunda aynı zamanda  $r$  sayıda hata düzeltme mekanizmasından bahsedilebilir. Yukarıda  $\alpha$  uyum katsayısı olarak adlandırılmakta ve normalize edildiğinde daha önce değindiğimiz hata düzeltme katsayısını vermektedir.

Koentegre edici vektör tahmin edildikten sonra normalize edilerek uzun dönem parametreleri elde edilmekte ve ekonomik anlamlarına ulaşılmaktadır. Normalizasyon işlemi, koentegre edici vektörün ilk sırasındaki değerini birine eşitlemesiyle yapılmaktadır.

#### 4.TÜRKİYE İÇİN ESNEK FİYAT MONETER MODELİ: EKONOMETRİK ANALİZ VE BULGULAR

*Döviz Kurlarına Moneter Yaklaşım*

TL/USD kuru ile moneter değerler arasındaki ilişki 1982:1 - 1996-4 dönemi için ve üçer aylık verilerle incelenmektedir. Bu dönem Türkiye’de sabit döviz kuru sisteminin bırakılıp, esnek kur sistemine geçildiği dönemi kapsamaktadır. IMF Financial Statistics’den elde edilen veriler aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır (Parantez içindeki değerler IMF istatistiklerindeki sıra numarasını vermektedir):

s: TL/\$ kuru (dönem sonu) (ae)

m1TUR: Para arzı (M1) Milyar Lira (34)

m1USA: Para arzı (M1) Milyar Dolar, mevsimsel değişimlerden arındırılmış (34b),

yTUR: Endüstriyel üretim endeksi (66),

yUSA: Endüstriyel üretim endeksi, mevsimsel değişimlerden arındırılmış (66c)

iTUR: Üç aylık mevduat faiz oranı (%) (60l)

iUSA: İskonto oranı (%) (60)

Yukarıda faiz oranları hariç bütün veriler logaritma cinsinden alınmış, para arzı ve endüstriyel üretim mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Endüstriyel üretim endeksi ise 1985=100 olacak şekilde yeniden hesaplanmıştır.

Yukarıdaki tanımlardan hareket edilerek veriler modellerde şu şekilde kullanılmıştır:

Is: logaritma cinsinden döviz kuru

mtur-musa (=m): Türkiye ve ABD’deki para arzları oranı

ytur-yusa (=y) : Türkiye ve ABD’deki reel gelir oranı

itur-iusa (=i) : Türkiye ve ABD’deki faiz oranları farkı

Bu verilere göre Türkiye için esnek fiyat modelini şöyle yazabiliriz:

$$s = (m_{TUR}-m_{USA}) - b_1(y_{TUR}-y_{USA}) + b_2(i_{TUR}-i_{USA})$$

ya da kolaylık olması açısından parantez içindekiler yerine sırasıyla m, y ve i yazarsak;

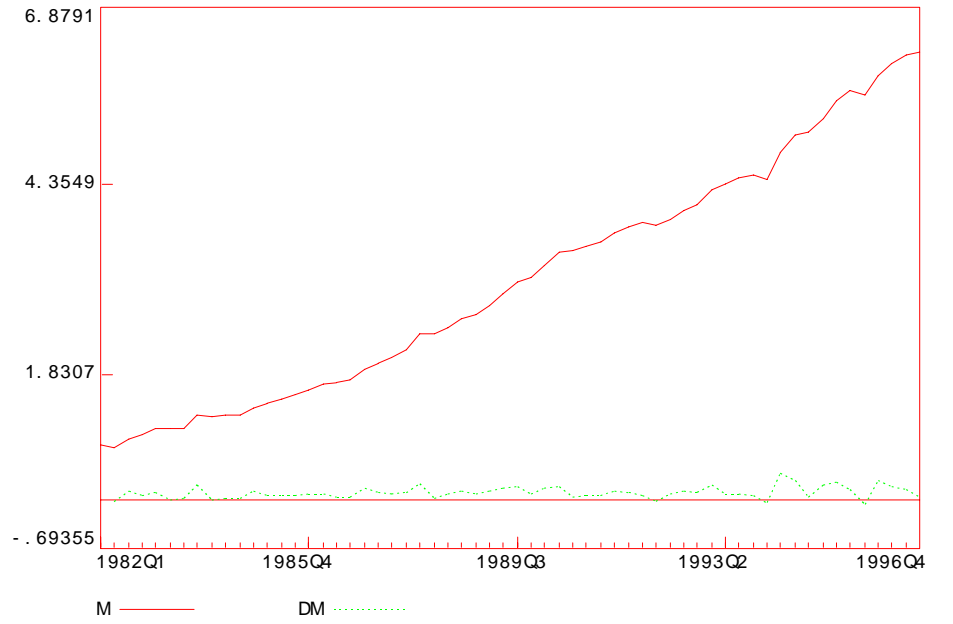
$$s = m + b_1y + b_2i$$

elde ederiz. Yukarıda para arzındaki artış ile beklenen enflasyon oranı yerine ikame edilen faiz oranındaki artışın döviz kurunun değer kaybetmesine yol açacağı beklendiğinden işaretlerinin pozitif, reel gelirdeki artışın ise döviz kurunun değer kazanmasına yol açacağından işaretinin negatif olması beklenmektedir.

Aşağıda para arzı, reel gelir ve faiz oranının zamana göre grafikleri verilmektedir. Görüldüğü gibi her üç değişken de düzey değerlerinde trend gösterirken birinci farkları alındığında bu trend ortadan kalkmaktadır. Değişkenlerin durağan olmadığı ve entegre derecesinin 1(bir) olduğu görüşünü veren bu durum birim kök testleriyle doğrulanmalıdır.

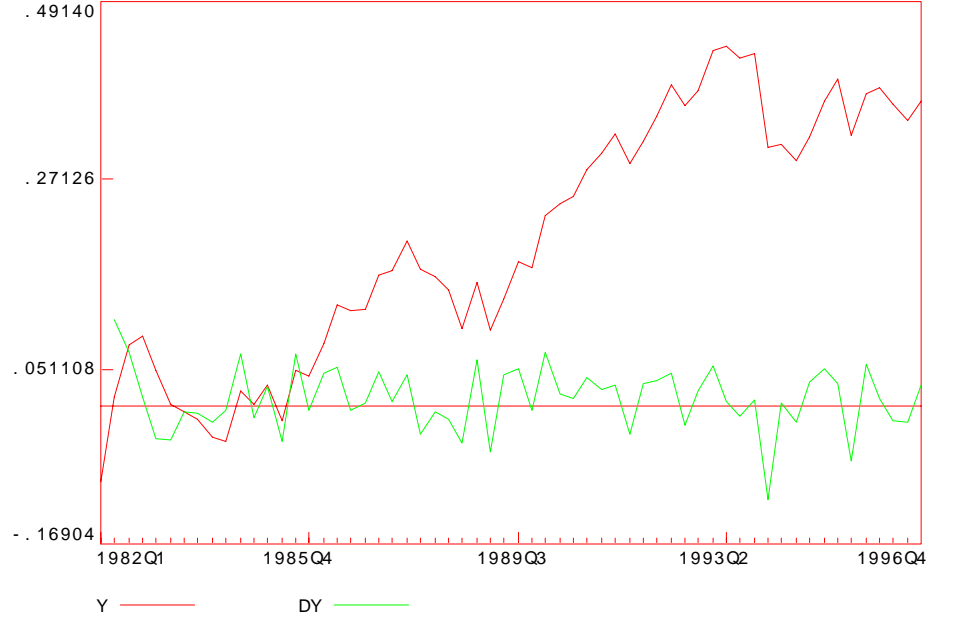
#### 4.1. Birim kök testleri

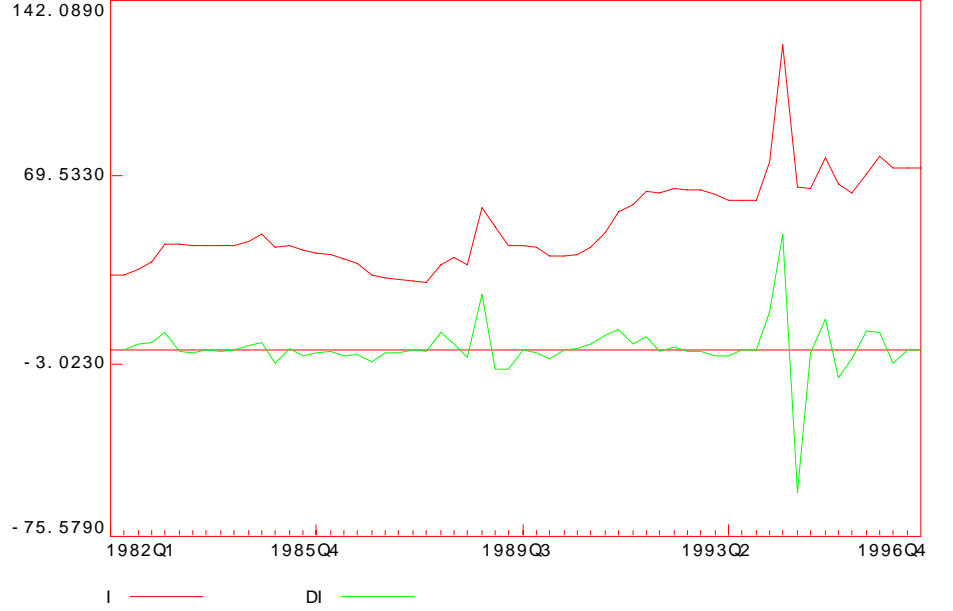
Ekte verilen birim kök testlerinde tüm değişkenlerin birim kök hipotezini kabul ettiği hemen görülmektedir. Bunların gecikmeli değerleriyle yapılan testlerde ise birim kök hipotezi reddedilmekte ve serilerin birinci dereceden entegre (I(1)) olduğu ortaya çıkmaktadır. (Bkz.Şekil 1-3)





*Döviz Kurlarına Moneter Yaklaşım*





#### 4.2. Koentegrasyon Analizi

Değişkenlere ilişkin grafiklere baktığımız zaman büyük ekonomik krizin yaşandığı 1994 yılı içerisinde tüm serilerde büyük kırılmalar görülmektedir. Böyle kırılmalar birim kök testlerinde ve koentegrasyon analizlerinde sapmalara yol açabilir. Özellikle VAR modelinde ciddi seri korelasyonların görülmesine neden olabilir. Faiz oranı grafiğinde ise 1988 yılında yine analizleri etkileyebilecek bir kırılmaya rastlıyoruz. Bu, 1988 yılında reel faiz uygulaması ile faiz oranlarının artırılması olayı ile ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle, faiz oranlarını da kapsayan analizlerde 1994 krizini yansıtan D94 ve 1988 yılındaki ayarlamaları yansıtan D88 olmak üzere iki kukla değişkeni modelimize katmaktayız.

Bu şekilde VAR modelini oluşturduğumuzda tablo 2’de SBC, AIC ve LR (likelihood ratio) testleri sırasıyla 1, 3 ve 2 gecikme değerlerini vermektedir. Bu gecikme değerlerinin herbiriyle değişkenleri ayrı ayrı test ettiğimizde, LR’nın kabul ettiği 2 gecikme değeri değişkenlerde seri korelasyona yol açmamakta ve

bu nedenle VAR derecesi 2 kabul edilmektedir. Değişkenlerle ilgili hipotez testleri tablo 3’de verilmektedir. Görüldüğü gibi hiç bir değişkende seri korelasyon problemine rastlanmamakta, ayrıca faiz oranları hariç bütün değişkenler diğer testlerden de geçmektedir. Tablo 4’de ise kukla değişkenlerin önemli olduğu ve modele dahil edilmesi gerektiği ortaya çıkmaktadır.

Frenkel-Bilson modelinde ‘maksimum eigenvalue’ ve ‘trace’ istatistikleri değişkenler arasında yalnızca bir yönlü ilişki olduğunu göstermektedir (tablo 5). Buna ilişkin uyum katsayılarını veren matris 6 no’lu tabloda verilmektedir. Dikkat edilirse birinci kolondaki katsayılar, hata düzeltme teriminin (ECM) katsayılarına eşit ve uzun dönem uyum sürecini belirlemektedirler.

#### **4.3. Dışsallık Testi**

Tablo 6’da LS’e göre normalize edilmiş tahminlenen  $\alpha$  değerlerine baktığımızda ( $r=1$  olduğundan yalnızca birinci kolon) dengesizlik hatalarının LS ve I üzerinde önemli etkisinin olduğu ancak bu etkinin Y ve M üzerinde az olduğu görülmektedir. Bu durum bize bazı değişkenlerin ‘zayıf dışsal’ (weak exogeneity) olabileceğini göstermektedir. Johansen her bir değişken için  $\alpha$  değerinin sıfıra eşit olmasının ‘likelihood ratio’ yöntemi ile test edilebileceğini ve  $i$ ’nci değişken için  $\alpha_i = 0$  reddedilemediğinde bu değişkenin  $\beta$  içerisindeki uzun dönem parametreleri için dışsal olacağını göstermiştir (Johansen 1995:119).

Bu açıklamalardan sonra, bizim modelimizde  $\alpha$  katsayıları incelendiğinde düşük değerli M ve Y değişkenlerinin dışsal olabileceği ortaya çıkmaktadır. Her bir değişken için ayrı ayrı dışsallık testi yapıldığında tablo 7’deki sonuçlar elde edilmektedir. Buna göre gerçekten LS ve I için  $\alpha$  değerlerine (hata düzeltme katsayıları) ilişkin test istatistiğinin dışsallık hipotezini reddettiği, ancak M ve Y için  $\alpha_i = 0$  olduğunu kabul ettiği ve bu iki değişkenin dışsal olduğu görülmektedir. Bu durumda koentegresyon denkleminde her iki değişkenin dışsal olarak alınması gerekmektedir.

M ve Y’nin dışsal olarak koentegresyon ilişkisi içerisine girdiği durumda koentegre edici vektör sayısı tablo 8’de bir olarak belirlenmekte ( $r=1$ ), buna göre elde edilen  $\alpha$  katsayıları ile yeni uzun dönem katsayıları ( $\beta$  katsayıları) tablo 9 ve 10’da gösterilmektedir. Bu durumda değişkenler arasındaki uzun dönem koentegresyon ilişkisi şöyle oluşmaktadır. Standart hatalar parantez içinde gösterilmektedir:

$$\text{LS} = -0.041729(\text{ITUR-IUSA}) + 1.6083(\text{MTUR-MUSA}) - 0.58338(\text{YTUR-YUSA})$$

$(0..26960) \qquad (0.28036) \qquad (1.4848)$

Yukarıda döviz kuru denkleminin ilişkin elastikiyetler büyük ölçüde Frenkel-Bilson modelini doğrulamaktadır. Para arzı oranlarındaki bir artış döviz kurunun değer kaybetmesine, reel gelirdeki bir artış ise döviz kurunun değer kazanmasına yol açmaktadır. Her iki değişkenin elastikiyeti de beklenen düzeydedir. Modelde para arzı oranlarındaki değişimin döviz kuruna tam olarak yansıdığı, diğer bir deyişle katsayısının 1 olduğu varsayılmaktadır. Bizim modelimizde para arzındaki artış döviz kurunu bundan daha fazla artırmakla birlikte katsayı bu varsayımına yakın çıkmıştır. Faiz oranı ise Frenkel-Bilson modelinde enflasyon oranını yansıttığından işaretinin pozitif olduğu varsayılmaktadır. Ancak bizim modelimizde faiz oranındaki artış döviz kurunun değer kazanmasına neden olmaktadır. Bu açıdan modelle çelişkili görülmekle beraber, faiz oranlarının bu dönemde 'sıcak para' denilen sermaye girişini sağlamak amacıyla arttırıldığı gözönüne alınırsa bu sonucun beklenen bir durumu yansıttığını söyleyebiliriz.

Ancak yukarıdaki denklemde reel gelir oranının uzun dönem katsayısı için standart hata büyük gözükmektedir. Bu nedenle reel gelirin istatistik olarak önemliliğini, diğer bir deyişle reel gelirin sifıra eşit olduğunu test ettiğimizde, tablo 11'de bu hipotez reddedilememekte (CHSQ=0.14062) ve reel gelir oranının istatistik olarak önemli olmadığı ortaya çıkmaktadır. Bu durumda döviz kuru denklemi şöyle olacaktır:

$$LS = -0.044120(ITUR-IUSA) + 1.5866(MTUR-MUSA)$$

Bu son eşitlik bize Türkiye için uzun dönem döviz kuru denklemini vermektedir. Görüldüğü gibi, faiz oranı farkındaki %100'lük bir artış döviz kurunun yaklaşık %5 değer kazanmasına, para arzındaki % 100'lük bir artış ise kendisinden daha fazla döviz kurunun değer kaybetmesine yol açmaktadır.

#### 4.4. Hata Düzeltme Mekanizması ve Granger Nedensellik İlişkisi

Uzun dönem ilişkisi bu şekilde belirlenen modelde kısa dönemli dinamikler ise hata düzeltme mekanizması ile ortaya konmaktaydı. Bunlara ilişkin olarak, tablo 12'de hata düzeltme katsayıları gösterilmektedir. Bu aynı zamanda genel modeldeki  $\alpha$  katsayılarıdır. Döviz kurunun hata düzeltme katsayısı istatistik olarak önemli ve işareti negatiftir. Böylece uzun dönemli ilişkiyi desteklemektedir. Hata katsayısının büyüklüğü (-.026987) uzun döneme uyum sürecini göstermektedir. Düşük katsayılar uzun döneme yavaş uyumu, yüksek katsayılar ise uzun döneme hızlı uyumu ifade etmektedir. Döviz kuru için her üç ayda uzun döneme uyumun yaklaşık % 3'ü gerçekleşmektedir. (Dolayısıyla uzun döneme uyumun tamamı 8.3 yılda tamamlanmaktadır ve uyumun yavaş olduğunu göstermektedir.)

Endojen olan LS ve I 'nin hata düzeltme katsayıları istatistik olarak önemli olduğundan bu iki değişken arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi görülmektedir.

### **5. Sonuç ve Değerlendirme**

Sonuç olarak, esnek fiyat moneter modeli Türkiye’de para arzı ile döviz kurları arasında Frenkel-Bilson’un ileri sürdüğü gibi aynı yönde bir ilişki olduğunu ortaya koymakta ancak reel gelir ile kurlar arasında herhangi bir ilişkinin olmadığı sonucunu vermektedir. Ayrıca faiz oranları, esnek fiyat moneter modelinde enflasyon beklentilerini yansıttığı için döviz kurlarının değerini düşürdüğü şeklinde bir etki yaratırken, Türkiye için bu durum kısa dönem faiz oranları kullanıldığında ele alınan dönem içerisindeki sıcak para olayını yansıtmakta ve para değerinin düşük bir oranda artmasına yol açmaktadır. Bütün bunlardan hareketle Türkiye’de koentegrasyon analizinin moneter değerler arasında uzun dönemli ilişkiyi ortaya koyduğunu ve esnek fiyat moneter modelinin büyük bir ölçüde doğrulandığını söyleyebiliriz.

### **ABSTRACT**

In this study, we examine the “flexible price monetary approach” among the monetary models with an application to Turkey. This model discusses the direct and indirect effects of the changes in money supply and demand on exchange rates and indicates that an increase in domestic money supply leads to depreciation of the currency and an increase in domestic real income or expected rate of inflation leading to appreciation of the currency. The Johansen multivariate cointegration analysis has been used for the Turkish data. The results obtained from the empirical work support the theory .

### **KAYNAKÇA**

- Charemza, W., W. ve Derek F. Deadman (1993), *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar Publishing, England.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing“, *Econometrica*, 55,251-76.)
- Frankel, J. A.(1993), *On Exchange Rates*, The MIT Press, Mass.
- Johansen, S.,(1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12,231-4.

- Johansen, S., and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 55, 1551-80.
- Johansen, S.,(1995), *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, UK.
- Maddala, G.S.( 1992), *Introduction to Econometrics*, Second Edition, MacMillan Publishing Co., New York.
- Rosenberg, M. R.( 1996), *Currency Forecasting: A Guide to Fundamental and Technical Models of Exchange Rate Determination*, Irwin Publishing, Chicago.
- Utkulu, U.(1993), "Cointegration Analysis: An Introductory Survey With Applications to Turkey", *1. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, Ege Üniversitesi Basımevi, İzmir, 11-12 Kasım.

## **TABLÖLAR**

TABLO 1: Değişkenler için birim kök testleri

*Döviz Kurlarına Moneter Yaklaşım*

Variable	Test Statistic	Critical Values	Variable	Test Statistic	Critical Values
LS	-0.94920	-3.4935	DLS	-4.3495	-2.9167
M	-1.8852	-3.4935	DM	-7.230	-2.9167
Y	-2.2579	-3.4935	DY	-8.9678	-2.9167
I	-3.4403	-3.4935	DI	-8.5056	-2.9167

TABLO 2 : Frenkel-Bilson modeli için VAR modelinde gecikme sayısının belirlenmesi

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model  
 Based on 56 observations from 1983Q1 to 1996Q4. Order of VAR = 4  
 List of variables included in the unrestricted VAR: LS M Y I  
 List of deterministic and/or exogenous variables: INPT D94 D88

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
4	149.4330	73.4330	-3.5304	-----	-----
3	139.7205	79.7205	18.9599	CHSQ( 16)= 19.4249[.247]	12.8343[.685]
2	120.1725	76.1725	31.6147	CHSQ( 32)= 58.5210[.003]	38.6656[.194]
1	91.8237	63.8237	35.4688	CHSQ( 48)= 115.2185[.000]	76.1265[.006]
0	-211.4975	-223.4975	-235.6496	CHSQ( 64)= 721.8610[.000]	476.9439[.000]

TABLO 3 : VAR modelinde değişkenlerle ilgili hipotez testleri bulguları (diagnostic tests)

Diagnostic Tests

\*\*\*\*\*  
 \*\*\*

Test Statistics

\*\*\*\*\*  
 \*\*\*

	Serial Correlation	Functional Form	Normality	Heteroscedastisity
LS	CHSQ(4)=3.1017[.541]	CHSQ(1)=1.3166[.251]	CHSQ(2)=1.1080[.575]	CHSQ(1)=.01354[.907]
M	CHSQ(4)=2.2936[.682]	CHSQ(1)=.77189[.380]	CHSQ(2)=.28807[.866]	CHSQ(1)=.65222[.419]
Y	CHSQ(4)=4.7928[.309]	CHSQ(1)=1.3509[.245]	CHSQ(2)=2.9087[.401]	CHSQ(1)=.70605[.401]
I	CHSQ(4)=6.3251[.176]	CHSQ(1)=8.4098[.004]	CHSQ(2)=1.9102[.385]	CHSQ(1)=18.5344[.000]

TABLO 4 : D88 ve D94 kukla deęişkeninin önemlilik testi

LR Test of Deletion of Deterministic/Exogenous Variables in the VAR  
\*\*\*\*\*  
\*\*\*  
D88 LR test of restrictions, CHSQ( 4)= 10.0575[.039]  
D94 LR test of restrictions, CHSQ( 4)= 43.5697[.000]  
\*\*\*\*\*  
\*\*\*

TABLO 5 : Koentege edici vektör sayısının belirlenmesi

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR  
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix  
\*\*\*\*\*  
\*\*\*  
58 observations from 1982Q3 to 1996Q4. Order of VAR = 2.  
List of variables included in the cointegrating vector: LS M Y I  
List of I(0) variables included in the VAR: D88 D94  
List of eigenvalues in descending order: .43039 .21244 .11662  
.029301  
\*\*\*\*\*  
\*\*\*  

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	32.6427	27.4200	24.9900
r <= 1	r = 2	13.8515	21.1200	19.0200
r <= 2	r = 3	7.1922	14.8800	12.9800
r <= 3	r = 4	1.7248	8.0700	6.5000

  
\*\*\*\*\*  
\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR  
Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix  
\*\*\*\*\*  
\*\*\*  
58 observations from 1982Q3 to 1996Q4. Order of VAR = 2.  
List of variables included in the cointegrating vector: LS M Y I  
List of I(0) variables included in the VAR: D88 D94  
List of eigenvalues in descending order: .43039 .21244 .11662 .029301



*Döviz Kurlarına Moneter Yaklaşım*

\*\*\*\*\*

\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	55.4113	48.8800	45.7000
r <= 1	r >= 2	22.7686	31.5400	28.7800
r <= 2	r >= 3	8.9170	17.8600	15.7500
r <= 3	r = 4	1.7248	8.0700	6.5000

\*\*\*\*\*

\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR  
 Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection

Criteria

\*\*\*\*\*

\*\*\*

58 observations from 1982Q3 to 1996Q4. Order of VAR = 2.  
 List of variables included in the cointegrating vector: LS M Y I  
 List of I(0) variables included in the VAR: D88 D94  
 List of eigenvalues in descending order: .43039 .21244 .11662 .029301

\*\*\*\*\*

\*\*\*

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	96.5161	68.5161	39.6699	57.2799
r = 1	112.8374	77.8374	41.7797	63.7922
r = 2	119.7632	79.7632	38.5543	63.7115
r = 3	123.3593	80.3593	36.0598	63.1038
r = 4	124.2217	80.2217	34.8920	62.5649

\*\*\*\*\*

\*\*\*

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion  
 HQC = Hannan-Quinn Criterion

TABLO 6 : Uyum Katsayıları

Estimated Long Run Matrix in Johansen Estimation  
 Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

\*\*\*\*\*

\*\*\*

58 observations from 1982Q3 to 1996Q4. Order of VAR = 2, chosen r = 1.  
 List of variables included in the cointegrating vector: LS M Y I  
 List of I(0) variables included in the VAR: D88 D94

\*\*\*\*\*

\*\*\*

	LS	M	Y	I
LS	-.029605	.048385	-.028513	-.0011787
M	.0049203	-.0080416	.0047389	.1959E-3

*Deniz Balak Demiray*

Y	-0.052853	.0086381	-0.0050904	-2.104E-3
I	-7.9571	13.0048	-7.6637	-.31680

\*\*\*\*\*

\*\*\*

TABLO 7 : LS, M, Y ve I için dışsallık testi

Wald test of restriction(s) imposed on parameters

\*\*\*\*\*

\*\*\*

LS                      Wald Statistic                      CHSQ( 1)= 5.2415[.022]

\*\*\*\*\*

\*\*

M                      Wald Statistic                      CHSQ( 1)= .057654[.810]

\*\*\*\*\*

\*\*\*

Y                      Wald Statistic                      CHSQ( 1)= .34852[.555]

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

I                      Wald Statistic                      CHSQ( 1)= 28.4773[.000]

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

TABLO 8 : Dışsallık durumunda uyum katsayıları

Estimated Long Run Matrix in Johansen Estimation

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

58 observations from 1982Q3 to 1996Q4. Order of VAR = 2, chosen r =1.

List of variables included in the cointegrating vector: LS I M Y

List of I(1) exogenous variables included in the VAR: M Y

List of I(0) variables included in the VAR: D88 D94

\*\*\*\*\*

\*\*\*

	LS	I	M	Y
LS	-0.028316	-0.0011816	.045540	-.016519
I	-7.7937	-3.2522	12.5345	-4.5467

\*\*\*\*\*

\*\*\*

TABLO 9 : Dışsallık durumunda koentegre edici vektör sayısının belirlenmesi

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

*Döviz Kurlarına Moneter Yaklaşım*

\*\*\*\*\*  
\*\*\*  
58 observations from 1982Q3 to 1996Q4. Order of VAR = 2, chosen r = 1.  
List of variables included in the cointegrating vector: LS I M Y  
List of I(1) exogenous variables included in the VAR: M Y  
List of I(0) variables included in the VAR: D88 D94  
List of eigenvalues in descending order:  
.41885 .12064  
\*\*\*\*\*

\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	31.4797	21.0700	18.7800
r <= 1	r = 2	7.4566	14.3500	12.2700

\*\*\*\*\*

\*\*\*  
Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR  
Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*  
\*\*\*  
58 observations from 1982Q3 to 1996Q4. Order of VAR = 2, chosen r = 1.  
List of variables included in the cointegrating vector: LS I M Y  
List of I(1) exogenous variables included in the VAR: M Y  
List of I(0) variables included in the VAR: D88 D94  
List of eigenvalues in descending order:  
.41885 .12064  
\*\*\*\*\*

\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	38.9363	28.4200	25.6300
r <= 1	r = 2	7.4566	14.3500	12.2700

\*\*\*\*\*

\*\*\*  
Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR  
Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection

Criteria  
\*\*\*\*\*  
\*\*\*  
58 observations from 1982Q3 to 1996Q4. Order of VAR = 2, chosen r = 1.  
List of variables included in the cointegrating vector: LS I M Y  
List of I(1) exogenous variables included in the VAR: M Y

List of I(0) variables included in the VAR: D88 D94

List of eigenvalues in descending order:

.41885 .12064

\*\*\*\*\*

\*\*\*

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	-96.9634	-110.9634	-125.3865	-116.5815
r = 1	-81.2235	-100.2235	-119.7977	-107.8480
r = 2	-77.4952	-99.4952	-122.1601	-108.3236

\*\*\*\*\*

\*\*\*

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion  
HQC = Hannan-Quinn Criterion

TABLO 10 : Dışsallık durumunda koentegrasyon ilişkisi

Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)  
Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

\*\*\*\*\*

\*\*\*

58 observations from 1982Q3 to 1996Q4. Order of VAR = 2, chosen r = 1.  
List of variables included in the cointegrating vector: LS I M Y  
List of I(1) exogenous variables included in the VAR: M Y  
List of I(0) variables included in the VAR: D88 D94

\*\*\*\*\*

\*\*\*

List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors: a1=1

\*\*\*\*\*

\*\*\*

	Vector 1
LS	1.0000 ( *NONE*)
I	.041729 ( .026960)
M	-1.6083 ( .28036)
Y	.58338 ( 1.4848)

\*\*\*\*\*

\*\*\*

LL subject to exactly identifying restrictions= -81.2235

\*\*\*\*\*

\*\*\*

TABLO 11: Y için önemlilik testi

Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)  
Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

```
*****
***
58 observations from 1982Q3 to 1996Q4. Order of VAR = 2, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector: LS I M Y
List of I(1) exogenous variables included in the VAR: M Y
List of I(0) variables included in the VAR: D88 D94
*****
***
List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors: a1=1; a4=0
*****
***
Vector 1
LS 1.0000
( *NONE*)
I .044120
( .029104)
M -1.5866
( .28317)
Y -.0000
( *NONE*)
*****
***
LR Test of Restrictions CHSQ( 1)= .14062[.708]
DF=Total no of restrictions(2) - no of just-identifying restrictions(1)
LL subject to exactly identifying restrictions=-81.2235
LL subject to over-identifying restrictions=-81.2938
*****
***
```

TABLO 12 : LS, I için ECM

ECM for variable LS estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)

```
*****
***
Dependent var. Regressor Coefficient Standard Error T-Ratio[Prob]
DLS ecm1(-1) -.026987 .011862 -
2.2750[.027]
DI ecm1(-1) -7.3006 1.3663 -5.3434[.000]
*****
***
```

**Kısaltmalar:**

*Deniz Balak Demiray*

LL: Maximized log-likelihood      AIC: Akaike Information Criterion

SBC: Schwarz Bayesian Criterion      HQC: Hannan-Quinn Criterion

Serial Correlation: Hata terimi seri korelasyon testi (Lagrange multiplier test of residual serial correlation)

Functional Form: RESET test ( Ramsey's RESET test using the square of the fitted values)

Normality: Hata terimlerinin normallik testi ( Based on a test of skewness and kurtosis of residuals)

Heteroscedasticity: Hata terimlerinin sabit varyans hipotezi test ( Based on the regression of squared residuals on squared fitted values)