

# KOENTTEGRASYON ANALİZİNE DAĞITILMIŞ GECİKMELİ OTOREGRESİF MODEL YAKLAŞIMI İLE TÜRKİYE İTHALAT-GSMH İLİŞKİSİNİN İNCELENMESİ (1983-2001)

Yrd. Doç. Dr. Nilgün ÇİL YAVUZ\*

## Özet

*Pesaran ve Shin, uzun dönem ilişkisinin tespitinde yaygın şekilde kullanılmakta olan Engle-Granger ve Johansen koentegrasyon analizlerinin yanı sıra, ARDL modelinin de bu amaçla kullanılabileceğini ileri sürmüşler ve Monte Carlo simülasyonları olumlu sonuç vermiştir. Bu çalışmada da ithalat ve GSMH arasındaki uzun dönem ilişkisi ARDL yaklaşımı ile tespit edilmiş, Engle-Granger koentegrasyon analizinden sağlanan sonuçlarla karşılaştırılmıştır. Her iki yaklaşıma göre ithalat ile GSMH arasında uzun dönem ilişkisi vardır.*

## Abstract

*Pesaran and Shin claimed that ARDL model can be used in investigating the long run relationships, in addition to analysis cointegration Johansen and Engle-Granger. Monte carlo simulations gave the results accorded with their claims. In this paper the long run relationship between the GNP and import is explained by ARDL model. The empirical results of this model and those of cointegration analysis of Engle-Granger are compared. We concluded that there is a significant long run relationship between the GNP and import according to both models.*

## 1. Giriş

Uzun dönem ilişkilerinin, ekonometrik yöntemler aracılığıyla araştırıldığı iktisadi analizlerde zaman serisi verileri sıkça kullanılmaktadır. Zaman serilerinin bir çoğunun ortak özelliği ise trendlerinin olmasıdır. Türkiye'nin

\* İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi.

nominal fiyatlarla ölçülmüş GSMH, yatırım, ithalat, ihracat, tüketim gibi makro büyüklüklerinin zaman içinde seyri gözlemlendiğinde, bu olgu açıkça görülmektedir. Yakın geçmişe kadar zaman serisi verilerinin kullanıldığı ekonometrik çalışmaların birçoğunda, serilerin durağan olduğu varsayılmıştır. Bu varsayım modellerde otokorelasyona hatta sahte regresyona neden olmaktadır. Ayrıca serilerin durağan olduğu varsayımı ile tahmin edilen modellerde, standart t ve diğer istatistikler yanıltıcı sonuçlar verecektir. Bütün bu olumsuzlukların neticesinde son yıllarda yapılan ekonometrik çalışmalar, genellikle zaman serilerinin analizi üzerine yoğunlaşmıştır.

Özellikle durağan olmayan seriler için, alternatif tahmin yöntemleri ve hipotez testi yöntemleri geliştirilmiştir. Engle-Granger (1987)'in öncülüğünü yaptığı bu konudaki çalışmalar Johansen (1991), Phillips (1991), Phillips ve Hansen (1990), tarafından sürdürülmüştür. Zaman serilerinin kullanıldığı bu modellerde durağanlık ve koentegrasyon analizleri genellikle birbirini takip etmektedir. Uzun dönem ilişkilerinin tespitinde kullanılan koentegrasyon analizi serilerin durağanlık özellikleri ile yakından ilgilidir. Phillips ve Loretan (1991) uzun dönem ilişkilerinin tespitinde, Engle-Granger koentegrasyon analizinden başka, dağıtılmış gecikmeli otoregresif model (ARDL) gibi başka yöntemlerin de kullanılabileceğini ileri sürmüşlerdir. Pesaran ve Shin, (1995-1998) değişkenlerin trend durağan olduğunda uzun dönem ilişkilerinin analizi için geleneksel Dağıtılmış Gecikmeli Otoregresif Model (ARDL) yaklaşımını yeniden ele almışlar ve ARDL modelinin koentegrasyon analizinde kullanılabileceğini göstermişlerdir.

Bu çalışma büyük ölçüde Pesaran ve Shin'in çalışmalarına dayanmaktadır. Çalışmada ARDL modelinin koentegrasyon analizine yaklaşımı ele alınarak, ARDL modelinin tahmini ile uzun dönem ilişkisinin araştırılması, ithalat-GSMH örneği aracılığıyla gerçekleştirilmiştir.

## 2. Durağanlık ve Koentegrasyon Analizine Genel Bir Bakış

Ekonometrik çalışmalarda kullanılan zaman serilerinin çoğu genellikle aynı tip trend etkisi altında olup, aşağıdaki iki modelden biri ile karakterize edilebilmektedir.

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 t + u_t \quad (2.1)$$

$$y_t = \delta_1 + y_{t-1} + u_t \quad (2.2)$$

Her iki modelde de zaman içinde  $y_t$  yukarı doğru güçlü genel eğilimler taşıdığına, (2.2) deki  $\delta_t$  parametresi ile (2.1) deki  $\gamma_2$  trend parametresi aynı rolü üstlenmektedir. Bu modellerden ilkinde  $y_t$  trend durağan iken, ikinci modelde  $y_t$  rassal yürüyüş izlemektedir. Trend durağan modelde  $y_t$  trendden arındırıldığında durağan hale gelirken, ikinci model için aynı durum geçerli olmayacaktır. Dolayısıyla  $y_t$  nin davranışı iki modelde farklılık göstermektedir (Russel - James, 1993 : 670).

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (2.3)$$

Yukarıdaki regresyon modelinde  $n \rightarrow \infty$  iken  $y_t$  ve  $x_t$  serileri trend durağan ise, iki değişken arasında gerçek bir ilişki olmasa dahi, modelin tahmini sonucunda yüksek  $R^2$  ve değişkenler arasında anlamlı bir ilişki bulunabilir. Bunun nedeni değişkenlerin ortak bir trend izlemeleridir. Sonuç ise sahte regresyondur (Favero, 2001: 46).

Granger ve Newbold (1974) ise zaman serilerinin rassal bir yürüyüş izlediklerini ve bu süreçte serilerin gelecekteki değerlerinin  $y_t = y_{t-1} + u_t$  şeklindeki bir ilişki ile belirlendiğini ileri sürmüşlerdir. Eğer  $y_t$  ve  $x_t$  bağımsız rassal yürüyüş izliyorsa, t istatistiğine göre  $\beta=0$  temel hipotezi her zaman reddedilecektir ( Russel - James ,1993: 671).

Durağan olmayan değişkenin varlığı halinde,  $R^2$  ve t testi yanıltıcı sonuç verirken, benzer şekilde çoğu test istatistiği de asimptotik dağılmadığından, test istatistikleri için standart t, F,  $\chi^2$  tabloları kullanılamaz (Johnston-Dinardo,1997: 261).

Ancak, durağan olmayan iki serinin doğrusal bileşimi durağan olabilir. Bu özelliğe sahip olan seriler koentegre seriler olarak adlandırılır. Koentegre serilerin düzey değerlerinin kullanıldığı regresyon modelleri anlamlı olup, bu modellerde t ve F testleri güvenle kullanılabilir.

Serilerin uzun dönemdeki birlikteliğinin tespiti için genellikle Engle-Granger ve Johansen koentegrasyon testi kullanılmaktadır. Örneğin bunlardan ilki Engle-Granger koentegrasyon testi, Model 2.3'ün tahmini sonucunda hesaplanan kalıntılara Dickey-Fuller (DF) veya Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) durağanlık testinin uygulanmasından ibarettir. Engle-Granger testinin uygulanabilmesi için uzun dönem ilişkisinin arandığı her iki serinin de aynı dereceden durağan olması gerekir (Enders, 1995: 374).

$x_t$  ve  $y_t$  durağan olmayan değişkenler ise, aralarındaki uzun dönem ilişkisi aşağıdaki gibidir.

$$y_t^* = \beta x_t \quad (2.4)$$

$x_t$  ve  $y_t$  koentegre CI(1,1) değişkenler ise koentegre vektörde  $[\beta \ -1]$  olduğunda uzun dönem ilişkisinde  $y_t^*$  durağan I(0) olacaktır. Böyle durumda birinci farklarla hata düzeltme mekanizmasını kapsayan, aşağıdaki gibi bir model geliştirilebilir.

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + u_t \quad (2.5)$$

yukarıdaki eşitlikte bağımlı değişken  $\Delta y_t$  ile  $\Delta x_t$  ve  $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$  serileri I(0) dır. Böylece veride stokastik veya deterministik trendlerin varlığından dolayı sahte regresyon tehlikesi söz konusu değildir (Charemza-Deadman, 1997: 125). Koentegrasyon ilişkisinin tespitinde bir başka yöntem ise, ARDL modelinin tahmininden elde edilen uzun dönem ilişkisinin anlamlılığının testidir.

### 3. Dağıtılmış Gecikmeli Otoregresif Modelin (ARDL) Genel Özellikleri

Bağımsız değişkenlerin cari ve gecikmeli değerlerinin yanısıra bağımlı değişkenin de gecikmeli değerlerinin yer aldığı modeller dağıtılmış otoregresif gecikmeli modeller (ARDL) olarak adlandırılmaktadır. ARDL modelinde olduğu gibi, bağımlı değişken kendisinin bir veya daha önceki gecikmeli değerlerinin fonksiyonu ise, bu tür modeller dinamik model olup, kısa, orta ve uzun dönem analizlerinde kullanılmaya elverişlidirler (Johnston-Dinardo, 1997: 245).

Değişkenler arasında sadece bir tane koentegre vektör olduğunda kullanılabilen ARDL yaklaşımı trend durağan ve fark durağan değişkenlerin her ikisi içinde geçerlidir. Küçük örneklerde Phillips ve Hansen (1990) tarafından önerilen FM-EKK gibi diğer yöntemlerden daha iyi sonuç vermektedir (Boyd-Caporale-Smith, 2001: 195).

Pesaran ve Shin (1995) tarafından kullanılan genel ARDL (p,q) modeli aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \beta' x_t + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i^* \Delta x_{t-i} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (3.1)$$

$$\Delta x_t = P_1 \Delta x_{t-1} + P_2 \Delta x_{t-2} + \dots + P_s \Delta x_{t-s} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.2)$$

$$t=1,2,3,\dots,T$$

Burada  $x_t$ , durağan olmayan  $k \times 1$  boyutunda değişkenler vektörü olup, bu değişkenler kendi aralarında koentegre değildirler.  $P_i$  ler ise  $k \times k$  boyutunda katsayılar matrisleridir.  $t$  deterministik trendtir.  $u_t$  ile  $\varepsilon_t$  arasında korelasyon yoktur.  $x_t$ ,  $y_t$  ve  $t$  arasında sabit uzun dönem ilişkisi vardır.

Uygulamada ARDL modelinin tahmini iki aşamada gerçekleşir. İlk olarak uygun bir seçim kriteri (Schwarz kriteri gibi) kullanılarak modelin gecikme uzunluğu tespit edilir. İkinci aşamada ise model EKK yöntemi ile tahmin edilerek, test edilir.

Gecikmeli modellerde parametrelerin tek tek değerlerinden ziyade parametrelerin toplam değerleri önem arz etmektedir. ARDL modelinde  $\beta_i$ 'ler çok kesin olmayan tahminler olduğunda bile,  $\beta_i$ 'lerin toplamlarından anlamlı uzun dönem ilişkileri sağlanabilmektedir (Russel -James, 1993:673).

ARDL yönteminin diğer bir özelliği ise, otokorelasyonu ortadan kaldırmak için modele dahil edilecek  $x_t$  ve  $y_t$  nin ilave gecikmeli değerleri, durağan olmayan değişkenlerin uzun dönem parametrelerinin EKK tahminlerinin asimptotik özelliklerini etkilemez (Boyd-Caporale-Smith, 2001:195).

Pesaran ve Shin,  $u_t$  ile  $\varepsilon_t$  arasında ilişki olup olmamasına göre ARDL modelinden tahmin edilmiş parametrelerin tutarlılığını incelemişlerdir (Pesaran-Shin, 1998: 372).

-  $u_t$  ve  $\varepsilon_t$  arasında korelasyon olmadığı durumda;

(i) Kısa dönem parametrelerinin  $(\alpha_0, \alpha_1, \beta, \beta_1^*, \dots, \beta_{q-1}^*, \varphi = (\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p))$

EKK tahminleri  $T^{1/2}$  tutarlıdır.

(ii) Kısa dönem parametrelerinin kovaryans matrisi asimptotik olup tekdir. Böylece durağan olmayan değişkenlerin kısa dönem parametrelerinin

tahminleri  $(\alpha, \beta)$  ile gecikmeli bağımlı değişkenin parametrelerinin tahminleri  $(\varphi)$ , asimptotik olarak tamamen aynı doğru üzerindedir.

(iii)  $\delta = \alpha_1 / \varphi(1)$  ve  $\theta = \beta / \varphi(1)$  şeklinde tanımlanan uzun dönem parametrelerinin EKK tahminleri, kısa dönem parametreleri  $\alpha_1$  ve  $\beta$ 'nin tahminlerinden daha hızlı gerçek değerlerine yaklaşırlar (Burada  $\varphi(1) = 1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i$ ). Böylece, kısa dönem parametreleri gibi ARDL modelinden hesaplanan uzun dönem parametre tahminleri de tutarlıdır ( $\delta \rightarrow T^{3/2}, \theta \rightarrow T$ ).

-  $u_t$  ve  $\varepsilon_t$  arasında korelasyon varsa, modelin tahmininden önce değişkenlerin uygun gecikme uzunlukları tespit edilerek, ARDL modelinin spesifikasyonu genişletilmelidir. Bu durum,  $q > s + 1$  şartının gerçekleşmesine bağlıdır. Aynı dönemdeki  $u_t$  ve  $\varepsilon_t$  arasındaki korelasyon,  $k \times 1$  boyutundaki  $d$  vektörü ile gösterildiğinde, Model (2.1) aşağıdaki gibi genişletilebilir.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \beta' x_t + \sum_{i=0}^{m-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \eta_t \quad (3.3)$$

Burada:

$$m = \max(q, s+1), \quad \pi_i = \beta_i^* - P_i' d, \quad P_0 = I_k, \quad i=0, 1, 2, \dots, m-1$$

$$I_k = k \times k \text{ boyutunda özdeş matris, } i \geq q \text{ için } \beta_i^* = 0, \quad i \geq s \text{ için } P_i = 0$$

Genişletilmiş modelde  $u_t$  ile  $\varepsilon_t$  arasında korelasyon yoktur. Yukarıdaki sonuçlar (i,ii,iii) genişletilmiş modelin kısa dönem ve uzun dönem parametrelerinin EKK tahminleri için de geçerlidir. Bu sonuca göre,  $I(1)$  değişkenlere ait parametrelerin anlamlılığının testi için uygulanan t-istatistikleri asimptotik olarak denktir (Pesaran-Shin, 1998: 377).

#### 4. Koentegrasyon Analizine ARDL Yaklaşımı

ARDL modelinin önemli bir özelliği delta metodu ile farklı biçimlerde gösterilebilmesidir. Modelin dinamik yapısı değiştirilse bile, verilerin açıklama güçleri, parametrelerin EKK tahminleri ve bu tahminlere dayanan istatistiksel çıkarımlar aynıdır.

Model gecikme operatörü (L) ile gösterilirse:

$$\varphi(L)y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta'(L)x_t + u_t \tag{4.1}$$

Burada

$$\varphi(L) = 1 - \sum_{j=1}^p \varphi_j L^j \text{ veya } \varphi(L) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p$$

$$\beta(L) = \sum_{j=0}^q \beta_j L^j \text{ veya } \beta(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L$$

$\varphi(L)$  ve  $\beta(L)$  ayrıştırıldığında\* ise ARDL (p,q) modelinin spesifikasyonu aşağıdaki gibidir

$$\varphi(1)y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta' x_t + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^* \Delta x_{t-j} - \varphi^*(L)\Delta y_t + u_t \tag{4.2}$$

$x_t$  ve  $y_t$  arasında koentegrasyon ilişkisinin olabilmesi için kısıtlanmamış ARDL modelinden hesaplanan  $\varphi(L)$  ve  $\beta(L)$  'in anlamlı olması gerekir  $\varphi(L)$  ve  $\beta(L)$  'in anlamlılık testi için Wald testi uygulanır. Uzun dönem parametreleri ise aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\mu_0 = \frac{\alpha_0 - \varphi^*(1)\delta}{\varphi(1)}, \quad \delta = \frac{\alpha_1}{\varphi(1)}, \quad \theta = \theta(1) = \frac{\beta}{\varphi(1)}$$

ve

$$y_t = \mu_0 + \delta t + \theta' x_t + \sum_{j=0}^{q-1} \theta_j^* \Delta x_{t-j} + u_{0t} \tag{4.3}$$

Uzun dönem parametreleri kısa dönem parametrelerinin doğrusal olmayan fonksiyonlarıdır. Uzun dönem parametreler vektörü, (k+1) x1 boyutlu  $\lambda$  vektörüdür. Pesaran ve Shin  $x'$ in fark durağan olduğu varsayımı altında, uzun

---

\*  $\beta(L) = \beta(1) + (1-L)\beta^*(L)$ , burada  $\beta(1) = \sum_{j=0}^q \beta_j$ ,  $\beta^*(L) = \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^* L^j$  ve  $\beta_j^* = -\sum_{i=j+1}^q \beta_i$   
 $\varphi(L) = \varphi(1) + (1-L)\varphi^*(L)$ , burada  $\varphi(1) = 1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i$ ,  $\varphi^*(L) = \sum_{j=0}^{p-1} \varphi_j^* L^j$  ve  $\varphi_j^* = -\sum_{i=j+1}^p \varphi_i$

dönem parametresi  $\theta$ 'nın standart hatasının hesaplanmasında aşağıdaki formülü geliştirmişlerdir (Pesaran-Shin,1998: 379).

$$\hat{V}(\hat{\theta}_T) = \frac{\hat{\sigma}_{uT}}{(1 - \hat{\phi}_T)^2} \frac{1}{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2} \quad (4.4)$$

Uzun dönem parametrelerinin standart hatalarının hesaplanmasında kullanılabilecek diğer bir yöntem ise delta metodudur. Bu yöntemde göre,  $\gamma$  kısa dönem parametreler vektörü,  $V(\hat{\gamma})$  ise  $\hat{\gamma}$ 'nin kovaryans matrisidir. Uzun dönem parametreleri  $(\delta = \frac{\alpha_1}{\varphi(1)}, \theta = \frac{\beta}{\varphi(1)})$  kısa dönem parametrelerinin doğrusal olmayan bir fonksiyonu olduğuna göre, uzun dönem parametreler vektörü  $f(\gamma)$  şeklinde gösterilebilir. Böylece  $f(\gamma)$ 'nin varyansının tahmini  $(\partial f(\hat{\gamma})/\partial \gamma)' \hat{V}(\hat{\gamma})(\partial f(\hat{\gamma})/\partial \gamma)'$  dir. Burada  $(\partial f(\hat{\gamma})/\partial \gamma)$  kısıtlanmamış EKK yöntemi ile tahmin edilmiş  $\gamma$ 'nin her elemanı ile ilgili,  $f(\gamma)$  nin türevlerinin yer aldığı vektördür (Bentzen- Engsted, 2001: 47).

Pesaran ve Shin (1998), Monte Carlo simülasyonlarında küçük örnekler için (4.4)'den sağlanan sonuç ile delta metodu kullanılarak yeniden parametrelenen modelin uzun dönem parametrelerinin standart hatalarının, asimptotik olarak aynı sonucu verdiğini göstermişlerdir. Ancak, delta metodunda  $x$ , düzey durağan veya fark durağan olabilir. Büyük örneklerde ise iki yöntem farklı sonuç vermektedir.

## 5. Veri ve Uygulamanın Sonuçları

Değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisinin tespitinde ARDL yaklaşımının uygulaması için ithalat modeli kullanılmıştır. İthalat en basit şekliyle, GSMH'nin fonksiyonu olarak ele alınmıştır. Yıllık verilerin kullanıldığı modelde gözlem dönemi 1983-2001 yılları arasındadır. GSMH 1987 fiyatlarıyla, ithalat ise dolar cinsinden modele dahil edilmiştir. Modelde değişkenlerin logaritmik değerleri kullanılmıştır.

ARDL modelinin tahmini öncesinde, ithalat ile GSMH arasındaki ilişki EKK yöntemi ile tahmin edilmiştir. Sonuçları karşılaştırmak amacıyla tahmin edilen modele Engle-Granger koentegrasyon testi uygulanmıştır.



**Model 1. Bağımlı Değişken: LİTH**

Bağımsız Değişkenler	Parametre	Standart Hata	t-istatistik	Prob.
LGSMH	2.487528	0.102735	24.212950	0.0000
C	-18.25678	1.169475	-15.611090	0.0000
Test istatistikleri	R <sup>2</sup> =0.971	DW=1.078	F-stat.=586.267	
Diagnostik Testler	LM Chi <sup>2</sup> (1)=3.132315	White Chi <sup>2</sup> (2)=2.051806	Jarque-Bera Chi <sup>2</sup> (2)=1.767158	

LİTH ve LGSMH serilerinin durağanlıklarının tespiti için ADF testi uygulanmış ve her iki serinin de aynı dereceden durağan olduğu tespit edilmiştir. LİTH ile LGSMH değişkenleri arasında uzun dönem ilişkisinin varlığının tespiti amacıyla ithalat modelinin (Model 1) kalıntılarına ADF durağanlık testi uygulanmış ve bu iki değişken arasında koentegrasyon ilişkisinin varlığı saptanmıştır. Bu sonuca göre ithatın uzun dönem gelir esnekliği 2.48'dir.

Engle-Granger yönteminden saptanan uzun dönem ilişkinin, ARDL modeli çerçevesinde de araştırılabilmesi için öncelikle ARDL modelinin tahmin edilmesi gerekir. ARDL modelinin özelliklerini gösterebilmek amacıyla; ikinci, üçüncü aşamada, sırasıyla yeniden parametrelenen ARDL modeli ve hata düzeltme modeli tahmin edilecektir. Tahmin öncesi gecikme uzunluğunun tespitinde bilgi kriterlerinden Schwarz kriteri (SC) kullanılmıştır. ARDL modeli için küçük örneklerde SC kriteri, Akaike kriterinden (AIC) daha fazla tercih edilmektedir. ARDL(2,2) modelinin tahmini aşağıda verilmiştir.

**Model 2. ARDL Modelinin Tahmini**

Bağımlı Değişken: LİTH				
Bağımsız Değişkenler	Parametre	Standart Hata	t-istatistik	Prob.
LGSMH	2.965737	0.34829	8.515133	0.0000
LGSMH(-1)	-3.046219	0.791489	-3.848718	0.0027
LGSMH(-2)	1.954632	0.611677	3.195540	0.0085
LİTH(-1)	0.689063	0.210151	3.278904	0.0073
LİTH(-2)	-0.405530	0.184143	2.202259	0.0499
C	-14.11368	4.417703	-3.194800	0.0085
Test istatistikleri	R <sup>2</sup> =0.989	DW=2.668	F-stat.=206.735	
Diagnostik Testler	LM Chi <sup>2</sup> (3)=7.197350	White Chi <sup>2</sup> (10)=14.33497	Jarque-Bera Chi <sup>2</sup> (2)=0.199299	

Model 2’de LGSMH’nın parametresi ithalat ile gelir arasındaki kısa dönem ilişkisini göstermektedir. Değişkenler logaritmik değerleri ile modelde yer aldıkları için, ilgili parametre ithalatın kısa dönem gelir esnekliğini verecektir. Buna göre, ithalatın kısa dönem gelir esnekliği 2.96 değerine eşittir. Uzun dönem tahminlerinin yapılabilmesi için öncelikle gecikme operatörleri  $\varphi(1)$  ve  $\beta(1)$  hesaplanmalıdır. Gecikme operatörlerinin, hesaplanmış değerleri aşağıdaki gibidir.

$$\varphi(1) = 0,716467 \qquad \beta(1) = 1,874151$$

ARDL modeline göre koentegrasyon ilişkisinin varlığının tespiti için, ilk olarak  $\varphi(1)$  ve  $\beta(1)$  nın anlamlılığının test edilmesi gerekir.  $\varphi(1)$  ve  $\beta(1)$ ’nın Wald testi sonuçları sırasıyla 10.52387 (Prob=0.007817) ve 10.5014 (Prob=0.007866) değerlerine eşittir. Prob. değerlerinin %5’ten çok küçük oluşu,  $\varphi(1)$  ve  $\beta(1)$ ’in sıfıra eşit olduğu temel hipotezinin reddedilmesi gerektiğini ve Model 2’deki uzun dönem ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Kısaca ithalat ve GSMH serileri kendi aralarında koentegredir.

$\varphi(1)$  ve  $\beta(1)$  anlamlı olduğuna göre Model 2’ nin sonuçlarından ithalat ile GSMH arasındaki uzun dönem ilişkisi aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\overline{LİT} = -19,6989 + 2.6158 \overline{LGSMH}$$

Model 2’nin tahmininden ithalatın uzun dönem gelir esnekliği 2.61 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuca göre GSMH’daki %1’lik artış ithalatı %2,61 artıracaktır. İthalattaki artış oranının GSMH’daki artıştan daha yüksek oluşu, diğer bir deyişle esnekliğin birden büyük gerçekleşmesi ithalata bağımlılığın göstergesidir. Gerçekten Türkiye’nin 2002 yılı itibariyle gerçekleşen ithalatının %85’ i yatırım ve aramalı ithalatıdır.

Model 2’den hesaplanan esneklik değeri (2,61) Model 1’den tahmin edilen esneklik değeri (2,48) ile karşılaştırıldığında, iki değer birbirine oldukça yakın olduğu gözlemlenmektedir. Engle –Granger yöntemi ve ARDL yaklaşımının uzun dönem ilişkisine yaklaşımı aynıdır. Tek fark uzun dönem ilişkisinin tahmin yöntemidir (Charemza-Deadman, 1997: 134).

Model 2 diagnostik testler yönünden değerlendirilirse;

- Kalıntıların normallik testi için Jarque-Bera istatistiği 0.199299, P değeri ise 0.905155'dir. Bu sonuca göre kalıntıların normal dağıldığı hipotezi reddedilemez.
- Spesifikasyon hatası için Ramsey RESET testinin P değeri 0.653730'dir. Böylece modelde spesifikasyon hatası olmadığı hipotezini benimseyebiliriz.
- White heteroskedasite testinin P değeri 0.1582'dir. Bu sonuç modelde heteroskedasite olmadığını göstermektedir.
- Otokorelasyon varlığının tespitinde kullanılan Breusch-Godfrey LM testinin P değeri üç ve üç gecikme üzeri için 0,09'dur. Dolayısıyla modelde otokorelasyon olmadığı temel hipotezi reddedilemez.

Bölüm 3'de de ifade edildiği üzere ARDL modeli farklı biçimlerde gösterilebilmektedir. Model 2'nin delta metodu ile yeniden parametrelenen şeklinin tahmini aşağıdaki gibidir:

**Model 3. Yeniden Parametrelenen ARDL Modelinin Tahmini**

Bağımlı Değişken: DLİTH				
Bağımsız Değişkenler	Parametre	Standart Hata	t-istatistik	Prob.
LGSMH(-1)	1.874151	0.578337	3.240587	0.0079
DLGSMH	2.965737	0.34829	8.515133	0.0000
DLGSMH(-1)	-1.954632	0.611665	-3.195540	0.0085
LİTH(-1)	-0.716467	0.220856	-3.244052	0.0078
DLİTH(-1)	0.405530	0.184143	2.202259	0.0499
C	-14.11368	4.417703	-3.194800	0.0085
Test istatistikleri	R <sup>2</sup> =0.926      DW=2.668			
Diagnostik Testler	LM Chi <sup>2</sup> (3)=7.197350	White Chi <sup>2</sup> (10)=14.61703*	Jarque-Bera Chi <sup>2</sup> (2)=0.199299	

\* Gözlem sayısının az olması nedeniyle White testinde çarpım değerleri kullanılmamıştır.

\*\* D fark operatörüdür.

Model 2 ve yeniden parametrelenen şeklinin sonuçları birlikte değerlendirildiğinde, her ikisinin DW değerleri eşit olduğu görülmektedir. Ayrıca, regresyonun standart hatası (0.065770), bilgi kriterleri (AIC= -2.334741, SC=-2.040666) ve en çok benzerlik oranı (25.84530) da, iki modelde de eşittir. Bu sonuç ise ARDL modelinin özelliğidir.

Yeniden parametrelenen modelin oldukça önemli bir avantajı koenteğrasyon ilişkisi varlığının tespiti ile ilgili  $\varphi(1)$  ve  $\beta(1)$ ' nin tahmininin ve testinin modelden direkt olarak sağlanabilmesidir. Şöyle ki; Model 2'den hesaplanan  $\beta(1)$  ile Model 3'den tahmin edilen LGSMH(-1) değerleri birbirine eşittir. LGSMH(-1) için hesaplanan t istatistiğinin Prob. değeri ise,  $\varphi(1)$ 'nin anlamlılığının testi için uygulanmış Wald testi ile aynı sonucu vermektedir. Aynı durum  $\varphi(1)$  için de geçerlidir. Model 3'deki DLGSMH'nın katsayısı ise, 2,965737 olarak tahmin edilmiştir. Bu değer, Model 2'de kısa dönem esnekliği şeklinde yorumlanan LGSMH'nin katsayısına eşittir. Dolayısıyla Model 3'de DLGSMH nin katsayısı kısa dönem esnekliğini verir. Bütün bu eşitliklerde göstermektedir ki, ARDL modelinin farklı şekillerde gösterimi sonucu değiştirmemektedir.

ARDL(2,2) modelinin, hata düzeltme modeli şeklindeki spesifikasyonunun tahmini için öncelikle modelde yer alacak koenteğre vektör oluşturulmalıdır.

Uzun dönem parametresi  $\theta = \frac{\beta(1)}{\varphi(1)}$  olup, bu model için  $\theta$ ' nın değeri 2.61

hesaplanmıştır. Bu sonuca göre koenteğre vektör aşağıda gibidir.

$$ECM = LITH_{t-1} - 2.61 LGSMH_{t-1}$$

#### Model 4. Hata Düzeltme Modelinin Tahmini

Bağımlı Değişken: DLİTH				
Bağımsız Değişkenler	Parametre	Standart Hata	t-istatistik	Prob.
DLGSMH	2.965738	0.301442	9.838511	0.0000
DLGSMH(-1)	-1.954631	0.555804	-3.516762	0.0042
DLİTH(-1)	0.405530	0.172699	2.348190	0.0368
ECM(-1)	-0.716467	0.210919	-3.396877	0.0053
C	-14.11368	4.172242	-3.382757	0.0054
Test istatistikleri	R <sup>2</sup> =0.926	DW=2.668	F-stat.=37.656	
Diagnostik Testler	LM Chi <sup>2</sup> (3)=7.195487	White Chi <sup>2</sup> (14)=16.26990	Jarque-Bera Chi <sup>2</sup> (2)=0.199297	

ARDL modelinin hata düzeltme şeklindeki gösterimi doğrusal olmamasına rağmen, doğrusal model şeklinde yeniden parametrize edilebilmesi,

tahmini kolaylaştırmaktadır. Hata düzeltme modeli de beklendiği üzere test istatistikleri açısından olumlu sonuç vermiştir.

## 6.Sonuç

Yeni ekonometrik yöntemlerin gelişimi ile daha güvenilir sonuçlar elde etmek için, iktisadi ilişkiler çoğu kez yeniden ele alınıp test edilmektedir. Teorik ve uygulamalı ekonometrik modellerde uzun dönem ve kısa dönem özelliklerinin birlikte yer almaları ve değişkenlerin aynı dereceden durağan olmaları arzusu, değişkenlerin düzey değerleriyle kullanıldığı regresyon modellerinin yeniden değerlendirilmesine sebep olmuştur. Ekonometrik literatüre bu konuda Engle-Granger, Johansen, Phillips ve Hansen'in teorik katkılarına paralel olarak uygulamaya'yönelik çalışmalarda artmıştır. Pesaran ve Shin 1995 ve 1998 yılındaki çalışmalarıyla ve ARDL modelinin, değişkenlerin I(1) olduğu varsayımı ile uzun dönem ilişkisinin tespitinde kullanılabileceğini göstermişlerdir. Bu çalışmada da Engle-Granger koentegrasyon analizine göre tespit edilen, Türkiye'nin (1983-2001) ithalatı ile GSMH'si arasında uzun dönem ilişkisi, ARDL yaklaşımına göre yeniden tahmin edilmiştir. ARDL modelinin tahminine göre de Türkiye'de ithalat ve GSMH arasında uzun dönem ilişkisi vardır. Her iki modelin tahmininden sağlanan ithatın gelir esnekliği rakamı birbirine yakın olup, bu sonuç Türkiye'nin ithatının zorunlu ithalat olduğunu göstermektedir.

## KAYNAKLAR

- Favero Carlo A. (2001), **Applied Macro Econometrics**, Oxford University Press, Oxford.
- Bentzen Jan, Engsted Tom (2001), "A Reveal Of The Autoregressive Distributed Lag Model in Estimating Energy Demand Relationships", **Energy**, No.26, pp.45-55.
- Boyd Derick, Caporale Guglielmo Maria, Smith Ron (2001), "Real Exchange Rate Effects On The Balance Of Trade: Cointegration and The Marshall-Lerner Condition", **International Journal of Finance And Economics**, No. 6, pp.187-200.
- Charemza, Wojciech (1997), **New Directions in Econometric Practice**, Edward Edgar Publishing, England, 2<sup>nd</sup> ed.
- Enders Walter (1995), **Applied Econometric Time Series**, John Wiley and Sons, New York.
- Griffiths William.E, Hill R.Carter, Judge George G. (1993), **Learning and Practicing Econometrics**, John Wiley and Sons, New York.
- Johnston Jack, Dinardo John (1997), **Econometric Methods**, McGraw-Hill, New York.

- Pesaran M. Hashem, Shin Yongcheol (1998), "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", **Econometrics and Economic Theory in the 20<sup>th</sup> Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium**, Chapter 11, 371-413, Cambridge University Press, Cambridge.
- Russell Davidson, James G. Mackinnon (1993), **Estimation and Inference in Econometrics**, Oxford University Press, Oxford.