

## TÜRKİYE’NİN İTHALAT TALEBİ FONKSİYONUNUN SINIR TESTİ YAKLAŞIMI İLE EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ : 1970-2002

### THE COINTEGRATION ANALYSIS OF TURKEY’S IMPORT DEMAND FUNCTIONS WITH BOUNDS TEST : 1970-2002

**Muammer ŞİMŞEK**

Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet M.Y.O.

**Cem KADILAR**

Hacettepe Üniversitesi, İstatistik Bölümü

**ÖZET :** Bu çalışma, Türkiye’nin toplam ithalat talebinin istatistiksel analizini içermektedir. Çalışmada, 1970’den 2002’ye kadar olan sınırlı bir dönemi kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. İthalat talebi ile ithalat talebini belirleyen etkenler olan gelir ve nispi fiyatlar arasında uzun dönemli ilişkiyi incelemek amacıyla Pesaran *et al.* (2001)’in önerdiği sınır testi (bounds test) yöntemi kullanılmıştır. Bu testin sonucunda, ithalat hacmi ile gelir ve nispi fiyatların eşbütünlük (cointegrated) oldukları görülmüştür. İthalat talebinin gelir ve nispi fiyatlara göre tahmin edilen uzun dönem esneklikleri sırayla; 0.37 ve 0.67 olarak bulunmuştur. İthalat ve ihracat fiyat esnekliklerinin toplamı (-1.01) mutlak değer olarak birden büyüktür. Bu sonuçtan parasal, mali ve döviz kuru politikalarının yardımcı araçlar olarak halen mevcut olan aleyhteki ticaret dengesinin düzeltilmesinde kullanılabileceği anlaşılmaktadır.

**Anahtar Kelimeler :** İthalat talebi, birim kök, kısıtsız hata düzeltme modeli, eşbütünlük analizi, sınır testi, kritik değer sınırları.

**ABSTRACT :** This study presents a statistical analysis of the aggregated import demand behaviour for Turkey. In this study, a small sample of annual data from 1970 to 2002 were used to investigate the long run relationship between import demand, and its determinants, namely income and relative prices, by the ‘bounds test’ method of Pesaran *et al.* (2001). By the results of this test, it was demonstrated that import volume, income and relative prices were cointegrated. The estimated long term elasticities of import demand with respect to income and relative prices were found as 0.37 and 0.67, respectively. As an absolute value, the sum of elasticities of import and export demand (-1.01) is greater than one. Consequently, we deduce that monetary, fiscal and exchange rate policies may be used as substitutive policies to arrange unfavourable trade balance. But they are not sufficient.

**Key Words :** Import demand, unit roots, unrestricted error correction model, cointegration, bounds test, critical value bounds.

### 1. Giriş

Türkiye’nin ithalat talep fonksiyonu, eşbütünlük analizi ve hata düzeltme modeli (HDM) kullanılarak Kutlar ve Şimşek (2001) tarafından incelenmiştir. Bu çalışmada Türkiye’nin ithalat talebi bağımlı değişken, ticari mallar ve dış ticarete konu olmayan malların fiyatı ile yerli malların fiyatı bağımsız değişkenler olarak alınmış ve ithalat talebi ile diğer değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi eşbütünlük analizi ile belirlenmiştir. Nedensellik ilişkisinin yönü için de standard Granger nedensellik testine başvurulmuştur. Yapılan analizin sonuçları; ithalat talebi ile ithal malların nispi fiyatları arasındaki ilişkinin pozitif ve ‘1’ den küçük olduğunu göstermiştir.

Yani iki değişken arasında aynı yönde doğrusal bir ilişki bulunmuştur. Halbuki beklenen, bu ilişkinin ters yönlü olmasıdır.

Kremers *et al.* (1992 : 325-348) sınırlı bir döneme ilişkin verileri kapsayan analizde, I(1) olan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmayabileceğini belirtmektedir. Yine Mah (2000 : 237-44) de HDM'nin; Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990) yöntemlerinin, sınırlı bir döneme dayalı verilerle yapılan çalışmalar için güvenilir olmadığını iddia etmektedir.

Bu çalışmanın temel hedefi, Türkiye'nin ithalat talebi fonksiyonunu; farklı bir model ve daha sağlam bir tahmin yöntemi ile yeniden değerlendirmektir. Bu amaçla, kısıtsız HDM'ye dayalı olan Pesaran *et al.* (2001)'nin geliştirdiği sınır testi (bounds test) yaklaşımı kullanılacaktır.

Pesaran *et al.* (2001)'nin yaklaşımı, yaygın olarak kullanılan eşbütünleşme analiz yöntemlerinden Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius'un (1990) çalışmalarına göre iki önemli avantaja sahiptir : Birincisi sınır testi; bağımsız değişkenler ister I(0) ister I(1) veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakmadan uygulanabilmektedir. İkincisi ise bu yöntem, az sayıda gözleme sahip olan çalışmalara da uygulanabilmektedir.

Bu çalışmanın planı şöyledir : İzleyen kısımda, Pesaran *et al.* (2001)'in geliştirdiği sınır testi yaklaşımı anlatılmakta ve ele alınan verilerle ilgili bazı açıklamalar yapılmaktadır. Üçüncü kısımda, Türkiye'nin ithalat talep fonksiyonu için, kısıtsız HDM ve sınır testi yaklaşımları kullanılarak elde edilen ampirik bulgular değerlendirilmektedir. Son kısımda ise politik önlemlere ve vurgulanan sonuçlara yer verilmektedir.

## 2. Veriler ve Yöntem

Bu çalışmada, ithalat talebi fonksiyonu için aşağıdaki model (Houthakker & Magee, 1969 : 111-125; Gafar, 1988 : 111-120) esas alınmaktadır :

$$\ln M_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + v_t \quad (1)$$

Burada;  $M_t^*$ , ithalat talebinin miktarını;  $Y_t$ , reel GSYİH'yı;  $P_t$ , ithalat fiyat indeksi ve iç fiyat düzeyi oranını göstermektedir. Veriler, 1970–2002 dönemini kapsamaktadır.

Bu çalışmada gözlem miktarı küçük olduğu için (32 gözlem), ithalat talep fonksiyonunun eşbütünleşme ilişkisi, aşağıdaki kısıtsız HDM'ye dayanan sınır testi yaklaşımı ile tahmin edilmektedir :

$$\begin{aligned} \Delta \ln M_t = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^k \alpha_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{2i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{3i} \Delta \ln M_{t-i} + \alpha_4 \ln M_{t-1} \\ & + \alpha_5 \ln Y_{t-1} + \alpha_6 \ln P_{t-1} + \alpha_7 t_r + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

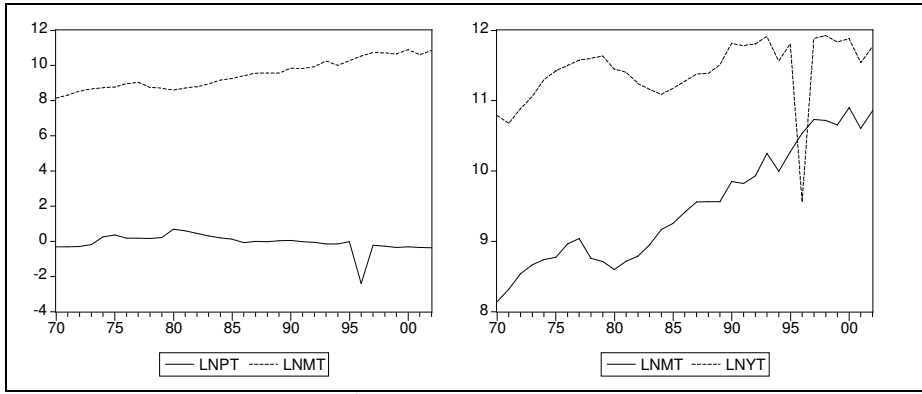
Burada;  $t$  dönemi,  $\Delta \ln M_t$ ,  $\Delta \ln Y_t$  ve  $\Delta \ln P_t$  sırayla; ithalat talep miktarı, reel GSYİH ve nispi fiyat serilerinin logaritmalarının ilk farklarını,  $t_r$  trend terimini ve  $v_t$  de serisel ilişkiye sahip olmayan hata terimini göstermektedir.

DPT, DİE ve Dünya Bankası kaynaklarından elde edilen verilerin tanımları şöyledir : İthalat hacmi,  $M_t$ ; milyon ABD doları ile ölçülmektedir. Nominal ithalat (\$), ithalat fiyat endeksi ile (1987 = 100) ile reel hale getirilmektedir. Yani;

$M_t = \{ \text{Nominal ithalat } (\$) / \text{ithalat fiyat endeksi } (\$) \} \cdot 100$  olmaktadır.

Reel GSYİH,  $Y_t$ ; milyon ABD doları ile ölçülmekte ve dolar cinsinden GDP deflatörü (1987 = 100) ile reel hale getirilmektedir.

Nispi fiyat değişkeni,  $P_t$ ; her ikisi de dolar cinsinden olan, ithalat fiyat endeksinin (1987 = 100) GDP deflatörüne (1987 = 100) bölünmesi ile elde edilmektedir.<sup>1</sup> Bu serilerin birlikte grafikleri aşağıda görülmektedir.



**Şekil 1. Serilerin Reel İthalat Talebi Serisi ile Birlikte Grafikleri**

Uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak için Pesaran *et al.* (2001), Wald veya F istatistiğine dayalı sınır testi yaklaşımını önermektedir. Bu teste göre incelenen bağımsız değişkenlerin;  $I(0)$ ,  $I(1)$  veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına aldırmadan, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi altında; F istatistiğinin asimptotik dağılımı standart F dağılımına uymamaktadır.

Test aşağıdaki gibi uygulanmaktadır : (2) numaralı ithalat talebi eşitliği en küçük kareler (EKK) yöntemiyle önce trendli ve trendsiz olarak iki kez tahmin edilmektedir. Sonra uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi; (2) numaralı eşitlikteki  $\ln M_{t-1}$ ,  $\ln Y_{t-1}$  ve  $\ln P_{t-1}$  gecikmeli değişkenlerinin katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek test edilmektedir. Buradaki ortak anlamlılık testi; biçimsel olarak sıfır ve alternatif hipotezlerle ve sırayla trendsiz ve trendli modeller için şöyle ifade edilebilir :

<sup>1</sup> GDP (GSYİH) deflatörü (dolar cinsinden) = {Nominal GDP(\$)/ Reel GDP(\$)} . 100 den elde edilmiştir. Kaynak: The World Bank Database. Nominal ithalat, nominal GSYİH ve yıllık ortalama kur; DPT, Ekonomik ve Sosyal Göstergeler 1950-2001 ve DPT Temel Ekonomik Göstergelerden; İthalat Fiyat Endeksi, DİE İstatistiki Göstergeler 1923-1998 den alınmıştır.

$$H_0 : \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0 \quad H_0 : \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = 0$$

$$H_A : \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq \alpha_6 \neq 0 \text{ ve } H_A : \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq \alpha_6 \neq \alpha_7 \neq 0$$

Herhangi bir anlam düzeyi (örneğin  $\alpha=0.05$ ) için F istatistiği eğer alt ve üst sınırlardan oluşan kritik sınır değerlerinin (critical bounds) dışına düşerse; o zaman bağımsız değişkenlerin bütünleşme (integration) derecesini hesaba katmaksızın kesin bir yorum yapılabilir. Örneğin, F istatistiği; eğer kritik üst sınır değerinden daha büyükse, o zaman eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Buna karşılık eğer F istatistiği kritik alt sınır değerinden daha küçükse, bu durumda uzun dönem ilişkisi bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi kabul edilmektedir.

F istatistiğinin kritik sınırların arasına düşmesi durumunda ise kesin bir yorum yapılamamaktadır. Bu durumda herhangi bir sonuç çıkarılmadan önce, bağımsız değişkenlerin bütünleşme dereceleri ( $I(0)$ ,  $I(1)$ ) mutlaka bilinmelidir.

Tahmin edilen kısıtsız HDM'den; uzun dönem esneklikleri şöyle elde edilmektedir : Negatif işaretli çarpılan gecikmeli bağımsız değişkenlerin katsayısı; bir gecikmeli olan (t-1) bağımlı değişkenin katsayısına bölünmektedir. (Bardsen, 1989 : 345-50) Yani uzun dönem nispi fiyat ve gelir esneklikleri sırasıyla;  $-(\alpha_6/\alpha_4)$  ve  $-(\alpha_5/\alpha_4)$  den elde edilmektedir.

### 3. Ampirik Bulgular

Uygun gecikme uzunluğunu (k) ve bir deterministik doğrusal trende ihtiyaç olup olmadığını belirlemek için (2) numaralı model EKK yöntemi ile iki kez tahmin edilmektedir. İlk tahmin; k=1, 2, 3...6 gecikmeleri için doğrusal bir zaman trendi dahil edilerek, ikincisi ise (aynı gecikmeler için) trendsiz olarak yapılmaktadır. Gözlem sayısı sınırlı olduğu için, tahminler en çok "6" gecikmeli olarak yapılabilmektedir. Bütün regresyon modelleri, 1970-2002 dönemini kapsamaktadır. Tablo 1'de sırasıyla; Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Kriteri (SC) ve Lagrange Çarpımları (LM) Testi değerleri gösterilmektedir.

**Tablo 1. İthalat Talebi Eşitliğinin Gecikme Sayısının Seçimi için İstatistikler**

k	Deterministik Trendli			Deterministik Trendsiz		
	AIC	SC	LM(1)	AIC	SC	LM(1)
1	-1.301	-0.838	0.583	-1.069	-0.653	3.343
2	-1.155	-0.548	0.839	-0.998	-0.438	4.316
3	-1.902	-1.148	0.330	-1.195	-0.488	0.900
4	-1.743	-0.839	0.633	-1.467	-0.611	0.0008
5	-3.172	-2.116	0.198	-1.247	-0.239	9.035
6	-12.982	-11.772	26.000	-2.942	-1.781	240.988

Not: k, (2) numaralı modelin gecikme sayısını göstermektedir. AIC ve SC; Akaike ve Schwarz Bilgi Kriterleridir. LM değerleri de artıkların seri korelasyon testinden elde edilen LM istatistikleridir.

Tablo 1 incelendiğinde AIC ve SC değerlerine göre hem trendli ve hem de trendsiz yapılar da gecikme sayısı "6" olan modelin seçilmesi gerekmektedir. Ancak sınır testinin geçerliliği bakımından, artıklarda seri korelasyonun bulunmaması gerektiği için LM testi; gecikme sayısı "6" olan modellerin uygun olmadığını göstermektedir.

AIC değerleri ve LM testleri birlikte değerlendirildiğinde en uygun modelin, gecikme sayısı "5" olan trendli model olduğu anlaşılmaktadır.<sup>2</sup>

Tablo 2, (2) numaralı modelin; doğrusal trendli ve katsayılar kısıtlı, trendli ve katsayılar kısıtsız ve bir de trendsiz olarak üç farklı senaryo altında, ithalat talebi eşitliğinin uzun dönem ilişkisinin varlığının testi için yapılan tahminlerden elde edilen;  $F$  ve  $t$  istatistiklerinin değerlerini vermektedir.  $F_{IV}$  ve  $F_V$  sırayla; (2) numaralı modelde deterministik trendli olarak;  $\alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = 0$  ve  $\alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$  kısıtlamalarının testinden elde edilmektedir.

**Tablo 2. Uzun Dönem İthalat Talebi Modelinin Anlamlılık Testi için F ve t İstatistikleri**

<i>k</i>	Deterministik Trendli Model		
	$F_{IV}$	$F_V$	$t_V$
5	15.451 <sup>a</sup>	20.601 <sup>a</sup>	-6.409

Not: *k*; (2) numaralı modelde kullanılan gecikme sayısıdır.  $F_{IV}$ , (2) numaralı eşitlikteki, gecikmeli düzey değişkenlerinin ve trend teriminin katsayılarının sıfır kısıtlaması testi (Wald testi) ile elde edilen F istatistiğidir.  $F_V$ , (2) numaralı modeldeki gecikmeli düzey değişkenlerin katsayılarının sıfır kısıtlaması (Wald testi) ile elde edilen F istatistiğidir. (Yani (2) numaralı modelde deterministik trendli olarak;  $F_{IV}$ ,  $\alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = 0$  kısıtlamaları ile elde edilen F istatistiğidir.  $F_V$  ise;  $\alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$  kısıtlamaları ile elde edilen F istatistiğidir).  $t_V$ , (2) numaralı eşitliğin doğrusal deterministik trendli modelinin EKK yöntemi ile tahmininden elde edilen sonuçlardaki  $\ln M_{t-1}$ 'in katsayısının ( $\alpha_4$ )  $t$  değeridir. (<sup>a</sup>), 0.05 anlam düzeyinde ilgili istatistiğin; kritik üst sınır değerinden daha büyük olduğunu göstermektedir.

Sonuçların yorumlanabilmesi için Tablo 2'deki istatistiklerin; Pesaran'ın çalışmasında yer alan Tablo C1 ve C2 de verilen kritik değer sınırlarıyla karşılaştırılması gerekmektedir. (Bkz. Pesaran *et al.* 2001, T1-T5).

İlk olarak *sınır F* testini ele alalım.  $k = 5$  için;  $F_{IV}$  (15.451) ve  $F_V$  (20.601) istatistikleri; (0.05) düzeyinde sırayla (2.81, 3.76) ve (3.12, 4.25) olan kritik değer sınırlarını aşmakta dolayısıyla serilerin  $I(0)$ ,  $I(1)$  veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakılmaksızın uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bir başka anlatımla, bu sonuçlara göre hesaplanan F değerleri, trendli olarak sırayla (15.451) ve (20.601); %1 anlam düzeyindeki sırayla, (3.76) ve (4.25)'lik kritik sınır değerlerini aşmaktadır. Bu sonuç ithalatın ve onu belirleyen; Milli Gelir ve nispi fiyatların eşbütünleşik oldukları, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin bulunduğu anlamına gelmektedir.

İkinci olarak Tablo 2'de rapor edilen ' $t$ ' istatistiği;  $t_V$ ; (2) numaralı eşitliğin doğrusal trendli olarak EKK ile yapılan tahmindeki  $\alpha_4$  katsayısının  $t$  testi değerleridir. (Bkz. Tablo C2.v). Bu ' $t$ ' testi sonuçlarına göre,  $k = 5$  için  $t$  değeri; (-6.409) olup (-4.52) olan kritik değer sınırını aşmaktadır. Yani bu sonuca göre de serilerin  $I(0)$ ,  $I(1)$  veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakılmaksızın uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi trendli modelde reddedilmektedir.

<sup>2</sup> (2) numaralı modelin tahmininde, bütün değişkenler için aynı gecikme değerleri kullanılmıştır. Uygun gecikme sayılarının belirlenmesinde AIC, SC kriterleri ve LM test sonuçları esas alınmıştır.

Türkiye'nin ithalat talep fonksiyonunun kısıtsız hata düzeltme modelinin EKK ile tahmin edilen sonuçları Tablo 3'te verilmektedir.

**Tablo 3. Türkiye'nin İthalat Talep Fonksiyonunun Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli Tahmininin Sonuçları**

Değişkenler	Katsayılar	t istatistikleri
Trend	0.134	7.142*
Sabit	8.835	3.230**
$\Delta \ln Y_t$	0.501	3.807**
$\Delta \ln Y_{t-1}$	-0.824	-4.427*
$\Delta \ln Y_{t-2}$	-0.225	-1.361
$\Delta \ln Y_{t-3}$	-0.736	-2.521*
$\Delta \ln Y_{t-4}$	-0.192	-1.034
$\Delta \ln Y_{t-5}$	-0.166	-1.162
$\Delta \ln P_t$	-0.519	-5.756*
$\Delta \ln P_{t-1}$	1.295	4.027**
$\Delta \ln P_{t-2}$	0.678	5.697*
$\Delta \ln P_{t-3}$	1.037	5.088*
$\Delta \ln P_{t-4}$	0.407	3.614**
$\Delta \ln P_{t-5}$	0.324	2.264***
$\Delta \ln M_{t-1}$	1.552	4.532*
$\Delta \ln M_{t-2}$	0.611	2.044***
$\Delta \ln M_{t-3}$	1.592	6.575*
$\Delta \ln M_{t-4}$	0.519	1.801
$\Delta \ln M_{t-5}$	0.843	2.396**
$\ln M_{t-1}$	-2.229	-6.409*
$\ln Y_{t-1}$	0.838	3.995**
$\ln P_{t-1}$	1.505	-4.573*

Not: \* %1, \*\*%5, \*\*\*%10 anlam düzeyini göstermektedir. Bağımlı değişken;  $\Delta \ln M_t$ ' dir. Gözlem sayısı; 27, dönem; 1970-2002'dir.

Tahmin edilen uzun dönemli gelir esnekliği ve nispi fiyat esnekliği sırayla; 0.37 ve 0.67'dir. İthalat ve ihracat fiyat esnekliklerinin toplamı, -1.01 dir<sup>3</sup>. Bu katsayı (-1.01), parasal ve mali politikaların talebi etkilemek için kullanılabileceği anlamına gelmektedir. Gelir esneklik katsayısı; gelir ve ithalat arasında aynı yönlü bir ilişki olduğunu göstermektedir. Yani ekonomi büyüdükçe gelir artacak ve ithalat da artacaktır.

#### 4. Sonuç

Bu çalışmanın temel hedefi; Türkiye'nin 1970-2002 dönemine ilişkin ithalat talep fonksiyonunu, modeldeki değişkenler arasında bir uzun dönemli ilişkinin mevcut

<sup>3</sup> İhracat fiyat esnekliği;  $\Delta \ln X_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^k \beta_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \ln X_{t-i} + \beta_4 \ln X_{t-1} + \beta_5 \ln Y_{t-1} + \beta_6 \ln P_{t-1} + \beta_7 t_r + v_t$  eşitliğinden elde edilmiştir. Ayrıntılı bilgi yazarlardan elde edilebilir.

olup olmadığının belirlenmesi için daha sağlam bir tahmin yöntemi olan Pesaran *et al.* (2001)'in geliştirdiği sınır testi olarak isimlendirilen tahmin yöntemini kullanarak yeniden değerlendirmektedir. Bu çalışmada ele alınan dönem sınırlı olduğu için; Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990)'un yöntemleri gibi klasik eşbütünleşme tekniklerinin kullanılması; uzun dönem ithalat talebi davranışının elde edilmesinde güvenilir sonuçlar vermeyebilirdi. Bu nedenle, Pesaran *et al.* (2001)'in çok yakın yıllarda geliştirdiği sınır testi tekniği kullanılarak yapılan analizde; ithalat hacmi ile onu belirleyen etkenler olan gelir ve nispi fiyatların eşbütünleşik oldukları görülmüştür. Kısıtsız HDM'nin tahmininden elde edilen uzun dönem gelir ve nispi fiyat esneklikleri de sırayla 0.37 ve 0.67 olarak bulunmuştur. İhracat fiyat esnekliği (-1.01) dir.

Marshall-Lerner koşuluna göre; ithalat talebi ile ihracat talebinin fiyat esneklikleri toplamının '1' den büyük olması durumunda devalüasyon; uzun dönemde dış ticaret açıklarının kapatılmasında bir politika aracı olarak kullanılabilir. Bu durumda ekonomide istikrarlı bir döviz kuru piyasası mevcuttur. (Salvatore, 1995 : 485). Tahminlerden elde edilen sonuçlara göre; Türkiye'nin ithalat ve ihracat fiyat esneklik katsayılarının toplamı '1' den büyüktür.

Yukarıdaki belirtilen bulgulardan dış ticaret politikasına ilişkin bazı sonuçlar çıkarılabilir : *Bunlardan birincisi* Marshall-Lerner koşulunun, 1970-2002 döneminde Türkiye için geçerli olmasıdır. Yani nispi fiyatlar; ticaret akışının belirlenmesinde önemli rol oynamaktadır. Bu nedenle TL'nin devalüasyonunu destekleyen politikalar, Türkiye'nin dış ticaret dengesizliğinin düzeltilmesinde yardımcı politikalar olarak kullanılabilir. Ancak yeterli değildir. Çünkü Türkiye'nin mal ve hizmet ticareti dengesi sürekli açık vermektedir. Dengesizliğin giderilmesinde üretim ve ihracatın artırılmasının da çok önemli olduğu söylenebilir.

*İkinci olarak* tahmin edilen nispi fiyat esnekliği; ithalat hacminin ülke içi fiyatlardaki artışlara karşı duyarlı olduğunu göstermektedir. Böylece ülke içi enflasyon oranındaki artışlar karşısında döviz kuru yeterince değişmediği takdirde, ithalatın da artmasına neden olacaktır. Ayrıca, ticaret dengesizliğinin düzeltilmesinde kullanılan mali ve parasal politikalar; enflasyonu makul bir düzeyde tutulmasına da katkıda bulunabilir.

Elde edilen sonuçlardan *üçüncüsü* ithalat talebinin gelir esnekliği ile ilgilidir. Gelir artışının ithalatı da artırması nedeniyle elde edilen esneklik katsayısı ekonomik büyümenin, ticaret dengesi üzerinde negatif bir etkiye sahip olacağı anlamına gelmektedir. Bunun üstesinden gelebilmek için hükümet politikaları, özellikle yerli kaynaklara dayalı sanayiler başta olmak üzere, düşük ithal girdi kullanan yerli sanayilerin gelişmesini ve artmasını teşvik edici olmalıdır.

## Kaynaklar

- BARDSEN, G. (1989) Estimation of long run coefficient in error correction models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, pp. 345-350.
- DİE. (2001) *İstatistik Göstergeler*, 1923-1998.
- DPT. (2002) *Ekonomik ve Sosyal Göstergeler*, (1950-2001).
- . (2003) *Temel Ekonomik Göstergeler*.

- ENGLE, R.F. & GRANGER, C.V.J. (1987) Cointegration and Error Correction : Representantion, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, pp.251-276.
- GAFAR, J.S. (1988) The determinants of import demand in Trinidad and Tobago : 1967-1984, *Applied Economics*, 20, pp. 303-313.
- HOUTHAKKER, H.S. & MAGEE, S.P. (1969) Income and Price Elasticities in World Trade, *The Review of Economics and Statistics*, 51, pp. 111-125.
- JOHANSEN, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (1), pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.169-210.
- KREMERS, J.J.M., ERICSSON, N.L. & DOLADO, J. (1992) The power of cointegration tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 325-348.
- KUTLAR, A. & ŞİMŞEK, M. (2001) *Türkiye’de İthalat Talebinin Koentegrasyon Teknikleri ile Analizi : 1987(I)-2000(II)*, Çukurova Üniversitesi İ.İ.B.F. V. Ulusal Ekonometri Sempozyumu 20-22 Eylül 2001.
- MAH, J.S.. (2000) An empirical examination of the disaggregated import demand of Korea – the case of information technology products, *Journal of Asian Economics*, 11, pp. 237-244.
- PESARAN, H., SHIN, Y. & SMITH, R.J. (2001) Bound testing approaches to the analysis of long run relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp.289-326. (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1r1.pdf>)
- SALVATORE, D. (1995) *International Economics*, 5<sup>th</sup> Ed. Macmillian, New York.