

TÜRKİYE’NİN İHRACAT TALEBİ FONKSİYONUNUN SINIR TESTİ YÖNTEMİ İLE EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

THE COINTEGRATION ANALYSIS OF TURKEY’S EXPORT DEMAND FUNCTION BY BOUNDS TEST

Muammer ŞİMŞEK

Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet M.Y.O.

Cem KADILAR

Hacettepe Üniversitesi, İstatistik Bölümü

ÖZET: Bu çalışma, Türkiye’nin 1970’den 2002 yılına kadar olan 32 yıllık dönemini kapsayan yıllık verileri kullanarak yapılan ihracat talebinin ekonometrik analizini içermektedir. Çalışmada, ihracat talebi ile ihracat talebini belirleyen etkenler olan gelir ve nispi fiyatlar arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemek amacıyla Pesaran, ve öte. (2001)’in sınır testi yöntemi kullanılmıştır. Bu ampirik analizin sonucunda, ihracatla, gelir ve nispi fiyatların eşbütünlük oldukları görülmüştür. İhracat talebinin, gelir ve nispi fiyatlara göre tahmin edilen uzun dönem esneklikleri sırayla; 0.21 ve - 1.684 olarak bulunmuştur. İthalat ve ihracat fiyat esnekliklerinin toplamı birden büyüktür. (-1.01) Marshall-Lerner koşulu sağlanmaktadır. Bu sonuçlar; parasal, mali ve döviz kuru politikalarının halen mevcut olan aleyhteki ticaret dengesinin düzeltilmesinde yardımcı araçlar olarak kullanılabileceğini göstermektedir.

Anahtar kelimeler: İhracat talebi, Marshall-Lerner koşulu, birim kök, kısıtsız hata düzeltme modeli, eşbütünlük analizi, sınır testi, kritik sınır değerleri.

ABSTRACT: This study includes an econometric analysis of the export demand behaviour by using Turkey’s annual data that cover 32 years periods from 1970 to 2002. In the study, the ‘bounds test’ method of Pesaran et al (2001) was used to investigate the long run relationship between export demand, and its determinants, namely income and relative prices. As a result of this empirical analysis, it was demonstrated that export volume, income and relative prices were cointegrated. The estimated long term elasticities of export demand with respect to income and relative prices are 0.21 and -1.684, respectively. The sum of the elasticities of import and export demand exceeds one (-1.01) i.e., Marshall-Lerner condition holds. These results show that monetary, fiscal and exchange rate policies may be used as substitutive policies to correct unfavourable trade balance.

Keywords: Export demand, Marshall-Lerner condition, unit roots, unrestricted error correction model, cointegration, bounds test, critical value bounds.

1. Giriş

Gelişmekte olan ülkelerin döviz rezervleri kısıtlı olup bu ülkelerin ve uluslararası finansal piyasalardan mali kaynaklar elde etmesi güçtür. İhracat; enerji, yatırım malları ve ara malları gibi önemli ithalatın finansmanını sağlamak için gerekli olan kısıtlı döviz kaynaklarını elde ederek bir ülkenin büyüme sürecinde önemli bir rol oynamaktadır. Ancak uluslararası piyasalarda fiyat rekabeti giderek artmaktadır. Bu nedenle uluslararası piyasalardaki rekabette ve pazar payının artırılmasında milli paranın yabancı paralar karşısında değer kaybını takip eden politikalar, yani devalüasyonun etkileri ampirik analizlerle incelenmektedir.

Uluslararası ticaretin ekonometrik analizinde geleneksel olarak, fiyat esneklikleri geniş ölçüde kullanılmaktadır. Fiyat esneklikleri teoride ve pratikte tartışmasız önemlidir. Bununla birlikte gelir esneklikleri de büyüyen bir ekonomi için önem

taşımaktadır. Koşullar sabitken, bir ülkenin dış ticaret dengesinin yönü (pozitif veya negatif bakiye vermesi) zaman içinde o ülkenin ithalat talebinin gelir esnekliği ile dünyanın geri kalan (diğer) ülkelerinin her birinin ihracat talebinin gelir esnekliğine bağlıdır. İki ülkeli bir modelde ticaretin başlangıçta dengede olduğu varsayılırsa, her iki ülkede de fiyatlar sabit ve gelirin büyüme oranı aynıyken, bu ülkeler arasındaki ticaret dengesi zaman içinde, bu iki ülkenin karşılıklı olarak nispi gelir esneklikleri ile ihracatlarının farklılaşmasına bağlı olarak değişecektir. Böyle bir durumda bu iki ülkeden ithalat talebinin gelir esnekliği, kendi ihracatına olan dış talebin gelir esnekliğinden daha büyük olan ülke; ihracat artışından daha büyük bir ithalat artışı ile karşılaşacaktır. Yani dış ticareti açık verecektir. Eğer bu iki ülkenin nispi gelir esneklikleri yeteri kadar ters ise ve bu iki ülkeden ithalat talebinin gelir esnekliği büyük olan ülkenin iç geliri (milli geliri) nispeten yavaş büyüyorsa, bu ülke ödemeler dengesindeki açığı karşılamakta yetersiz kalacaktır. Kısaca gelir esnekliklerindeki eşitsizlikler, ödemeler dengesinin performansı ister çok kötü, isterse beklenenden çok daha iyi durumda olsun yine de önemlidir.

Diğer taraftan bir ülkenin ihracat talebinin fiyat ve gelir esnekliklerinin büyük olması da önemlidir. İhracat talebinin gelir esnekliği ne kadar yüksek olursa, ekonomik büyümede ihracat o kadar önemli rol oynayacaktır. Benzer şekilde fiyat esnekliği, ne kadar yüksek olursa o ülkenin uluslararası piyasalarda ihracatının rekabet gücü de o kadar artacaktır. Yani fiyat ve gelir esnekliklerinin yüksekliği ölçüsünde, ihracat gelirlerinin artırılmasında devalüasyon, yani milli paranın değer kaybını izleyen politikalar o kadar önemli rol oynayacaktır. Ayrıca bir ülkenin ihracat ve ithalat talep esneklikleri, bu ülkenin dış ticaret dengesi bakımından döviz kurundaki dalgalanmaların değerlendirilmesinde de önemli parametrelerdir.

Devalüasyonun dış ticaret dengesini (ihracat ve ithalatı) nasıl etkilediğini inceleyen literatür ikiye ayrılabilir: Kreinin (1967), Khan (1974), Warner ve Kreinin (1983), Bahmani-Oskooee (1986), Bahmani-Oskooee (1998) Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998), Marquez ve McNeilly (1988), Marquez (1990), Reinhart (1995), Panagariya, ve öte. (1996), Senhadji ve Montenegro (1998), Senhadji ve Montenegro (1999) ve Boyd, ve öte. (2001) devalüasyonun ticaret dengesi üzerinde önemli etkiye sahip olduğu sonucunu elde etmişlerdir.

Buna karşılık ikinci grupta yer alan çalışmalar devalüasyonun ticaret dengesini etkilemediğini belirtmektedir. Bunlara örnek olarak; Rose (1990, 1991), Ostray ve Rose (1992) devalüasyonun ticaret dengesi üzerinde genellikle anlamlı bir etkiye sahip olmadığını belirten çalışmalara örnek verilebilir. Rincon (1998), ise kesin olmayan sonuçlar elde etmiştir.

Coşar (2002) Türkiye'nin ihracat talebini analiz etmiştir. Coşar (2002) çalışmasında, Türkiye'nin toplam ihracat talebinin gelir esnekliğini kısa ve uzun dönem için yüksek (esnek) bulmuştur. Coşar bunun, Türkiye'nin ticaret ortaklarının ekonomilerindeki büyümenin, Türkiye'nin ihracatını istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olarak etkilediği anlamına geldiğini belirtmektedir. Buna karşılık Türkiye'nin toplam ihracat talebinin fiyat esnekliğini, kısa ve uzun dönem için düşük bulmuştur. Coşar'a göre bu bulgu, ihracat artışı teşvik için uygulanan döviz kuru politikalarının başarılı olmadığını belirten hipotezi desteklediği anlamına gelmektedir. Coşar bu nedenle, Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde ihracat artışının; fiyat değişimlerinden çok, yabancı talep, üretim kapasitesi, verimlilik, ihraç mallarının dönüşümü gibi faktörlere daha fazla bağlı olduğunu belirtmektedir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'nin ihracat talebinin fiyat ve gelir esnekliklerinin, dış ticaret dengesi üzerindeki etkisini ortaya koymaktır. Bu amaçla çalışmada, izleyen bölümde analizde kullanılan yöntem ve veriler anlatılmaktadır. Üçüncü bölümde analizin sonuçları verilmektedir. Dördüncü bölümde çalışma sonuçlandırılmaktadır.

2. Model, Yöntem ve Veriler

Bu çalışmada, ihracat talebi fonksiyonu için aşağıdaki Houthakker ve Magee'nin (1969: 111-125) kullandığı model esas alınmıştır:

$$\ln X_t^* = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln P_t + v_t \quad (1)$$

Burada; X_t^* , ihracat talebinin miktarını; Y_t , reel GSYİH'yı; P_t , Türkiye'nin ihracat fiyat indeksi ile dünya ihracat fiyat düzeyinin oranını göstermektedir.

Kremers ve öte. (1992) sınırlı bir döneme ilişkin verileri kapsayan istatistiksel analizlerde, $I(1)$ olan değişkenler arasında eşbütünsellik ilişkisi olmayabileceğini belirtmektedir. Yine Mah (2000) de hata düzeltme modelinin; Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990) yöntemleri kullanılarak yapılan ve sınırlı bir döneme dayalı verilerden elde edilen sonuçların güvenilir olmadığını belirtmektedir. Bu nedenle Türkiye'nin sınırlı gözleme sahip olan (32 gözlem) ihracat talebi fonksiyonunun eşbütünleşme analizi; kısıtsız HDM'ne dayalı olan Pesaran ve öte. (2001)'in '*sınır testi*' yaklaşımı kullanılarak yapılacaktır. Bu teste göre incelenen bağımsız değişkenlerin; $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakılmaksızın, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi altında; F istatistiğinin asimptotik dağılımı standart F dağılımına uymamaktadır.

Bu yöntem; 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 değişkenlerin, $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakılmaksızın uygulanabilmektedir. İkincisi ise bu yöntem, az sayıda gözleme sahip olan verilerle de sağlam sonuçlar vermektedir.

Bu çalışmada ihracat talebi fonksiyonu ile diğer değişkenlerin eşbütünsellik ilişkisi, aşağıdaki kısıtsız hata düzeltme modeline dayanan sınır testi yöntemi ile tahmin edilmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \beta_0 + \sum_{i=0}^k \beta_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \ln X_{t-i} + \beta_4 \ln X_{t-1} \\ & + \beta_5 \ln Y_{t-1} + \beta_6 \ln P_{t-1} + \beta_7 t_t + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

Yukarıdaki eşitlikte; $\Delta \ln X_t$, Türkiye'nin önemli dış ticaret ortaklarına yaptığı toplam ihracatın miktarını; $\Delta \ln Y_t$, Türkiye'nin ticaret ortaklarının ağırlıklı reel GSYİH larının toplamını ve $\Delta \ln P_t$, nispi fiyatları (Türkiye'nin ihracat fiyat indeksi/Dünya ihracat fiyat indeksi) temsil eden serilerin logaritmalarının ilk farklarıdır. t_t , trend

terimini, v_t , seri korelasyonu olmayan hata terimini ve t de dönemi göstermektedir.¹ 1970–2002 dönemini kapsayan yıllık veriler DPT, DIE, IMF ve Dünya Bankası kaynaklarından alınmıştır. Kullanılan seriler GSYİH deflatörü ile reel hale getirilmiştir.

Bu çalışmada kullanılan verilerden X_t ; Türkiye'nin ticaret ortaklarına yaptığı toplam ihracat hacmini 'milyon ABD doları' olarak göstermektedir. Nominal ihracat (\$), ihracat fiyat endeksi (\$) ile (1995 = 100) ile reel hale getirilmiştir. Yani; $X_t = \{ \text{Nominal ihracat } (\$) / \text{ihracat fiyat endeksi } (\$) \}$. 100 olmaktadır. Nominal ihracat (\$) serisi; DPT, Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, 1950-2004'den; ihracat fiyat endeksi (\$) serisi de, DIE, İstatistik Göstergeler ile DPT, E-S Göstergeler, 1950-2002'den alınmıştır.

Dünya Bankası'nın veri tabanından alınan verilerden elde edilen Y_t serisi; Türkiye'nin ticaret ortaklarının ağırlıklı GSYİH'larını göstermektedir. Seri 'milyon ABD doları' ile ölçülmektedir ve dolar cinsinden GSYİH deflatörü (1995 = 100) ile reel hale getirilmiştir. Y_t serisi, aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır:

$$Y_t^* = \sum_{i=1}^n \Phi_t^i (Y_t^i - x_t^i)$$

Burada; Y_t^i t yılında Türkiye'nin i inci ticaret ortağının nominal GSYİH'sını, x_t^i , Türkiye'nin bu ticaret ortağına t yılında yaptığı nominal ihracatı ve Φ_t^i , bu ticaret ortağının Türkiye'nin toplam ihracatındaki payını temsil etmektedir.

P_i ; nispi fiyat değişkenidir. Her ikisi de dolar cinsinden olan; Türkiye'nin ihracat fiyat endeksinin (1995 = 100) dünya ihracat fiyat endeksinin (1995 = 100) bölünmesi ile elde edilmiştir. Birincisi, DPT; ikincisi ise IMF, Financial Statistics Yearbook dan alınmıştır.

Sınır testi aşağıdaki gibi uygulanmaktadır: (2) numaralı ihracat 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 $\ln X_{t-1}$, $\ln Y_{t-1}$ 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

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0, & \quad H_0 : \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0, \\ H_A : \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq 0 & \quad \text{ve} \quad H_A : \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq 0 \end{aligned}$$

olarak yazılabilir.

Herhangi bir anlam düzeyinde (burada $\alpha=0.05$ için) F istatistiği; eğer alt ve üst sınırlardan oluşan kritik sınır değerlerinin dışında ise, o zaman bağımsız değişkenlerin bütünlüşme derecesini hesaba katmaksızın kesin bir yorum

¹ Bu çalışmada Türkiye'nin ticaret ortakları olarak son yıllarda Türkiye'nin ihracatının yaklaşık yüzde 55'ini kapsayan; Almaya, ABD, İngiltere, İtalya, Fransa, İspanya, Hollanda ve İsviçre'nin verileri kullanılmıştır.

yapılabilmektedir. Örneğin F istatistiği; eğer kritik üst sınır değerinden daha büyükse, o zaman eşbütünsellik ilişkisi (uzun dönemli ilişki) bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Buna karşılık F istatistiği eğer kritik alt sınır değerinden daha küçükse, bu durumda da sıfır hipotezi kabul edilmektedir.

F istatistiğinin kritik sınırların arasında kalması durumunda kesin bir yorum yapılamamaktadır. Bu durumda herhangi bir sonuca varılmadan önce, bağımsız değişkenlerin bütünleşme derecelerinin ($I(0)$, $I(1)$) bilinmesi gerekmektedir.

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; $k = 1, 2, \dots, 5$ gecikmeleri için doğrusal bir zaman trendi dahil edilerek, ikincisi ise aynı gecikmeler için trendsiz olarak yapılmaktadır. Gözlem sayısı az olduğu için en çok 5 gecikme değeri kullanılabilmiştir. Bütün regresyon modelleri, 1970-2002 dönemini kapsamaktadır. Tablo 1'de sırasıyla; Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Kriteri (SC) ve Lagrange Çarpanı (LM) Testi değerleri gösterilmektedir.

Tablo 1. İhracat Talebi Eşitliğinin Gecikme Sayısının Seçimi için İstatistikler

k	Deterministik Trendli			Deterministik Trendsiz		
	AIC	SC	LM(1)	AIC	SC	LM(1)
1	-0.575	-0.099	4.997	-0.405	0.022	2.146
2	-0.637	-0.013	1.682	-0.285	0.290	0.285
3	-0.591	-0.183	0.687	-0.035	0.690	5.023
4	-0.670	0.255	9.343	-0.484	0.392	3.582
5	-1.777	-0.697	0.552	-1.097	-0.066	0.117

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 hem de trendsiz yapılarda gecikme sayısı "5" olan modelin seçilmesi gerekmektedir. Ancak sınır testinin geçerliliği bakımından en önemli varsayım artıklarda seri korelasyonun bulunmaması gerektiğidir ve LM testine göre gecikme sayısı "3" olan trendli modelin de bu açıdan uygun bir model olduğu anlaşılmaktadır.²

Tablo 2'de; doğrusal trendli ve katsayılar kısıtlı, trendli ve katsayılar kısıtsız ve bir de trendsiz olarak üç farklı durumda; (2) numaralı eşitlikteki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için yapılan tahminlerden elde edilen F ve t istatistiklerinin değerleri verilmektedir. F_{IV} ve F_V istatistikleri sırayla; (2) numaralı modelde deterministik trendli olarak; $\beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$ ve $\beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$ kısıtlamalarının testinden elde edilmektedir.

² (3) numaralı modelin tahmininde, bütün değişkenler için aynı gecikme sayısı kullanılmıştır. Uygun gecikme sayılarının belirlenmesinde AIC, SC kriterleri ve LM test sonuçları esas alınmıştır.

Tablo 2. Uzun Dönem İhracat Talebi Eşitliğinin Anlamlılık Testi için F ve t İstatistikleri

k	Deterministik Trendli		
	F_{IV}	F_V	t_V
3	12.107 ^a	5.119 ^a	-2.936

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 eşitliğin deterministik trendli olarak; F_{IV} , $\beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$ kısıtlamaları ile elde edilmiştir. F_V ; ise; $\beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$ kısıtlamaları ile elde edilmiştir). t_V , (2) numaralı eşitliğin doğrusal deterministik trendli olarak EKK yöntemi ile tahmininden elde edilen $\ln X_{t-1}$ 'in katsayısının (β_4) t değeridir. (^a), 0.05 anlam düzeyinde ilgili istatistiğin; kritik üst sınırı değerinden daha büyük olduğunu göstermektedir.

Sonuçların yorumlanabilmesi için Tablo 2'deki istatistiklerin; Pesaran'ın çalışmasında yer alan Tablo C1 ve C2 de verilen kritik sınır değerleriyle karşılaştırılması gerekmektedir. (Bkz. Pesaran, ve öte.. 2001, T1-T5).

İlk olarak *sınır F* testini ele alalım. Trendli modelde $k = 3$ için F_V , (5.119) istatistiği; (0.05) anlam düzeyinde (4.01, 5.07) olan kritik sınır değerinin üstündedir. Yine $k = 3$ için trendli modelde; F_{IV} (12.107) istatistiği; (0.05) anlam düzeyinde (3.38, 4.23) olan kritik sınır değerinin üstündedir. Dolayısıyla, bu serilerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakılmaksızın uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi, hem F_{IV} (12.107) ve hem de F_V (5.119) değeri için reddedilmektedir. *Bu sonuç, ihracat talebi ile diğer değişkenlerin eşbütünleşik oldukları, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğu anlamına gelmektedir.*

İkinci olarak Tablo 2'de rapor edilen 't' istatistiği yani t_V ; Tablo 2'de (2) numaralı eşitliğin doğrusal trendli olarak EKK ile tahmininden elde edilen b_4 katsayısının 't' testi değeridir.³ 't' testi sonuçlarına göre, trendli modelde $k = 3$ için t_V ; (-2.936) değeri kritik sınır değerinden küçüktür ve sıfır hipotezi 't' testine göre reddedilmemektedir.

Test sonuçları toparlanacak olursa, F testlerinden elde edilen sonuçlar; ihracat talebi ile fiyat endeksi ve gelir değişkenlerinin eşbütünleşik olduklarını, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. (2) numaralı eşitliğin kısıtsız hata düzeltme modelinin EKK ile tahmin edilen sonuçlar Tablo 3'te verilmektedir.

Tablo 3. Türkiye'nin İhracat Talep Fonksiyonunun Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmin Edilen Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	t istatistiği
Sabit	-6.418	1.568
Trend	0.097	3.710*
$\Delta \ln Y$	-0.112	-2.320**
$\Delta \ln Y - 1$	0.022	0.129

³ Bkz. Pesaran, ve öte. (2001) çalışmasındaki Tablo C2.v.

Değişkenler	Katsayılar	t istatistiği
$\Delta \ln Y_{-2}$	-0.038	-0.346
$\Delta \ln Y_{-3}$	-0.010	-0.185
$\Delta \ln P$	-2.715	-3.116*
$\Delta \ln P_{-1}$	0.384	-0.356
$\Delta \ln P_{-2}$	0.038	0.049
$\Delta \ln P_{-3}$	0.559	1.292
$\Delta \ln X_{-1}$	0.093	0.323
$\Delta \ln X_{-2}$	0.100	0.848
$\Delta \ln X_{-3}$	0.267	1.428
$\ln X_{-1}$	-0.945	-2.936*
$\ln Y_{-1}$	-0.199	-0.841
$\ln P_{-1}$	-1.592	-1.774

Not: * %1, **%5, ***%10 anlam düzeyidir. Bağımlı değişken; $\Delta \ln X_t$ dir. Gözlem sayısı; 26, dönem; 1975-2000 dir.

Tahmin edilen kısıtsız HDM'den; uzun dönem esneklikleri şöyle elde edilmektedir: Negatif işaretle çarpılan bir gecikmeli bağımsız değişkenlerin katsayısı; yine bir gecikmeli olan (t-1) bağımlı değişkenin katsayısına bölünmektedir. Yani uzun dönem nispi fiyat ve gelir esneklikleri sırasıyla; $-(\beta_6/\beta_4)$ ve $-(\beta_5/\beta_4)$ 'den elde edilmektedir. (Bardsen, 1989) Buna göre Türkiye'nin ihracat talebinin uzun dönem fiyat ve gelir esneklikleri sırayla: -1.684 ve 0.21'dir. Bu sonuçlar Türkiye'nin ihracatının, Türkiye'nin ticaret ortaklarının gelirlerinden çok nispi fiyatlardan etkilendiğini göstermektedir. Bir başka anlatımla milli paranın yabancı paralar karşısında değer kaybına dayanan politikalar, yani devalüasyon Türkiye'nin dış ticaret dengesini etkilemektedir.

Diğer yandan Türkiye'nin ithalat talebinin gelir esnekliği (0.37) dir ve kendi ihracatına olan talebin (yabancı) gelir esnekliğinden (0.21) daha büyüktür.⁴ Bu bulgu Türkiye'nin ihracat artışından daha büyük bir ithalat artışı ile karşı karşıya olduğu, bir başka anlatımla dış ticaretinin açık verdiği anlamına gelmektedir.

4. Sonuç

Bu çalışmanın temel hedefi; Türkiye'nin 1970-2002 dönemine ilişkin ihracat talep fonksiyonunu, yani modeldeki değişkenler arasında bir uzun dönemli ilişkinin mevcut olup olmadığını, daha sağlam bir tahmin yöntemi olan Pesaran, ve öte. (2001)'in geliştirdiği ve 'sınır testi' olarak isimlendirilen tahmin yöntemini kullanarak belirlemektir. Bu çalışmada ele alınan dönem sınırlı olduğu için; Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990)'un yöntemleri gibi klasik eşbütünleşme teknikleri kullanılarak elde edilen bulgular güvenilir olmayan sonuçlar verebilirdi. Bu nedenle, Pesaran, ve öte. (2001)'in çok yakın yıllarda geliştirdiği ve daha sağlam sonuçlar veren sınır testi tekniği kullanılarak yapılan analizde; ihracatla onu belirleyen etkenler olan nispi fiyatlar ve gelirin eşbütünleşik oldukları görülmüştür. Kısıtsız HDM'nin tahmininden elde edilen uzun

⁴ Türkiye'nin İthalat talebinin gelir esnekliği, bu çalışmanın paraleli olan Şimşek ve Kadılar (2004) çalışmasında (0.37) olarak bulunmuştur.

dönem gelir ve nispi fiyat esneklikleri de sırayla 0.21 ve -1.684 olarak bulunmuştur. Bir başka çalışmada elde edilen ithalat fiyat esnekliği (0.67)'dir⁵.

Marshall-Lerner koşuluna göre; ithalat talebi ile ihracat talebinin fiyat esneklikleri toplamının '1' veya daha büyük olması durumunda milli paranın yabancı paralar karşısında değer kaybına dayalı politikalar; uzun dönemde dış ticaret açıklarının kapatılmasında bir politika aracı olarak kullanılabilir. Tahminlerden elde edilen sonuçlara göre de; Türkiye'nin ithalat ve ihracat fiyat esneklik katsayılarının toplamı (1.01) olup, '1'den büyüktür. Bu sonuçlar Marshall-Lerner koşulunun, 1970-2002 döneminde Türkiye için sağlandığını göstermektedir. Yani nispi fiyatlar; ticaret akışının belirlenmesinde önemli rol oynamaktadır. Bu nedenle TL'nin yabancı paralar karşısında değer kaybını destekleyen politikalar, Türkiye'nin dış ticaret dengesizliğinin düzeltilmesinde etkilidir.

Referanslar

- BAHMANI-OSKOOEE, M. (1986). Determinants of international trade flows: the case of developing countries. *Journal of Development Economics*, 20, 107-23.ss.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. (1998). Cointegration approach to estimate the long-run trade elasticities in LDCs, *International Economic Journal*. 12 (3), 89-96.ss.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. ve NIROOMAND, F. (1998). Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition revisited. *Economics Letters*, 61, 101-9.ss.
- BARDSEN, G. (1989). Estimation of long run coefficient in error correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 345-350.ss.
- BOYD, D., CAPORALE, G.M. ve D SMITH, R. (2001). Real exchange rate effects on the balance of trade: cointegration and the Marshall-Lerner condition. *International Journal of Finance and Economics*, 6, 187-200.ss.
- COŞAR, E.E. (2002). Price and income elasticities of Turkish export demand: a panel data application. *Central Bank Review*, 2, 19-53.ss.
- DİE. (2003). *İstatistik Göstergeler, (1923-2002)*.
- DPT. (2004). *Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, (1950-2003)*.
- ENGLE, R.F. ve GRANGER, C.V.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*. 55, 251-76.ss.
- IMF(2002). *Financial Statistical Yearbook*.
- JOHANSEN, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1), 231-54.ss.
- JOHANSEN, S. ve JUSELIUS, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.ss.
- KHAN, M. (1974). Import and export demand in developing countries. *IMF Staff Papers*, 21, 678-693.ss.
- KREININ, E.M. (1967). Price elasticities in international tradet. *Review of Economics and Statistics*, 49, 510-16.ss.
- KREMERS, J.J.M., ERICSSON, N.L. ve DOLADO, J. (1992). The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 325-348.

⁵ Türkiye'nin İthalat talebinin fiyat esnekliği, bu çalışmanın paraleli olan Şimşek ve Kadılar, (2004) çalışmasında (0.67) olarak bulunmuştur.

- MAH, J.S. (2000). An empirical examination of the disaggregated import demand of Korea – the case of information technology products. *Journal of Asian Economics*, Vol.11, 237-244.ss.
- MARQUEZ, J. ve MCNEILLY, C. (1988). Income and price elasticities for exports of developing countries. *Review of Economics and Statistics*, 70, 306-14.ss.
- MARQUEZ, J. (1990). Bilateral trade elasticities, *Review of Economics and Statistics*, 72, 70-77.ss.
- OSTRAY, J. ve ROSE, A. (1992). An empirical evaluation of the macroeconomic effects of tariffs. *Journal of International Money and Finance*, 11, 63-79.ss.
- PANAGARIYA, A. SHAH, S. ve MISHRA, D. (1996). Demand elasticities in international tradet: Are they really low?. *The World Bank Policy Research Working Paper*. 1712.
- PESARAN, H., SHIN, Y. ve SMITH, R.J. (2001). Bound testing approaches to the analysis of level relationships. *University of Cambridge, Revised – DAE Working Paper No. 9907*. (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1r1.pdf>)
- REINHART, C. (1995). Devaluations, relative prices, and international trade. *IMF Staff Papers*, 42, 290-312. ss.
- RINCON, H.C. (1998). Testing the short-and-long-run exchange rate effects on trade balance:the case of Columbia, <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra120.pdf>
- ROSE, A. (1990). Exchange rates and the trade balance: some evidence from developing countries. *Economic Letters*, 34, 271-75. ss.
- . (1991). Role of exchange rates in a popular model of international trade: does the ‘Marshall-Lerner’ condition hold?. *Journal of International Economics*, 30, 301-16. ss.
- SENDHADJI, A.S. ve MONTENEGRO, C.E. (1998). Time series analysis of export demand equation : a cross-country analysis. *IMF Working Papers*, 98/149.
- . (1999). Time series analysis of export demand equation: a cross-country analysis. *IMF Staf Papers*, 46(3), 259-273. ss.
- ŞİMŞEK, M. ve KADILAR, C. (2004). Türkiye’nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünleşme Analizi : 1970-2002. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5 (1) 35-42. ss.
- WARNER, D. ve KREININ, E.M. (1983). Determinants of international trade flows. *Review of Economics and Statistics*, 65, 96-104. ss.
- WORLD BANK *Database*.