

GÜMRÜK BİRLİĞİ SONRASI TÜRKİYE’NİN İHRACAT FONKSİYONUNUN TAHMİNİ

Cengiz AKTAŞ*

Veysel YILMAZ**

ÖZET

Gelişmekte olan ülkelerin ekonomik performanslarını etkileyen önemli faktörlerden birisi ihracattır. Bilindiği gibi Gümrük Birliği Türkiye’nin ihracat ve ithalatını önemli bir biçimde etkilemektedir. Bu çalışmada Türkiye’nin Gümrük Birliği’ne girdikten sonraki 1996-2005 dönemindeki aylık verilerle Türkiye’nin ihracat fonksiyonunun tahmini yapıldı. Çoklu doğrusal regresyon modellerine ihtiyaç duyulan bu tip ekonometri çalışmalarında, parametre tahminlerinin beraberinde getirdiği problemlerden biri de zaman serisi verilerinde durağanlık sorunudur. Çalışmada önce durağanlığın belirlenmesi için ADF ve Phillips-Perron birim kök testi yapıldı. Birim kök testi sonuçlarına göre tüm serilerin birinci farklarında durağan oldukları görüldü. Johansen’ın Eşbütünleşme testi sonuçlarıyla da ihracat fonksiyonunun uzun dönemli tahminler için kullanılabileceği sonucuna ulaşıldı.

Anahtar Sözcükler:Gümrük Birliği, Birim Kök, Eşbütünleşme, İhracat Fonksiyonu

THE ESTIMATE OF TURKEY’S EXPORTS FUNCTION AFTER FROM CUSTOM UNION

ABSTRACT

Export is one of the important factors that affect developing countries’ economic performance. It is a well known fact that customs union affects Turkey’s exports and imports significantly. This paper examined the estimation of Turkey’s export function, after entering the customs union, by using monthly export data for the period of 1996-2005. In this type of econometric studies, where multiple linear regression models are utilized, the problem of stationarity in time series of parameters’ estimation is a common one. In current study, Unit Root Test of Phillips-Perron and ADF test were utilized in order to investigate the stationarity problem. Results of the tests revealed that all series are stationarity in their first differences. Furthermore, the results of Johansen’s cointegration analysis affirmed that export function can be used for the long run estimation purposes.

Keywords: Custom Union, Unit Root, Cointegration, Exports Function

*Yrd.Doç.Dr., Eskişehir Osmangazi Ünv. Fen-Ed.Fak. İstatistik Böl. Eskişehir.

**Doç.Dr., Eskişehir Osmangazi Ünv. Fen-Ed.Fak. İstatistik Böl. Eskişehir.

1. GİRİŞ

Ekonomi literatüründeki en kapsamlı konulardan biri “hızlı ve istikrarlı bir ekonomik kalkınma (büyüme) sürecinin nasıl gerçekleştirilebileceği” ile ilgilidir. Gelişmekte olan ülkelerin döviz rezervleri kısıtlı olup bu ülkelerin uluslar arası finansal piyasalardan mali kaynaklar elde etmesi güçtür. İhracat; enerji, yatırım, malları ve ara malları gibi önemli ithalatın finansmanını sağlamak için gerekli olan kıt döviz kaynaklarını elde ederek bir ülkenin büyüme sürecinde önemli bir rol oynamaktadır (Şimşek ve Kadılar, 2005: 1).

İhracatın ekonomik büyümeyi pozitif etkilediği görüşünün temelinde yatan nedenleri dört maddede toplamak mümkündür:

a)İhracattan elde edilen döviz geliri, ekonominin üretim imkanlarını artıracak sermaye mallarını ithal etmeyi kolaylaştırır.

b)İhracat, ölçek ekonomilerinden yararlanma imkanı verir. Buna göre üretimin dış pazarlara yönelik olarak yapılması iç piyasa darlığını ortadan kaldırmakta ve üretim tesisleri optimum teknik kapasite ile korunabilmektedir.

c)İhracat, dış rekabetin işletmeler arasındaki rekabeti artırarak ekonomide etkinliği artırmaktadır. Buna göre dış rekabet işletmeleri sürekli yeni ürünler yaratmaya, kaliteyi yükseltecek ve fiyatları düşürecek yöntemler bulmaya zorlanmaktadır.

d)Dış rekabet teknolojik gelişmeyi hızlandırarak ekonomik büyümenin ivme kazanmasını sağlamaktadır (Saatcioğlu ve Karaca, 2004:31).

Son yıllarda ülkemizi yakından ilgilendiren en önemli konulardan biri de, ekonomik alanda yaşanan küreselleşme ve bunun sonucu olan Avrupa Birliği’dir (AB). AB’ne ilk adım ise Gümrük Birliği (GB) süreciyle başlamaktadır.

Dünya küreselleşme eğilimlerinin arttığı, global politikaların yoğunluk kazandığı bir dönemi yaşamaktadır. Günümüzde ülkelerin kendi sınırları içerisinde tek başlarına ekonomik, siyasal ve sosyal faaliyetlerini sürdürmeleri pek mümkün görünmemektedir. Dünya ülkeleri hızla ekonomik bütünleşmeye doğru gitmektedirler (Tercan,1998:1). Uluslar arası ekonomik birleşme “Dünyanın belirli bir bölgesinde birbiriyle yakın ilişkide bulunan ülkelerin başta ticaret olmak üzere aralarındaki ekonomik ilişkileri serbestleştirmek yoluyla bir beraberlik oluşturmasıdır.” Dünya ülkelerinin temel amaçlarından biri, uluslar arası ticaretin serbestleştirilmesidir. Dış ticareti serbestleştirmek isteğinin sebebi; dış ticaret hacmini genişletmek, yani gittikçe daha fazla ihracat ve ithalat yapmaktır.

Türkiye’nin GB’ne girdikten sonra yapılan çalışmalardan bazıları şöyledir: GB’nden sonraki ilk çalışmalardan birini Demir ve Temur (1998) yapmışlardır. GB’nin ilk iki yılını değerlendirdikleri çalışmada, statik etkiler açısından GB’nin Türkiye’nin

lehine ya da aleyhine olduğunu kesin olarak söylemek mümkün değildir sonucunu elde etmişlerdir. Soğuk ve Uyanusta (2004), Uyar (2000) ve Uyar (2001), GB'nin Türkiye ekonomisi üzerine etkilerini teorik olarak incelemişlerdir. Akgündüz (2005), GB öncesi ve sonrasında Türkiye ile AB ülkeleri arasındaki ithalat ve ihracat ilişkilerini incelemiş ve GB'nin ekonomik bağlamda Türkiye'nin lehine olduğunu ifade etmiştir. GB'ne girişten sonra AB ülkelerinin Türkiye'den ithalat taleplerinin belirgin bir şekilde artması, ticari dengenin ilerleyen yıllarda gittikçe Türkiye'nin lehine gelişebileceği sonucuna ulaşmıştır.

Soğuk (2002)'de yaptığı çalışmada, GB'nin Türkiye ekonomisine etkilerini araştırmıştır. Çalışmada Türkiye ile AB arasındaki dış ticaret rakamları değerlendirildiğinde GB sonrasında ticaretin, ithalat lehine bir dağılım gösterdiği saptanmıştır. Ayrıca bu çalışmada teknolojiye dayanan üretim ve nitelikli işgücü yaratarak GB'nin istihdam üzerinde dengeleyici bir etki yaratacağı belirtilmiştir. Yine TÜSİAD (2003), GB'nin dış ticaret üzerindeki etkilerini incelemiştir. Bu çalışmaya göre, GB'nin Türkiye'nin toplam ticaret hacmini arttırıcı bir etkisi olduğu, iddia edildiği gibi GB sonucu Türkiye'nin dış ticaret açığının büyümediğidir. Çalışmada AB'nin Türkiye'nin dış ticaretinde her zaman çok önemli bir paya sahip olduğu, bu oranın GB öncesi %48 gibi iken, GB sonrası da aynen devam ettiği ve %50 oranına ulaştığı vurgulanmıştır. Seki (2005), GB'nin Türkiye'nin net ihracatı üzerine yaptığı çalışmada, Türkiye'nin dış ticaretinde yapısal değişimlerin olduğunu, ticaret hacminin artması ve özellikle GB'nin ilk yıllarında ithalatın ihracattan daha hızlı artması nedeniyle net ihracatın da azaldığını ifade etmiştir. Ayrıca Aktaş ve Güven (2003), GB sonrasında Türkiye'nin ithalat fonksiyonu katsayılarındaki değişimini incelemişler ve GB'ne girişin Türkiye'nin ithalat fonksiyonu katsayılarında anlamlı bir değişime sebep olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Erzan ve Filiztekin (1997) yaptıkları çalışmada, GB'ne girilmesiyle beraber küçük ve orta ölçekli firmaların GB'den daha fazla etkileneceklerini ifade etmektedirler. Yine Erzan, Filiztekin ve Zenginobuz (2002), Türkiye'nin GB ile bütünleşmedeki etkilerini incelemişler ve ithalatın Türkiye'nin üretimi üzerinde etkili olduğu sonucunu bulmuşlardır.

Yukarıda ifade edilen çalışmalardan da görüldüğü gibi GB, ülkelerin ithalat ve ihracatlarını oldukça etkilemektedir. Bu nedenle, Türkiye'nin Gümrük Birliği'ne girdikten sonraki 1996-2005 dönemdeki aylık veriler yardımıyla, ihracat fonksiyonunun tahmin edilmesi, bu denklemin uzun dönemli tahminler için kullanılıp kullanılmayacağını araştırılması ve ihracatı etkileyen en önemli değişkenin belirlenmesi, çalışmanın amacını oluşturacaktır.

2. MODEL ve VERİ SETİ

Değişkenler arası ilişkileri incelemede en çok kullanılan istatistik yöntemlerinden biri regresyon analizidir. Regresyon analizi çözümüne başlamadan yapılması gereken değişkenlerin niteliklerinin bilinmesi ve bağımlı değişken ile bağımsız değişkenin en

iyi şekilde tayin edilmesidir. Regresyon analizinin kullanım amacı istatistikte kullanılan diğer model yapılandırma teknikleriyle aynıdır. En az değişkeni kullanarak en iyi uyuma sahip olacak şekilde bağımlı (sonuç) değişkeni ile bağımsız değişkenler kümesi (açıklayıcı değişkenler) arasındaki ilişkiyi tanımlayabilen modeli kurmaktır.

Çalışmada ihracat modeli¹ olarak aşağıdaki eşitlik kullanılmıştır:

$$y_i = b_0 + b_1 * İTHAL + b_2 * USD + u_i \quad (1)$$

Sözkonusu modelde

y=İHRAC:İhracat Değeri (Milyon \$),

İTHAL : İthalat Değeri (Milyon \$),

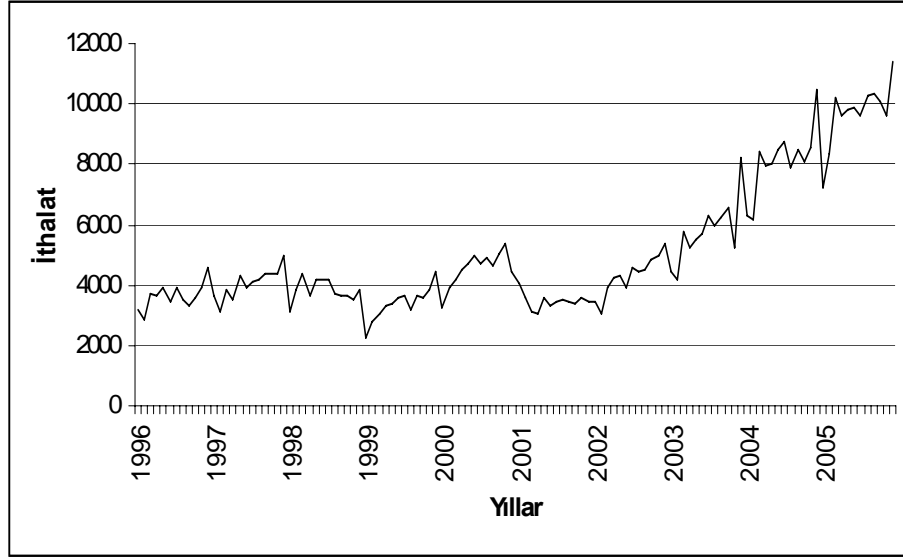
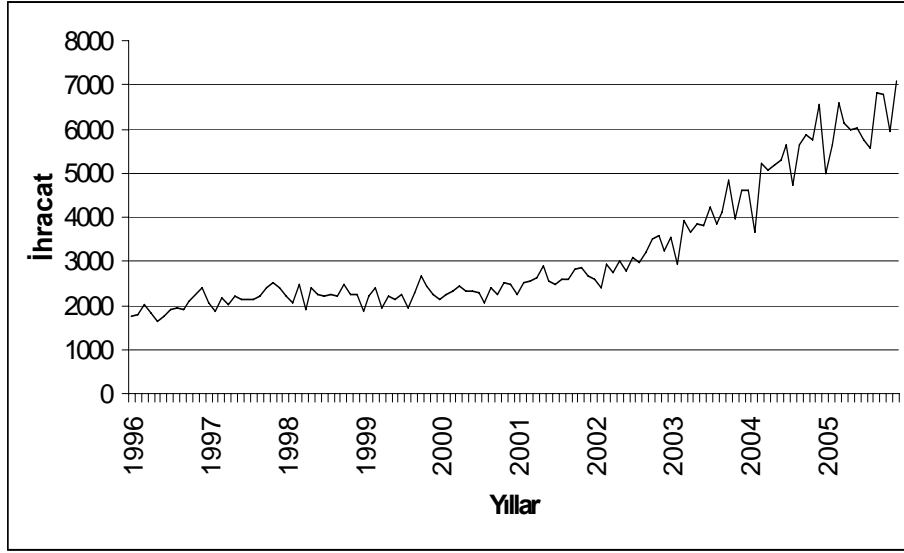
USD : Dolar Kuru (Bin YTL).

u_i : Hata terimini ifade etmektedir.

USD ve Faiz Oranı verileri TCMB, İthalat ve İhracat değerleri DTM internet sitesinden elde edilmiştir. Değişkenlere ait veriler aylık olarak 1996 Ocak – 2005 Aralık dönemini kapsayan 120 veriden oluşmaktadır. İhracat, ithalat ve USD değişkenlerinin grafikleri sırasıyla Şekil 1, 2 ve 3'te verilmiştir.

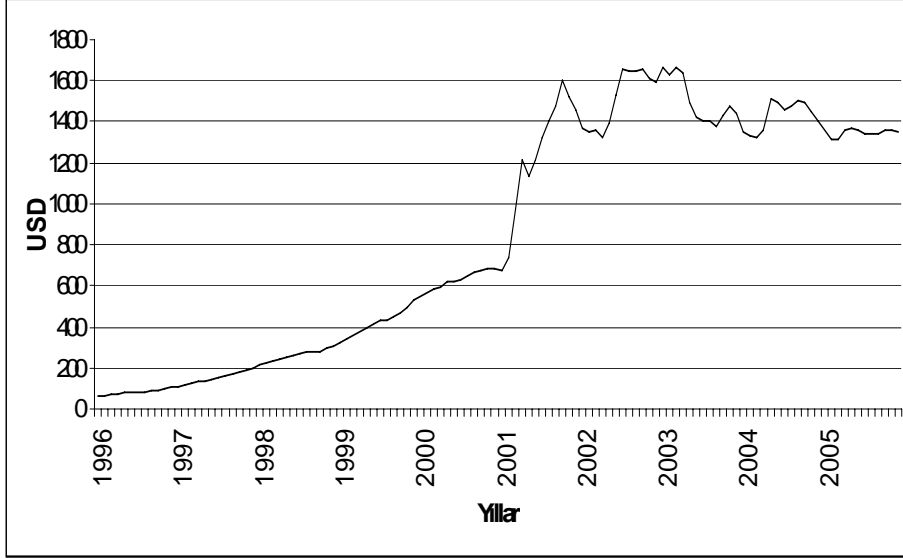
¹ Modelin oluşturulmasında Toprak (1996)'dan yararlanılmıştır.

Şekil 1. İhracat Verilerinin Grafiği



Şekil 2. İthalat Verilerinin Grafiği

Şekil 3. USD Verilerinin Grafiği



3. ARAŞTIRMA YÖNTEMİ VE BULGULAR

Zaman serisi analizlerinde öncelikle modelde kullanılan zaman serilerinin durağan olup olmadığının sınılanması gerekmektedir. Bir zaman serisi, zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise durağandır. Granger ve Newbold (1974)'un gösterdiği gibi, durağan olmayan zaman serileriyle çalışıldığı zaman düzmece regresyon problemiyle karşılaşılabilir. Bu durumda regresyon analiziyle elde edilen sonuç gerçek ilişkiyi yansıtmaz. Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon analizleri, sadece bu seriler arasında bir eşbütünlük ilişkisi varsa gerçek ilişkiyi yansıtabilir (Karaca, 2003:249). Bu nedenle bundan sonraki kısımda durağanlık testleri incelenerek durağanlık analizi yapılacaktır.

3.1 Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Testte Dickey ve Fuller (1979) karar kriteri olarak, t-istatistiğinin sapmalı olması nedeniyle τ (tau) adını verdikleri düzeltilmiş t tablosu oluşturmuş ve bu tablonun kullanılması gerektiğini belirtmişlerdir. DF (1979) tarafından tablolaştırılan kritik değerler üç genel model için oluşturulmuştur:

$$\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = m_o + \gamma \cdot y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = m_o + m_2 \cdot t + \gamma \cdot y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

(2) nolu denklem sadece stokastik trendi içermektedir. (3) nolu denklemde stokastik trendin yanısıra sabit terim, (4) nolu denklemde ise hem sabit terimin hem de stokastik ve deterministik trendin birlikte modelize edildiği bir süreç tanımlanmıştır.

Yukarıda açıklanan DF(1979) testinde hata terimlerinin beyaz gürültü (White Noise) sürecine sahip olduğu varsayılmaktadır. Ancak otokorelasyon olması halinde EKK tahminlerinin sağlıklı olması için test geliştirilmiş ve Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi olarak adlandırılmıştır. DF testinde oluşturulan denklemler ADF testinde

$$\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = m_o + \gamma \cdot y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = m_o + m_2 \cdot t + \gamma \cdot y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (7)$$

olacak şekilde oluşturulmuştur. Bu modeller için yine Dickey ve Fuller tarafından geliştirilen DF(1979) τ tablo değerlerinden yararlanılır. Modellerde yeralan gecikme uzunluklarının belirlenmesinde çeşitli yöntemler kullanılabilir. Bunlardan bazıları; Akaike Final Prediction Error (FPE), Akaike Information Criterion (AIC), Schwartz Criterion (SC), Bayesian Information Criterion (BIC), Hannan - Quinn Criterion (HQ), Campel - Perron kriterleridir. (Sunal ve Aykaç, 2005:7-8).

Şekil 1, 2 ve 3'ten de görüldüğü gibi serilerde mevsimsellik olmadığı ancak durağan olmadıkları görülebilmektedir. Ancak son yıllarda durağanlık için kullanılan ve kesin sonuçlar veren birim kök testleriyle de durağanlık sınaması yapmak yararlı olacaktır.

Tablo 1. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Trendsiz ADF-t İstatistiği		Trendli ADF-t İstatistiği	
İHRAC	1,752044(2)	-2,8861*	-0,571501(2)	-3,4484*
İTHAL	1,370524 (2)	-2,8861*	-0,397103(2)	-3,4484*
USD	-1,075769(0)	-2,8857*	-0,555300(0)	-3,4478*

* işareti %5 anlam seviyesindeki Mac Kinnon kritik değerlerini ifade ederken parantez içindeki değerler Schwarz bilgi kriterine göre seçilen en uygun gecikme uzunluklarıdır.

Tablo 1’den de görülebileceği gibi İHRAC, İTHAL ve USD değişkenleri için elde edilen ADF-t istatistiği değerleri %5 anlam seviyeli Mac Kinnon kritik değerlerinden daha küçük oldukları için, durağan olmadıkları görülmektedir. Bu değişkenlerin birinci farkları alınarak durağanlık testi sonuçları ise Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. Birinci Farklara Göre ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Trendsiz ADF-t İstatistiği		Trendli ADF-t İstatistiği	
Δ İHRAC	-14,75908(1)	-2,8861*	-15,22096(1)	-3,4484*
Δ İTHAL	-14,44109(1)	-2,8861*	-14,79594(1)	-3,4484*
Δ USD	-4,749415(4)	-2,8868*	-7,167758(0)	-3,4481*

* işareti %5 anlam seviyesindeki Mac Kinnon kritik değerlerini ifade ederken parantez içindeki değerler Schwarz bilgi kriterine göre seçilen en uygun gecikme uzunluklarıdır.

Tablo 2’deki sonuçlara göre İHRAC, İTHAL ve USD değişkenleri için elde edilen ADF-t istatistiği değerleri %5 anlam seviyeli Mac Kinnon kritik değerlerinden daha büyüktür. Dolayısıyla İHRAC, İTHAL ve USD değişkenleri birinci farklara göre durağandır.

3.2 Phillips Perron Birim Kök Testi

Phillips ve Perron (1988) hata terimlerine ilişkin daha esnek varsayımlara sahip bir Dickey-Fuller süreci oluşturdular. ADF sınaması, hata terimlerini bağımsız ve homojen varsayarken, Phillips-Perron sınaması hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen dağılımlı olmasına imkan tanımaktadır. PP birim kök testinin ADF birim kök testinden farkı, alternatif formlardan hiçbirinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin yer almamasıdır.

Birim kök testlerine yapılan eleştirilerden biri, yapısal kırılmaya konu olan durağan bir serinin durağan değilmiş gibi görünebileceğidir. Bu durumda, yapısal kırılma birim kök sınamalarına dahil edilmezse sıfır hipotezin yanlış bir şekilde reddedilmesine neden olabilir. Bu noktadan hareket eden Perron (1989), dışsal olduğu bilinen tek bir yapısal kırılma varsayımı altında uygulanabilecek bir birim kök testi geliştirmiştir. Perron birim kök testi, ADF süreci içerisine Perron (1989) tarafından önerilen kukla değişkenlerin ilave edilmesine dayanmaktadır. Perron (1989), birim kök test sürecinde kullanılacak dört adet kukla değişken

önermektedir. Kukla1, kırılma hata terimlerinde bir şok meydana getirmişse kukla2 ve/veya kukla4 ile beraber kullanılır. Kukla2, kırılma regresyon sabitinde değişime yol açıyorsa, kukla3 ise trendinde değişime yol açıyorsa kullanılır. Kukla4 ise kırılma regresyonun sabit ve trendinde eşanlı bir değişime yol açıyorsa kukla2 ile beraber kullanılmaktadır. Regresyon parametrelerinde yapısal kırılmaya cevaben gerçekleştirilen uyarlamalar anlıksa "additive outlier model", kademeli ise "innovation outlier model" yardımı ile birim kök testi uygulanmalıdır. Bu modellerden birincisinde, seri gerekli olan kuklalardan arındırıldıktan sonra Dickey-Fuller sürecine uygun olarak birim kök testine tabi tutulurken, diğerinde belirlenen kukla değişkenler doğrudan bir şekilde ADF regreyonuna dahil edilir. Bu test için gerekli olan kritik değerler, Perron (1989)'da mevcuttur.

Perron (1989) tarafından önerilen kukla değişkenler, Phillips-Perron birim kök test sürecinde de kullanılarak test istatistikleri elde edilmiştir. Diğer deyişle, Perron birim kök testi sonucunda elde edilen test istatistikleri, Newey-West (1987) tahmincisi yardımı ile düzeltilmiştir (Yamak ve Korkmaz, 2005:7).

İHRAC, İTHAL ve USD değişkenleri için, seviyelerindeki ve birinci farklara göre "Phillips-Perron (PP)" birim kök testi sonuçları da Tablo 3 ve Tablo 4'de verilmiştir.

Tablo 3. PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Trendsiz PP-t İstatistiği		Trendli PP-t İstatistiği	
İHRAC	-0,629807	-2,8857*	-2,984512	-3,4478*
İTHAL	-0,948416	-2,8857*	-2,662514	-3,4478*
USD	-1,075769	-2,8857*	-1,738639	-3,4478*

* işareti %5 anlam seviyesindeki Mac Kinnon kritik değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 4. Birinci Farklara Göre PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Trendsiz PP-t İstatistiği		Trendli PP-t İstatistiği	
Δ İHRAC	-18,39959	-2,8859*	-18,51926	-3,4481*
Δ İTHAL	-17,30310	-2,8859*	-17,38639	-3,4481*
Δ USD	-7,15372	-2,8859*	-7,167758	-3,4481*

* işareti %5 anlam seviyesindeki Mac Kinnon kritik değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 3 ve Tablo 4'deki sonuçlar, ADF birim kök testi sonuçlarını desteklemektedir. Yani değişkenler seviyelerinde durağan olmamalarına rağmen birinci dereceden farkları alındığında durağan hale gelmektedir. Dolayısıyla değişkenler aynı seviyede (I(1)) durağan oldukları için eşbütünleşme analizi yapılacaktır.

3.3 Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme analizi, aynı sırada bütünlük zaman serileri arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını ortaya çıkarmak için geliştirilmiş bir yöntemdir. Bu yöntem, düzey değerlerinde durağan olmayan, ancak aynı dereceden farkları alındığında durağan hale gelen serilerin, orijinal değerlerinin analizde kullanılmasına olanak vermektedir. Fark alma işlemi sadece serinin taşıdığı kısa dönemli şokların etkilerinin değil, aynı zamanda uzun dönemli ilişkilerin de ortadan kalkmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla fark alma işlemiyle durağanlaştırılmış seriler arasındaki regresyon analizleri, uzun döneme ait bilgilerin fark alma işlemi sırasında kaybolması nedeniyle herhangi bir uzun dönem ilişkisi vermeyecektir. Bu nedenle eşbütünleşme yöntemi fark alma yoluyla değişkenler arasında kısa ve uzun dönemli bilgilerin kaybolmaması açısından avantaj sağlayan bir yöntemdir. Ayrıca, her bir eşbütünleşik serinin hata düzeltme modelinin kurulabilmesi, uzun ve kısa dönem ilişkileri ayırt etme imkânı sağlamaktadır.

Zaman serisi değişkenlerinin eşbütünleşme özellikleri, modelin tanımlama aşamasında uygulamalı çalışmaların yapılmasını ve bazı ekonomik hipotezlerin test edilmesini sağlar. Zaman serilerinin eşbütünleşme istatistiksel gösterimi, uzun dönem denge ilişkilerinin teorik gösterimine karşılık gelir. İthalat, ihracat, enflasyon, faiz oranı, fiyat, ücret ve kamu harcamaları gibi değişkenler, uzun dönem denge ilişkilerinin araştırılabileceği ekonomik değişkenlerden birkaçıdır (Işık, Acar ve Işık, 2004:332).

Johansen (1998) tarafından geliştirilen yöntem temel olarak bir matrisin rankı ile bunun karakteristik kökleri arasındaki ilişkiye dayandırılmaktadır. Bu yöntem durağan olmayan zaman serilerini vektör otoregresyon (VAR) olarak aşağıdaki şekilde ele almaktadır:

$$\Delta X_t = \sum \Pi_i \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Burada X_t durağan olmayan düzey değişkenler vektörünü ifade etmekte ve

$$\Pi_i = -I + A_1 + \dots + A_i$$

$i=(1, \dots, p)$ olmaktadır (Şıklar, 1999:131).

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

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (9)$$

olmaktadır. β matrisine eşbütünleşme sağlayan matris adı verilmekte ve X_t durağan olmayan bir özellik taşıırken $\beta' X_t$ eşbütünleşme sağlayan vektör sayesinde durağan olmaktadır. Nitekim eşbütünleşme analizinin amacı β' matrisini bulmak ve X_t 'yi durağan ve durağan olmayan kısımlara ayırmaktır. Bunun için önce rankın (r) belirlenmesi gerekmektedir. Johansen (1998) ve Johansen ve Juselius (1990) "iz" ve "maksimum özdeğer" testleri ile rankın belirlenebileceğini göstermişler, ayrıca standart olmayan dağılıma sahip olan bu testler için kritik değerleri hesaplamışlardır (Demiray, 1998: 70).

Bundan sonra her μ_i için Olabilirlik Oran (Likelihood Ratio) istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$LR = -T \sum \ln(1 - \mu_i)$$

"En fazla r adet eşbütünleşik vektör vardır" şeklindeki sıfır hipotezi altında LR istatistiği, sayısal olarak Johansen (1988) tarafından tablolatırılmış asimptotik

bir dağılıma sahiptir. Test işlemi "VAR modelinde eşbütünleşme yoktur" yani $r = 0$ dır hipotezinin testi ile başlar. Bu hipotez reddedilmemişse test işlemi durur, çünkü eşbütünleşik vektörlerin varlığına dair bir kanıt bulunamamıştır. Hipotez reddedilebilmişse, $r < 1$, $r < 2$, gibi hipotezlerin ardışık olarak testi ile işlem sürdürülür.

Eşbütünleşik vektörler olarak β 'nin sütunları ekonomik bir yoruma sahip olduğundan denklem (9)'daki β matrisinin elemanları üzerinde yoğunlaşılması gerekir. Normalizasyon işleminden sonra eşbütünleşik vektörler uzun dönem parametreler olarak yorumlanabilir. Denklem (9)'daki α matrisinin elemanları ise β matrisinin hesaplanmasından sonra bulunur. Bu matrisin elemanları da ekonomik bir yoruma sahiptir, α matrisi, ilgili değişkenlerin denge ilişkisindeki hatalarını düzeltme hızı katsayıları olarak yorumlandığından, 'düzeltme matrisi' olarak adlandırılır (Işık, Acar ve Işık, 2004:334-335)

Çalışmamızda Johansen'nın Eşbütünleşme Testi uygulanacaktır. Eğer en büyük özdeğere karşı gelen olabilirlik oran istatistiğinin değeri tablo değerinden büyükse, "eşbütünleşme denklemi oluşturulamaz" şeklinde ifade edilen sıfır hipotezi reddedilecektir (Kadilar, 2000:145). Eviews paket programından elde edilen analiz sonuçları da Tablo 5'te gösterilmiştir.

Tablo 5. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları *

Özdeğer	Olabilirlik Oran	Kritik Değer	Kritik Değer	Katsayı
	(%5)		(%1)	Kestirimlerine İlişkin Hipotez
0.317464	52.18542	29.68	35.65	Hiçbiri **
0.039813	6.734561	15.41	20.04	Ençok 1
0.015839	1.899868	3.76	6.65	Ençok 2
*(**) %5 ve %1 A.S'de hipotezin reddini gösterir.				

* Schwarz kriterine göre en uygun gecikme uzunluğu (0) ve trendsiz olarak belirlenmiştir.

Eşbütünleşme analizi sonucuna göre olabilirlik oran istatistiği 52,19 %5 A.S'deki kritik değer 29,68'den daha büyük olduğundan, değişkenler arasında uzun dönemli

bir ilişki olduğu ifade edilecektir. Bağımlı değişken ihracat olmak üzere, SPSS paket programı ile yapılan analiz sonuçları Tablo 6’da verilmiştir.

Tablo 6. SPSS Regresyon Analizi Sonuçları

Değişkenler	Standartlaştırılmamış Katsayı Kestirimleri (\hat{b}_i)	Standartlaştırılmış Katsayı Kestirimleri (\hat{b}_i)	Standart Hata Kestirimleri (SE \hat{b}_i)	t İstatistiği	Anlamlılığı (p)
İTHAL	0,54	0,825112	0,015	4,18	0,0000
USD	589,17	0,240458	57,525	11,4	0,0000
Sabit	-75,62		71,76	-3,83	0,2942

Analiz sonuçlarına göre ihracat değerleri üzerinde “İthalat Değeri” ve “Dolar Kuru” nun önemli (anlamlı) olduğu görülmektedir. Ayrıca $R^2=0,96$ olarak hesaplanmıştır. Yani “İthalat Değeri” ve “Dolar Kuru” değişkenleri, “İhracat Değeri”ni %96 oranında açıklamaktadır. Bu da bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama oranının oldukça yüksek ve yeterli olduğunu göstermektedir. Ayrıca genel anlamlılık sınaması için de $F=1230,51$ olarak belirlenmiştir. Bu değer F tablo değerinden oldukça büyük olduğundan denklemin genel olarak da anlamlı olduğu ifade edilecektir.

Dolayısıyla uzun dönemli tahminler için kullanılabilir ve gerçek ilişkiyi yansıtabilecek olan, standartlaştırılmamış katsayılardan oluşan regresyon denklemi,

$$\hat{y} = 75,62 + 0,54 * \text{İTHAL} + 589,17 * \text{USD} \quad (10)$$

olarak yazılacaktır. Standartlaştırılmış katsayıların regresyon denklemi ise,

$$\hat{y} = 0,83 * \text{İTHAL} + 0,24 * \text{USD} \text{ ‘dir.} \quad (11)$$

Terimlerin büyüklüğünden ve ölçü birimlerinin farklılığından arındırılmış standartlaştırılmış katsayı kestirimlerine göre, ihracatı etkileyen en önemli değişkenin ithalat olduğu görülmektedir. USD değişkeni sabit kalmak koşuluyla standartlaştırılmış ithalat değerlerindeki bir birimlik artış, standartlaştırılmış ihracat

değerini 0,84 birim artırırken, bu oran ithalat değişkeni sabit kaldığında, USD için sadece 0,24 birim olacaktır.

4.SONUÇ

1980'li yıllardan sonra birçok gelişmekte olan ülkenin dışa dönük sanayileşme politikalarını takip etmeye başlamaları, kalkınmanın finansmanı için gerekli olan sermaye malları ve temel girdilerinin ithalatına bağlı olarak ortaya çıkan ödemeler bilançosu açıkları açısından mal ve hizmet ihracatından elde edilen döviz gelirlerinin önemini giderek artmıştır. Mal ve hizmet ihracatının, yurtiçi ekonomi üzerinde başta ithal edilen yatırım ve ara malların finansmanı olmak üzere, yeni istihdam olanakları yaratması ve ekonomik büyümeyi teşvik etmesi gibi bir çok önemli etkileri söz konusudur.

Dönüm noktası niteliğinde olan Gümrük Birliği doğal olarak Türkiye'nin ihracatını ve ithalatını önemli nitelikte etkilemiştir. Bu nedenle çalışmamızda Türkiye'nin GB'ne girdikten sonraki ihracat fonksiyonunun tahmini yapılmıştır. Çalışmada öncelikle değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri araştırılmıştır. ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre bütün değişkenlerin birinci farklarında durağan oldukları (I(1)) tespit edilmiştir. Değişkenlerin birinci farklarında durağanlığın sağlanması sonucunda uzun dönemli ilişkinin araştırılması için Johansen Eşbütünleşme testi yapılmıştır. Eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğu görülmüştür. Dolayısıyla bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklamada oldukça yeterli olan ve değişkenler arasındaki gerçek ilişkiyi ifade eden (sahte regresyon olmayan) (10) veya (11) nolu denklemlerin, uzun dönem tahminleri için kullanılmasının uygun olacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Terimlerin büyüklüğünden ve ölçü birimlerinin farklılığından arındırılmış standartlaştırılmış katsayı kestirimlerine göre, ihracatı etkileyen en önemli değişkenin ithalat olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla Türkiye'nin ihracat değerlerindeki artışın en büyük nedeninin, yapılan ithalattan kaynaklandığı ifade edilecektir.

KAYNAKÇA

Akgündüz, M. (2005). **Gümrük Birliği Öncesi ve Sonrasında Türkiye İle AB Ülkeleri Arasındaki İthalat-İhracat İlişkileri: Ekonometrik Bir Analiz**, *TCMB yayınları*.

Aktaş, C. ve Güven D. (2003). “Gümrük Birliği Sonrasında Türkiye’nin İthalat Fonksiyonu Katsayılarındaki Değişimin İncelenmesi”, *Dumlupınar Ünv. Sosyal Bil. Dergisi*, Sayı 9, 67-80.

Demiray, D.B. (1998). “Döviz Kurlarına Moneter Yaklaşım ve Türkiye İçin Alternatif Bir Uygulama”, *D.E.Ü.İ.İ.B.F Dergisi*, 13, sayı II, 65-84.

Demir, O. ve Temur, Y. (1998). “Gümrük Birliğinin İlk İki Yılı Değerlendirmesi”, *Dış Ticaret Dergisi*, Sayı 11.

Dickey, D. A. and Fuller, W . A. (1979). “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

Erzan, R. ve Filiztekin, A. (1997). “Competiveness of Turkish SMSEs in The Custom Union”, *European Economic Review*, Number. 41: 881-892.

Erzan, R., Filiztekin, A. and Zenginobuz, U. (2002). “Turkey’s Customs Union with the European Union: A ramework for Evaluating the Impact of Economic Integration”, MPRA Paper No. 382.

Granger, C. ve Newbold, P. (1974). “Spurious Regression in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, Vol.2.

Işık, N., Acar, M. ve Işık, B. (2004). “Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: Bir Eşbütünleşme Analizi”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, C.9, 325-340.

Johansen, S. (1998). “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 12, 231-254.

Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). “Maximum Likelihood Estimation Vectors İn Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 55, 1151-1180.

Kadılar, C., (2000). **Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Bizim Büro Basımevi.

Karaca, O. (2003). “Türkiye’de Enflasyon Büyüme İlişkisi: Zaman Serisi Analizi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 4(2), 247-255.

Newey, W. and West, K. (1987). “A Simple Positive Semi-Efine, Heteroskedasticity And Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55, 703-708.

Phillips, P.C.B. ve Perron, P. (1988). “Testing For a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75, sf. 335-346.,

- Saatçiođlu, C. ve Karaca, O. (2004). "Türkiye'de İhracat İle Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi:1980 Dönüşümünün Etkisi", *İstanbul Üniv.İşletme Fak. İ.İ.E. Dergisi*, Yönetim, Sayı:49.
- Sunal, S. ve Aykaç, E. (2005). "Türk İmalat Sanayinde İstihdam, İhracat Ve Kapasite Kullanım Oranı İlişkisi:Panel Koentegrasyon", *VII Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*.
- Şıklar, E. (1999). "Yükselen Hisse Senedi Piyasalarında Eşbütünleşme Analizi", *Anadolu Ü. İ.İ.B.F Dergisi*, 15,123-143.
- Seki İ. (2005). **Gümrük Birliđi'nin Türkiyrnin Net İhracatı Üzerine Etkileri, 1985-2003**, TCMB Yayınları.
- Sođuk, H. (2002). **Gümrük Birliđi'nin Türkiye Ekonomisine Etkileri**", İ.K.V Yayınları.
- Sođuk H. ve Uyanusta E. (2004). **Gümrük Birliđi'nin Türkiye Ekonomisine Etkileri**, İKV no:179.
- Şimşek, M. ve Kadilar, C. (2005). "Türkiye'nin İhracat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yöntemi İle Eşbütünleşme Analizi", *Dođuş Üniv. Dergisi*, 6, 1, 144-152.
- Tercan, A. (1998). **Türkiye AT Gümrük Birliđi Sürecinin Türk Dış Ticareti Üzerindeki Etkisi**, Anadolu Üniv. Sosyal Bil Ens. Yüksek L. Tezi, Yayınlanmamış.
- TÜSİAD (2003). **Avrupa Birliđi'ne Uyum Sürecinde Gümrük Birliđi'nin Dış Ticaretimize Etkileri**, Yayın No. TÜSİAD-T/2003-10-364.
- Toprak, M., (1996). "Türkiye Ekonomisinde Reel Finansal Etkileşim: Sanayi Üretimi- İhracat- İthalat 1990-1994", *D.E.Ü* (11), 187-208.
- Uyar, S. (2000). "Ekonomik Bütünleşmeler ve Gümrük Birliđi", *Dış Ticaret Dergisi*, Sayı 19.
- Uyar, S. (2001). "Gümrük Birliđi'nin Türkiye Ekonomisi Üzerindeki Etkileri", *Dış Ticaret Dergisi*, Sayı 20.
- Yamak, R. ve Korkmaz, A. (2005). "Reel Döviz Kuru Ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi:Kritik Elastikiyetler (Marshall-Lerner) Şartı", *VII Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, 1-22.