

TÜRKİYE İTHALATININ TEMEL BELİRLEYİCİLERİ (1989-2004)

THE BASIC DETERMINANTS OF TURKISH IMPORT (1989-2004)

Doç. Dr. Yusuf BAYRAKTUTAN, Kocaeli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ybayraktutan@kocaeli.edu.tr

Arş. Gör. Hanife BIDİRDİ, Kocaeli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, hanife_bidirdi@yahoo.com

ÖZET

Bu çalışmanın temel amacı, 1989-2004 dönemine ilişkin Türkiye ithalatının belirleyicilerini tespit etmek ve tahmin sonuçlarından hareketle politika önerisinde bulunmaktır. Bu çerçevede, Engle-Granger iki aşamalı tahmin yöntemi kullanılarak uzun dönem ithalat talebi tahmin edilmiş ve buradan hareketle Hata Düzeltme Modeli yardımıyla kısa dönem ilişkiler araştırılmıştır. Açıklayıcı değişken olarak reel gelir ve reel efektif döviz kurunun yer aldığı modelin tahmin edilmesi ile Türkiye ithalatının reel döviz kurundan ziyade büyümeye karşı daha duyarlı olduğu gözlenmiştir. Aynı zamanda bu sonuç, bir dış ticaret açığı durumunda ithalatı azaltma bakımından kur politikasının etkinliği hakkında da bir fikir verecektir.

Anahtar Kelimeler: İthalatın Belirleyicileri, Türkiye İthalatı, Ko-entegrasyon, Hata Düzeltme Modeli.

ABSTRACT

Main objective of this study is to establish the determinants of Turkish import for 1989-2004 period and to make policy proposals for the future. In this framework, the long-term demand for import is forecasted by the use of Engle-Granger Two Step forecast method, and by this way, the short-term relationships are searched for by Error-Correction Model. Estimating the model in which real income and reel effective exchange rate are independent variables, it is concluded that Turkish import is more sensitive to economic growth than the real exchange rate. Correspondingly, it is considered that, in case of foreign trade gap, this result will provide an insight into the effectiveness of exchange rate policy to restrict imports.

Key Words: Determinants of Imports, Turkish Import, Co-integration, Error Correction Model.

1. GİRİŞ

İktisadi faaliyetin bireysel düzeyde olduğu gibi toplum ölçeğinde de nihai amacı refahı yükseltmek ve bunun için kullanılabilir mal ve hizmet miktarını ve niteliğini geliştirmektir. Günümüzde bu nihai amaca kapalı bir ekonomiyle ulaşmaya çalışan ülke yok gibidir. Bir başka anlatımla, her ülke farklı biçim ve düzeylerde uluslararası ekonomik etkileşime yönelmektedir. Yerli üretim, girdi, kalifiye işgücü, teknoloji açıkları vb. nedenler ithalatı zorunlu kılmaktadır.

Ülke içinde üretilmeyen veya nispi olarak daha yüksek maliyetle üretilen mallar, ithalat yoluyla daha düşük maliyetle elde edilebilir. İthalat, düşük maliyetle üretim yapan ve bu nedenle de daha etkin olan üreticilere ulaşmayı mümkün kılar. Özellikle gelişmekte olan ülkeler, sanayileşmelerini gerçekleştirmek için gerekli olan çoğu makine, teçhizat gibi yatırım mallarını ve hammaddeyi yapacakları ithalatla karşılamak durumundadırlar (Serin, 1981: 35). İthalat, tüm dünyada dış ticaret üzerindeki kısıtlamaların kaldırılarak ülke ekonomilerinin hızla dış rekabete açıldığı bir ortamda, gelişmekte olan ülkelerin kalkınma hızlarını artırmak, gelişmiş ülkelerin de istikrarlı büyüme için başvurdukları önemli bir araç olarak düşünülmelidir. Bu bağlamda, arz ettiği önem itibarıyla de ithalatı belirlemesi muhtemel faktörler incelenmelidir.

Milli gelirin üretimini gerçekleştirebilmek için bir kısım yatırım malı, hammadde ve ara mallarının yurt dışından ithal edilmesi ve bu sebeple de üretimin arttığı dönemlerde ithalatın da artması, milli gelir ile ithalat arasındaki ilişkiyi yansıtmaktadır (Seyidoğlu, 2003: 452). Kişi ve kurumların yaptığı tüketimin bir bölümü de yabancı mallara yönelik olduğundan, hem üretim, hem de tüketim kaynaklı etkilerle, ithalat artacaktır. İthalatı etkileyen diğer bir faktör de döviz kurudur. Ulusal ve uluslararası göreceli fiyatlar arasındaki ilişkiyi kuran en önemli değişken olan döviz kuru ve döviz kuru değişimleri de ithalat talebi üzerinde belirleyici bir faktördür (Berksoy, 1994: 49-55). Bunların dışında, korumacılık ya da serbestleşmeye dönük ticaret politikası tercihleri ile ekonomik bütünleşmeye dair düzenlemeler ithalatı etkilemektedir. Tüketici zevk ve tercihleri de, ithalat talebi üzerinde belirleyici etkiye sahip kuramsal faktörlerdir.

1980'lere gelindiğinde, Türkiye'nin ithal ikamesi stratejisi uygulayan, yoğun döviz darboğazı ve enflasyon etkisi altında kalmış, ithalat giderleri ihracat gelirlerinin iki katına ulaşmış bir ülke olduğu görülmektedir. Dinamik bir gelişme içerisindeki dünya koşullarına ayak uydurmaya çalışan ve AB'ye girme çabaları içinde bulunan Türkiye'de, 1980 yılından itibaren dış ticaretin geliştirilmesini amaçlayan önemli bazı adımlar atılmıştır. Dış ticaret işlemlerinde serbestleşme ve ekonominin dışa açılması bu değişimin en önemli öğeleri arasında yer almıştır.

24 Ocak 1980 kararları ile başlayan dönüşüm sürecinde piyasa ağırlıklı ve özel kesimin inisiyatifinden azami ölçüde yararlanmayı öngören ekonomik politikalarla Türkiye ekonomisi uluslararası rekabet ortamına uygun dinamik bir yapıya kavuşturulmaya çalışılmıştır. İthalat rejimi, kademeli bir şekilde serbestleştirilmiş ve ithali yasak mallar dışında ithali izne bağlı hiçbir mal kalmamış; ithalat teminatları tamamen kaldırılarak, gümrük vergileri önemli oranlarda düşürülmüştür. 24 Ocak kararlarının, ithalat açısından en önemli yanlarından biri de, yapılan yüksek oranlı devalüasyonla birlikte, sabit kur sistemi ve katlı kur uygulamalarına dayanan döviz kuru politikalarından vazgeçilerek esnek kur politikasının benimsenmesidir.

Türkiye ithalatının temel belirleyicileri olarak alınan reel gelir ve reel döviz kurunun 1989'dan 2004 yılına kadar ithalat üzerindeki etkilerini araştıran bu çalışmada, öncelikle ithalatı etkileyen faktörlere değinilerek ithalatın belirleyicileri kuramsal düzeyde ortaya konmuştur. Ayrıca, ilgili ampirik literatür özetlendikten sonra çalışmada kullanılan model ve değişkenler tanımlanmıştır. Son olarak, Türkiye ithalatı üzerine yapılan analiz ile Türkiye ithalatının temel belirleyicileri tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu çerçevede, Engle-Granger iki aşamalı tahmin yöntemi kullanılarak uzun dönem ithalat talebi tahmin edilmiş ve buradan hareketle, Hata Düzeltme Modeli yardımıyla kısa dönem ilişkiler araştırılmıştır. Çalışma, modelin tahmin edilmesi ile elde edilen sonuçlar ve bu sonuçlar ışığında oluşturulan politika önerileri ile tamamlanmaktadır.

2. LİTERATÜRE BAKIŞ

İthalatın belirleyicileri yaygın bir merak ve analitik araştırma konusudur. Yaygın olarak regresyon uygulamaları biçimini alan bir hayli kabark literatür dikkat çekmektedir. Khan (1974), 1951-1969 dönemine ilişkin yıllık verilerle (Türkiye de dahil) 15 ülkenin ⁽¹⁾ ihracat ve ithalat talep fonksiyonlarını incelemiştir (Aktaran Aydın ve diğerleri, 2004: 3). Bu çalışmada ithalat miktarı, dış ticaret hadleri ve reel GSMH ile açıklanmaktadır. Khan, fonksiyonların tahmininde En Küçük Kareler (EKK) yöntemini kullanmış ve gelişmekte olan ülkelerde fiyatların ithalat üzerinde etkili olduğu ve aynı zamanda Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı sonucuna ulaşmıştır.

Bahmani-Oskooee (1986: 107-123), 1973-1980 dönemi için 3 aylık veriler kullanarak ve 7 gelişmekte olan ülke ⁽²⁾ için toplam ithalat ve ihracat talep fonksiyonlarını tahmin etmişlerdir. İthalat talebi fonksiyonunda, reel milli gelirin yanında nispi fiyatlar ve efektif döviz kurunun gecikmeli değerlerinin de modele dahil edildiği bu çalışmada, ithalat miktarının, döviz kurundan ziyade nispi fiyatlara daha duyarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Dutta ve Ahmed (1999: 465-472), 1974-1994 dönemi için üçer aylık verileri kullanarak Bangladeş'in ithalat fonksiyonunu tahmin etmişlerdir. Koentegrasyon ve hata düzeltme modelinin uygulandığı çalışmada, reel ithalat miktarı, reel ithalat fiyatları, reel GSYİH ve reel uluslararası rezervler arasındaki uzun dönem ilişki Engle-Granger ve Johansen koentegrasyon yöntemiyle araştırılmıştır. Kısa

dönem ilişkiler ise, iki ayrı hata düzeltme modeliyle tahmin edilmiş ve her iki modelde de hata düzeltme terimi anlamlı bulunmuştur. Araştırmacılar, her iki modelde de ithalat talebinin ithalat fiyatlarındaki değişmelere duyarlı olduğu ve ithalat talebinin büyük oranda reel GSYİH tarafından açıklandığı sonucuna ulaşmışlardır.

Sinha ve Sinha (2000: 196-209), 1951-1992 dönemine ilişkin yıllık verileri kullanarak Yunanistan'ın ithalat fonksiyonunu tahmin etmişlerdir. Reel gelir, ithalat fiyat endeksi ve toptan eşya fiyat endeksinin açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı uzun dönem ithalat talep fonksiyonu, Phillips-Hansen'in "full modified OLS" yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Tahmin sonucunda, uzun dönem fiyat esnekliği -0,84, çapraz fiyat esnekliği 0,91 ve gelir esnekliği ise 2,69 olarak hesaplanmıştır. Araştırmacılar fiyat esnekliği değerinin neredeyse bire yakın olarak bulunmasının, Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı ve kur politikalarının, dış ticaret açığını gidermede etkin olarak uygulanabileceği sonucuna ulaşmışlardır.

Dutta ve Ahmed (2004: 607-613), 1971-1995 dönemi için yıllık verileri kullanarak Hindistan'a ilişkin ithalat fonksiyonunu da tahmin etmişlerdir. Araştırmacılar, ithalat talebinin tahminine yönelik ampirik analizlerinde koentegrasyon ve hata düzeltme modeli yaklaşımını kullanmışlardır. Modelde, ithalat miktarını açıklayıcı değişken olarak, görelî fiyatlar, reel gelir ve 1991 liberasyonunun etkisini ölçmek açısından 1971-1991 dönemi için 0, 1992-1995 dönemi için 1 değerini alan bir kukla değişken yer almaktadır. Yapılan Johansen çoklu koentegrasyon testi sonucunda, ithalat, görelî fiyatlar ve reel gelir ile koentegre olarak bulunmuştur. Buradan hareketle hesaplanan hata düzeltme modeli sonucunda, reel gelir, ithalatı büyük oranda etkileyen önemli bir değişken olarak görülürken, ithalatın görelî fiyatlara duyarlılığının az olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca bu çalışmada, 1991 liberalizasyonunun ithalat talebi üzerinde oldukça küçük bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

İthalat talebinin modellenmesine yönelik Türkiye'de yapılan çalışmalara bakacak olursak, bu konuda Acar (1980: 83-87) tarafından Türkiye'nin ithalat ve ihracatının gelir esnekliklerini tahmin etmek amacıyla ithalat talep tahminin yapıldığı görülmektedir. Acar bu amaçla, 1968-1978 dönemine ait GSMH, ihracat ve ithalatın yıllık toplam değerlerini alarak doğrusal kalıpta bir model oluşturmuş; tahmin sonucunda, ithalatın gelir esnekliklerini bunalım yıllarında (1969-71-76-78) 1'den küçük, diğer yıllarda 1'den büyük olarak bulmuştur. Acar, bu yıllardaki esneklik değerlerinin düşük olmasını, Türkiye'nin bu yıllarda döviz darboğazı içinde bulunması ile açıklamaktadır.

Tansel ve Togan (Aktaran Togan, 1993: 220-224), 1987 yılında yaptıkları çalışmada, ithalat ve ihracat talep fonksiyonunu tahmin etmişlerdir. Araştırmacıların, Türkiye'ye ait esneklikleri tahmin etmek için yaptıkları bu çalışmayı, diğer çalışmalardan ayıran özelliği ise, tahmin için Goldstein ve Khan'ın eş anlı denklemler modelinin kullanılmasıdır. Analiz bulguları, ithalat talebinin uzun dönem gelir esnekliği 1,41, fiyat esnekliği ise 0,47 biçiminde

olmuş; araştırmacılar, esneklik değerlerinin düşük olmasının Türkiye'nin dış ticarete olan bağımlılığında kaynaklandığını ileri sürmüşlerdir.

Altay (1988: 1-17), 1974-1987 dönemine ait üçer aylık verileri kullanarak logaritmik doğrusal bir denkleme sıradan EKK yöntemini uygulamış ve ithalatın reel GSMH'ye esnekliğini çeşitli dönemler itibarıyla tahmin etmiştir. (Altay, 1988: 1-17) Araştırmacının 1974-1987 yılları arasındaki bütün dönemler için denediği denklemlerden sadece birisi dışındaki tüm denklemlerde uzun dönem esnekliği ifade eden parametreler anlamsız çıkmıştır. Bu durum, ithalatın gelire karşı hemen tepki gösterdiğini ifade etmektedir. Bu çalışmada asıl önemli bulgu ise, ithalatın uzun dönem gelir esnekliğinin 2,0 civarında bulunmasıdır ki, bu sonuç Türkiye ve diğer ülkeler için hesaplanan katsayılara bakıldığında, makul görülmektedir.

Berksoy (1994: 48-57) tarafından yapılan bir çalışmada ithalatın belirleyicileri 1971-1991 dönemine ait yıllık verilerle ve zaman serileri yöntemi kullanılarak tespit edilmeye çalışılmıştır. Yapılan çeşitli model denemeleri sonucunda, ithalatı açıklayıcı değişkenler olarak, GSMH, reel döviz kuru ve reel döviz kurunun ve ithalatın bir dönem gecikmeli değerlerinin yer aldığı modelin daha sağlıklı sonuçlar verdiğine karar verilmiştir. Çalışmada, ithalatın gelir esnekliği 0,52; ithalatın kısa dönem fiyat esnekliği 1,15 olarak bulunurken, uzun dönem fiyat esnekliği -0,73 düzeyinde saptanmıştır. Bu sonuçlardan ithalatın fiyat esnekliğinin düşük çıkması, yapısal nedenlerle; kısa dönem esneklik değerinin pozitif olması, karar alıcıların kur değişmelerine bir gecikmeyle cevap verdikleri şeklinde yorumlanmıştır.

Özatay (1997: 1-48), 1987-1996 dönemi için üçer aylık verileri kullanarak Türkiye'nin ithalat talebini iki aşamalı Engle-Granger yöntemi çerçevesinde incelemiş ve reel ithalat talebi için açıklayıcı değişken olarak reel gelir ve reel döviz kurunu kullanmıştır. Bu analizde, kısa dönemde oluşan dengesizliklerin uzun dönemde düzeltildiği ve reel döviz kurunun, hem uzun dönemde, hem de kısa dönemde ithalatı negatif yönde etkileyen önemli bir değişken olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kotan ve Saygılı (1999: 9-14), 1987-1999 dönemi için üçer aylık veriler kullanarak ithalat talebi fonksiyonunu Engle-Granger koentegrasyon ve Bernanke-Sims yapısal vektör otoregresyon (VAR) metodlarıyla tahmin etmişlerdir. Sıradan EKK yöntemiyle yaptıkları uzun dönem ithalat talebi tahmininde gelir seviyesi, nominal döviz kuru ve yurt içi enflasyon ve uluslararası rezervler açıklayıcı değişkenleriyle birlikte mevsimsel gölge değişkenler kullanmışlar ve tüm açıklayıcı değişkenler anlamlı bulunmuştur. Uzun dönemde, ithalat talebi gelir ve fiyatlara karşı inelastik olarak bulunurken, uluslararası rezervlere karşı esneklik değeri yüksek çıkmıştır. Kısa dönemde ise, enflasyon ve rezerv değişkenleri anlamlılıklarını yitirirken gelir ve nominal döviz kuru değişkenleri istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur.

Aydın ve diğerleri (2004: 14-21), ihracat arzı ve ithalat talebi fonksiyonlarını tek denklemlile talep analizleri ve VAR analizi ile incelemişlerdir. İlk aşamada reel gelir, reel döviz kuru ve mevsimsel değişkenlerden oluşan uzun dönem ithalat talebi sıradan EKK yöntemiyle tahmin edilmiş ve buradan hareketle ithalatın kurlar ve milli gelir ile belirlendiği sonucuna ulaşılmıştır. İkinci aşama olarak, VAR modelinin tahmin edilmesiyle birlikte her iki modelin sonuçları karşılaştırılmıştır. Tek denklem kullanılarak hesaplanan regresyonlara bakıldığında, uzun dönem ithalat talebi regresyonunda ithalatın reel gelir esnekliği 2 olarak bulunurken, reel efektif döviz kuru esnekliği 0,40 olarak tespit edilmiş; kısa dönem regresyonunda bu esneklikler, sırasıyla 1,19 ve 0,53 olarak bulunmuştur.

Kadılar ve Şimşek (2004: 27-34), 1970-2002 dönemi ithalat talebini belirleyen değişkenlerle talep arasında uzun dönemli ilişkiyi incelemek amacıyla Peseran vd. (2001)'nin önerdiği sınır testi yaklaşımını kullanmış; ithalat hacmi ile uzun dönemli fiyatların koentegre oldukları sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca ithalat ve ihracat fiyat esneklikleri toplamının birden büyük olması durumunda devalüasyonun uzun dönemde dış ticaret açıklarının kapatılmasında bir politika aracı olarak kullanılacağını söyleyen Marshall-Lerner koşulunun da gerçekleştiği bulunmuştur (toplam esneklik -1,01 bulunmuştur). Varılan bir başka sonuç, ithalat hacminin ülke içi fiyatlardaki artışlara duyarlı olduğu; enflasyon oranındaki artışlar karşısında döviz kurunun yeterince değişmemesinin ithalatı arttıracığıdır.

Saatçioğlu (2005: 209-216) tarafından yapılan bir çalışmada, 1990 sonrası Türkiye ithalatının belirleyicileri, zaman serisi yöntemi kullanılarak araştırılırken GSMH, ihracat, enflasyon ve nominal efektif döviz kuru açıklayıcı değişken olarak alınmış ve Johansen çok değişkenli koentegrasyon analizinden yararlanılmıştır. Analiz sonucunda, döviz kurunda meydana gelen değişmelerin fiyat mekanizması yoluyla meydan getireceği ikame etkilerinden ziyade gelir etkilerinin ithalat üzerinde belirleyici olduğu saptanmıştır.

3. EKONOMETRİK ANALİZ

3.1. Model ve Değişkenler

İthalat talebinin belirleyicilerinin araştırıldığı ampirik çalışmalarda genellikle reel ithalatın, reel yurtiçi gelir ve reel döviz kurları ile açıklandığı görülmektedir. Bu çalışmada reel ithalat talebi, reel yurtiçi gelir ve reel döviz kurları ile açıklanmaya çalışılmıştır. İthalat talebinin temel belirleyicilerini tahmin etmeye yönelik oluşturulan ithalat talep fonksiyonu için çift logaritmik kalıbında bir model kurulmuştur. Çift logaritmik kalıp, araştırmacıya tahmin edilen katsayıların esneklik olarak yorumlanabilmesi açısından büyük bir avantaj sağlaması nedeniyle tercih edilmektedir. Bu bağlamda kurulan modelde ithalat talebinin reel gelir ve reel kur esneklik katsayıları hesaplanarak ithalattaki değişimin ne kadarının bu değişkenler tarafından açıklanabildiği bulunmaya çalışılacaktır. Ampirik analizin modeli ve bu modele ilişkin değişkenler aşağıdaki gibidir:

$$\text{Ln}M_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}YSA_t + \beta_2 \text{Ln}RER_t + \text{RES}_t \quad (3.1)$$

$$\Delta \text{Ln}M_t = a_0 + a_1 \text{RES}_{t-1} + \sum_{i=0}^{i=n} a_2 \Delta \text{Ln}YSA_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=n} a_3 \Delta \text{Ln}RER_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=n} a_4 \Delta \text{Ln}M_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

1989:01-2004:4 dönemini ⁽³⁾ kapsayan üçer aylık verilerin kullanıldığı çalışmada Türkiye'ye ilişkin ithalat verileri (M), gelir etkisini ölçmek üzere Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (Y) verileri ve fiyat etkisini yansıtmak üzere de reel döviz kuru endeksi (RER) verileri ele alınmıştır. (3.1) uzun dönem ve (3.2) ise kısa dönem ithalat talebini göstermek üzere, reel gelir ve reel kur değişkenlerinin katsayılarının beklenen işareti pozitifdir. Reel döviz kuru, nominal efektif döviz kurunun fiyat endeksleriyle deflate edilmiş hali olup, uluslararası fiyat rekabetinin önemli bir göstergesidir. Uluslararası Para Fonu (IMF) tarafından da kullanılan bu tanıma göre reel döviz kuru, ilgili ülkenin fiyat düzeyinin dış ticaret yaptığı ülkelerin fiyat düzeylerine oranının ağırlıklı geometrik ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Döviz kurundaki artışlar, Türk lirasının yabancı paralar karşısında reel olarak değer kazandığını, azalışlar ise Türk lirasının değer yitirdiğini ifade etmektedir. Bu anlamda, reel kur arttıkça, yani TL reel bazda değerlendirildiğinde yabancı ülke mallarının nispi fiyatı azalacağından ithalatın artması beklenmektedir.

Tablo 1: Modeldeki Semboller ve Anlamları

Sembol	Anlamı ve Değeri
M	İthalat (1987=100), milyon \$
Y	GSYİH, (1987 fiyatları ile) bin YTL
RER	Reel Kur Endeksi, (1987=100)
SA	Mevsimsel Düzeltme (SA-Seasonal Adjustment)
Ln	Logaritma Fonksiyonu, $\text{Ln}X = \text{LOG}(X)$
Δ	Birinci Fark İşlemcisi, $\Delta \text{Ln}X = D(\text{Ln}X)$
RES_{t-1}	Uzun Dönem İthalat Talebi Regresyonundan Elde Edilen Hata Terimlerinin Bir Gecikmesi (ECT-Hata Düzeltme Terimi)

Bu çalışmada kullanılan veriler, TCMB elektronik veri dağıtım sistemi ve Türkiye İstatistik Kurumu'nun web sitesinden sağlanmıştır. İthalata ilişkin veriler TCMB'den nominal değerler itibarıyla sağlanmış ve 1987=100 bazlı ithalat fiyat endeksi kullanılarak reel hale dönüştürülmüştür. İthalat fiyat endeksinin kaynağı da TCMB elektronik veri dağıtım sistemidir. Orijinal hali 1994=100 olan ithalat fiyat endeksi, çalışmada kullanılan diğer verilerle uyumlu olması açısından, tarafımızdan 1987=100 bazlı hale dönüştürülmüştür. Ayrıca, yine TCMB'den sağlanan 1995=100 bazlı reel döviz kuru endeksi ⁽⁴⁾ 1987=100 bazlı değerlere dönüştürülmüştür. Analize esas modelin sembolleri Tablo 1'de tanıtılmaktadır.

Analiz için kullanılan serilerin üçer aylık olması nedeniyle mevsimsel etki içerip içermediğine kukla değişken yöntemiyle bakılmış ve GSYİH serisinde

mevsimsellik gözlenmiştir. Bu nedenle, söz konusu seri CENSUS X12⁽⁵⁾ yöntemiyle mevsimsellikten arındırılarak analize dahil edilmiştir. Analizler, Econometric Views 5.1 paket programı yardımıyla yapılmıştır.

Modeldeki değişkenler arası ilişkileri araştırmada kullanılan 3.1 nolu denklemin, regresyon tekniği ile tahmin edilebilmesi için, öncelikle değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Zaman serilerinin durağan olması, ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de, yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreci ifade etmektedir (Gujarati, 2001: 713).

Herhangi bir zaman serisinin durağan olup olmadığı, yapılan çalışmaların büyük çoğunluğunda birim kök testiyle sınanmaktadır. Birim kök üzerine yapılan çalışmalarda, birim kök içeren değişkenlerin EKK yöntemi ile tahmin edilmesi halinde güvenilir olmayan sonuçlara yol açacağı belirtilmiş ve bu durum “sahte regresyon” olarak ifade edilmiştir. Dolayısıyla değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkiler elde dileyebilmesi için, analizi yapılan serilerin durağan seriler olması gerekmektedir. Durağanlığı sağlamak amacıyla uygulanan fark alma işlemi ise, serilerde bilgi kaybına yol açmaktadır. Bunu önlemek amacıyla koentegrasyon yöntemi kullanılmaktadır. Durağan olmayan serilerin “doğrusal” kombinasyonlarının uzun dönemde durağan olmasını ifade eden koentegrasyon ilişkisinin araştırılabilmesi için, bütün değişkenlerin aynı mertebeden durağan olmalıdır (Enders, 1995: 358-359). Bu çalışmada değişkenlerin durağanlıkları Dickey Fuller (DF) ve Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF - Augmented Dickey Fuller) testleri kullanılarak araştırılmıştır (Dickey and Fuller, 1979: 427-431: Dickey and Fuller, 1981: 1057-1072). Bu test sonucunda, aynı mertebeden durağan oldukları anlaşılan ithalat, gelir ve döviz kuru serileri arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığı, Engle-Granger yöntemiyle test edilmiştir (Engle and Granger, 1987: 251-276). Ayrıca bu yöntem, araştırılan koentegrasyon ilişkisinde n tane değişken varsa en çok (n-1) adet koentegre edici vektör olabileceğinden dolayı Johansen yöntemiyle desteklenmiş ve koentegre vektör sayısı araştırılmıştır (Johansen and Juselius, 1988: 231-254: Johansen and Juselius, 1990: 169-210). Johansen yöntemiyle koentegre vektör sayısının bir olduğunun doğrulanması sonucunda Engle-Granger testinin ilk aşamasında tahmin edilen regresyondan (3.1 nolu denklem) elde edilen hata terimlerinin bir dönem gecikmeli değeri hata düzeltme modelinde (3.2 nolu denklem) kullanılarak kısa dönem ilişkileri araştırılmaya çalışılmıştır.

3.2. Analiz Sonuçları

3.2.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkilerin tespit edilmesi için, daha önce de ifade edildiği gibi, serilerin durağan olması gerekmektedir. Trend ve mevsimsellik içeren seriler durağan değildirler. Bu nedenle, öncelikle serilerin mevsimsellik, sabit ve trend gibi deterministik özelliklerine bakılmış ve mevsimsellik gözlemlenen seriler mevsimsellikten arındırılmış olarak modele

katılmıştır. Tablo 2’de modelde yer alan değişkenlerin deterministik bileşenlerine ilişkin sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 2: Değişkenlerin Deterministik Özellikleri

Değişkenler	Sabit	Trend	S ₁	S ₂	S ₃
LnM	8,404 (0,000)	0,024 (0,000)	-0,173 (0,002)	-0,080 (0,149)	-0,068 (0,218)
LnY	9,874 (0,000)	0,008 (0,000)	-0,215 (0,000)	-0,069 (0,000)	-0,27 (0,000)
LnRER	4,712 (0,000)	0,004 (0,000)	-0,019 (0,612)	-0,041 (0,275)	-0,034 (0,365)

*Katsayıların altında parantez içinde yer alan rakamlar olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 2 incelendiğinde, tüm değişkenlerin trend ve sabit değişkeni içerdiği gözlenmektedir. Ayrıca, LnY dışındaki değişkenlerin mevsimsellik içermediği söylenebilir. Bu nedenle söz konusu değişken, mevsimsel düzeltmeye tabi tutularak, modele dahil edilmiştir. Modelde yer alan değişkenlere ilişkin deterministik bileşen gerekliliği araştırıldıktan sonra, stokastik bileşen içerip içermediği, öncelikle DF birim kök testi kullanılarak test edilmiştir. Fakat tahmin edilen modelin hata terimlerinde otokorelasyona rastlanması durumunda, minimum SC (Schwarz Kriteri) değerlerine ulaşıncaya kadar bağımlı değişkenin gecikmeleri de teker teker modele ilave edilerek ADF birim kök testine başvurulmuştur. Test sonuçları Tablo 3’te verilmektedir. Parantez içindeki rakamlar, değişkenler için gecikme uzunlukları olup, Schwarz Kriterine göre otokorelasyonun bulunmadığı minimum gecikmeler olarak bulunmuştur.

Tablo 3: DF ve ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF İstatistiği	Mc Kinnon Kritik Değerleri		
		% 1	% 5	% 10
LnM	-2,683 (5)	-4,12	-3,48	-3,17
LnYSA	-2,971 (0)	-4,11	-3,48	-3,16
LnRER	-3,208 (0)	-4,11	-3,48	-3,16
Δ LnM	-4,201 (4)	-2,605	-1,946	-1,613
Δ LnYSA	-7,565 (0)	-2,602	-1,946	-1,613
Δ LnRER	-8,035(0)	-2,602	-1,946	-1,613

Tablo 3’te yer alan birim kök testi sonuçları incelendiğinde, LnM, LnYSA ve LnRER değişkenleri için mutlak değer itibarıyla ADF istatistiği < ADF kritik değer olduğundan, serilerin bir birim kök içerdikleri, yani durağan olmadıklarını ifade

eden H_0 hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. Çalışmada kullanılan tüm değişkenler düzeyleri itibariyle durağan değildir. Bu nedenle değişkenlerin birinci farkları alınarak tekrar ADF birim kök testlerine tabi tutulmuştur.

Durağanlaştırma işlemi sırasında fark alınırken genellikle trend ve sabit kaybolmaktadır (Tarı, 2005: 400). Bu nedenle, farkı alınmış serilerin grafikleri de sabit ve trend etkisinin olmadığını gösterdiğinden, ADF testine sabit ve trend konulmamıştır. Değişkenlerin birinci farkları itibariyle ADF birim kök testi sonuçları Tablo 3'te yer almaktadır. Bu sonuçlar incelendiğinde, mutlak değer itibariyle ADF istatistiği $>$ ADF kritik değer olduğundan, serilerin bir birim kök içerdikleri, yani durağan olmadıklarını ifade eden H_0 hipotezinin reddedilerek alternatif hipotezin kabul edildiği görülmektedir. Başka bir ifadeyle, çalışmada kullanılan tüm değişkenler birinci mertebeden durağandır. Tüm değişkenlerin aynı mertebeden $I(1)$ entegre olması, Engle-Granger iki aşamalı koentegrasyon testini uygulayabilmenin temel koşulunu sağlamaktadır. Bu durumda, her biri tek başına durağan olmayan serilerin doğrusal kombinasyonlarının durağan olup olmadığını incelenebilir.

3.2.2. Engle-Granger İki Aşamalı Koentegrasyon Analizi Sonuçları

Bu çalışmada kullanılan serilerin birim kök özellikleri incelendikten sonra, değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olup olmadığını test etmek amacıyla Engle-Granger iki aşamalı koentegrasyon testine başvurulmuştur. Daha önce ADF testleri uygulanarak ithalat ($\ln M$) ile birlikte birinci dereceden $I(1)$ entegre olduğuna karar verilen GSYİH ($\ln YSA$) ve reel döviz kuru ($\ln RER$) değişkenleri koentegrasyon analizine dahil edilmiştir. Bütün değişkenlerin aynı mertebeden $I(1)$ durağan olması, bu değişkenlerle kurulacak olan bir modelin, gerçek bir ilişkiyi yansıtabileceği, yani sahte regresyon olma ihtimalinin düşük olduğunu göstermektedir. Bu nedenle, ithalat talebi modeline ilişkin regresyon denklemi, EKK yöntemiyle tahmin edilmiş ve bu modelden elde edilen hata terimlerinin durağanlığı araştırılmıştır. Tahmin edilen ithalat talep denklemi (3.3) ve tahmin sonuçları (Tablo 4) aşağıda verilmektedir.

$$\ln M = \beta_0 + \beta_1 \ln YSA + \beta_2 \ln RER + RES \quad (3.3)$$

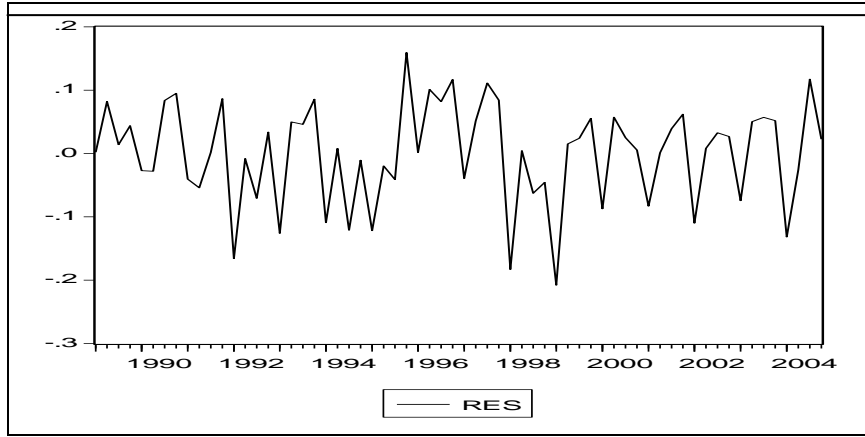
Tablo 4: İthalat Talep Denkleminin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	T istatistiği	Olasılık
Sabit	-20,05	0,62	-32,17	0,00
$\ln YSA$	2,72	0,08	33,34	0,00
$\ln RER$	0,31	0,10	3,07	0,00
$R^2 = 0,97$	D.W. = 2,105		F = 1121,74	

İthalat talep denkleminin tahmin edilmesinin ardından ikinci adım olarak regresyondan elde edilen hata terimlerinin durağanlığı araştırılmıştır. Ancak durağanlık araştırması sonuçlarından önce koentegrasyon ilişkisi için tahmin

edilen ithalat talep denkleminde elde edilen hata terimlerinin (RES) görünümü Şekil 1'de sunulmuştur.

Şekil 1: Koentegrasyon ilişkisi Hata Terimlerinin Görünümü



Şekil 1'de görüleceği üzere, seriler arasındaki koentegrasyon ilişkisinden elde edilen hata terimi (RES) sıfır ortalama etrafında dalgalanmaktadır. Bu durum modelde yer alan ve bireysel olarak durağan olmayan serilerin doğrusal bileşiminin durağan olabileceğine işaret etmektedir. Bu sebeple, ithalat talep denkleminde ilişkin hata terimlerinin (RES'lerin) durağan olup olmadığı ADF birim kök testi yardımıyla araştırılmıştır. Hata terimlerine ilişkin uygulanan ADF test sonuçları, Tablo 5'te özetlenmiştir.

Tablo 5: Hata Terimine İlişkin ADF Test Sonuçları

ADF Test İstatistiği	-3,804		
Engle-Yoo Kritik Değerler ⁽⁶⁾ (3 değişken ve 50 gözlem için)	% 1	% 5	% 10
	-4,45	-3,75	-3,36

Hata terimine ilişkin ADF birim kök testi incelendiğinde, hata terimlerinin % 5 ve % 10 önem düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. ADF test istatistiğinin mutlak değerleri Engle-Yoo kritik değerlerini aşmaktadır. Bu nedenle, hata terimlerinin durağan olmadığı H_0 hipotezi reddedilerek hata terimlerinin durağan olduğu alternatif hipotezi kabul edilmektedir. Başka bir ifadeyle, $RES \sim I(0)$ olarak bulunduğundan, ithalat (LnM), yurtiçi reel gelir ($LnYSA$) ve reel döviz kuru ($LnRER$) arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusu olup bu değişkenler aynı stokastik trendi paylaşmakta ve birlikte hareket etmektedirler.

Yapılan koentegrasyon testinin seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını doğrulaması, serilerin düzey değerleri ile tahmin edilen regresyonun sahte ilişkiden çok gerçek ilişkiyi yansıttığını göstermekte; yani, regresyondan elde

edilen katsayıların anlamlı olduğunu ve klasik t ve F testlerinin kullanılabileceğini ifade etmektedir (Kutlar, 1998: 253). Bu çerçevede daha önce serilerin düzey değerleri ile hesaplanmış olan regresyon yorumlanabilir.

$$\text{LnM} = -20,05 + 2,72 \text{ LnYSA} + 0,31 \text{ LnRER} \quad (3.4)$$

$$R^2 = 0,97 \quad \text{DW} = 2,10 \quad \text{F} = 1121,74$$

Tahmin sonuçlarında katsayıların işaretleri beklentilere uygun çıkmıştır. Parametreler istatistiki açıdan önemlidir ve model bir bütün olarak anlamlıdır. Bu çerçevede, reel kurdaki % 10' luk artış, ithalatta % 3,1'lik bir artışa neden olmaktadır. Yurtiçi gelirden meydana gelen % 10'luk artış ise ithalatta % 27,2'lik bir artışa neden olmaktadır. Bu regresyon sonuçları göstermektedir ki, yurtiçi reel gelir, ithalatı belirleyen çok önemli bir değişken iken, reel kuru ithalat üzerindeki belirleyiciliği daha azdır.

3.2.3. Johansen Koentegrasyon Analizi Sonuçları

İthalat talebine ilişkin değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı Engle-Granger Koentegrasyon analizi yanında Johansen Koentegrasyon yöntemiyle de araştırılmıştır. Johansen yönteminin tahmini sonucu ele alınan değişkenler arasında tek bir koentegrasyon vektörünün varlığı doğrulanırsa Engle-Granger Koentegrasyon analizi sonuçlarıyla devam edilecektir. Öncelikle ele alınan değişkenler arasında uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi amacıyla VAR modeli tahmin edilmiş ve bu modelden elde edilen minimum gecikme uzunluklarına ilişkin tahmin sonuçları Tablo 6'da özetlenmiştir.

Tablo 6: Johansen Koentegrasyon Testi Minimum Gecikme Uzunluğu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	227.6291	NA	8.68e-08	-7.745830	-7.639256	-7.704317
1	249.1275	40.03147	5.65e-08	-8.176809	-7.750510*	-8.010757
2	253.0664	6.927138	6.74e-08	-8.002290	-7.256268	-7.711700
3	279.5370	43.81345	3.72e-08	-8.604726	-7.538979	-8.189596
4	295.8814	25.36199*	2.92e-08*	-8.857981*	-7.472510	-8.318312*
5	300.4661	6.639791	3.47e-08	-8.705726	-7.000532	-8.041518

* kritere ilişkin seçilen gecikme uzunluğu; LR: Olabilirlik oranı test istatistiği (% 5 düzeyinde); FPE: Son tahmin hatası kriteri; AIC: Akaike bilgi kriteri; SC: Schwarz bilgi kriteri; HQ: Hannan-Quinn bilgi kriteri.

Tablo 6 incelendiğinde, AIC, LR, FPE ve HQ değerlerinin 4 gecikme için minimum değer verdiği ve SC için ise 2 gecikmenin minimum değer verdiği gözlenmektedir. Dört kriterin aynı gecikmede minimum değer vermesi üzerine, Johansen koentegrasyon analizi için optimal gecikme uzunluğu 4 olarak alınmıştır.

Tablo 7’de yer alan Johansen koentegrasyon test sonuçları incelendiğinde, hem maksimum öz değer testi, hem de iz testi istatistiklerine göre, % 5 anlamlılık düzeyinde, ithalat (LnM), reel gelir (LnYSA) ve reel döviz kuru (LnRER) arasında uzun dönem ilişkisini ifade eden bir koentegre vektörün var olduğu görülmektedir. Herhangi bir koentegre vektörün bulunmadığını ($r = 0$) öne süren sıfır hipotezi için maksimum özdeğer istatistiği 24,57; iz istatistiği ise 29,98 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler, % 5 anlamlılık düzeyinde maksimum özdeğer testi için 21,13 ve iz testi için 29,79 olan kritik değerlerden yüksektir. Bu nedenle koentegre vektör bulunmadığını öne süren sıfır hipotezi her iki test tarafından da reddedilmiştir. Bunun anlamı, bir koentegre vektörün var olduğudur. Ayrıca birden fazla koentegre vektörün var olduğunu gösteren hipotezler de reddedildiğinden koentegre vektör sayısının 1 olduğu anlaşılmıştır.

Tablo 7: Johansen Koentegrasyon Test İstatistikleri

Maksimum Öz Değer Testi (Maximum Eigenvalue Test)				İz Testi (Trace Test)			
Boş (H_0) Hipotez	Alternatif Hipotez	Test İstatistiği	% 5 Kritik Değeri	Boş (H_0) Hipotez	Alternatif Hipotez	Test İstatistiği	% 5 Kritik Değer
$r = 0$	$r = 1$	24,57	21,13	$r = 0$	$r > 0$	29,98	29,79
$r = 1$	$r = 2$	3,66	14,26	$r \leq 1$	$r > 1$	5,40	15,49
$r = 2$	$r = 3$	1,73	3,84	$r \leq 2$	$r > 2$	1,73	3,84

Bu sonuçlara göre, ele alınan dönem itibariyle, reel ithalat, reel gelir ve reel döviz kuru arasında uzun dönemde bir tane koentegrasyon ilişkisi vardır. Koentegre vektörü, ithalat değişkeninin katsayısına göre normalize edildiğinde, değişkenler arasında aşağıda verilen ilişki elde edilmiştir.

$$\text{LnM} = 2,78 \text{ LnYSA} + 0,20 \text{ LnRER} \quad (3.5)$$

Johansen testi sonucunda elde edilen koentegre vektöre ilişkin katsayıların Engle-Granger yöntemiyle hesaplanan katsayılara benzer olduğu görülmektedir. Bu analiz sonuçları, ithalatın gelir esnekliğinin çok yüksek (2,78), kur esnekliğinin çok küçük (0,20) olduğunu göstermektedir.

3.2.4. Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

Engle-Granger koentegrasyon testinin ilk aşamasında, uzun dönemli koentegrasyon ilişkisinin bulunması ve bu ilişkinin Johansen yöntemiyle doğrulanmasının ardından, ikinci aşama olarak bu değişkenlerin kısa dönemli davranışları, hata düzeltme modeli çerçevesinde ele alınmıştır. Hata düzeltme modelinde, bağımlı değişkendeki değişme, açıklayıcı değişkenlerin durağan halleri ile gecikmeli değerlerinin ve koentegrasyon denkleminde elde edilen hata terimleri serisinin gecikmeli değerinin fonksiyonu olarak ifade edilmektedir.

⁽⁷⁾ Burada hata düzeltme teriminin katsayısı, bağımlı değişkende kısa dönemdeki

dengeşizliğin ne kadarının bir sonraki dönemde düzeltildiğini gösterir. Hata düzeltme modelinde, değişkenler durağan oldukları seviyeleriyle kullanılır. Bu bağlamda tahmin edilecek hata düzeltme modeli ve tahmin sonuçları aşağıda verilmektedir.

$$\Delta \ln M_t = a_0 + a_1 \text{RES}_{t-1} + \sum_{i=0}^{i=n} a_2 \Delta \ln \text{YSA}_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=n} a_3 \Delta \ln \text{RER}_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=n} a_4 \Delta \ln M_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Hata düzeltme modelinde, Granger nedensellik testleri, a_2 ve a_3 katsayılarının bir grup olarak Wald F istatistiğine göre istatistiki olarak sıfırdan farklı olup olmadığının ve/veya hata düzeltme teriminin katsayısının (a_1) anlamlı olup olmadığının incelenmesiyle yerine getirilmektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısının (a_1) anlamlılığı, uzun dönem Granger nedenselliği gösterirken, a_2 ve a_3 katsayılarının bir grup olarak anlamlı olması, kısa dönem Granger nedenselliği göstermektedir.

Hata düzeltme modelindeki maksimum gecikme uzunluğu, verilerin üçer aylık olması nedeniyle dört olarak seçilmiştir. Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Kriteri (SC) değerlerini minimize eden gecikme uzunluğu, optimal gecikme değeri olarak alınmıştır. Bu çerçevede hesaplanan hata düzeltme modeline ilişkin sonuçlar Tablo 8'de özetlenmiştir.

Tablo 8: Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	T istatistiği	Olasılık
c	-0.011836	0.008536	-1.386620	0.1715
Res(-1)	-0.687738	0.107050	-6.424443	0.0000
$\Delta \ln M(-4)$	0.574253	0.071043	8.083127	0.0000
$\Delta \ln \text{YSA}$	2.634561	0.266812	9.874229	0.0000
$\Delta \ln \text{YSA}(-1)$	0.527147	0.226068	2.331804	0.0236
$\Delta \ln \text{YSA}(-4)$	-1.081306	0.333542	-3.241885	0.0021
$\Delta \ln \text{RER}$	0.407785	0.096366	4.231633	0.0001
$R^2 = 0.86$ $\bar{R}^2 = 0.84$ $F_{\text{hes}} = 55.5$ Wald F İstatistiği (4,52) = 58 (0,00) * Jargue-Bera = 0,73 (0,69) Breusch-Godfrey LM Testi $F_{\text{hes}} = 0,32$ (0,72) *				

* İstatistiğe ait olasılık değerini göstermektedir.

Tablo 8'de yer alan sonuçlar, hata düzeltme modelinin reel ithalattaki değişimi açıklama gücünün oldukça yüksek olduğunu göstermektedir. Düzeltilmiş R^2 değeri 0,84 olarak çıkmıştır. Yapılan testler, modelde herhangi bir sorun

bulunmadığına işaret etmektedir. Jarque-Bera testine göre, hata terimlerinin dağılımı normaldir. Modelde bağımlı değişkenin de gecikmeli değeri yer aldığından otokorelasyon için DW testi yerine, Breusch ve Godfrey'in geliştirdiği otokorelasyon testi kullanılmış ve otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca modelde, hata düzeltme teriminin katsayısı, beklendiği gibi negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Söz konusu katsayının değeri, cari dönemdeki dengesizliğin % 68'lik bölümünün bir sonraki dönemde giderildiğini göstermektedir. Bu durum modelin uzun dönem dengesine ayarlanma hızının oldukça yüksek ($1/0,68 =$ yaklaşık 1,4 çeyrek dönem) olduğunu göstermektedir. Hata düzeltme terimi dışındaki $\Delta \ln YSA$ ve $\Delta \ln RER$ 'e ilişkin katsayıların bir bütün olarak anlamlı olup olmadığına yönelik yapılan Wald F testi sonuçları da reel döviz kuru ve reel gelirden ithalata doğru kısa dönemli nedenselliğe işaret etmektedir. Uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de reel ithalatı en fazla etkileyen değişkenin reel yurtiçi gelir olduğu görülmektedir. Reel yurtiçi gelir değişkeninin katsayısı, reel döviz kuru değişkeninin katsayısından yüksek çıkmıştır.

Bu çalışmanın ampirik bulgularına göre, Türkiye ithalat talebinin gelir esnekliği, hem uzun dönemde, hem de kısa dönemde yüksek; fiyat esnekliği ise, düşük çıkmıştır. Ayrıca, uzun dönem dengesinden uzaklaşma 1,4 çeyrek dönem sonra dengeye gelmektedir. Yüksek gelir esnekliği, Türkiye'nin dışa bağımlı bir ülke olduğunun; yani ithalatın GSMH içindeki payının büyük olduğunun, düşük fiyat esnekliği ise ithalatın yatırım malı ve hammadde gibi sanayileşme için gerekli olan girdi niteliğindeki mallardan oluştuğunun bir göstergesidir.

4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Gerek makro ekonomik istikrarın sağlanması, gerekse dış ticarete yönelik politikaların belirlenmesi için dış ticaretin ve onun bileşenlerinin gelecekte nasıl bir seyir izleyeceğinin tahmin edilmesi gereğinden hareketle hazırlanmış olan bu çalışmada, ilgili literatür göz önüne alınarak ithalatın temel belirleyicileri bir ekonometrik model yardımıyla tahmin edilmiştir. Uzun dönem analiz sonuçlarına göre Türkiye ithalatının gelir esnekliği ve döviz kuru esnekliği, sırasıyla 2,72 ve 0,31 olarak bulunmuştur. Bu sonuç, ithalatın reel döviz kuruna nispetle reel gelire karşı yüksek bir duyarlılığa sahip olduğunu göstermektedir. İthalatın reel döviz kuru esnekliğinin düşük olmasından hareketle, ekonominin iktisadi büyüme sürecine girdiği dönemlerde Türkiye ithalatında önemli bir miktarda artış gözleneceğini, bu anlamda ithalatta gelir etkisinin fiyat etkisinden çok daha büyük olduğunu söylemek mümkündür.

Türkiye ekonomisinin kronik cari açık sorununun orta ve uzun dönemde daha fazla derinleşmemesi için öncelikli hedef, büyüme ve reel gelir artışından beslenen ithalat artışını frenlemek üzere, ithalatın büyük çoğunluğunu oluşturan ara ve yatırım mallarını ikame edecek yeni kapasitelerin yaratılması olmalıdır. Ayrıca, ithalatın döviz kuru esnekliğinin düşük olması, ulusal paranın değerini düşürerek cari açığı azaltma çabasının fazla etkin bir yaklaşım olmayacağına işaret etmektedir.

Ampirik bulgulara dayanarak, Türkiye ekonomisinin 2002 yılından itibaren içinde bulunduğu büyüme trendinin ürettiği dış açık sorununun aşılması için büyümeden beslenen ithalat bileşenlerinin saptanması ve özellikle ara ve yatırım mallarının yurt içi üretimi için yatırım teşviklerinin yönlendiriciliğinden yararlanılması önerilmeye değer görülmektedir. Ara ve yatırım malları üretimine yönelik kurulu kapasitelerin geliştirilmesi büyük önem arz etmektedir. Öte yandan, büyüme ve reel gelir artışının ithalata yönelme eğilimini zayıflatacak, gelir dağılımı politikalarını da içeren mekanizmalar geliştirilmelidir.

SON NOTLAR

(*) Bu makale, Doç. Dr. Yusuf Bayraktutan danışmanlığında Arş. Gör. Hanife Bıdırdı tarafından Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü'nde hazırlanan yüksek lisans tezinin teorik ve analitik çerçevesinden yararlanılarak hazırlanmıştır.

(1) Bu ülkeler, Arjantin, Brezilya, Ekvator, Fas, Filipinler, Gana, Hindistan, Kolombiya, Kosta Rika, Pakistan, Peru, Sri Lanka, Şili, Türkiye ve Uruguay'dır.

(2) Bu ülkeler, Brezilya, Güney Afrika, Hindistan, İsrail, Kore, Tayland ve Yunanistan'dır.

(3) Ele alınan değişkenlere ilişkin verilere 1989:01-2004:4 itibariyle ulaşılabildiği için araştırma dönemi bu şekilde belirlenmiştir.

(4) Endeks, IMF tanımına göre ve on dokuz ülke (Belçika, Almanya, İspanya, Fransa, İsviçre, Hollanda, İtalya, İngiltere, ABD, Japonya, İsveç, Avusturya, Kanada, Kore, Tayvan, İran, Brezilya, Çin ve Yunanistan) itibariyle hesaplanmaktadır. TCMB'nin internet sitesinden elde edilebilen serinin baz dönemi Ocak 1995'tir. Söz konusu endekste hesaplamalarda yurtiçi ve yurtdışı fiyat endeksi olarak tüketici fiyatları kullanılmakta ve Endekste artışlar Türk lirasının yabancı paralar karşısında reel olarak değer kazandığını, azalışlar ise ulusal paranın değer yitirdiğini ifade etmektedir. Ayrıntılı bilgi için bkz. TCMB, "Reel Efektif Döviz Kuru İçin Metodolojik Açıklama", <http://www.tcmb.gov.tr/ucaylik/ua7/a121.pdf> (12.01.2007)

(5) Mevsimlik etkilerin belirlenmesinde ve serilerin mevsimsel etkilerden arındırılmasında kullanılan çeşitli yöntemler bulunmaktadır. Bunlar, mevsim indeksi (hareketli ortalamalar) yöntemi, mevsimsel kukla değişken yöntemi ve mekanik arındırma yöntemleri olarak da CENSUS II, X11 gibi yöntemlerden oluşmaktadır. Çalışmamızda serilerin mevsimsel etkilerden arındırılması için CENSUS X12 yöntemi kullanılmıştır. Hareketli ortalamaya oran yaklaşımına dayanan bu yöntem, hareketli ortalama hesaplanırken, serinin başından ve sonundan kaybedilen değerlerin yerine konulması ile ulaşılan ön tahminlerle kesin tahminlerin elde edilmesi ve bu şekilde de trend, konjonktür ve rassal bileşenlerin tespitine imkan vermektedir. CENSUS I, X11, X11-ARIMA, X12-

ARIMA gibi birçok çeşitlemesi olan bu yöntemde amaç, trend konjonktüründen mevsimselliğin ayrıştırılması ve rassallığın dışlanmasıdır. Bilgisayar programları ile pratik olarak tahmin edilen yöntem, ek bilgi ve testler kullanmasından ötürü hayli karmaşık bir yapı arz etmekte ve birçok adımdan oluşmaktadır. Yöntemle ilgili ayrıntılı bilgi için bkz. (Akgün, 2003: 28-38).

⁽⁶⁾ Hata terimlerinin durağan olup olmadığına karar verilirken DF ve ADF testlerinde kullanılan kritik değerler yerine Engle-Yoo (1987) tarafından geliştirilen, 50, 100, 250 ve 500 gözlem için hesaplanan kritik değerler kullanılır. (Engle and Yoo, 1987: 143-159)

⁽⁷⁾ Hata düzeltme modelinin uygulanması ile ilgili benzer çalışmalar için bkz. (Çevik, 2001: 40-43.: Kotan and Saygılı, 1999: 13-14.: Vehbi, 2002: 22-71).

KAYNAKÇA

ACAR, M. S. (1980): "Gelir Değişmelerinin İthalat ve İhracat Üzerindeki Etkisi", Ege Üniversitesi İktisat Fakültesi Dergisi, 1: 83-87.

AKGÜN, I. (2003): Geleneksel Zaman Serisi Yöntemleri, İstanbul, Der Yayınları,

ALTAY, S. (1988): "Türkiye'de Dış Ticaret Fiyatları ve İthalatın Gelir Esnekliği", TCMB Üç Aylık Bülteni, (Temmuz):1-17.

AYDIN, M. F., ÇIPLAK, U. and YÜCEL, M. E., (2004): "Export Supply and Import Demand Models for Turkish Economy," CBRT Working Paper, No:04/09 (June): 1-27.

BAHMANİ-OSKOOEE, M. (1986): "Determinants of International Trade Flows: The Case of Developing Countries", Journal of Development Economics, 20: 107-123.

BERKSOY, T. (1994): Dış Ticarete Liberalleşme ve İthalat Eğilimleri, İstanbul, İstanbul Ticaret Odası Yayınları, Yayın No: 1994-27.

ÇEVİK, S. (2001): "Econometric Modeling of Import Demand and Export Supply In Turkey", (Unpublished Master Thesis), The Institute of Economics and Social Sciences, Bilkent University, Ankara.

DICKEY, D. A., and FULLER, W. A. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of American Statistical Association, 74: 427-431.

DICKEY, D. A., and FULLER, W. A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49: 1057-1072.

DUTTA, D., and AHMED, N. (1999): "An Aggregate Import Demand Function for Bangladesh: A Cointegration Approach", *Applied Economics*, 31: 465-472.

DUTTA, D., and AHMED, N. (2004): "An Aggregate Import Demand Function for India: A Cointegration Analysis" *Applied Economics Letter*, 1: 607-613.

ENDERS, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*, New York, John Wiley and Sons Inc..

ENGLE, R. F., and GRANGER, C. W. J. (1987): "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55: 251-276.

ENGLE R. E. and YOO, B. S. (1987): "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", *Journal of Econometrics*, 35: 143-159.

GUJARATI, D. N. (2001): *Temel Ekonometri* (Çev. Ü. Şenesen ve G. G. Şenesen), Literatür Yayıncılık, İstanbul.

JOHANSEN, S., and JUSELIUS, K. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.

JOHANSEN, S., and JUSELIUS, K. (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Application to The Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol: 52, No: 2: 169-210.

KADILAR, C. ve ŞİMŞEK, M. (2004): "Türkiye İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünleşme Analizi", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5/1: 27-34.

KHAN, M. S. (1974): "Import and Export Demand in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, 21: 678-693.

KOTAN, Z. and SAYGILI M. (1999): "Estimating an Import Function for Turkey", *Estimating an Import Function for Turkey*, CBRT Discussion Paper, No: 9909, (September): 1-27.

KUTLAR, A. (1998): *Bilgisayar Uygulamalı Ekonometriye Giriş*, İstanbul, Beta Yayınları.

OPUŞ, S. (1999): "Dış Ticaret Esneklikleri: Türkiye İthalat Talebinin Gelir ve Fiyat Esneklikleri Üzerine Bir Analiz" (Basılmamış Yüksek Lisans Tezi), Atatürk Üniversitesi SBE, Erzurum.

ÖZATAY, F. (1997): "A Quarterly Macroeconometric Model for a Highly Inflationary and Indebted Country: Turkey", *Yapı Kredi Araştırma Tebliği*, No: 97-05: 1-48.

SAATÇİOĞLU, C. (2005): "1990 Sonrası Türkiye Ekonomisinde Yaşanan Başlıca Gelişmeler Bağlamında İthalat Büyüklüğü Üzerine Ampirik Çalışma", Marmara Üniversitesi SBE Dergisi,6/24: 209-216.

SERİN, N. (1981): Kalkınma ve Dış Ticaret: Az Gelişmiş Ülkeler ve Türkiye Yönünden, 3. Baskı, Ankara, Ankara Üniversitesi SBF Yayınları, Yayın No: 463.

SEYİDOĞLU, H. (2003): Uluslararası İktisat: Teori, Politika ve Uygulama, 15. Baskı, İstanbul, Güzem Yayınları.

SINHA, D., and SINHA, T. (2000): "An Aggregate Import Demand Function for Greece", Atlantic Economic Journal, 28/2:196-209.

TANSEL, A. ve TOGAN, S. (1987): "Price and Income Effect in Turkish Foreign Trade", Welwirtschaftliches Archiv, 132: 521-533.

TARI, R. (2005): Ekonometri, 3. Baskı, İstanbul, Avcı Ofset.

TCMB (2007): "Reel Efektif Döviz Kuru İçin Metodolojik Açıklama", <http://www.tcmb.gov.tr/ucaylik/ua7/a121.pdf>, (12.01.2007).

TOGAN, S. (1993): 1980'li Yıllarda Türk Dış Ticaret Rejimi ve Dış Ticaretin Liberasyonu, Ankara, Türk Eximbank Yayını.

VEHBİ, M. T. (2002): Türk Dış Ticaretinin Tahmini: Hata Düzeltme Modellerinin Bir Uygulaması, Ankara, Hazine Müsteşarlığı Yayını.