

REEL EFEKTİF DÖVİZ KURUNUN İHRACAT ARZI ÜZERİNE ETKİSİ

Adnan KASMAN¹, Saadet KASMAN²

^{1,2}Dokuz Eylül Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İngilizce İktisat Bölümü, Yardımcı Doçent Dr.

THE EFFECT OF REAL EXCHANGE RATES ON EXPORT SUPPLY

Abstract: This paper examines the response of Turkey's exports to a real exchange rate-based trade reform programme using the techniques of cointegration and error correction. The model was estimated for Turkish export using quarterly data for the period 1982-2002. The empirical results indicate that there exists a unique long-run relationship among exports, relative export price, industrial production index, and real effective exchange rate. The short-run dynamics of Turkey's export supply has been examined by estimating an error correction model in which the error correction term has been found to be correctly signed and statistically significant. The coefficient estimate of the error correction term is -0.328 indicating a high speed of adjustment to equilibrium.

Keywords: Real Effective Exchange Rate, Cointegration, Error-Correction Model

REEL EFEKTİF DÖVİZ KURUNUN İHRACAT ARZI ÜZERİNE ETKİSİ

Özet: Bu makalede reel efektif döviz kuruna dayalı liberalizasyon politikalarının ihracat arzı üzerine etkisi çeyreklik veriler kullanılarak ampirik olarak incelenmeye çalışılmıştır. 1982-2002 dönemini kapsayan bu çalışmada, eşbütünleşme ve hata-düzeltilme teknikleri kullanılarak ihracat modeli tahmin edilmiştir. Elde edilen ampirik bulgular reel ihracat, nispi ihracat fiyatı, sanayi üretim indeksi ve reel efektif döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını göstermektedir. İhracat arzının kısa dönemli dinamikleri bir hata-düzeltilme modeli kullanılarak incelenmiştir. Modeldeki hata-düzeltilme terimi doğru işarete sahip olup istatistiksel olarak anlamlıdır. Hata-düzeltilme katsayısı -0.328 olarak tahmin edilmiştir. Bu sonuç ihracat arzında görülen kısa dönemli dengesizliğin hızlı bir şekilde (yaklaşık dokuz ay) düzeldiğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Reel Efektif Döviz Kuru, Eşbütünleşme, Hata-Düzeltilme Modeli

I. GİRİŞ

Geçen yirmi yılda dış ticaretini liberalize eden gelişmekte olan ülkelerin bir çoğunun ihracatında (özellikle imalat sektörü ihracatında) önemli bir artış olduğu gözlenmiştir [1-3]. Bu artışın bir kaç önemli nedeni vardır. Bu nedenlerden ilki dış ticaret reformu ile birlikte ihracat üzerindeki kısıtlamaların kaldırılmasıdır. Bu kısıtlamaların kaldırılması, ihracat yapan firmaları uluslararası piyasalarda daha rekabetçi bir konuma getirmiştir. Diğer önemli iki neden aşırı değerlendirilmiş kurların düzeltilmesi ve ihracat potansiyeline sahip sektörlerin geliştirilebilmesi için teşviklerin verilmesidir.

1980'den önce Türkiye, ithal ikameci bir sanayileşme politikası izleyen dışa kapalı küçük bir ekonomi idi. Bu politika özellikle planlı dönem olan 1960-1980 arasında yoğun bir şekilde uygulanmıştır. İthal ikamesine yönelik kalkınma stratejisinde ilk başlarda başarılı olursa da, özellikle 1970'li yılların başlarında ve sonlarında ortaya çıkan iki önemli petrol krizi ara girdi ithalatını olumsuz yönde etkilemiş ve ithalat giderlerini büyük oranda artırmıştır. Bu gelişmelerin sonucunda, Türkiye ekonomisi tarihinin en yüksek dış ticaret ve cari hesap açığını vermiştir. Dış borçların önemli ölçüde artması, büyüme oranının negatife düşmesi ve

enflasyonun yükselmesi de bu döneme rastlamaktadır.

1970'lerin olumsuzluklarını gidermek ve kronik hale gelen döviz darboğazını aşmak amacıyla dönemin hükümeti 24 Ocak 1980'de ekonomik istikrar ve reform programını açıklamıştır. Açıklanan program, hem dış ticaret reformunu hem de finansal reformu içermektedir. Dış ticaret reformunun en önemli amaçlarından biri dışa açık bir büyümenin koşullarının yaratılmasıydı. İhracatın teşvik edilmesi ile ilgili birçok düzenleme yapıldı ve ithalat üzerindeki kısıtlamaların kaldırılması, bu amaca yöneliktir. Bir önceki dönemin aksine, 1980'ler boyunca ihracata yönelik kalkınma stratejisi uygulanmıştır. Bu stratejiyi desteklemek amacıyla, sabit kur sistemi terk edilmiş, dalgalı kur politikası izlenmeye başlanmıştır. Dalgalı kur politikasıyla birlikte Türk Lirası (TL) Amerikan Dolarına karşı %100'e varan oranlarda devalüe edilmiş ve Mayıs 1981'den itibaren Merkez Bankası günlük kur ayarlamaları için görevlendirilmiştir. Günlük bazda değişmelerle TL reel anlamda yabancı paralara karşı değer kaybetmeye devam etmiştir. Bu politikanın ana amacı, ihracat yapan firmaları uluslararası piyasada rekabet edebilir konuma getirmektir.

Dışa açık büyüme stratejisinin bir sonucu olarak, özellikle 1981-1989 yılları arasında ihracatta sürekli bir artış gözlenmiştir. Bu dönemde bir yandan ihracat büyük

oranda artarken, diğer yandan da imalat sektörünün toplam ihracat içindeki payı önemli oranda artmıştır. İhracatta gözlemlenen önemli artışın nedeni, reel döviz kuruna dayalı dış ticaret liberalizasyon politikaları sonucunda TL'nin reel anlamda değer kaybetmesi, ihracatı teşvik eden politikalar ve iç talepteki daralmadır.

1981-1989 yılları arasında uygulanan politikaların önemli bir bölümü 1990'larda terk edilmiştir. 1989 yılında yabancı sermaye hareketleri üzerindeki kısıtlamaların kaldırılması, ihracatı teşvik politikalarının büyük oranda kaldırılması ve TL'nin reel anlamda değer kazanması dış ticaret açığını tekrar problem haline getirmiştir. 1990'larda uygulanan politikalar sonucu, ülkeye sıcak paranın girişi ve spekülasyon atakları nedeniyle 1994'te önemli bir finansal kriz yaşanmış ve TL Amerikan Dolarına karşı %120 devalüe edilmiştir. 1994'te ihracatta önemli bir artış gözlenirse de, 1995 ve daha sonraki yıllarda izlenen büyüme ve harcamaya yönelik politikalar nedeniyle iç talep artmış ve TL'nin reel anlamda tekrar değer kazanmasıyla birlikte ithalat da artmıştır (Türkiye ekonomisinin 1980-2000 yılları arasındaki deneyimleri Boratav ve Yeldan (2001) [4] ve Akyuz ve Boratav 'da (2002) [5] detaylı olarak tartışılmıştır).

Reel döviz kurunun ihracat arzı üzerindeki etkisi pek çok akademik çalışmaya konu olmuştur. Bu konuda yapılmış ampirik çalışmalar, başarılı dış ticaret reformunun en önemli koşullarından birinin yüksek oranlı devalüasyonlar olduğunu göstermiştir [6-11]. Türkiye için ihracat fonksiyonu tahmini ile ilgili çok az sayıda akademik çalışma bulunmaktadır. Saygılı, Şahinbeyoğlu ve Özbay (1998) çeşitli döviz kuru göstergelerini kullanarak döviz kurlarının ihracat fonksiyonunu tahmin etme performansını test etmeye çalışmışlardır [12]. Bu çalışmada hata- düzeltme modeli kullanılarak ihracat fonksiyonu tahmin edilmiştir. İhracat talebinin, gelirin ve reel döviz kurunun bir fonksiyonu olduğu varsayılmıştır. Şahinbeyoğlu ve Ulaşan (1999) Türkiye için bir ihracat arz ve talep fonksiyonu tahmin ederek, dönemler arası yapısal bir kırılma olup olmadığını araştırmışlardır [13].

Bu çalışmanın ana amacı, reel efektif döviz kuruna (REER) dayalı dış ticaret reformunun ihracat arzı üzerindeki etkisini üçer aylık veriler kullanarak 1982-2002 dönemi için ekonometrik olarak ölçmektir. Bu çalışma ile yukarıda belirtilen iki çalışma arasında önemli farklar vardır. Birincisi; çalışmanın kapsadığı dönemin farklı olmasıdır. İkincisi, ihracat arz fonksiyonunun önemli bir değişkeni olan nispi ihracat fiyatları, belirtilen her iki çalışmada da fonksiyona dahil edilmemiştir. Üçüncü fark, reel efektif döviz kurunun hesaplanması ile ilgilidir. Bu çalışmada, ihracat ağırlıklı bir reel efektif döviz kuru indeksi oluşturulmuştur. Böylelikle, reel efektif döviz kurundaki değişmelerin, ihracat arzı üzerindeki etkileri incelenmeye çalışılmıştır. Anahtar değişken olan reel efektif döviz kuru (REER), ihracat

yapan firmaların rekabetçi gücünü temsil eden bir indeks olarak kullanılmaktadır.

Çalışmanın geri kalan kısmı aşağıdaki gibi düzenlenmiştir. İkinci bölümde Türkiye için bir ihracat arz fonksiyonu tanımlanmıştır. Üçüncü bölüm veri seti ile ilgili detayları vermektedir. Ampirik sonuçlar dördüncü bölümde tartışılmıştır. Çalışmanın sonuçları beşinci bölümde özetlenmiştir.

II. İHRACAT ARZI MODELİ

Türkiye'nin dünya ihracatı içindeki payı oldukça düşüktür (2001 sonunda Türkiye'nin payı yaklaşık %0.42'dir). Bu nedenle, Türkiye gibi nispi olarak küçük ülkelerdeki ihracatçılar, ithalat yapan ülkelerdeki talep koşullarını veri olarak alırlar (Mal ve hizmetlerin dünya fiyatlarının yerli üreticiler ve tüketiciler tarafından veri olarak alınması, "küçük ülke" varsayımına dayandırılır). Bu durumda ihracat talebinin fiyat elastikiyeti sonsuzdur. Talebin fiyat elastikiyetinin sonsuz olması, ihracat arzının bir tek fonksiyonda modellenmesini olanaklı kılmaktadır.

İhracat arzının modellenmesinde ithal ve ihraç mallarının yerli mallar için tam ikame olmadığını varsayan "tam olmayan ikameler modeli" (imperfect substitutes model) kullanılacaktır. Bu modelde yer alan ilk değişken ihracat fiyatıdır. Bu değişken ile, ihracat arzının nispi ihracat fiyatına ne kadar duyarlı olduğunu tahmin etmek mümkün olmaktadır. İkinci değişken, ülkenin üretim kapasitesini ifade eden gayri safi yurt içi hasıladır. Teori, üretim kapasitesindeki bir artışın ihracat performansı üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Üretim kapasitesinin etkin kullanılması bir yandan ihracatı artırırken, diğer taraftan ihracatın artması üretim kapasitesinin artmasına yardım etmektedir. Modeldeki üçüncü değişken, anahtar değişken olan reel efektif döviz kurudur (REER). Bu değişken, iç ve dış piyasalardaki fiyat değişmelerini, nominal döviz kurunu, tarifeleri ve sübvansiyonları içerir. Bu değişken, aynı zamanda firmaların rekabet edebilirliğini gösteren önemli bir değişkendir. Son olarak, modele bir kukla değişken ilave edilmiştir. Bu değişkenin modele konulmasının amacı, 1982-1989 dönemi ile 1990-2002 dönemi arasında, eğer varsa ihracat performansları arasındaki farklılıkların izlenebilmesidir. Özellikle ikinci dönemde reel döviz kuruna dayalı liberalizasyon politikaları büyük oranda terk edilmiştir. İkinci dönemde ekonomideki istikrarsızlık ve krizler nedeniyle ihracat gelirlerinde de dalgalanmalar olmuştur. Kukla değişken ile, iki dönem arasında ihracat arzı açısından yapısal bir değişimin olup olmadığı gözlenmeye çalışılacaktır.

Türkiye için ihracat arz fonksiyonu aşağıdaki gibi modellenmiştir,

$$LX_t = \beta_1 + \beta_2 LP_t + \beta_3 LIP_t + \beta_4 LREER_t + \beta_5 D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada, X_t : ihracat gelirlerini; P_t : nispi ihracat fiyatlarını (Türkiye'nin birim ihracat fiyatları/ihracat yapılan ülkelerin ihracat birim fiyatlarının ağırlıklı ortalaması); IP_t : sanayi üretim endeksini, ekonominin üretim kapasitesini gösteren değişken olarak kullanılmıştır (Modelde ekonominin üretim kapasitesini gösteren değişken olarak Gayri safi yurt içi hasıla (GSYİH) kullanılmaya çalışıldı. Veri setimiz 1982-2002 dönemini kapsamaktadır. Gayri safi yurt içi hasıla ile ilgili üçer aylık veriler 1987 yılından başlamaktadır. Dolayısıyla, bu değişken yerine ekonominin üretim gücünü gösteren diğer bir değişken sanayi üretim indeksi kullanılmıştır); $REER_t$: ihracat-ağırlıklı reel efektif döviz kurunu (1995Q4 = 100); D_t : kukla değişkeni (değeri 1982-1989 dönemi için 0 ve 1990-2002 dönemi için 1'dir); L_t doğal logaritmayı göstermektedir.

Yukarıdaki modelde tanımlanan değişkenler zaman serileri olduğundan zaman serileri teknikleri uygulanarak model tahmin edilmeye çalışılacaktır. Eğer zaman serileri LX_t , LP_t , LIP_t , ve $LREER_t$ durağan (stationary) değilse yani birim kökü varsa, durağan bir zaman serisi oluşturmak için değişkenlerin birinci dereceden farklarının alınması gerekmektedir (Genelde ekonomik zaman serileri durağan değildir. Yani serilerin ortalamaları, varyansları, ve kovaryansları zamana bağlı olarak değişmektedir).

$$\Delta LX_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta LP_t + \beta_3 \Delta LIP_t + \beta_4 \Delta LREER_t + \beta_5 D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Zaman serilerinin birinci dereceden farklarının alınması veri setindeki uzun dönem (long-run) ile ilgili bilgilerin kaybolmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla, 2 numaralı denklem, karar verme sürecinin uzun dönemli tarafını ihmal etmektedir. Eşbütünleşme (cointegration) teorisi bu sorunu hata-düzeltilme terimini (error-correction term) (EC) denkleme ekleyerek çözmeye çalışır. Bir dönem gecikmeli EC terimi (EC_{t-1}) ihracat fonksiyonundaki uzun dönemli dinamikleri kısa dönem dinamiklerle ilişkilendirir. Bu nedenle 2 no'lu denklemin yeniden tanımlanması gerekmektedir.

$$\Delta LX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta LP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta LIP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta LREER_{t-i} + \beta_5 D_t + \beta_6 EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Yukarıda tanımlanan model "Hata-Düzeltilme Modeli" olarak adlandırılmaktadır.

Bu çalışmada (3) no'lu denklemi tahmin etmek için izlenilecek yol aşağıdaki gibidir. İlk olarak çalışmada kullanılacak değişkenlerin durağan olup olmadığı pekiştirilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi ile test edilecektir. İkinci olarak, eğer zaman

serilerinin birim kökü varsa (yani durağan değilse) ve bu seriler aynı dereceden bütüleşik iseler, Johansen-Juselius (1990) testi uygulayarak zaman serileri arasında eşbütünleşmenin (yani uzun-dönemde veriler arasında ilişki olup olmadığını) varlığı test edilecektir (Eğer bir zaman serisinin ortalaması, varyansı veya kovaryansı zamana bağlı olarak değişiyorsa, o serinin durağan olduğu söylenemez). Üçüncü ve son olarak, eğer değişkenler arasında eşbütünleşme varsa, bir hata-düzeltilme modeli tanımlanıp tahmin edilecek ve gerekli diagnostik testler uygulanacaktır.

III. VERİ SETİ

Bu çalışmada kullanılan verilerin bir kısmı Uluslararası Para Fonu (IMF) tarafından yayınlanan *Uluslararası Finansal İstatistikler* adlı veri tabanından, bir kısmı da T.C. Merkez Bankası kaynaklarından elde edilmiştir. Veri seti üç aylık olup 1982 ve 2002 dönemini kapsamaktadır. Nominal olan ihracat gelirleri ihracat fiyatları kullanılarak reel hale getirilmiştir. Reel efektif döviz kurunun hesaplanması için Türkiye'nin dış ticaretinin en yoğun olduğu dokuz ülkeye ait veriler kullanılmıştır. Bu ülkeler; Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere, İtalya, Fransa, Hollanda, İspanya, Belçika ve Yunanistan'dır (Toplam ihracatın yaklaşık %60'ı yukarıda sayılan ülkelere yapılmaktadır). Bu ülkelere yapılan ihracat miktarları dikkate alınarak, her bir ülkeye ağırlık verilmiştir. Aynı ağırlıklar nispi ihracat fiyatlarının hesaplanmasında da kullanılmıştır. Hesaplamalarla ilgili detaylar çalışmanın ekinde verilmiştir.

IV. AMPİRİK ANALİZ

Durağanlığın test edilmesinde kullanılan birim kök testleri, modeldeki dört değişkene uygulanmıştır. Birinci dereceden farkları alınmadan önce dört değişkenin de durağan olmadığı saptanmıştır. Tablo.1, ADF testi sonuçlarını göstermektedir (Zaman serilerinin durağan olup olmadığının testi amacıyla uygulanan birim kök testlerinde gerekli olan optimal gecikme sayısı Akaike bilgi kriteri (AIC=Akaike Information Criterion) yardımıyla belirlenmiştir). Tabloda da görüldüğü gibi test sonuçları birim köklerin varlığını doğrulamaktadır. LX , LP , $LGDP$, ve $LREER$ seviye olarak (level) durağan değildirler.

Bununla birlikte, tüm değişkenlerin birinci dereceden farklarına da birim kök testi uygulanmış ve Tablo.1'de de görüldüğü gibi serilerin birinci dereceden farklarında birim kök bulunamamıştır (Yapısal kırılmanın birim kök testleri üzerinde etkisinin olup olmadığı Perron (1990)'in önerdiği birim kök testi (Additive outlier model) uygulanarak test edilmiştir [14]. Perron (1990)'in önerdiği üç değişik model uygulanarak ihracat arzı modelinde kullanılan dört değişkenin birim kök içerip içermediği tekrar test edilmiştir. Testler sonucunda 1990

ve 1994 yıllarındaki muhtemel kırılmaların etkisi dikkate alındığında bile değişkenlerin tahmin edilen katsayılarının birim kök içerdiği bulunmuştur. Modeller hem trend terimi içeren hem de içermeyen şekilde test edilmiştir. Böylece, bu dört değişkenin de birinci derecede bütünleşik (integrated) I(1) oldukları sonucuna varılmıştır (Zaman serilerinin birinci derecede bütünleşik (integrated) I(1) olmaları ancak farkları alındığı zaman durağan olabileceklerine anlamına gelmektedir).

Tablo.1. Durağanlık İçin Birim Kök (ADF) Testleri

Değişkenler	Seviye/Birinci Farkları	Trend Terimi İçermeyen	Trend Terimi İçeren	Sonuç
LX	Seviye	-0.929(4) (-3.5153)	-3.179(4) (-4.0787)	I(1)
	Birinci Farkı	-4.739(3) (-3.5153)	-4.740(3) (-4.0787)	I(0)
LIP	Seviye	-1.653(4) (-3.5153)	-2.591(4) (-4.0787)	I(1)
	Birinci Farkı	-4.962(4) (-3.5164)	-5.014(4) (-4.0803)	I(0)
LP	Seviye	-2.577(3) (-3.5142)	-1.411(3) (-4.0771)	I(1)
	Birinci Farkı	-6.564(2) (-3.5142)	-7.059(2) (-4.0771)	I(0)
LREER	Seviye	-3.045(1) (-3.5121)	-3.009(1) (-4.0742)	I(1)
	Birinci Farkı	-6.739(1) (-3.5132)	-6.704(1) (-4.0756)	I(0)

Not: Tahmin edilen katsayıların yanındaki ve altındaki parantezler sırasıyla gecikme sayısını ve %1 önem seviyesindeki tablo değerlerini göstermektedir [15].

Not: X, IP, P, ve REER sırasıyla ihracat gelirlerini, sanayi üretim endeksinin, nispi fiyat düzeyini ve reel efektif döviz kurunu ifade etmektedir.

Eşbütünleşme Testi

Yukarıdaki testlerden anlaşılacağı üzere dört değişkenin de bütünleşme dereceleri aynıdır I(1). Dolayısıyla, bu değişkenlerin uzun dönemde sistematik olarak birlikte hareket ettikleri söylenebilir. Fakat bu dört değişkenin aynı dereceden bütünleşik olması uzun dönemde her zaman birlikte hareket ettikleri anlamına da gelmez. Başka bir deyişle, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki aldatıcı (spurious) olabilir. Aldatıcı regresyon (spurious regression) probleminin giderilebilmesi için önerilen yöntem, değişkenlerin birinci dereceden farklarının alınmasıdır. Daha önce de belirtildiği gibi, fark alma işlemi değişkenlerin uzun dönem bilgisini kaybettirir. Bu sorunu çözmek amacıyla zaman serilerinin eşbütünleşmesi kavramı ortaya atılmıştır (Ekonomik değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki varsa bir değişkenin pozisyonuna bakıp diğer değişkenin (değişkenlerin) pozisyonu tahmin edilebilir. Ekonomik değişkenler kısa dönemde herhangi bir nedenle birbirinden ayrılabilirler fakat uzun dönemde piyasa güçleri bu değişkenleri tekrar bir araya getirir. Eğer durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki varsa, bu değişkenlerin eşbütünleşik (cointegrated)

oldukları söylenebilir). Dolayısıyla, değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığının tespiti önem kazanmaktadır. Eşbütünleşmenin varlığının tespiti ile ilgili çeşitli testler olmasına rağmen [16] bu çalışmada diğer testlerden daha güçlü olan Johansen ve Juselius (1990) Maksimum Olabilirlik Tahmin Yöntemi [17] kullanılmaktadır. Bu testin diğer testlerden daha güçlü olmasının nedeni uzun dönemde değişkenler arasında birden fazla eşbütünleştirici ilişki varsa bunu ortaya koymasındır. Değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadıklarının test edilmesi için Maksimum Öz Değer testi (Maximum Eigenvalue Test) ve İz testi (Trace Test) istatistikleri hesaplanmıştır.

Bu yaklaşımda, maksimum olabilirlik (Maximum Likelihood) yöntemini kullanarak, eşbütünleşme ilişkisinin sayısı ve bu ilişkinin parametreleri tahmin edilir. Yöntem, olabilirlik oranlarını (Likelihood Ratio) elde etmek için bir hata düzeltme modelinin hesaplanmasını gerektirir. Bu yöntemde, sistemdeki tüm içsel değişkenlerin (endogenous variables) gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olan her değişken bir vektör ardışık bağımlı (Vector Autoregressive, VAR) yöntemi kullanılarak modellenir.

Eşbütünleşme testini uygulamadan önce modelde kullanılan değişkenler için bir VAR (Vector Autoregressive) modeli oluşturularak, ilk önce modelin gecikme sayısı belirlenmelidir. Bunun için Akaike bilgi kriteri (AIC) yardımıyla modelin gecikme sayısı saptanmış ve eşbütünleşmenin varlığının tespitinden önce birinci dereceden farkları alınmış dört değişkenin grafikleri incelenmiştir. Değişkenlerde doğrusal deterministik trende rastlanmamıştır. Dolayısıyla, modele trend terimi eklenmemiştir. VAR (Vector Autoregressive) modeli yardımıyla modele eklenecek gecikme sayısı beş olarak belirlenmiştir. Tablo.2 Johansen-Juselius Maksimum Olabilirlik Eşbütünleşme Testlerinin sonuçlarını göstermektedir.

Tabloda r eşbütünleşme vektör sayısını göstermektedir. Tablo 2'nin birinci bölümünde görülen test istatistikleri Maksimum Öz Değer Olabilirlik Oranı (Maximum Eigenvalue Likelihood Ratio) testine göre geliştirilmiştir. Tablodan da görüldüğü gibi maksimum öz değer test istatistiği 27.95'dir. Değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığını iddia eden boş (Null) hipotez ($r = 0$) %5 önem seviyesinde reddedilmiştir. $r \leq 1$, $r \leq 2$, ve $r \leq 3$ boş (Null, H_0) hipotezleri ise %5 önem seviyesinde reddedilememiştir. Bu bulgular sadece bir eşbütünleşme vektörünün var olduğunu göstermektedir.

Eşbütünleşmenin test edilmesi için kullanılan diğer test ise, iz testidir (trace test). İz testi ile ilgili sonuçlar Tablo.2'nin ikinci bölümünde gösterilmiştir. Görüldüğü gibi bu test ile de öz değer testine benzer sonuçlar elde edilmiştir. $r = 0$, alternatifini olan hipoteze ($r \geq 1$) karşı test

edildiğinde, boş (Null) hipotez tekrar %5 önem seviyesinde reddedilmiştir. Fakat geri kalan 3 boş hipotez ($r \leq 1$, $r \leq 2$, and $r \leq 3$) %5 önem seviyesinde reddedilememiştir. İki testin sonuçları ihracat, sanayi

üretim indeksi, reel efektif döviz kuru ve nispi ihracat fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu göstermektedir.

Tablo.2. Johansen-Juselius Maksimum Olabilirlik Eşbütünlüşme Testleri

Maksimum Öz Değer testi (Maximum Eigenvalue test)				İz Testi (Trace test)			
Boş (H_0) Hipotez	Alternatif Hipotez	Test İstatistiği	%95 Kritik Değeri	Boş (H_0) Hipotez	Alternatif Hipotez	Test İstatistiği	%95 Kritik Değeri
$r = 0$	$r = 1$	27.95*	23.80	$r = 0$	$r \geq 1$	51.20*	39.89
$r \leq 1$	$r = 2$	14.75	17.89	$r \leq 1$	$r \geq 2$	23.26	24.31
$r \leq 2$	$r = 3$	7.93	11.44	$r \leq 2$	$r \geq 3$	8.51	12.53
$r \leq 3$	$r = 4$	0.58	3.84	$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.58	3.84

* %5 önem seviyesini göstermektedir

Tablo.3 uzun dönem esneklikleri temsil eden parametrelerin tahminine ilişkin (ihracata göre normalize edilmiş) sonuçları göstermektedir. Elastikiyeti yorumlayabilmek için tüm değişkenler doğal logaritma şeklinde ifade edilmiştir. Dolayısıyla, modeldeki katsayılar elastikiyetleri ifade etmektedir. Tahmin edilen ihracatın sanayi üretim indeksi açısından esnekliği pozitif ve istatistiki olarak da sıfırdan farklıdır. Nispi fiyatların işaretinin pozitif tahmin edilmesi şaşırtıcı bir bulgudur. Teori, fiyatlar ve ihracat arzı arasında negatif bir ilişkinin olduğunu söylemektedir. Bununla birlikte, %5 önem seviyesinde tahmin edilen fiyat esnekliğinin sıfırdan farklı olmadığı görülmüştür. Bu istatistiki bulgular nispi fiyatların uzun dönemde ihracat arzını belirleyen önemli bir faktör olmadığını göstermektedir. İhracatın reel efektif döviz kuru esnekliğine bakıldığında ise, tahmin edilen esneklik pozitif ve %5 önem seviyesinde de sıfırdan farklıdır. Reel efektif döviz kurundaki artışlar (yani TL'nin yabancı paralar karşısında reel olarak değer kaybetmesi) ihracat arzını artırmaktadır. Katsayının birden büyük olması da ihracat arzının reel efektif döviz kuru değişmelerine karşı duyarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo.3. Eşbütünlüşme İlişkisinin Tahmini

İhracata göre Normalize Edilmiş Eşbütünlüşme Vektörü		
$LX = 0.53LP + 1.38LP + 1.91LREER$		
(3.30)	(1.02)	(1.77)

Not: Parantez içindeki değerler t istatistikleridir. X , IP , P ve $REER$ sırasıyla ihracat gelirlerini, sanayi üretim endeksini, nispi fiyatları ve reel efektif döviz kurunu ifade etmektedir.

Hata-Düzeltilme Modeli

Eğer değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi kurulmuşsa, ihracat arzının kısa dönemli dinamik davranışını saptamak için bir hata-düzeltilme modeli tahmin edilebilir. Hendry (1995)'nin "genelden spesifik"e (general to specific) ulaşma modelleme yaklaşımını kullanarak [17], ilk önce bağımsız değişkenlerin dört gecikmeli değerleri ve hata düzeltme

terimi (EC) modele ilave edilmiştir. Daha sonra yavaş yavaş istatistiksel olarak anlamlı olmayan bağımsız değişkenler modelden çıkarılmıştır. Hata-düzeltilme modelinin genel formunu gösteren (3) numaralı denklemde yapılan denemeler sonucunda Tablo.4'de görülen modelin kullanılan verilere uygunluk bakımından en iyi hata-düzeltilme modeli olduğu bulunmuştur. Modelimizde ARCH(4) etkisinin olup olmadığı, fonksiyonel formun yanlış belirlenip belirlenmediği, hata teriminin normal dağılıp dağılmadığı ile ilgili test istatistikleri de Tablo.4'de gösterilmiştir. Test sonuçları otokorelasyon probleminin ve ARCH (4) (Zaman serileri içeren modellerde, hata terimleri (residuals) arasında otokorelasyon probleminin rastlanmasa bile hata terimlerinin varyansı, hata terimlerinin geçmiş tarihi değerlerine bağlı olarak değişebilir. Bu modeller ARCH (ARCH = Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity) modelleri olarak adlandırılır. Modelde ARCH etkisi varlığının araştırılması gerekmektedir) etkisinin olmadığını göstermektedir. Bununla beraber, RESET testi de modelde yanlış bir tanımlamanın olmadığını göstermektedir. Son olarak, Jarque-Bera (NORM) normallik (hata terimlerinin normal dağılımı) testi sonucunda hata terimlerinin normal dağıldığı sonucunu vermektedir.

Bu modelde, nispi ihracat fiyatlarının, reel efektif döviz kurunun ve ülkenin üretim kapasitesini temsilen kullanılan sanayi üretim indeksinin ihracat arzı üzerinde açıklayıcı etkilerinin olduğu bulunmuştur. Yukarıdaki tabloda gösterilmeyen bir diğer değişken olan kukla değişken ise, istatistiksel olarak anlamsızdır (Tahmin edilen kukla değişkenin katsayısı $D_t = 0.00018$ (0.009) 'dir. Parantez içindeki değer t-değeridir). Dolayısıyla, 1982Q1-1989Q4 ve 1990Q1-2002Q3 dönemleri arasında ihracat arzı açısından istatistiksel önemde bir rejim değişikliği olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Modelde hata-düzeltilme katsayısı -0.328 olarak tahmin edilmiştir. Katsayı doğru işarete sahip olup istatistiksel olarak %5 önem seviyesinde anlamlıdır. Bağımsız değişkenlerdeki bir değişme, kısa dönemde ihracat arzının uzun dönem

denge noktasından uzaklaşmasına neden olmaktadır. Bu sonuç, ihracat arzında görülen kısa dönemli dengesizliğin hızlı bir şekilde düzeltildiğini göstermektedir. Bu sonuçlar

işığında Türkiye’de ihracat arzının uzun dönem denge noktasına ulaşmasının yaklaşık dokuz ay sürdüğü söylenebilir.

Tablo.4. Hata-Düzeltilme Modelinin Tahmini

Gecikme Sayısı	EC (-1)	ΔLX	ΔLIP	ΔLP	$\Delta LREER$	Test İstatistikleri
0			0.454 (2.71)		1.672(1.83)	
1	-0.328(-4.04)					$\bar{R}^2=0.76$ ARCH(4)=2.72 DW=2.10 RESET=0.65 NORM=1.06
2		-0.217(-2.63)				
3			-0.620(-4.24)			
4		0.196 (2.09)				
				-0.547(-1.70)		

Not: Parantez içindeki değerler t istatistikleridir. %10 ve %5 önem seviyelerinde kritik değerler sırasıyla 1.29 ve 1.66’dir. X, LP, P ve REER sırasıyla ihracat gelirlerini, sanayi üretim endeksini, nispi fiyatları ve reel efektif döviz kurunu ifade etmektedir

V. SONUÇ

Bu çalışmada, eşbütünlük ve hata-düzeltilme modelleri kullanılarak Türkiye için bir ihracat arz fonksiyonu tahmin edilmeye çalışılmıştır. Çalışmanın sonuçları bize ihracat, nispi ihracat fiyatları, üretim kapasitesi ve ihracat-ağırlıklı reel efektif döviz kuru arasında uzun dönem denge ilişkisi olduğunu göstermektedir. Uzun dönem denge ilişkisi etrafındaki kısa dönemli dinamikleri saptamak için bir hata-düzeltilme modeli tahmin edilmiştir. Modelde, 1982-1989 yılları arasındaki dış ticaretin liberalizasyonuna yönelik tüm çabaları kapsayan kukla değişken hariç, tüm değişkenlerin ihracat arzının kısa dönemli dinamiklerini etkileyen önemli faktörler oldukları saptanmıştır. Modelde hata-düzeltilme terimi doğru işarete sahip olup, istatistiksel olarak anlamlıdır. Hata-düzeltilme katsayısı -0.328 olarak tahmin edilmiştir. Bu sonuç ihracat arzında görülen kısa dönemli dengesizliğin hızlı bir şekilde düzeltildiğini göstermektedir.

Türkiye için tahmin edilen ihracat fonksiyonu, ihracat gelirleri ile ihracat ağırlıklı reel efektif döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. 1982-1989 yılları arasında uygulanan reel efektif kur politikaları ile 1990-2002 yılları arasında yaşanan kriz sebebiyle TL’nin bir süre reel anlamda değer kaybetmesi ihracat yapan firmaların rekabet gücünü artırmıştır. Özellikle 1990-2002 yılları arasında ihracatın gayri safi yurt içi hasılaya oranında dalgalanmalar olmasına rağmen, ihracat gelirlerinde reel anlamda sürekli bir artış görülmüştür.

Bu çalışmanın sonuçları ışığında şunlar söylenebilir: Hızlı ihracat artışları için uygulanacak dış ticaret politikaları, TL’nin reel olarak değer kaybetmesine yönelik politikalarla birlikte olmalıdır. Reel efektif döviz kuruna dayalı dış ticaret liberalizasyon politikası ihracat arzının artmasını engelleyen faktörlerin etkilerinin azaltılmasına yardımcı olur. Bu çalışmanın diğer önemli bulgusu ise, ülkenin üretim kapasitesini temsil eden sanayi üretim endeksi ile ihracat arasındaki pozitif ve

istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olmasıdır. Dolayısıyla, ihracat arzının önemli oranlarda artması için, ülkenin üretim kapasitesinin daha verimli kullanılması ile ilgili politikaların uygulanması şarttır.

Ek:

Reel efektif döviz kuru aşağıdaki formülün kullanılmasıyla hesaplanmıştır.

$$reer_{ij} = \ln \left(\frac{CPI_j}{CPI_i} \times \frac{1}{ER_{ij}} \right)$$

Formülde j Türkiye’yi, i ise dış ticaret partnerlerini ifade etmektedir. CPI tüketici fiyat endeksini, ER ise iki ülke arasındaki döviz kurunu göstermektedir. Çalışmada, analize dahil edilen her ülke için bir $reer$ hesaplanmıştır. Daha sonra baz yılı 1995 seçilerek bu serilerden bir indeks oluşturulmuştur.

$$ireer_{ij} = \left(\frac{reer_{ij}^t}{reer_{ij}^{95}} \right) \times 100$$

Daha sonra yaratılan bu indekslerin ağırlıklı ortalamaları alınarak ihracat-ağırlıklı reel efektif döviz kuru yaratılmıştır.

$$reer_j = \sum \delta_{ij} ireer_{ij}$$

Burada δ_{ij} her bir ülkenin ağırlığını göstermektedir. Nispi ihracat fiyatları da aynı ağırlıklar ve baz yılı kullanılarak hesaplanmıştır.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- [1] Thomas, V., & Nash, J. (1991). *Best Practices in Trade Policy Reform* Oxford. Oxford University Press for the World Bank.
- [2] Arslan, I., & Wijnbergen, S.V. (1993). Export Incentives, Exchange Rate Policy and Export Growth in Turkey. *Review of Economics and Statistics*, 75, ss.128-133.
- [3] Joshi, V., & Little, I.M.D. (1996). *India's Economic Reforms 1991-2001*. Oxford: Oxford University Press.
- [4] Boratav, K., & Yeldan, E. (2001). Financial Liberalization, Macroeconomic (In)-Stability, and Patterns of Distribution. *Working Paper*. Bilkent University.
- [5] Akyuz, Y., & Boratav, K. (2002). The Making of the Turkish Financial Crisis, *United Nations Conference on Trade and Development Discussion Paper*, No:158.
- [6] Dornbusch, R. (1974). Tariffs and Nontraded Goods. *Journal of International Economics*, 4, ss.177-185.
- [7] Cottani, J.A., Cavallo, D.F., & Kahn, M.S. (1990). Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs, *Economic Development and Cultural Change*, 39, ss.61-76.
- [8] Edwards, S. (1993). Openness, Trade Liberalization, and Growth in Developing Countries. *Journal of Economic Literature*, 31, ss.1358-1393.
- [9] Little, I.M.D., Cooper, R.N., Corden, W.M., & Rajapatirana, S. (1993). *Boom, Crisis and Adjustment: The Macroeconomic Experience of Developing Countries*. Oxford: Oxford University Press for the World Bank.
- [10] Corden, W.M. (1997). *Trade Policy and Economic Welfare*. 2nd Ed. Oxford: Calderon Press.
- [11] Ahmed, N. (2000). Export Response to Trade Liberalization in Bangladesh: A Cointegration Analysis. *Applied Economics*, 32, ss.1077-1084.
- [12] Saygılı, M., Şahinbeyoğlu, G., & Özbay, P. (1998). "Competitiveness Indicators and The Equilibrium Real Exchange Rate Dynamics in Turkey". Üçer, E.M. (Ed.). *Macroeconomic Analysis of Turkey: Essays on Current Issues*. Ankara: Central Bank of the Republic of Turkey.
- [13] Şahinbeyoğlu, G., & Ulaşan, B. (1999). An Empirical Examination of the Structural Stability of Export Function: The Case of Turkey. The Central Bank of the Republic of Turkey. Research Department. *Discussion Paper*, No:9907.
- [14] Perron, P. (1990). Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, ss.153-162.
- [15] Mackinnon, J.G. (1991). "Critical Values for Cointegration Tests". Engle, R.F., & Granger, C.W.J (Eds). *Long-run Economic Relationship*. Oxford: Oxford University Press.
- [16] Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, ss.251-276.
- [17] Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, ss.169-210.
- [18] Hendry, D.F. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.

Adnan KASMAN (adnan.kasman@deu.edu.tr) has a Ph.D. degree in Economics from Vanderbilt University. Currently, he is working as an assistant professor in the Department of Economics of Faculty of Business at Dokuz Eylül University. His research areas are applied econometrics, industrial organization and banking.

Saadet KASMAN (saadet.kasman@deu.edu.tr) has a Ph.D. degree in Economics from Vanderbilt University. Currently, she is working as an assistant professor in the Department of Economics of Faculty of Business at Dokuz Eylül University. Her research areas are money and banking, macroeconomics and financial economics.