

DÖVİZ KURU RİSKİ TÜRKİYE'NİN İHRACATINI AZALTIR MI? HATA DOĞRULAMA YÖNTEMİ İLE BİR AMPİRİK DEĞERLENDİRME

Prof. Dr. Bedriye TUNÇSİPER
Balıkesir Üniversitesi
Turizm İşletmeciliği ve Otelcilik
Yüksekokulu
tbedriye@balikesir.edu.tr

Yrd. Doç. Dr. Oktay ÖKSÜZLER
Balıkesir Üniversitesi
Bandırma İİBF İktisat Bölümü
oktayoksuzler@yahoo.com

ÖZET

Bu çalışmada, döviz kuru riskinin Türkiye'nin toplam ve sektörel ihracatı üzerindeki etkisi 1980-2001 arası döneme ait üç aylık veri kullanarak araştırılmıştır. Modelde kullanılan değişkenler toplam ve sektörlere ait ihracat, reel döviz kuru, dış ülkelerin ihracat paylarına göre ağırlıklı gelirleri ve döviz kuru riskidir. İlk aşamada tüm değişkenlerin durağan olup olmadığı araştırılmış ve serilerin durağan olmadıkları, birinci dereceden entegre oldukları ortaya çıkmıştır. İkinci aşamada çoklu koentegrasyon ve hata doğrulama modeli uygulanmıştır. Ampirik sonuçlar göstermiştir ki, döviz kuru riski toplam ve sektörel ihracatı, negatif yönde etkilemektedir. Eğer Türkiye Avrupa Birliğine girerse, tek bir para birimi kullanılacağından, AB üyeleri ile olan ticarete döviz kuru riski olmayacak, bunun yanı sıra AB dışındaki ülkelerle yapılan ticarete, Euro için "hedging" yapma daha kolay olduğundan, döviz kuru riski düşük olacaktır. Bu çalışma göstermiştir ki, AB'ye girmekle azalacak olan döviz kuru riski, Türkiye'nin ihracat kapasitesini hem AB ile hem AB dışı ülkelerle olan ticarete artıracaktır. Çünkü, döviz kuru riski düşük kar marjları ve sınırlı iç piyasası olan Türkiye'nin ihracatçıları için önemli bir engeldir.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru Riski, AB, İhracat.

DOES EXCHANGE RATE RISK IMPEDE TURKISH EXPORTS? AN EMPIRICAL EVALUATION WITH ERROR CORRECTION METHOD

ABSTRACT

This paper examines the effect of exchange rate risk on Turkey's aggregate and sectoral exports using quarterly data during the period of 1980 to 2001. The variables include in the model are total and sectoral exports, real exchange rate, export weighted income of foreign countries and exchange rate risk. In the first step, stationary nature of the variables are investigated and it is found that all series are integrated of order one. In the second step, multivariate cointegration technique and the error correction modeling is applied. The empirical results showed that exchange rate risk effects total and sectoral exports negatively. If Turkey enters EU, due to single currency, exchange rate risk will vanish in Turkey-EU trade, also exchange rate risk will be low in Turkey non-EU countries trade since hedging is more useful for between euro and other currencies. This study suggests that joining EU results in low exchange rate risk will increase Turkey's export capacity with EU and non-EU countries. Because, exchange rate risk is an important obstacle for Turkish exporter that do trade with low profits and limited domestic market.

Keywords: Exchange Rate Risk, EU, Exports.

1. GİRİŞ

Bu çalışmada, döviz kurunda ki belirsizliklerin Türkiye'nin toplam ve sektörel - imalat, tarım, enerji, hammadde- ihracatı üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. 2004 yılında Avrupa Komisyonu müzakerelerin başlaması için 3 Ekim 2005 tarihini vermiş bu da Türkiye'nin tam üyelik ihtimalini arttırmıştır. Tam üyeliğin önemli etkilerinden biri döviz kuru sisteminde olacaktır. Tek para birimi kullanılacağından, AB üyeleri ile olan ticarete döviz kuru riski olmayacak, AB dışındaki ülkelerle yapılan ticarete ise Euro için hedging yapma daha ucuz ve erişilebilir olduğundan Türk ihracatçısı için döviz kuru riski azalacaktır. Bu beklenti, bu çalışmanın kaynağı olmuştur ve AB'ne girmenin Türkiye'nin ihracatı üzerindeki beklenen olumlu etkilerinden döviz kuru riski ile ilgili kısmı araştırılmak istenmiştir.

Uluslararası ticaretteki geleneksel görüşe göre riskten kaçan ihracatçılar, döviz kuru riskinin artması durumunda ihracatı azaltma yoluna gidecekler, ya da iç piyasaya yöneleceklerdir. Riskten korunmak için gelişmiş ekonomilerde "forward"¹ sözleşmeleri yapılmakta, fakat bu da yüksek maliyet getirdiği için yeterli koruma sağlamamaktadır. Bu tür korunma yöntemleri gelişmekte olan ülkelerde daha az olduğu için, gelişmekte olan ülke ihracatçıları risk nedeniyle zarar görmektedirler. Akhtar ve Hilton (1984), Cushman(1986), Kenen ve Rodrik (1986), Koray ve Lastrapes (1989), Chowdhury (1993), Caballero ve Corbo (1994) ve Arize (1995,1997)' nin araştırmaları, döviz kuru riskinin uluslararası ticareti olumsuz yönde etkilediğini gösteren ampirik delilleri ortaya koymuştur.

Karşıt fikri savunan bir grup iktisatçı ise, firmaların döviz kuru piyasasında ki dalgalanmaları ticareti karlı hale getirebileceği bir fırsat olarak gördükleri tezini savunmaktadır. Bu görüş, De Grauwe (1988), Franke (1991), Sercu ve Vanhulle (1992), Assery ve Peel (1991) ve Dallas ve Zilberfarb (1993)'in araştırmalarıyla desteklenmiştir. Diğer taraftan Gotur(1985), Bailey vd. (1986) ve Mckenzie (1999)'nin araştırmaları döviz kuru belirsizliğinin, ticaret üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak önemsiz olduğunu göstermiştir.

Helleiner (1981) döviz kuru istikrarsızlığının gelişmekte olan ülkeleri gelişmiş ülkelere göre nispeten daha fazla olumsuz etkilediğini ileri sürmüştür. Ticaret genellikle daha çok dış ülkelerin para birimi ile ifade edildiği için ticaret yapanlar belirsizlikle daha fazla mücadele etmek zorunda kalmaktadır. Çünkü "forward" sözleşmeleri gelişmekte olan ülkelerde daha pahalıya mal olmaktadır. Bahmani, Oskooee ve Ltaifa (1992)'da bu görüşü desteklemişlerdir. Öyle ki, 19 gelişmiş ve 67 gelişmekte olan ülkenin verilerini çapraz değerlendirerek, gelişmiş ülkelerin ihracatlarının gelişmekte olan ülkelere oranla, döviz kuru riskinden çok daha az etkilendiğini ortaya koymuşlardır.

Rose (2000), aynı para birimini kullanan ülkeler arasındaki karşılıklı ticaretin üç kat arttığını gösterirken, Salvatore (2002) Avrupa içi ticarete işlemlerin tek para birimi nedeniyle kolaylaşmasından dolayı 30 milyon dolar kazanç sağlandığını vurgulamıştır. Pugh ve Tyrall (2002) ERM² ye üye olmayan ülkelerin ERM'ye katılması ile tek para

¹ "Forward" sözleşmesi ihracatta vadeli satışlarda alacağımızın ulusal para cinsinden karşılığını sabitler ve bankalar aracılığı ile yapılıdır.

² ERM: Exchange Rate Mechanism

birimi kullanılacağından dolayı üye ülkeler arası ticaretin döviz kuru riskinin olmamasına bağlı olarak % 6 ile %11 arasında artacağını göstermiştir. Bu konuda çok kapsamlı ve detaylı olarak yapılan Clark vd. (2004)'nin çalışmasında döviz kuru riskindeki %1'lik bir artışın uluslar arası ticareti %7 azalttığını bulmuşlardır.

Bu çalışmada izlenen metodoloji literatürdeki son gelişmeleri takip etmektedir. İkinci bölümünde kullanılan model ve metod üzerinde durulmuş, kullanılacak olan makroekonomik zaman serilerinin durağan olup olmadığı araştırılmıştır. Bu bölümde ayrıca kur riskinin hesaplamada kullanılan ARIMA modeli açıklanmıştır. Üçüncü bölümde ise veri kaynakları açıklanmış ve ampirik sonuçlar yorumlanmıştır. Dördüncü bölümde değişkenlerin koentegre olup olmadığı incelenerek ihracat ile belirleyicileri arasındaki uzun dönem dengesi incelenmiştir. Beşinci ve son bölüm ise makalenin sonucuna ayrılmıştır.

2. MODEL VE METOT

Bu çalışmada kullanılan model, uluslararası ticaret teorisine göre kabul edilen, ticareti belirleyen değişkenlere dayanmaktadır. Buna göre, ihracat, dış ülke gelirin, reel döviz kurunun ve döviz kuru belirsizliğinin bir fonksiyonudur. Böylece test edilecek model şu şekilde olmaktadır

$$LTX_t = \alpha_0 + \alpha_1 LYF_t + \alpha_2 LRER_t + \alpha_3 V_t + \xi_t \quad (1)$$

LTX_t : Türkiye'nin reel toplam ihracatının logaritması.³

LYF_t : Reel dış gelirin logaritması. Reel dış gelir, zaman içinde Türkiye'nin önemli ticaret ortakları İtalya, İngiltere, Amerika, Fransa, Almanya, Avusturya, Kanada, İspanya, Japonya ile olan ticaretinin ağırlıklı ortalaması olarak alınmıştır.

$LRER_t$: Reel döviz kurunun⁴ logaritması

V_t : Döviz kuru riski

Tüm ihracat denklemleri için bir hata doğrulama denklemi geliştirilmiştir. Bunu yapmanın ön şartı denklemde ki tüm değişkenlerin uzun dönemli ilişkili olup olmadığı araştırmaktır. Bunun için Johansen (1991) ve Johansen ve Juselius (1990), tarafından geliştirilen çok değişkenli koentegrasyon yöntemi kullanılmıştır. Engle ve Granger (1987), tarafından geliştirilen temsil teoremine dayalı olarak, her bir koentegre olmuş vektör için bir hata doğrulama modeli yazılabilir. Toplam ihracat için hata doğrulama modeli şu şekilde yazılabilir.

$$\begin{aligned} \Delta LTX_t = & \beta_0 + \beta_1 \xi_{t-1} + \Sigma \delta_i \Delta LTX_{t-i} + \Sigma \gamma_i \Delta LYF_{t-i} + \Sigma \alpha_i \Delta LRER_{t-i} \\ & + \Sigma \tau_i \Delta V_{t-i} + z_t \end{aligned} \quad (2)$$

Kur Riski Lçümü

Ariccia (1998), ihracatçı firmalar kısa dönemli yabancı para cinsinden anlaşma yaparlarsa nominal döviz kuru belirsizliğinin önemli olacağını savunmuştur. Üretim mali-

³ İmalat ürünleri ihracatı için bu değişken LXMN, tarım için LXAG, enerji için LXEN, hammadde için LXRAW olarak kullanılmıştır.

⁴ $RER = (ER * PF) / PD$, ER nominal döviz kuru (Örnek 1\$=100TL), PF Türkiye'nin dış ticaret yaptığı belli başlı ülkelerin tüketici fiyat endeksi, PD Türkiye'nin tüketici fiyat endeksidir. RER'nin beklenen işareti pozitifdir. RER'deki artış reel devalüasyon anlamına gelir.

yetleri firmanın ulusal para cinsinden t-1 de bilinirken, belirsizlik sadece nominal döviz kurundan kaynaklanacaktır. Firma gelirini ulusal para cinsinden t-1 de bilemeyecektir. Bu durum Türkiye’de ki ihracatçıların durumuna benzediği için, bu çalışmada nominal döviz kurunda ki belirsizlik hesaplanmıştır. Döviz kuru riski değişkenini oluşturmak için ARCH modeli kullanılmıştır. Bunun için iki farklı denkleme ihtiyaç vardır. Birincisi koşullu ortalama, ikincisi koşullu varyans denklemleridir. Burada ortalama denklemi ARIMA(p, d, q)⁵ modelidir. Bu çalışmada en iyi model olarak ARIMA(2,1,3) bulunmuş ve bu kullanılmıştır. Sonuçlar ekler kısmında Tablo 2’ de gösterilmiştir.

“Ortama (Mean) Denklemi”: ARIMA(p,d,q)

$$E_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_{t-1} + \alpha_2 E_{t-2} + \dots + \alpha_p E_{t-p} + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \dots + \beta_q e_{t-q} + z_1 D94.1 + z_2 D94.2 + z_3 D01.1 + V_t \quad (3)$$

$$V_t / I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

“Varyans Denklemi” GARCH (p,q)

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 v_{t-1}^2 + \gamma_2 v_{t-2}^2 + \gamma_3 v_{t-3}^2 + \dots + \gamma_p v_{t-p}^2 + \delta_1 h_{t-1} + \delta_2 h_{t-2} + \dots + \delta_q h_{t-q} \quad (4)$$

E_t : Nominal döviz kurunun birinci farkının logaritması;

I_{t-1} : bir dönem öncesindeki tüm uygun ve hazır olan bilgi;

h_t : hata teriminin koşullu varyansı;

D94.1, D94.2 ve D01.1 : Kriz dönemleri için kukla değişkenler sırasıyla 1994.I , 1994.II, 2001.I.

Koşullu varyans denklemi (4) aşağıdaki terimlerin fonksiyonudur.

(i) Sabit: γ_0

(ii) ARCH terimi v_{t-p}^2

(iii) GARCH terimi. h_{t-q} (bir önceki dönemin tahmin varyansı)

Genelleştirilmiş ARCH (p, q) modeline GARCH (p, q) denir ve otoregressive ve hareketli ortalama terimlerini içerir. Denklem (4)’de ki tüm katsayılar pozitif olmalıdır. Döviz kurunda artma veya azalma şeklinde meydana gelen değişiklikler ihracatçının geleceğe yönelik tahmin varyansını artırır. Bu model aynı zamanda büyük değişikliklerin büyük değişiklikleri takip ettiği finansal getirilerdeki dalgalanmalarda da kullanılır. ARCH etkisinin olup olmadığını anlamak için LM (Lagrange Multiplier) testi yapılmıştır Engle (1982). Yapılan test sonuçlarına göre sabit hata terimi varyansı ret edilmiştir. Modelde bir ARCH (2) etkisi olduğu bulunmuştur. Sonuçlar Tablo 3 ve Tablo 4’te gösterilmiştir. LM testi için aşağıdaki denklem kullanılmıştır.

$$V_t^2 = \beta_0 + \beta_1 V_{t-1}^2 + \beta_2 V_{t-2}^2 + \beta_3 V_{t-3}^2 + \dots + \beta_q V_{t-q}^2 + e_t \quad (5)$$

V_t : ARIMA modelinin hata terimidir.

ARCH(2) modelinden elde ettiğimiz denklem(4) verilen h_t döviz kuru riski olarak kullanılmıştır.

⁵ Burada p döviz kuru değişkeni E_t nin gecikmeli değişken sayısını, d ise E_t nin kaç kere farkının alındığını, q ise gecikmeli hata terimlerinin sayısını verir.

3. DATA VE AMPİRİK SONUÇLAR

Çalışmada kullanılan verilerin üç kaynaktan alınmıştır. Toplam ihracat, tarım, imalat, enerji ve hammadde ihracatı verileri OECD⁶ (2002) Temel Ekonomik göstergelerden, Türkiye'nin önemli ticaret ortaklarına ait GSMH verileri ve bu ülkeler ile Türkiye'nin fiyat verileri IFS(2003)'den, döviz kuru verileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2003) elektronik verilerinden alınmıştır. Toplam ihracat için 1980.1 ve 2001.1 dönemine ait veriler, sektörel ihracat içinse 1980.1-1996.4 dönemine ait veri kullanılmıştır. Johansen (1991) ve Johansen-Juselius (1990), prosedürünü uygulayabilmemiz için önce kullanılan değişkenlerin kaçınıcı dereceden entegre olduğunu bulmamız gerekir. Bunu yapmak için uyarlanmış Dickey Fuller (ADF) testi yapıldı ve sonuçlar Tablo 1'de gösterildi. Tüm değişkenlerin birinci dereceden entegre olduğu bulunmuştur

Önce (1) numaralı denklem EKK (En Küçük Kareler) metodu ile şu nedenlerden dolayı tahmin edilmiştir. Birincisi, Akhtar ve Spence Hilton (1984) ve Assery - Peel (1991), ihracat ve ithalat fonksiyonlarını tahmininde EKK kullanmışlardır. İkincisi, EKK ile gecikmeli değişkenlerin etkisi de bulunabilir. Üçüncüsü, değişkenler durağan olmasalar bile eğer koentegre olmuşlar ise anlamlı sonuçlar çıkabilir. EKK uzun dönem durağan dengede tahmin⁷ sağlayabilir. Asimptotik olarak dışsalılık ihmal edilebilir.⁸ EKK yöntemine göre yapılan tahmin sonuçları Tablo 5'de yer almıştır. Tablo 5' de ki sonuçlara göre aşağıdaki açıklamalar yapılmıştır.

Gelir Etkisi: Uluslararası ekonomik teoriye göre bir ülkenin ihracat yaptığı ülkelerin milli geliri ihracat yapan ülkenin ihracatının önemli belirleyicilerinden biridir. Dış milli gelir artarken ihracatın artması beklenir. EKK tahmin sonuçları gösterdi ki, gelir etkisi toplam ihracat, imalat malları ihracatı ve tarım malları için pozitif ve istatistiksel olarak önemli çıkmıştır. Bu katsayılar aynı zamanda gelir esneklikleridir. Toplam ihracat için 1.186, imalat sanayi malları için 0.89, tarım malları için 0.47 olarak bulunmuştur. Örneğin, 1.186 şu anlama gelir; dış gelirden %1'lik bir artış toplam ihracatı %1.186 oranında arttırmaktadır.

Fiyat Etkisi: Reel döviz kuru artması burada ki tanımlamamıza göre reel devalüasyon anlamına gelir. Türk malları yabancı mallara göre daha ucuz hale gelir ve dış talebin artması beklenir. Fiyat etkisi beklendiği gibi tüm ihracat denklemleri için pozitif bulunmuştur. Toplam ihracat ve tarım malları ihracatı için istatistiksel olarak önemlidir. Bu şu anlama gelir; toplam ihracat için TL'nin %1 reel değer kaybı toplam ihracatı %0.38 artırır. Bu aynı zamanda fiyat esnekliğini de verir. Bu sonuçlar mikro ekonomik teori ile uyumludur.⁹

Döviz Kuru Riski Etkisi: Teorik ve ampirik literatürde döviz kuru riski etkisi ile ilgili farklı sonuçlar vardır. Fakat bu çalışmada negatif etki beklenmektedir. Gelişmekte olan ülkelerde genelde döviz kur riskine karşı "hedging" yani "forward" sözleşmesi ile koruma yapılmamaktadır. Yapılan yerlerde de maliyetleri yüksektir. "Hedging" sınırlı

⁶ Georgetown Üniversitesi kütüphanesinde bulunan OECD Main Economic Indicators CD'sinden alınmıştır.

⁷Bu şu anlam gelir. $T \rightarrow$ sonsuza doğru giderken, β' nin tahminleri gerçek değerine doğru yaklaşır. Herhangi bir doğru değerden ayrılma ve varyans sınırlı örneklerde örnek sayısı sonsuza doğru giderken bu varyans ve sapma sıfıra doğru gitmektedir.

⁸ Daha detaylı bilgi için bakınız Harris, 1995:52.

⁹ Henri Teil (1989) çalışmasında tarım ürünleri için talebin fiyat esnekliği 0.42 olarak bulunmuştur.

bir koruma sağlar, çünkü geleceğe yönelik yapılacak tahminler yetersiz ve tahmin hataları yüksektir. Gelişmekte olan ülkelerde “hedging” yapmanın zorlukları ile ilgili detaylar Medhora (1990)'nın makalesinde bulunabilir.

Bu çalışmada ARCH(2) modelinden elde ettiğimiz döviz kur riskinin toplam ihracat ve sektörel ihracat için negatif etkisi olduğunu bulunmuştur. Bir dönem gecikmeli döviz kuru riskinin de negatif etkisi vardır ve istatistiksel olarak anlamlıdır.

Burada ayrıca döviz kuru riski katsayılarının toplamının önemli olup olmadığını test edilmiştir. Burada da döviz kuru riskinin toplam, imalat ve tarım malları ihracatı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif etkisi olduğu bulunmuştur. Bir, iki ve üç dönem gecikmeli döviz kuru riski de ihracatçılar tarafından dikkate alınmaktadır ve ihracatı olumsuz etkilemektedir. Sonuçlar Tablo 6'da özetlenmiştir.

4. KOENTTEGRASYON ANALİZİ

Koentegre olmuş vektörlerin sayısını bulmak için Johansen (1991), Johansen ve Juselius (1990), prosedürü takip edilmiştir. Sonuçlar Tablo 7'de gösterilmiştir. Bir “drift” tüm modellerde kullanılmıştır. Trace istatistiğine göre boş hipotezi şudur; r veya daha az sayıda koentegre olmuş vektör vardır. Alternatif hipotez ise $r+1$ kadar koentegre olmuş vektör var. Tablo 7'de ki sonuçlardan görüleceği gibi sıfır koentegre hipotezi istatistiksel olarak %5 seviyesinde ret edilmiştir.¹⁰ En az bir tane koentegre vektör hipotezi ret edilememiştir.

Koentegre olmuş vektörler Tablo 7'de gösterilmiştir. Tahmin edilen vektörler reel ihracat değişkenine göre normalleştirilmiş ve uzun dönem ihracat fonksiyonu olarak açıklanmıştır. Bu sonuçlar Tablo 8'de özetlenmiştir. Gelir etkisi katsayıları pozitif bulunmuştur. Bu etki 1.28 ile 0.22 arasındadır. Fiyat etkisinin EKK tahminlerinde de olduğu gibi önemli ve beklenen etkisinin olduğu burada da ortaya çıkmıştır. Türk Lirası'nın reel değer kaybı ihracat mallarını daha ucuz hale getireceği için toplam ihracat artar. Bu etki özellikle imalat malları ihracatında yüksektir (0.93). Tarım Enerji ve hammadde malları ihracatı için bulunan değerler istatistiksel olarak anlamlı değildir. Döviz kuru riski ise tüm modellerde beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak önemli çıkmıştır.

Hata doğrulama tahminleri ihracat fonksiyonu için yapılmış ve sonuçlar Tablo 9'da özetlenmiştir. Koentegre analizinde kullanılan gecikme sayısı burada da aynen kullanılmıştır. Hata doğrulama terimi beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak önemli bulunmuştur. Weliwita ve Tajuii (1999), hata doğrulama teriminin eksi işaretli olmasını açıklayıcı değişkenlerden açıklanan değişkene doğru bir nedensellik olduğu şeklinde yorumlamışlardır.

Hata doğrulama terimi ihracatın uzun dönem dengesine ortalama yaklaşma hızını verir. Hata teriminin mutlak değeri reel ihracatın bir üç aylık dönemde uzun dönem dengesinden ayrılışını ortadan kaldırma hareketini ifade eder. Gelir ve fiyat katsayıları fiyattan veya gelirden kaynaklanan değişmelerde ihracatın ortalama ayarlama hızını gösterir. Bu çalışmadaki özel ilgi alanımız döviz kuru riski ve gecikmeli değerleri kat-

¹⁰ Her bir vektör otoregressive model (VAR) için farklı sayıda gecikmeli değer kullanıldı. Gecikmeli değer sayısı AIC kriterine göre belirlendi.

sayıları da negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç, riskten kaçan ihracatçıların döviz kuru riskine karşı duyarlı olduklarını gösterir.

6. SONUÇ

Bu çalışmada, döviz kurundaki belirsizliklerin Türkiye'nin toplam ve sektörel - imalat, tarım, enerji, hammadde- ihracatı üzerindeki etkisini 1980-2001 arası döneme ait üç aylık veri kullanarak araştırılmıştır. Toplam ve sektörlerle ait reel ihracat, reel döviz kuru, dış ülkelerin ihracat paylarına göre ağırlıklı gelirleri ve döviz kuru riski çalışmadaki değişkenler olarak kullanılmıştır. Döviz kuru riski değişkeni *ARIMA* modeli kullanılarak elde edilmiştir. İlk aşamada tüm seriler, önce ADF tekniklerine göre durağan olup olmadığı araştırılmış ve tüm serilerin durağan olmadıkları ve birinci dereceden entegre oldukları ortaya çıkmıştır. İkinci aşamada, serilerin koentegre olup olmadığı Johansen'in *En Yüksek Olabilirlik* prosedürü ile araştırılmış ve en az bir tane koentegre vektör olduğu ortaya çıkmıştır. Tahminler yapılırken seriler koentegre olduğu için vektör otoregresif (*VAR*) yerine vektör hata doğrulama modeli (*VECM*) kullanılmıştır. Koentegre olmuş vektörler normalleştirilerek katsayılar bulunmuştur. Ampirik sonuçlar göstermiştir ki, döviz kuru riski toplam ve sektörel ihracatı negatif ve önemli derecede olumsuz yönde etkilemektedir. Dış gelirin, toplam ihracatta önemli ve pozitif bir etkisinin olduğu, reel döviz kurunda toplam ihracatta etkili iken, tarım, enerji ve hammadde ihracatında etkisinin olmadığı bulunmuştur.

Kısa dönem analizinde hata doğrulama teriminin katsayısının negatif çıkması hata doğrulama modeli kullandığımızı doğrulamıştır. Gecikmeli kur riski değişkenlerinin de negatif olması kısa dönemde bir etki olduğunu gösterir. Bu çalışmada bulunan sonuçlar, gelişmekte olan ülkelerde kur riskinin ihracat üzerinde olumsuz etkileri olduğu görüşünü desteklemektedir.

Eğer Türkiye Avrupa Birliğine girerse, Euro kullanılacağından, AB üyeleri ile olan ticarete döviz kuru riski olmayacak, AB dışındaki ülkelerle yapılan ticarete ise Euro için "hedging" yapma daha ucuz ve erişilebilir olduğundan Türk ihracatçısı için döviz kuru riski azalacaktır. Bu çalışmadaki ampirik sonuçlar göstermiştir ki, döviz kuru riskinin AB'ne girerek tamamen yok olması veya AB'ye girmeden de riski azaltacak ve korunmayı sağlayacak "forwarding" işlemleri gibi önlemlerin alınması Türkiye'nin ihracat kapasitesini artıracaktır. Çünkü döviz kuru riski düşük kar marjı ile çalışan ve iç piyasa alternatifi güçlü olmayan, Türk ihracatçısı için önemli bir engeldir.

KAYNAKÇA

- Akhtar , M. A. ve Spencen-Hilton, R. (1984); "Effects of exchange rate uncertainty on German and U.S. Trade," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 9, 7-16.
- Ariccia, D. G. (1998); "Exchange Rate Fluctuations and Trade Flows: Evidence from the European Union," *IMF Working Paper*, 107.
- Arize, A. (1995); "The Effects of Exchange Rate Uncertainty Volatility on U.S. Exports: an Empirical Investigation," *Southern Economic Journal*, 62, 34-43.
- Arize, A. (1997); "The Supply and Demand for Imports and Exports in a Simultaneous Model," *Applied Economics*, pp. 1233-1247.
- Asseery, A. ve Peel, D.A. (1991); "The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports," *Economic Letters*, 173-77.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Ltaifa, N. (1992); "Effects of Exchange Rate Risk on Exports: Cross-country Analysis," *World Development*, 20(8), 1173-1181.
- Bailey, M.J., Tavlas, G.S. and Ulan, M. (1986); "Exchange Rate Variability and Trade Performance; Evidence for the Big Seven Industrial Countries", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 122, 466-77.
- Caballero, R. J., ve Corbo, V. (1994); "The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Exports: Empirical Evidence," *The World Bank Economic Review*, 3, 263-278.
- Clark, P., Natalia, T., Shang-Jin Wei, Azim, S. ve Li, Ze., (2004); "Exchange Rate Volatility and Trade Flows—Some New Evidence", Approved by Raghuram Rajan (www.imf.org/external/np/res/exrate/2004/eng/051904.htm).
- Chowdhury A.R. (1993); " Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from Error-Correction Models," *The Review of Economics and Statistics*, 700-706.
- Cushman, D.O (1986); "Has Exchange Rate Risk Depressed International Trade? The Impact of Third Country Exchange Risk", *Journal of International money and Finance*, 5, 361-79.
- De Grauwe, P. (1988); "Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade," *IMF Staff Papers*, 35,63-84.
- Dellas, H. and Zilberfarb, B-Z. (1993); " Real Exchange Rate Volatility and International Trade: A re-examination of the Theory," *Southern Economic Journal*, 59, pp. 641-647.
- Engle, Rober F. (1982); Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, June, 377-403.
- Engle,R., ve Granger C.W.J. (1987); "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55, 251-276.
- Franke, G. (1991); "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy," *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 292 307.

- Gotur, P. (1985); "Effects of Exchange Rate Volatility on Trade," *IMF Staff Papers* 32, 483-511.
- Harris R., Sollis R. (1995); *Applied Time Series and Forecasting* Wiley Press.
- Helleiner, G.K. (1981); "The Impact of Exchange Rate System on the Developing Countries: Report to the Group of Twenty - Four," New York: *United Nations Development Program*.
- Henri Teil (1989); *International Evidence on Consumption Patterns*. JAI press Inc.
- Kenen, R.T., and Rodrik, D. (1986); "Measuring and Analyzing the Effects of Short Term Volatility in Exchange Rates," *The Review of Economics and Statistics*, 311-315.
- Koray, F. ve Lastrapes, W.D. (1989); "Real exchange rate volatility and U.S. bilateral trade: a VAR Approach," *Review of Economics and Statistics*, 71, 708-12.
- Johansen, S.ve K. Juselius. (1990); "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: p.162-210.
- Johansen, S. (1991); "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Regressive Models," *Econometrica* 59: 1551-1580.
- McKenzie D.M. (1999); "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows" *Journal of Economic Surveys*, Vol. 13, No.1.
- OECD (2002). *Temel Ekonomik Göstergeler (Main Economic Indicators)* CD room.
- Pugh G, Tyrrall D (2002); "Will the Single Currency Promote intra-European Trade " *European Business Journal*, 14,3 p. 150-157.
- Rose, Andrew K., (2000); "One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade," *Economic Policy*, April, 9-45.
- Salvatore, D. (2002); "The Euro: Expectations and Performance" *Eastern Economic Journal*; Winter, 28,1 pg.121.
- Sercu, P. and Vanhulle, C.(1992). "Exchange Rate Volatility, Exposure and the Value of Exporting Firms," *Journal of Banking and Finance*, 16, 155-82.
- Medhora, R. (1990); "The Effect of Exchange Rate Variability on Trade: the Case of the West African Monetary Union's Imports", *World Development*, 18(2), 313-324.
- Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik veri dağıtım sistemi (2003); (<http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cbt.html>: erişim tarihi: Mart 2004).
- Weliwita A., Ekanayake E.M. and Tsjuui H. (1999); "Real Exchange rate Volatility and Sri Lanka's Exports to the Developed Countries, 1978-96," *Journal of Economic Development*, Volume 24, Number 1.

Ekler

Tablo 1: Değişkenlerin Zaman Serisi Özellikleri

Değişkenler	Gecikme Sayısı	ADF Test İstatistikleri (düzey)	ADF Test İstatistikleri (Birinci farkları)	1% Kritik Değeri	5% Kritik Değeri	Entegre Sayısı
Toplam İhracat (LTX)	3	-2.234	-4.772**	-3.525	-2.902	I(1)
İmalat Malları İh. (LXMAN)	3	1.488	-2.951**	-1.946	-1.618	I(1)
Tarım Malları İh. (LXAG)	5	-2.790	-3.924*	-4.108	-3.481	I(1)
Enerji İhracatı (LXEN)	1	-2.741	-4.311**	-4.103	-3.479	I(1)
Hammadde İh. (LXRAW)	3	-2.158	-5.765**	-3.532	-2.906	I(1)
Reel Dış Gelir (LYF)	4	-2.165	-6.337**	-4.090	-3.473	I(1)
Reel Döviz Kuru (LRER)	3	-1.865	-4.162**	-4.085	-3.470	I(1)
Döviz Kuru Riski (V)	3	-2.021	-7.782**	-3.526	-2.903	I(1)

Not: 1. ** ve * %99 ve %95 düzeyinde istatistiksel önemlilik derecesini gösterir. 2. Optimum gecikme sayısı Akaika Bilgi Kriteri'ne (AIC) göre yapılmıştır.

Tablo 2: AIC Değerleri D(LEXUS) = Δ (Log(TL/DOLLAR)) serisi.

q \ p	0	1	2	3	4
0	NI	NI	NI	NI	NI
1	NI	6.476909	NI	NI	NI
2	NI	NI	6.524105	6.457476	NI
3	NI	NI	6.508730	NI	NI
4	NI	NI	6.492429	NI	6.488143

Not: 1.LEXUS serisi en iyi şekilde şu modelle tanımlanabilir.

$$E_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_{t-1} + \alpha_2 E_{t-2} + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \beta_3 e_{t-3} + a_1 D94.1 + a_2 D94.2 + a_3 D01.1 + V_t$$

$$V_t / I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

2.NI: İstatistiksel olarak önemsiz çıkan katsayılar dikkate alınmamıştır.

Tablo 3: ARCH-LM test F istatistikleri

	LEXUS-ARIMA(2,1,3) F test T*R ²	
ARCH(1)	37.22	25.43
ARCH(2)	28.48	22.22
ARCH(3)	NC	NC
ARCH(4)	NC	NC

Not: 1. NC: Hesaplanmadı. 2. T*R², T gözlem sayısını gösterir.

Tablo 4: ARIMA Modelinin Tahminleri

	DLEXUS(TL/DOLLAR) ARIMA(2.1.3)
Mean Denklemi Katsayıları	
Sabit: α_0	0.207** (9.34)
AR(1): α_1	0.367** (3.678)
AR(2): α_2	-0.543** (-6.375)
MA(1): β_1	-0.256** (-3.789)
MA(2): β_2	0.324** (5.415)
MA(3): β_3	0.4536** (3.678)
D94.1 Krizi Kuklası	0.245** (7.261)
D94.2 Krizi Kuklası	0.3894** (4.487)
D01.1 Krizi Kuklası	0.567** (3.567)
Varyans Denklemi Katsayıları	
γ_0	0.0045
γ_1	1.1045

Notlar: 1. **, * istatistik önem derecesini sırayla 99% ve 95% düzeyinde gösterir. 2. Parantez içleri t istatistiklerini gösterir.

Tablo 5: Toplam ve Sektörel İhracat Sonuçları

Bağımsız Değişkenler	Toplam İhracat (LTX)	İmalat Malları İhracı (LXMAN)	Tarım Malları İhracı (LXAG)	Hammadde Malları İhracı (LXRAW)
Sabit	-3.654** (-6.598)	3.537** (2.572)	5.94** (7.23)	6.004** (4.55)
LYD	1.186** (22.75)	0.898** (5.349)	0.407** (6.960)	0.153 (1.382)
LRER	0.38** (4.233)	0.252 (1.283)	0.582* (1.710)	0.199 (0.766)
LRER (-1)			-0.485 (-1.525)	
V	-1.5675 (-0.851)	-3.219** (-2.408)	-3.802* (-1.905)	-0.706 (-1.57)
V(-1)	-3.561* (-1.970)	-5.646** (-3.218)	-4.34** (-2.219)	
V(-2)		-5.152** (-2.899)		
V (-3)		-3.388** (-2.573)		
D94.1	-0.109* (-1.743)	-0.061* (-1.856)	-0.009 (-0.138)	
D94.2	-0.149**	-0.063**	-0.037	

	(-2.383)	(-2.147)	(0.762)	
D01.1	-0.2345*			
	(-1.567)			
Ayarlanmış R ²	0.921	0.974	0.671	0.286
İçsel Bağıntı	yok	var-düzeltildi	var-düzeltildi	var-düzeltildi
DW	1.816	1.766	1.899	1.880
N	84	62	62	62

1. **, * % 95 ve 90 düzeylerinde istatistiksel olarak önem seviyesini gösterir.

Tablo 6: Katsayı Test Sonuçları

	Toplam İhracat (LTX)	İmalat Malları İhracatı (LXMAN)	Tarım Malları İhracatı (LXAG)	Hammadde İhracatı (LXRAW)
TEST LYD + LYD(-1) = 0	NT	NT	NT	NT
TEST LRER + LRER(-1) = 0	NT	NT	0.09** (2.74)	NT
TEST V + V(-1) = 0	-4.72** (2.88)	-17.40** (10.7)	-8.14** (6.04)	NT

Notlar 1. Parantez içleri F istatistiklerini gösterir. 2. NT: test edilmedi

Tablo 7: Koentegrasyon Testi Sonuçları

	Trace İstatistikleri					
	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3	Vektör Sayısı	Gecikme Sayısı
(LTX, LYF, LRER, V)	53.45*	25.26	7.409	2.251	1	3
(LXMAN, LYF, LRER, V)	45.71*	17.23	5.894	1.024	1	6
(LXAG, LYF, LRER, V)	50.79*	26.57	8.547	0.346	1	3
(LXAG, LYF, LRER, V)	74.86*	19.86	6.894	1.386	1	6
(LXRAW, LYF, LRER, V)	52.15*	23.16	11.05	1.483	1	3
<i>Kritik Değerler</i>	<i>47.21</i>	<i>29.58</i>	<i>15.41</i>	<i>3.76</i>		

Notlar : 1. r koentegre olan vektör sayısını gösterir. 3. VAR gecikme değer sayısı AIC kriterine göre seçilmiştir.

Tablo 8: Normalleştirilmiş Koentegrasyon Sonuçları

Bağımsız Değişken	Normalleştirilmiş Koentegrasyon Vektörleri	Gecikme Sayısı
Toplam İhracat	$LTX = 1.28LFY^{**} + 0.410LRER^{**} - 6.671V^{**}$ (47.35) (5.46) (5.89)	Lag (4)
İmalat Malları İhracı	$LXMAN = 1.22LFY^{**} + 0.93LRER^{**} - 5.43V^{**}$ (18.22) (6.95) (-2.24)	Lag (6)
Tarım İhracatı	$LXAG = 0.43LFY^{**} - 0.428LRER - 4.20V^{**}$ (6.16) (1.59) (-14.7)	Lag (3)
Enerji İhracatı	$LXEN = 0.15LFY^{**} - 0.03LRER - 54.27V^{**}$ (2.89) (0.17) (4.39)	Lag (6)
Hammadde İhracatı	$LXRAW = 0.22LFY - 0.88LRER - 111.0V^{**}$ (1.27) (-1.70) (-2.40)	Lag (4)

1. **, * % 95 ve 90 düzeylerinde istatistiksel olarak önem seviyesini gösterir. Boş hipotez için yani denklem $LTX_t = \alpha_0 + \alpha_1LYF_t + \alpha_2LRER_t + \alpha_3V_t$ da ki $\alpha_1 = 0, \alpha_2 = 0, \alpha_3 = 0$ The likelihood ratio test χ^2 olarak dağılmıştır. Kritik değerler 1%(10%) seviyesinde 6.63 ve (2.71) dir. 2. Koentegrasyon vektörlerine ekonomik anlam vermek için X_t ye göre normalleştirilmişlerdir. Bu şu şekilde yapılmıştır. Tahmin edilmiş LTX_t nin katsayıları -1 e eşitlenmiş ve her bir koentegrasyon vektör tahmin edilen katsayının negatif ile bölünmüştür. Normalleştirme sonuçları uzun dönem esneklik değerlerini verir.

Tablo 9: Hata Doğrulama Modeli Sonuçları

Bağımlı Değişkenler	$EC_{t-1}: \xi_{t-1}$	$\Delta Vol(-1)$	$\Delta Vol(-2)$	$\Delta Vol(-3)$	$\Delta Vol(-4)$	R^2
Toplam İhracat	-0.756** (-4.202)	-1.67* (-1.75)	-3.37* (-1.98)	-3.54* (-1.65)	-2.21* (-1.78)	0.74
İmalat Malları İhracı	-0.397** (-3.777)	-2.84** (1.95)	-2.32 (-1.09)	NS	NS	0.48
Tarım İhracatı	-0.262* (-2.291)	NS				0.27
Enerji İhracatı	-0.377 (-1.695)	NS				0.13
Hammadde İhracatı	-0.234** (-2.99)	NS				0.24

1. **, * % 95 ve 90 düzeylerinde istatistiksel olarak önem seviyesini gösterir. Parantez içindekiler t -istatistikleridir. 2.NS:İstatistiksel olarak önemsiz olduğunu gösterir. 3. Sadece kur riski katsayıları gösterilmiştir.