

EFEKTİF EURO KURUNDAKİ BELİRSİZLİĞİN EURO BÖLGESİ İHRACATINA ETKİSİ

Bülent DOĞRU^(*)
Mustafa UYSAL^(**)

Özet: Bu çalışmada, Euro Bölgesi'nin 12 büyük ticaret ortağı ülkeye yapmış olduğu ihracata, Euro kurundaki volatilitenin (belirsizliğin) etkisi 2002:01-2010:12 dönemleri arasında aylık olarak incelenmiştir. Ekonometrik yöntem olarak farklı bütünleşme düzeylerinde tahmin yapma olanağı sağlayan Otoregresif Dağıtılmış Geçikmeli (ARDL) sınır testi yaklaşımı kullanılmaktadır. Elde edilen ekonometrik sonuçlara göre döviz kurundaki belirsizlik ihracatı kısa dönemde negatif, uzun dönemde ise pozitif yönde etkilemektedir. Ancak her iki dönemdeki etki de oldukça zayıf yani ihmal edilebilecek boyuttadır.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru Volatilitesi (Belirsizlik), Eş-Bütünleşme Sınır Testi Yaklaşımı (ARDL), Euro Bölgesi.

THE EFFECTS OF EFFECTIVE EURO EXCHANGE RATE UNCERTAINTY ON THE EXPORT OF EURO AREA

Abstract: This paper examines the effects of exchange rate volatility on the export flows of Euro Area to its 12 major trading partners for the monthly time series covering the time period 2002:01-2010:12. Econometric method is autoregressive distributed lag (ARDL) bound test approach providing the opportunity to predict with different levels of integration. Findings suggest that volatility affect export negatively in short-run, and affects positively in long-run. However, effects both in short and long-run is very weak, i.e, is negligible.

Key Words: Exchange Rate Volatility, Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Bound Test Approach, Euro Region.

I. Giriş

Sabit kur sistemine dayanan Bretton Woods sisteminin 1973 yılında çökmesiyle birlikte dalgalı kur sistemine geçilmiştir. Bu geçiş sonucunda döviz kurlarında oynaklık ve belirsizlik ortaya çıkmıştır. Uluslar arası alanda ülkeler arasındaki ticaret hacmindeki değişimin bu belirsizlik durumundan etkilenip etkilenmediği hem teorik alanda hem de ampirik alanda inceleme konusu olmuştur. Bu incelemeler sonucunda politika yapıcılar ve araştırmacılar farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Döviz kurlarındaki dalgalanma sonucu artan kur belirsizliği ihracat üzerinde pozitif ya da negatif sonuçlar doğurmaktadır.

Negatif etkilerin kaynağı olarak karşımıza dış ticaret yapan firmaların risk algıları çıkmaktadır. Buna göre riskten kaçınma eğiliminde olan firmalar döviz kurlarındaki oynaklığın artması ile ek maliyetler yükleneceklerini tahmin ettiklerinden, dış ticaret faaliyetinden kaçınma eğilimine gireceklerdir.

^(*)Yrd.Doç. Dr. Gümüşhane Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü

^(**)Arş.Gör. Artvin Çoruh Üniversitesi İİBF İşletme Bölümü

İhracat faaliyeti sonucu hak edilen ödeme teslimattan sonra yapılıyor ise bu zaman aralığında döviz kurlarında meydana gelebilecek değişimler ihracattan beklenen karlar için belirsizlik artacaktır. Artan bu belirsizlikler kar beklentilerinde ve dolayısıyla ihracatta azalmaya neden olacaktır (Köse vd., 2008: 26).

Diğer yandan döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında pozitif yönlü ilişkilerde ortaya çıkabilmektedir. Eğer ihracatçılar yeterli düzeyde riskten kaçmıyorlarsa döviz kurlarındaki oynaklığın artması, ihracat gelirlerinden beklenen marjinal faydanın artmasıyla sonuçlanacak; bu da ihracatçıları kendi gelirlerini maksimum kılabilmek için ihracatlarını artırma yönünde teşvik edecektir (Takaendes vd., 2005: 2).

Bu çalışmada Euro'nun reel efektif kurunda meydana gelen volatilitenin (belirsizliğin) Euro bölgesi ihracatı üzerine etkisi incelenecektir. Çalışmada 2002-2010 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Ekonometrik yöntem olarak farklı bütünleşme düzeylerinde tahmin yapma olanağı sağlayan Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli (ARDL) sınır testi yaklaşımı kullanılmaktadır. Çalışmanın planlaması şu şekildedir. Çalışmanın ikinci bölümünde konuyla ilgili literatür, üçüncü bölümünde ekonometrik uygulama, dördüncü bölümde yöntem ve sonuçlar ve son bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

II. Literatür

Döviz kuru belirsizliğinin ticaret hacmi üzerine etkisinin belirlenmesi amacıyla hem ulusal hem de uluslararası alanda pek çok çalışma mevcuttur. Değişik test ve modellerin kullanıldığı çalışmalarda belirsizlikle ticaret arasında genelde negatif yönlü bir ilişkinin var olduğu görülmüştür.

Özbay (1999), döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerine olası etkisini Türkiye için incelemiştir. 1987:I-1997:II dönemi kapsayan çalışmada üçer aylık veriler GARCH modeli çerçevesinde değerlendirilmiş ve ihracatın reel döviz kuru belirsizliğinden olumsuz etkilendiği görülmüştür.

Benzer şekilde Öztürk ve Acaravcı (2002)'da döviz kuru değişkenliğinin Türkiye ihracatı üzerindeki etkisini eş-bütünleşme testi kapsamında 1989:01-2002:08 dönemleri için aylık verileri kullanarak incelemişlerdir. Döviz kurundaki belirsizliğin artmasının ihracat talebi üzerinde negatif etkide bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Vergil (2002) çalışmasında, reel döviz kuru oynaklıklarının, Türkiye'nin ABD ve Avrupa Birliği'ndeki üç büyük ticaret partneri olan Almanya, Fransa ve İtalya'ya olan ihracatı üzerine etkisini incelemiştir. 1990: 01-2000:12 dönemi arasındaki aylık veriler eş-bütünleşme testi ve hata düzeltme modeli çerçevesinde analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre reel döviz kuru oynaklığının reel ihracat üzerinde önemli negatif etkiye sahip olduğu görülmüştür.

Saatçioğlu ve Karaca (2004), 1981-2001 dönemi için üçer aylık verilerle, Eş-bütünleşme testi ve hata düzeltme modeli kullanarak, Türkiye için yaptıkları çalışmada, döviz kuru belirsizliğinin ihracatı olumsuz yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Köse vd. (2008), döviz kuru oynaklığının ihracat üzerine etkisini Türkiye için incelemişlerdir. Çalışmalarında, 1995-2008 dönemini içeren aylık veriler Johansen eş-bütünleşme testi ve hata düzeltme modeli çerçevesinde incelenmiştir. Elde edilen bulgulara göre, reel döviz kuru oynaklığı Türkiye ihracatını hem uzun hem de kısa dönemde negatif olarak etkilemektedir.

Benzer etki gelişmiş ülkeler için yapılan çalışmalarda da ortaya çıkmaktadır. Hooper ve Kohlhagen (1978), çalışmalarında döviz kuru belirsizliğinin ABD, Almanya ve diğer bazı endüstrileşmiş ülkeler arasındaki ticaret üzerindeki etkisini 1965-1975 arası zaman dilimi için kurulan lineer regresyon modeli kapsamında araştırmışlardır. Çalışmada firmaların riskten kaçınması durumunda döviz kurundaki artışın açık bir şekilde ticaret hacmini düşüreceği sonucuna ulaşılmıştır.

Benzer şekilde Cuhşman (1983), yapmış olduğu çalışmada 1965-1977 dönemine ait üçer aylık veriler OLS (Ordinary Least Squares)-enküçük kareler-yöntemi ile ABD ve diğer beş endüstrileşmiş ülkenin (İngiltere, Fransa, Almanya, Kanada, Japonya) karşılıklı ihracatları, döviz kurları arasındaki ilişki çerçevesinde incelemiş ve döviz kuru dalgalanması ile ihracat arasında negatif yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.

Akhtar ve Hilton (1984), ABD ve Almanya arasında 1974:01-1981:04 yıllarını kapsayan dış ticarete ilişkin üçer aylık veriler ile yapılan çalışmada, elde edilen sonuçlara göre döviz kuru değişkenliğinin ihracat üzerinde negatif yönlü bir etkiye sahip olduğu ortaya çıkmaktadır.

Peree ve Steinherr (1989), yapmış oldukları çalışmada endüstrileşmiş ülkelere ait 1960-1985 dönemine ait yıllık verileri kullanarak döviz kuru belirsizliğinin bu ülkeler arasındaki ticarete olan etkisini araştırmışlardır. OLS ile yapılan ampirik çalışmada, ABD açısından anlamlı sonuçlara ulaşamamıştır. Ancak döviz kuru belirsizliğinin diğer endüstrileşmiş ülkeler arasındaki ticarete negatif etki ettiği sonucuna ulaşılmıştır.

Lee (2003), döviz kuru oynaklığının Kanada'nın ABD'ye olan ihracatı üzerine etkisini incelemiştir. 1971-2000 yıllarını kapsayan çalışmada üçer aylık veriler eş-bütünleşme ve Otoregresif Dağıtılmış Geçikmeli (ARDL) sınır testi modelleri kapsamında kullanılmıştır. Eş-bütünleşme testi sonuçları ihracat ile ihracat hacmi, dış gelir, nispi fiyatlar arasında var olan uzun dönem ilişkiyi ortaya koymakta başarısız olmuştur. ARDL modeli sonuçları ise kısa dönemde döviz kuru oynaklığının ihracat üzerinde olumsuz etki ettiğini göstermiştir.

Qi (2004), ise çalışmasında reel döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerine etkisini Endonezya için incelemiştir. 1980:Q1-1997:Q2 dönemi arasındaki üçer aylık veriler eş-bütünleşme testi ve hata düzeltme modeli

çerçevesinde değerlendirilmiştir. Sonuç olarak reel döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerine negatif etkisi olduğu gözlenmiştir.

Takaendesa vd. (2005), çalışmasında döviz kuru oynaklığının Güney Afrika'nın ABD'ye olan ihracatı üzerine etkisini incelemişlerdir. 1992:1-2004:4 dönemini kapsayan, EGARCH, eş-bütünleşme testi ve hata düzeltme modelinin kullanıldığı çalışma sonucunda döviz kuru oynaklıklarının reel ihracat üzerine negatif etkiye sahip olduğu görülmüştür.

Bununla beraber, bazı çalışmalarda ise pozitif yönlü bir ilişkinin olduğu görülmektedir. Brada ve Mendez (1988), yapmış oldukları çalışmada döviz kuru değişkenliğinin az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki ikili ticaret üzerindeki etkisini 1973-1977 yıllarını kapsayan yıllık verileri baz alarak incelemişlerdir. Gravity modelin kullanıldığı çalışmada dalgalı döviz kurunun ticaret hacmi üzerinde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Mckenzie ve Brooks (1997), döviz kuru oynaklığının Almanya ve ABD arasındaki karşılıklı ticarete etkisini araştırmışlardır. 1973:4-1992:9 dönemini kapsayan çalışmada aylık veriler ARCH modeli kapsamında değerlendirilmiş ve döviz kuru oynaklığının ticaret üzerinde anlamlı pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Mckenzie (1998), döviz kuru oynaklığının Avustralya'nın ticareti üzerine olan etkisini araştırmıştır. ARCH modelin kullanıldığı çalışmada 1969:3-1995:4 dönemini kapsayan üçer aylık veriler değerlendirmeye tabi tutulmuştur. Döviz kuru oynaklığı ithalat üzerinde negatif etkiye sahip iken ihracat üzerinde pozitif etkisi olduğu görülmüştür.

Aristotelous (2001), ise çalışmasında döviz kuru değişkenliğinin İngiltere'nin Amerika'ya olan ihracatı üzerine etkisini araştırmıştır. 1889-1999 dönemini kapsayan çalışmada yıllık veriler "gravity modeli" kapsamında değerlendirilmiş ve döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerine etkisinin olmadığını gözlemlenmiştir.

Choudhry (2008), döviz kuru oynaklığının Kanada, Japonya ve Yeni Zelanda'dan İngiltere'ye yapılan reel ihracat üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmada 1980-2003 dönemleri arasındaki üçer aylık veriler kullanılmıştır. Eş-bütünleşme testi ve hata düzeltme modelinin kullanıldığı çalışmada döviz kuru oynaklıklarının ihracat üzerine pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

III. Ekonometrik Model ve Veriler

Euro kurundaki belirsizlikle ihracat hacmi arasında uzun dönem denge ilişkisi Euro para birimini kullanan Euro Bölgesi ülkeleri için 2002-2010 dönemi içerisinde aylık olarak analiz edildi.

A.Model

Esnek döviz kuru rejimlerinin uygulandığı ülkelerde “ihracat talebi modeli”, döviz kurundaki belirsizliği de içerecek şekilde, şöyle yazılır;

$$X_t = X_t(Y^F, R, U) \quad (1)$$

Modeldeki değişkenlerden X_t ihracat yapan ülkenin toplam ihracat hacmini, Y^F yurtdışında üretilen mallara yönelik dış talebi (ihracat yapılan ülkedeki yerleşiklerin gelir düzeyleri), R reel döviz kuru olup, ihraç edilen malların yurtdışındaki rakip mallara göre fiyatlarını, U ise döviz kurundaki belirsizliği göstermektedir.

Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin ve veri setinin oluşturulması için bir dizi varsayımlara gidilmesi gerekmektedir. Çünkü modeldeki değişkenlerin bazıları doğrudan gözlemlenememektedir. Buna göre makalede yapılan varsayımlar literatür çalışmaları da dikkate alınarak aşağıdaki gibi yapılmıştır.

Reel döviz kuru (yurtiçi mallar cinsinden yabancı malların fiyatı),

$$R = E \cdot \frac{P^F}{P^D} \quad (2)$$

Formülüyle hesaplanmaktadır. Burada E nominal döviz kurunu, P^F yurtdışı fiyat düzeyini (yabancı para birimi cinsinden yabancı malların fiyatı), P^D ise yurtiçi fiyat düzeyini göstermektedir. Reel döviz kurunun düşmesi, ülke parasının dış değerini artırdığı için ev sahibi ülkenin mallarını pahalandırır, rekabet gücünü azaltır. Reel döviz kurunun yükselmesi ise ülkenin mallarını ucuzlatarak uluslararası ticarete rekabet üstünlüğü sağlar. Yurtdışı fiyat düzeyi için Euro Bölgesi ihracatı içinde ağırlığı en fazla olan ülkeler dikkate alınmaktadır. Modelde reel efektif döviz kuru kullanılmaktadır. Euro bölgesinin en fazla ihracat yaptığı 12 ticaret ortağının (AU, CA, DK, HK, JP, NO, SG, KR, SE, CH, GB ve US) para birimlerinin ağırlıklandırılmış değerine karşı Euro'daki değişimi yansıtması hedeflenmektedir.

Dış alemin toplam mal talebi, dünya sanayi üretim endeksi olarak belirlendi. Bazı akademik çalışmalarda sadece gelişmiş ülkelerin sanayi üretim endeksi kullanılmaktadır. Bizce küresel ölçekte mal talebini en iyi yansıtacak olan dünya sanayi üretim endeksidir.

Toplam ihracat değişkeni modelde reel olarak yer almaktadır. Bunun için Euro bölgesinin yaptığı toplam ihracat hacmi üretici fiyat endeksine bölünerek hesap edilmektedir. Çünkü ihracatı yapılan ürünlerin dünya ticaret alanında maliyetlerinin kıyaslanması etkili olmaktadır. Bu yüzden gerçek ihracat hacmi, maliyetlerin ittiği enflasyon oranlarından arındırılarak elde edilebilir.

$$\text{Reel } X = \frac{\Sigma \text{EXPORT}}{P_{\text{PPP}}} \quad (3)$$

Euro kurundaki belirsizlik için ise aşağıdaki basit standart sapmanın hesaplanması yoluna gidilmiştir:

$$U = \left[\frac{(R_t - R_{t-1})^2 + (R_{t+1} - R_t)^2 + \dots + (R_{t+m} - R_{t+m-1})^2}{m} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

Denklemden U kurdaki belirsizliği, R_t ise aylık reel efektif Euro kurunu, m ise kaç dönem boyunca basit standart sapmanın hesaplanacağını göstermektedir. Aylık gözlemlerle çalışma yapıldığından $m=12$ olarak alınmıştır. Belirsizlik, basit standart sapma yöntemi dışında bir de GARCH modelinden elde edilen koşullu varyansla elde edilecektir.

Logaritmik birinci farkı alınan reel efektif döviz kurunun (DLRELEFEKTİFKUR) 36 gecikmeye kadar hesaplanan korrelogramı incelenerek, serinin sahip olduğu uygun “zaman serisi modeli” tespit edilecektir. Korrelogram incelendiğinde otokorelasyon (AC) katsayılarından 2 tanesinin güven aralığının dışına taşıdığı görülmektedir. Ayrıca, kısmi otokorelasyon fonksiyonundaki azalmanın sinüs dalgalanması şeklinde olması (MA) modeline işaret etmektedir. Yine korrelogram üzerinde kısmi otokorelasyon fonksiyonuna bakıldığında (PACF) kısmi otokorelasyonların ikinci gecikmeden sonra kesildiği görülmektedir. Sürecin özelliği gereği durağan bir değişken analize tabi tutulduğundan korelograma bakarak ARMA (1,2) oabileceği gözlenmektedir. En uygun model seçim kriterleri olan, -en düşük Akaike Bilgi Kriteri (AIC) -değeri, en düşük Schwarz Kriteri (SC)- en düşük hata kareleri toplamı (SSR) -en yüksek R^2 değerlendirme sonuçlarına göre uygun modelin ARIMA(1,12) olduğu Tablo 1’den görülmektedir.¹

Tablo 1: Reel Efektif Kur İçin Uygun Model Seçimi

	AR(2)	ARIMA(1,12)
R^2	0.096906	0.122132
AIC	-4.254237	-4.272416
SIC	-4.175597	-4.168210
SSR	0.077490	0.075387
Durum	Durağan	Durağan

¹ EKK ile tahmin edilen ARIMA(1,1,2) koşullu ortalama denklemi; DLREELIHRACAT = 0.002446779921 + 0.7546273905AR(1) -1.101262403MA(1) + 0.3776823187MA(2)

Bu modelin parametrelerini bulmak için En Küçük Kareler Yöntemi (EKK) kullanılmıştır. Döviz kurundaki belirsizliği (değişkenliği) bulmak için denklemin kalıntılarına (hata terimlerine) bakılmaktadır. Otoregressif Koşullu Değişen Varyans-Lagrange çarpanı (ARCH-LM) testi kalıntılara uygulanarak, hata terimleri arasında ardışık bağımlılık olup olmadığı tespit edilmektedir.² Sonuçlar Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2: ARCH-LM Test

F-İstatistiği	212.4566	P=0.00
Gözlem Sayısı* R-kare	187.23444	P=0.00

Bu sonuçlar kalıntıların ARCH etkisinde olduğunu göstermektedir. Birkaç ARCH ve GARCH modeli arasından en uygun koşullu değişen varyans modeli GARCH (1,1) olmuştur. Değişkenliğin tahmini için en uygun model olan GARCH (1,1) modelini yazarsak;

$$h_t^2 = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2 \quad (5)$$

Bu model döviz kuru serisinin değişkenliğini açıklama gücüne sahiptir. Denklemde ω ortalamayı, u_{t-1}^2 kalıntı karelerinin bir dönem gecikmeli değerini (ARCH kısmı) ve h_{t-1}^2 önceki dönemin hata varyansını (GARCH kısmı) göstermektedir. Modelin tahmin sonuçları Tablo 3 ‘te gösterilmektedir. Ortalama denkleminin sabit terimi hariç diğer tüm parametreler %5 hata düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir.

Tablo 3: GARCH (1,1) Modeli

	Katsayı	Std. hata	z-istatistiği	Olasılık
Sabit	0.002460	0.001640	1.499547	0.1337
AR(1)	-0.923466	0.040349	-22.88703	0.0000
MA(1)	0.568927	0.084843	6.705609	0.0000
MA(2)	-0.378437	0.076514	-4.945964	0.0000
Varyans Denklemi				
Sabit	2.38E-05	1.10E-05	2.165053	0.0304
u_{t-1}^2	-0.084340	0.025883	-3.258483	0.0011
h_{t-1}^2	1.072456	0.030438	35.23369	0.0000
$R^2=0.0762$	DW=1,792		F=1.278 (p=0.2722)	

² Kalıntıların dinamik özelliğinin daha iyi anlaşılması ve zaman içinde değişen varyansın (varsa) tahmin edilebilmesine olanak sağlamaktadır.

Bu modelden tahmin edilen koşullu varyansların karekökü (U2) reel efektif döviz kuru değişkenliğinin bir göstergesi olarak ihracat denklemi modelinde kullanılacaktır.

Modelde kullanılan tüm zaman serisi değişkenleri mevsimsel etkilerden, gerekiyorsa, arındırılmıştır. Tüm değişkenler bir arada Tablo 4’de görülmektedir.

Tablo 4: *Ekonometrik Analizde Kullanılan Değişkenler**

Değişkenler	Açıklamalar	Kaynak
REELİHRACAT	Toplam İhracatın üretici fiyat endeksine oranı olarak hesaplandı.	Principal global indicators
DÜNYATALEBİ	Dış âlemin mal talebi. Dünya Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır.	Worldbank
REELEFEKTİF KUR	17 Euro bölgesi ülkenin karşılıklı ihracat yaptığı 12 ticaret ortağı ülkenin (AU, CA, DK, HK, JP, NO, SG, KR, SE, CH, GB ve US) para birimlerine göre hesaplanan Reel Efektif Döviz Kuru (üretici fiyat endeksine deflate edilmiştir)	European Central Bank
UNCERTAINTY	Belirsizlikleri yansıtması için reel efektif döviz kurunun standart sapmaları(Akhtar ve Hilton, 1984:14) dikkate alındı. Hareketli ortalamalar yardımı ile sapmalar hesap edildi	Tarafımızca hesaplanmıştır

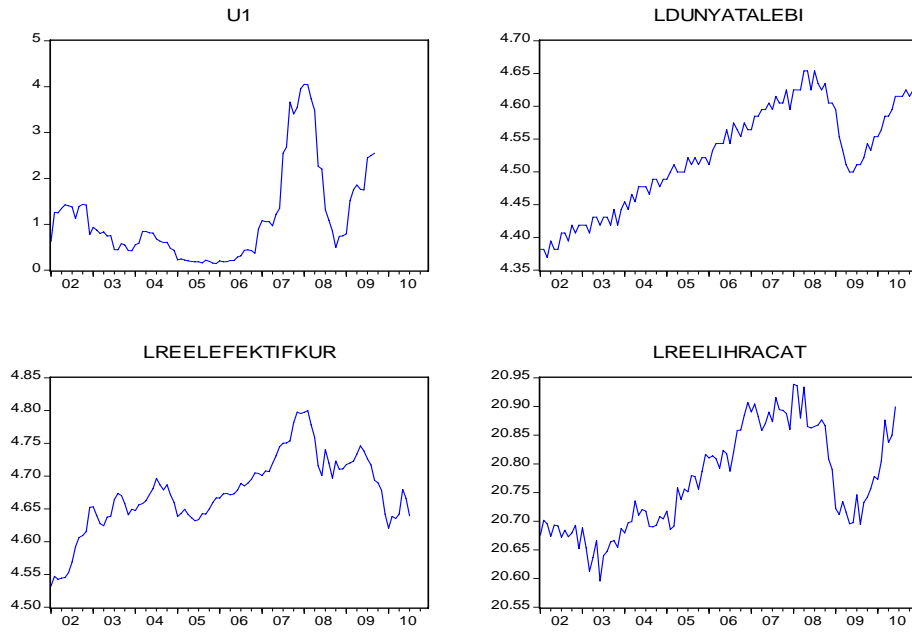
*: Çalışmada kullanılan tüm değişkenler 2002:01-2010:12 dönemini kapsayan aylık verilerdir.

Buna göre ε_t hata terimi olmak üzere, tahmin edilecek model aşağıdaki şekilde olacaktır.

$$\begin{aligned} \text{LREELİHRACAT}_t &= \beta_0 + \beta_1 \text{LREELEFEKTİFKUR}_t + \beta_2 \text{LDUNYATALEBİ}_t \\ &+ \beta_3 \text{UNCERTAINTY}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

Modelde kullanılan değişkenlerin katsayılarına ilişkin beklentiler $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ olacağı şeklindedir. β_3 katsayısının işareti kavramsal olarak kesin değildir. Ancak Köse vd. (2008), Saatçioğlu ve Karaca (2004)’nin Türkiye için yaptıkları çalışmalara göre bu katsayının negatif olması beklenmektedir. Modelde kullanılan değişkenler, doğal logaritması alınmış halde Grafik 1’de sunulmaktadır. Grafiğin sağ ekseninde U1(volatilite-belirsizlik) ve reel efektif kur değerleri sağ ekseninde ise reel ihracat ve dünya talebi verilerinin logaritmik

değerleri yer almaktadır. Grafığe göre, serilerin belirli bir zaman periyodunda hesaplanan ortalaması diğer bir zaman periyodundaki ortalamasına eşit olmamaktadır. Seriler sabit bir ortalama etrafında hareket etmemektedirler. Bu durum serilerin durağan olmadıklarına işaret etmektedir. Seriler ayrı grafikler halinde çizildiğinde durağan olmadıkları daha iyi görülmektedir. Ancak durağan olup olmadıklarının birim kök testleriyle formel olarak test edilmesi gerekmektedir.



Grafik 1: Düzey Değerlerde Logaritması Alınmış ve Mevsimsellikten Arındırılmış Verilerin Grafikleri

IV. Yöntem

Kurduğumuz modelde değişkenlerin standart sapmalı şoklara verdiği reaksiyon ölçülerek Euro'daki değişkenliğin ihracata olan uzun dönem etkisi (dinamik) ortaya çıkarılacaktır. Ancak öncelikle serilerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesi ve buna göre kullanılacak modelin hangisi olacağına karar verilmesi gerekmektedir. Durağanlık seviyeleri aynı olan seriler için Johansen eş-bütünleşme testi yapılmakta ve devamında uzun dönem eş bütünleşme katsayılarının tahmin edilmesi yoluna gidilmektedir. Ancak farklı durağanlık seviyeleri olan değişkenler için eş bütünleşme ilişkisi Pesaran vd (2001), Im vd.(2003) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme sınır testi yaklaşımı (ARDL) ile ortaya çıkarılmaktadır. Çünkü bu test farklı durağanlık düzeylerinde eş bütünleşme ilişkisini ortaya çıkarmaya elverişli bir testtir.

A. Durağanlık Testi

Durağanlığın ortaya çıkarılmasında başvurulacak birkaç yol vardır. Birim kök testi yapmak, en çok bilinen yöntemdir. İncelenen zaman serisi verisinde birim kökün varlığı araştırılarak durağan olup olmadığına karar verilir. Birim kök içeriyorsa durağan değildir (Dickey ve Fuller, 1979: 427-431). Çeşitli birim kök testleri arasında biz Arttırılmış Dickey-Fuller (ADF-Augmented Dickey Fuller) birim kök testini kullanılmaktadır. Durağanlığın tespitinde aşağıdaki denklem kullanılmaktadır.

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Bu denklemde ΔY_t durağan olup olmadığı test edilen değişkenin birinci farkı, t trend değişkenini, ΔY_{t-1} gecikmeli fark terimleri ve ε_t stokastik hata terimi olup, ortalaması sıfır ve varyansı sabit, bağımsız(korelasyonsuz) dağılım gösteren rassal değişken dizisidir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007: 61):

$$\varepsilon_t \sim II(0, \sigma^2) \quad t = 1, 2, 3, \dots, T$$

Gecikmeli fark terimi otokorelasyon (ardışık bağımlılık) problemini çözmek için denklemde yer almaktadır (Eroğlu, 2009: 316-317). Birim kök testinde $\delta=0$ ise serinin birim kök içerdiğine ve durağan olmadığına karar verilir. Birim kök sınamalarının değerlendirmesinde %1 ve %5'lik anlamlılık düzeyleri dikkate alınmıştır. Modelde yer alan değişkenlere ait örneklem kümesi geniş olmadığından gecikme uzunluğunun tespitinde Akaike Bilgi Kriteri (Akaike information criterion-AIC) kullanılmaktadır

ADF birim kök test sonuçları Tablo 5 'de yer almaktadır. ADF testinde serinin birim kök içerdiğini ifade eden ($H_0 = \text{değişken birim kök içermektedir}$) boş hipotez, serinin birim kök içermediğini ifade eden ($H_1 = \text{değişken birim kök içermemektedir}$) alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. Hesaplanan ADF test değeri mutlak değerce kritik tablo değerinden küçükse serinin birim kök içerdiğini ifade eden H_0 hipotezi reddedilemez ve serinin birim kök içerdiğine hükmedilir. ADF test değeri, mutlak değerce kritik tablo değerinden büyükse serinin birim kök içermediği dolayısıyla durağan olduğuna karar verilir.

Tablo 5'den de görüldüğü gibi belirsizlik değişkeni (UNCERTAINTY) dışındaki diğer değişkenler düzey değerinde birim kök içermektedir; yani durağan değildir. Bu değişkenler birinci farkları alındığında ancak durağan olmaktadırlar.

Tablo 5: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKENLER	Düzye değerlerinde			Birinci Fark	Sonuç
	Trendli + Sabitli	Sabitli	Hiçbiri		
LDUNYATALEBİ	-1,4798 (11)	-1,4933 (11)	1,2805 (11)	-3,5376** (10)	I(1)
UNCERTAINTY(U1)	-3,7201** (5)	-1,7889 (9)	-0,9575 (9)	-----	I(0)
LREELEFEKTİFKUR	-1,8772 (4)	-2,7485 (4)	0,5229 (4)	-4,6115** (3)	I(1)
LREELİHRACAT	-1,8933 (3)	(3)	0,7989 (3)	-4,8477** (2)	I(1)
McKinnon % 5 kritik değerleri: -3,4573 -2,8912 -1,9442					

a/ **ile gösterilen ADF değerleri %5 hata düzeyinde McKinnon kritik test değerinden büyük olduğundan H_0 hipotezi (birim kök vardır) reddedilmektedir

b/ Parantez içindeki değerler lag (gecikmelerdir)

c/ McKinnon kritik değerleri % 5 hata düzeyi için tablonun altınada gösterilmiştir.

c. Koyu renkle gösterilen kutular, ait olduğu değişkenin Trend veya Sabit (Intercept) içerip içermediğini göstermektedir. Katsayıları anlamlı olanlar koyu taranmıştır.

Tablo 5a'da ise boyut bozukluklarını da dikkate alan DF-GLS birim kök testi sonuçları yer almaktadır. DF-GLS sonuçları da ADF birim kök testi sonuçlarını desteklemektedir. Dünya talebi, efektif kur ve reel ihracat birinci farkında belirsizlik değişkeni ise düzey değerinde durağandır.

Tablo 5a: DF-GLS Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKENLER	Düzye Değerlerinde		Birinci farklar	
	Sabitli	Trendli ve Sabitli	Sabitli	Trendli ve Sabitli
LDUNYATALEBİ	-0.34(3)	-2.30(3)	-3.45(2)**	-3.53(2)**
UNCERTAINTY(U1)	-2.21(2)**	-2.88(2)***	-----	-----
LREELEFEKTİFKUR	-0.64(0)	-1.11(1)	-3.12(2)*	-7.66(0)*
LREELİHRACAT	-0.71(3)	-1.91(3)	-2.85(2)*	-4.00(2)*
Sabitli ve trendli model için sırasıyla %1, 5 ve 10 kritik test değerleri:				
	-2.58	-3.58		
	-1.94	-3.03		
	-1.61	-2.74		

Not: ***, ** ve * sırasıyla % 10, 5 ve 1 hata düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

B. Eş-bütünleşme Testi

Değişkenlerin hepsi aynı bütünleşme derecesine sahip olmadığı için değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisi ARDL (sınır testi) yöntemi ile araştırılacaktır. ARDL sınır testi yaklaşımı, verilerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesinden sonra F-testi ile eş bütünleşme ilişkisine karar verilmesi ve gecikme uzunluklarının tespit edilerek uygun modelin tahmin edilmesine dayanır. Daha sonra modelden tahmin edilen uzun ve kısa dönem ilişkiler yorumlanmaktadır. Kısıtlanmış bir hata düzeltme modeline dayanan bu yaklaşım $t = 1, 2, 3, \dots, T$ zaman boyutu olmak üzere ARDL (p, q) süreci, bir hata düzeltme modeli çerçevesinde (uzun dönem ilişkileri ve kısa dönem dengeden sapmaları içeren model) aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Vogelvang, 2004: 269).

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \beta x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \theta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Burada, x_t , $m \times 1$ boyutunda açıklayıcı değişkenler matrisini, θ_j , $m \times 1$ boyutunda açıklayıcı değişkenlerin farklarının gecikmeli değerlerine ait katsayılar vektörünü; λ_j ise bağımlı değişkenin farkının gecikmeli değerlerine ait katsayılar matrisini; ε_t ise rassal yürüyüş (random walk $\sim N(0, \sigma)$) sürecini göstermektedir. Kısaca ARDL süreci iki aşamada gerçekleştirilmektedir: Birinci aşamada eş bütünleşme ilişkisinin varlığının F-testi ile sınanması yoluna gidilir. Hesaplanan F-istatistiği Pesaran vd (2001) makalesindeki kritik değerlerle karşılaştırılır ve bandın alt sınır değerinin altında kalırsa eş bütünleşme olmadığına, üst sınır değerinin de üstünde çıkarsa da eş bütünleşme olduğunu karar verilir. Kararsız bölge ise alt ve üst sınırlar arasında kalan yerdir. İkinci aşamada ise (8) nolu hata düzeltme modeli uygun gecikme uzunlukları ile tahmin edilir. Bu çalışmada farklı durağanlık düzeylerine sahip değişkenlerle kurulan ARDL modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\begin{aligned} & \Delta \text{REELİHRACAT}_t \\ &= \alpha_0 + \sum_{j=1}^m a_j \Delta \text{REELİHRACAT}_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j \Delta \text{REELEFEKTİFKUR}_{t-j} \\ &+ \sum_{j=1}^m c_j \Delta \text{LDUNYATALEBİ}_t + \sum_{j=1}^m d_j \Delta \text{UNCERTAİNTY}_{t-j} + \theta_1 \text{REELİHRACAT}_{t-1} \\ &+ \theta_2 \text{REELEFEKTİFKUR}_{t-1} + \theta_3 \text{LDUNYATALEBİ}_{t-1} + \theta_4 \text{UNCERTAİNTY}_{t-1} \\ &+ \mu_t \end{aligned} \quad (9)$$

Burada a_j , b_j , c_j , d_j katsayıları, kısa dönem ilişkiye işaret ederken, gecikmeli değişkenlerin katsayılarının toplamının bağımlı değişkenin gecikmeli

değerlerinin katsayıları toplamının bir ile farkına bölünmesi sonucu elde edilen oran bize uzun dönem dinamiklerini göstermektedir (Gujarati, 2004: 608). (9) nolu modelde eş bütünleşme ilişkisinin varlığına $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4$ hipotezine karşılık alternatif $H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq \theta_4$ hipotezinin F- testi ile sınanması sonucu karar verilecektir. (9) nolu ARDL modelinin bir bütün olarak gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ile tespit edilmiştir. Hata teriminde ardışık bağımlılık sorununun (otokorelasyon) olmadığı en küçük AIC değeri gecikme değeri olarak atanmaktadır. Tablo 6a' da yapılan testler sonucunda en küçük AIC değeri (otokorelasyonun olmadığı noktadaki) 5. gecikmeye ait çıkmıştır.

Tablo 6a: Gecikme Uzunluğunun Tespit Edilmesi

Gecikme uzunluğu	AIC	Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi Olasılık Değerleri
1	-1.133	0.71
2	-0.884	0.63
3	-0.823	0.03
4	-1.156	0.02
5	-1.991	0.59
6	-1.792	0.95

*, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 hata düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

(9) nolu modelin F-sınır testi sonuçları 5 gecikme için yapıldığında elde edilen sonuçlar Tablo 6b'deki gibi olacaktır.

Tablo 6b: F-testi (Eş –bütünleşme Testi) Sonuçları

K*	F-istatistiği	Alt sınır: % 1 kritik değer için	Üst sınır: % 1 kritik değer için
4	7.29	3.74	5.06
Hipotez testi: $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4$ vs $H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq \theta_4$			

a/ *: K, (9) nolu modelde yer alan farklı bağımsız değişken sayısıdır.

b/ Kritik değerler Pesaran et al (2001: 35) Tablo C1 (iii)'te yer alan değerlerdir.

Tablo'ya göre hesaplanan F-istatistiği, Pesaran et al (2001) tablosunda yer alan üst kritik değer olan 5.06'dan daha büyüktür. F- değeri üst sınırında üstünde çıktığından değişkenler arasında eş bütünleşik bir hareketin olduğu sonucuna varılmaktadır. Yani değişkenler arasında uzun dönemde belirli bir denge noktasına doğru yakınsayan bir ilişki vardır ve bu ilişkinin varlığı % 99 güven düzeyinde desteklenmektedir.

C. Hata Düzeltme Modeli: ARDL Modeli Tahmin Sonuçları

ARDL modelinin tahmin edilmesinden önce modelde yer alan değişkenlerin her biri için en uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesi gerekmektedir. Bu çalışmada gecikme uzunluklarının tespit edilmesinde Kamas

ve Joyce (1993) tarafından geliştirilen yaklaşım örnek alınmaktadır. Bu yöntemde modele bağımsız değişkenler birer birer ilave edilir ve her bir gecikme uzunluğu için AIC değerleri rapor edilir. Her basamakta en küçük AIC değerine sahip model en uygun model olarak seçilir. Elimizdeki veriler aylık olduğu için maksimum gecikme uzunluğu 12 olacak şekilde Kamas ve Joyce'nin yöntemi takip edilirse, LREELİHRACAT, LREELEFEKTİFKUR, LDUNYATALEBİ ve UNCERTAINTY değişkeninin sırasıyla 1, 0, 1 ve 1 gecikmeyle tahmin edilmesi gerektiği sonucuna varılmaktadır. Elde edilen ARDL (2, 1, 1, 1) modelinin kısa dönem dinamikleri Tablo 7' de gösterilmektedir.

Tablo 7: ARDL (2, 1, 1, 1) Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları
(Kısa Dönem Sonuçları)

Bağımlı değişken: D(LREELİHRACAT)			
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği	P-değeri
D (LREELEFEKTİFKUR)	-0.123459	-0.575968	0.0561
D(LDUNYATALEBİ)	0.455267	2.638259	0.0099
D(UNCERTAINTY)	-0.000804	-0.305284	0.0509
EC(-1)	-0.322045	4.541327	0.0000
SABİT	0.001110	0.273012	0.7855

Not: a/ **ve* sırasıyla % 10 ve % 5 hata düzeyinde katsayının istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

$$b / \Delta C_{t-1} = \beta_1 LREELİHRACAT_{t-1} + \beta_2 LREELEFEKTİFKUR_{t-1} + \beta_3 LDUNYATALEBİ_{t-1} + \beta_4 UNCERTAINTY_{t-1}$$

Tablo 7'de hata düzeltme mekanizması çerçevesinde tahmin edilen modelin kısa dönem ilişkilerine bakıldığında hata düzeltme katsayısı EC(-1)'in (bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiden elde edilen kalıntıların bir dönem gecikmeli değeri) hem beklendiği gibi negatif hem de istatistiksel olarak % 1 hata düzeyinde anlamlı çıktığı görülmektedir. EC(-1)'in katsayısının negatif olmasının iki önemli sonucu vardır: Bunlardan birincisi LREELİHRACAT, LREELEFEKTİFKUR, LDUNYATALEBİ ve UNCERTAINTY değişkenleri arasında uzun dönemde bir eş bütünleşme ilişkisi vardır. İkincisi de EC(-1) katsayısı 0.32 olduğundan, uzun dönem dengeden sapmalara yol açan kısa dönemli bir şokun etkisinin yaklaşık % 32 kadarı bir sonraki ay içinde düzeltilebilmektedir. Bir diğer deyişle yaklaşık 3,5 ay gibi bir süre içinde uzun dönem denge düzeyinde sapma meydana getiren şokların etkisi yok olmaktadır yani şokun etkisini takip eden ay içinde sapmalar % 32 hızla giderilmekte veya düzeltilmektedir. O halde uzun dönem dengesine oldukça hızlı bir şekilde dönüldüğünü söyleyebiliriz. Tahmin sonuçlarına göre kısa dönemde bile döviz kuru ve dünya talebi ile reel ihracat arasındaki ilişki beklendiği yönde sırasıyla negatif ve pozitif ilişkili çıkmıştır. İki değişkene ait katsayı da % 5 hata düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Ayrıca kısa dönemde döviz kurundaki volatilitenin (belirsizliğin) reel ihracata etkisi negatiftir.

UNCERTAINTY değişkeninin katsayısı da anlamlı olmasına rağmen reel ihracata olan etkisi ihmal edilebilecek kadar düşüktür (-0.0008). Ancak reel efektif kurun ve dünya talebinin reel ihracata etkisi kısa dönemde de güçlüdür.

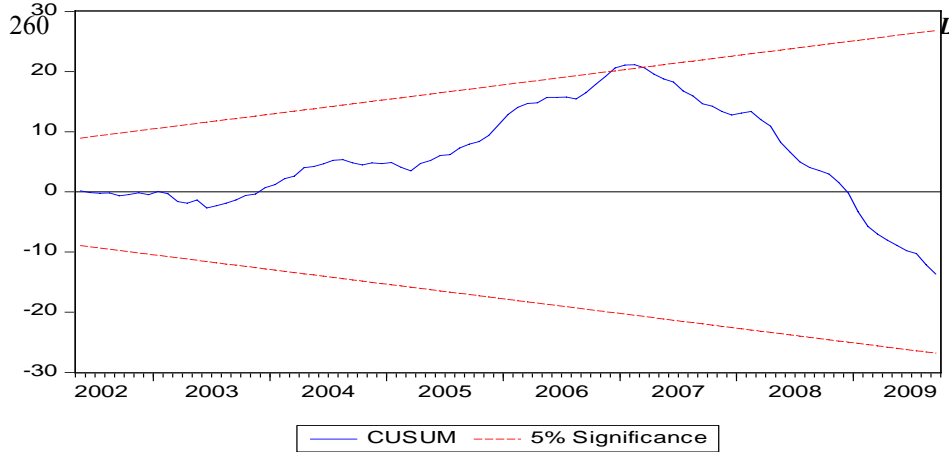
Tablo 8'deki uzun ARDL modelinin uzun dönem sonuçlarına baktığımızda ise kısa dönemdeki gibi dünya talebi ve reel efektif döviz kurunun reel ihracata olan ilişkisinin beklendiği yönde çıktığı görülmektedir. Bütün katsayılar, sabit terim dâhil, % 1 hata düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Ancak volatilitiyi temsil eden belirsizlik değişkeni UNCERTAINTY değişkeni kısa dönemin aksine uzun dönemde reel ihracata pozitif ilişkili çıkmıştır. Kavramsal olarak beklentimiz olmamakla beraber literatürdeki diğer çalışmaların sonuçlarına bakarsak (Köse vd., 2008; Saatçioğlu ve Karaca, 2004; Cuhşman, 1983; Peree ve Steinherr, 1989) kurdaki belirsizliğin artmasıyla birlikte ihracat hacminde azalma olması gerekmektedir. Ancak katsayı çok düşük olduğu için bu etki ihmal edilebilir (0,0017). Belirsizlik bir birim arttığında, reel ihracatın yaklaşık olarak % 0,07 kadar artması beklenmektedir. O halde rahatlıkla şu sonuca varılabilir; Euro'daki belirsizlik Euro Bölgesi ihracatını kısa dönemde olumsuz etkilemekte, ancak uzun dönemde pozitif yönde etkilemektedir. Ancak her iki dönemdeki etkisi de oldukça düşük ve ihmal edilebilir boyuttadır. Yani Euro'daki volatilité (belirsizlik) ihracatı beklentilerin aksine önemli derecede etkilememektedir. Ayrıca dikkat çeken bir unsur da reel efektif kurun kendisinin de uzun dönemde reel ihracatı çok önemli bir oranda etkilemiyor olmasıdır. Efektif kur % 1 arttığında, reel ihracat % 0,04 azalmaktadır. Oysa kısa dönemde efektif kur ihracat üzerinde daha fazla etki etmekteydi. Dünya talebi ise kısa dönemin aksine uzun dönemde ihracatı daha yüksek oranda etkilemektedir. Buna göre uzun dönemde dünya talebi % 1 artarsa, ihracatında % 1,23 kadar artması beklenmektedir.

Tablo 8: ARDL (2, 1, 1, 1) Tahmin Sonuçları: Uzun Dönemli İlişki

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	P-değeri
LREELEFEKTİFKUR(-1)	-0.04740	-3.486620	0.0008
LDUNYATALEBİ(-1)	1.237458	13.07075	0.0000
UNCERTAINTY(-1)	0.000745	3.391551	0.0010
SABİT	15.66934	48.64957	0.0000

Not: ***, ** ve * sırasıyla %10, % 5 ve % 1 hata düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. BG-istatistiği ARDL(2, 1, 1, 1) modeli için 1.754'tür.

Uzun dönem katsayılarına ait istikrar, CUSUM testi ile ölçülmektedir (Akinlo, 2006: 449). Uzun dönem tahmin sonuçlarına ait kalıntıların birikimli toplamalarının gösterildiği Grafik 2'de göre kalıntıların birikimli toplamaları % 5 kritik çizgi aralıkları içinde yer almaktadır. Bu da modelin katsayılarının istikrarlı olduğunu ortaya koymaktadır.



Grafik 2: Katsayı İstikrar Testi: CUSUM Grafiği

V. Sonuç

Bu çalışmada Euro döviz kurundaki volatilitenin (belirsizliğin) Euro Bölgesi ihracatı üzerindeki etkisi 2002: 01-2010: 12 döneminde aylık verilerle analiz edilmektedir. İhracatı etkileyen reel efektif kur ve dünya talebi değişkenlerinin yanı sıra belirsizliğin ihracata olan etkisi eş-bütünleşme analizi ve hata düzeltme modeli çerçevesinde ARDL sınır testi yaklaşımı ile test edilmektedir. Bu bağlamda ARDL(2, 1, 1, 1) modeli kurularak tahminleme yapılmıştır.

Ekonometrik sonuçlardan elde edilen birinci bulgu Peasaran vd (2001) tarafından önerilen eş-bütünleşme testine göre modeldeki döviz kuru, dünya talebi, reel ihracat ve volatilité değişkenleri arasında eş bütünleşik bir hareketin olduğudur. Yani değişkenler arasında uzun dönemde belirli bir denge noktasına doğru yakınsama ilişkisi vardır. Buna göre uzun dönem denge düzeyinde sapma meydana getiren şokların etkisi % 32 hızla yok olmaktadır ya da şokun etkisi takip eden ay içinde % 32 kadarı yok olmaktadır.

İkinci bulgu ise döviz kurundaki belirsizliğin ihracatı kısa dönemde negatif uzun dönemde ise pozitif yönde etkilediğidir. Ancak iki dönemdeki etki de oldukça zayıf yani ihmal edilebilecek boyuttadır. Kurdaki belirsizlik ihracatı beklentilerin aksine önemli derecede etkilememektedir.

Üçüncü bulgu olarak reel efektif kurun kendisinin de uzun dönemde reel ihracatı çok önemli bir oranda etkilemiyor olmasıdır. Efektif kur % 1 arttığında, reel ihracat % 0,04 azalmaktadır. Oysa kısa dönemde efektif kur ihracat üzerinde oldukça önemli bir etkiye sahip çıkmıştır. Dünya talebi ise kısa dönemin aksine uzun dönemde ihracatı daha yüksek oranda etkilemektedir.

Kaynaklar

- AKHTAR, M.A ve HILTON, R.S. (1984), “ Effect on Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade”, Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review, Vol. 9, 7-16.
- AKINLO, A. E. (2006), "The stability of money demand in Nigeria: An autoregressive distributed lag approach." *Journal of Policy Modeling* 28.4 (2006): 445-452.
- ARISTOTELOUS, K. (2001), “Exchange-Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK-US Export Function (1989-1999)”, *Economics Letters*, 72, 87-94.
- BRADA, J.C. ve MENDEZ, J.A. (1988), “Exchange Rate Risk, Exchange Rate Regime and the Volume of International Trade”, *KYKLOS*, Vol:41. 2, 263-280.
- CHOUDHRY, T. (2008), “Exchange Rate Volatility and United Kingdom Trade: Evidence From Canada, Japan and New Zealand”, *Empirical Economics*, Volume: 35, No:3, 607-619.
- CUSHMAN, D.O. (1983), “The Effect of Real Exchange Rate Risk On International Trade”, *Journal of International Economics*, 15, 45-63.
- DICKEY, D. ve FULLER, W.A.(1979), “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- EROĞLU, İ. (2009), Enflasyon Hedeflemesi Rejimi ve Türkiye’deki Uygulamanın Performans Analizi, (Yayımlanmamış Doktora Tezi), İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- GUJARATI, D. (2004), *Basic Econometrics*, Fifth Edition, The McGraw-Hill Companies.
- HOOPER, P. ve KOHLHAGEN, S.W. (1978), “The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and volume of International Trade”, *Journal of International Economics*, 8, 483-511.
- IM, K.S., PESARAN, M.H. ve SHIN, Y. (2003); “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels” *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53–74.
- KAMAS, L., ve JOYCE, J. P. (1993). “Money, income and prices under fixed exchange rates: Evidence from causality tests and VARs”, *Journal of Macroeconomics*, 15(4), 747-768.
- KÖSE, N. , AY, A. ve TOPALLI, N. (2008), “Döviz Kuru Oynaklığının İhracata Etkisi: Türkiye örneği (1995-2008)”, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi dergisi*, 10/2, 25-45.
- LEE, B.C.M. (2003), “Impact of Exchange Rate Volatility on Canadian Exports to the United States”, B.Com. University of British Columbia, Master of Arts.

- LUSHMAN, D.O. (1983), "The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade", *Journal of International Economics*, Vol:15, 45-63.
- MCKENZIE, M. D. ve BROOKS, R. D. (1997), "The Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7, 73-87.
- MCKENZIE, M. D. (1998), "The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, 21-38.
- ÖZBAY, P. (1999), "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on Exports: A Case Study For Turkey", www.tem.gov.tr / rescarch / discus / dpaper36.pdf (Erişim: 14.04.2011).
- ÖZTÜRK, İ. ve ACARAVCI, A. (2002), "Döviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye ihracatı Üzerine etkisi", *Review of Social, Economic and Business Studies*, Vol.2, Fall 2002-2003, 197-206.
- PEREE, E. ve STEINHERR, A.(1989), "Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade ", *European Economic Review*, 33, 1241-1264.
- PESARAN, M. H., YONGCHEOL, S. ve J. SMİTH, R. (2001), "Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics* 16(3), 289-326.
- Qi.Q.S.C.(2004), "The Effect of Real Exchange Rate Volatility Trade Performance-The Case in Indonesia in the 1990's", B.A, Universty of Birtish Columbia, Master of Arts.
- SAATÇIOĞLU, C. ve KARACA, O. (2004), "Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye Örneği", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, Vol:5, No:2, 183-195.
- SEVÜKTEKİN, M. ve NARGELEÇEKENLER, M.(2007), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*, Geliştirilmiş 2. Baskı, Nobel Yayıncılık, Ankara.
- TAKAENDESA, P. , TSHEOLE, T. ve AZİAKPONO, M. (2005) " Real Exchange Rate Volatility and Its Effect an Trade Flows: New Evidence From South Africa." *Biennial Conference of the Economic Society of South Africa*, September 7-9.
- VERGİL, H. (2002). "Exchance Rate Volatility in Turkey and Its Effect on Trade Flows." *Journal of Economic and Social Research* ,4(1), 83-99.
- VOGELVANG, B. (2005), *Eonometrics Theory and Appllications With Eviews*, FT Prentice Hall.