



## Araştırma Makalesi

www.ziraat.selcuk.edu.tr/ojs  
Selçuk Üniversitesi  
Selçuk Tarım ve Gıda Bilimleri Dergisi  
26 (2): (2012) 63-69  
ISSN:1309-0550



### **Türkiye'nin Tarım Ürünleri İhracat Fonksiyonu ve Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracatta Olan Etkileri**

Osman Orkan ÖZER<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>Adnan Menderes Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Bölümü, Aydın/Türkiye

(Geliş Tarihi: 26.11.2011, Kabul Tarihi: 29.02.2012)

#### **Özet**

Türkiye'nin 2009 yılı tarım ürünleri ihracatı genel ihracatın % 10.70'si kadar olup, 10.937 milyon dolar olarak gerçekleşmiştir. Tarım ürünleri ihracatını etkileyen faktörler sanayi ürünleri ihracatını etkileyen faktörlerle benzer özellikleri taşıması nedeniyle tarım ürünlerine yönelik bir ihracat modeli oluşturulmuştur. Özellikle döviz kurunda gerçekleşen dalgalanmaların ihracata etkisi bu çalışmada incelenmiştir. Johansen eşbütünleşme yöntemine dayalı gerçekleştirilen modelde, reel dış gelir, görelî fiyatlar ve reel döviz kuru dalgalanmasının negatif yönlü olarak tarım ürünleri ihracatını etkilediği sonucuna varılmıştır. Döviz kuru dalgalanması üzerine yapılan etki tepki analizi sonucu; Türkiye'deki tarım ürünleri ihracatçısının riskten çekinen bir yapıya sahip olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuca bağlı olarak Tarım ürünleri ihracatında reel döviz kuru etkili bir politik enstrüman olarak kullanılabilceği sonucuna varılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Tarım Ürünleri İhracat Talep Fonksiyonu, Döviz Kuru, GARCH, Eşbütünleşme Vektörü, Hata Düzeltme Modeli, Etki Tepki Fonksiyonu

#### **Turkey's Exports of Agricultural Products Export Function and Effects of Exchange Rate Uncertainty**

##### **Abstract**

Turkey's total exports in 2009, the export of agricultural products 10.70% percent and 10 937 million dollars. Influence factors, which is the export of agricultural products has similar properties created export of industrial products, also contribute to the agriculture industry as an export model. In this study, especially the exports important impact of fluctuations in exchange rates was examined. Johansen co-integration method to the model, the real foreign income, relative prices and real exchange rate fluctuations negatively affected exports of basic agricultural products is discovered. Impulse Responses analysis of the impact on the result of exchange rate fluctuations; exporters of agricultural products in Turkey have a structure, proved to be afraid of risk. Depending on the outcome of the real exchange rate in the export of agricultural products can be used as an effective political tool and used.

**Key words:** Agricultural Products Export Demand Function, Exchange Rate, Co- integration Test, GARCH, Error Correction Model, Impact Response Function

#### **Giriş**

Tarımsal üretim her ülke açısından stratejik bir öneme taşımaktadır. Bunun yanında dış ticarete konu olan tarım ürünleri dış gelir sağlama açısından da ülke ekonomisinde önemli bir yerer sahiptir. Türkiye için tarım ürünleri ihracatının tarihsel gelişimi incelendiğinde geleneksel tarım ürünlerinin ağırlıklı bir yapıya sahip olduğu, 1970'li yıllardan başlayarak oransal olarak azalma eğilimi gösterdiği, buna karşılık mutlak değer olarak bir artış gösterdiği bilinmektedir.

Türkiye, 1980'li yılların başında radikal bir değişikliğe giderek dışa açık, dünya ekonomisiyle entegrasyonu hedefleyen, piyasa ekonomisi hedef alan, uluslararası rekabeti ön plana çıkaran, dış ticaret ve sanayileşme stratejisinde ihracata yönelik büyümeyi baz alan bir model değişikliğine gitmiştir (Şanlı, 1987). Türkiye'nin tarım ürünleri ihracatı genel ihracat içindeki payı 1980 yılında %64.63 (1881 milyon dolar) düze-

yinde iken, 2009 yılında bu oran % 10.70 (10937 milyon dolar) seviyesine kadar gerilemiştir (Anonymous 2011d)

Tarım ürünleri ihracatını etkileyen faktörler sanayi ürünleri ihracatını etkileyen faktörlerle benzer özellikleri taşıdığı bilinmektedir. Bu nedenle ihracat talebini etkileyen iki tane birincil faktör vardır (Hooper ve Marquez, 1995; Forbes 2001). Birincisi, yurtdışı (ihracat) ve yurtiçi (ithalat) piyasalarındaki gelir düzeyleri yada başka bir deyişle reel dış gelirleri. İkincisi ise görelî fiyatlardır. Ancak, bu iki faktöre ek olarak, son dönemlerde dünya döviz piyasalarında yaşanan dönüşümlerin etkisiyle (Bird ve Rajan, 2001), döviz kurlarındaki oynaklıkların (volatilité) dış ticaret talep fonksiyonlarında bir başka açıklayıcı önemli değişken olarak hesaba katılmasını gerektirmiştir (Chowdhury, 1993; Chou, 2000; Daly, 1998; Helliwell, 1998; Bahmani-Oskooee ve Kara, 2003; Kibritçioğlu ve Kibritçioğlu, 2004; Yücel 2006; Sarı 2010).

<sup>1</sup>Sorumlu Yazar: [osman.özer@adu.edu.tr](mailto:osman.özer@adu.edu.tr)

Türkiye sabit kur sisteminden dalgalı kur sistemine 2002 yılında geçişiyle, döviz kurlarında önemli oranda dalgalanma ve belirsizliklerin oluşumunu beraberinde getirmiştir. Döviz kurlarında görülen dalgalanma ve belirsizlikler politika yapımcıları ve araştırmacıları bu değişkenliğin ticaret hacmi üzerindeki etkisini incelemeye yöneltmiştir. Bunun sonucu olarak, hem teorik hem de ampirik boyutta döviz kurlarındaki oynaklığın ticaret akışı üzerindeki etkilerinin incelenmesi konusu önemli hale gelmiştir (Köse ve ark. 2008).

Reel döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkileri üzerine ileri sürülen teorik yaklaşımlar iki ana başlıkta toplanabilir. Dış ticaret yapan firmalar riskten kaçınma eğiliminde ise döviz kuru oynaklığındaki artışlar beklenmedik maliyetleri arttırabileceğinden dış ticaret azalacaktır. Dış ticarete ödemeler teslimat sonrasında yapılıyor ise teslimat ile ödeme yapılan tarihler arasında döviz kurunda öngörülemeyen değişimler ihracattan beklenen karlar için belirsizliği arttıracaktır. Bu nedenle, döviz kurundaki belirsizlik kar beklentilerini ve böylece ihracatı azaltacaktır. O halde, döviz kuru riskine karşı korunma (hedging) mümkün değil ya da çok maliyetli ise, döviz kuru oynaklığındaki artışlar ihracatı azaltacaktır. Diğer taraftan, döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkisini belirlemede ihracatçı firmaların riskten kaçınma dereceleri önemli rol oynar. Şöyle ki, ihracatçı firmanın riskten kaçınma derecesi yüksek ise, ihracat gelirindeki bir azalmadan korunmak için firmalar daha fazla üretim yapmayı tercih edeceğinden, döviz kuru oynaklığındaki bir artış ihracat gelirinin beklenen marjinal faydasını arttıracaktır. Buna karşın, ihracatçı firmanın riskten kaçınma derecesi düşük ise, yüksek döviz kuru oynaklığı ihracat gelirinin beklenen marjinal faydasını azaltacağından, firmalar ihracatını azaltma yönünde bir eğilimi tercih edecektir (Arize 1997 ve 1999; Köse ve ark. 2008).

Döviz kurundaki artış yönünde bir değişme teorik sonuçlar nedeniyle, ihracatın artması, ithalatın azalması yönünde etki beklentisi yaratırken, yapılan uygulamalı araştırmaların bir kısmı beklenti yönünde bulgulara ulaşmış, bir kısmı ise ters yönde sonuçlara varmışlardır (Arize ve ark. 1998, Köse ve ark. 2008).

Ulusal para biriminin değerinde meydana gelen değişimler ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkinin dinamik bir biçimde yorumlanması ise J Eğrisi Hipotezini doğurmuştur. Bu yaklaşıma göre, ulusal para biriminde meydana gelen reel değişimler ile dış ticaret dengesi kısa dönemde pozitif ilişkili, uzun dönemde ise negatif ilişkilidir. J Eğrisi Hipotezi, kısa dönemde gelir etkisinin, uzun dönemde ise fiyat etkisinin baskın olacağı öngörüsü olarak da değerlendirilebilir (Yücel 2006).

Çalışmada, reel döviz kurunun geleneksel ihracat talep modeli çerçevesinde hem uzun dönem hem de kısa dönem ilişkileri incelenmiştir. Bunla beraber etki tepki

fonksiyonu yardımıyla reel döviz kurunun tarım ürünleri ihracatına olan etkisi sorusuna cevap aranmıştır.

### Materyal ve Metot

Çalışmada 2004-Ocak ve 2011-Haziran dönemlerini kapsayan aylık zaman serisi verileri kullanılmıştır. İhracata ilişkin veriler TÜİK dış ticaret (ISIC Rev.3) veri tabanından milyon US\$ olarak alınmıştır (Anonymous 2011c). Milyon US\$ olarak alınan ihracat verilerini Merkez Bankası Döviz Kuru Alış Fiyatı (YTL/US\$) ile YTL' ye dönüştürülmüş ve temel devresi 2003 yılı olan Tüketici Fiyat Endeksi vasıtasıyla reel ihracat verileri milyon YTL olarak reel hale getirilmiştir. Reel ihracat verilerinin zamana göre eğilimi incelendiğinde zamanla artan dalgalanmalara sahip mevsimsel değişim eğiliminin olduğu gözlenmiştir. Çalışmada mevsimsel değişimden arındırılmış reel ihracat verileri kullanılmıştır.

Reel dış gelirin göstergesi olarak Türkiye'nin tarımsal ihracatının yoğun olarak yapıldığı Avrupa Birliği Ülkelerinin (27 Ülke) Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır (Anonymous 2011a). Veriler Eurostat veri tabanından mevsimsel değişimden arındırılmış 2003 yılı temel devreli endeks olarak alınmıştır. Nispi fiyat olarak ihracat birim değeri endeksinin Avrupa Birliği ülkelerinin (27 ülke) ortalama tüketici fiyat endeksine oranlanması ile elde edilen değerler kullanılmıştır. Reel döviz kuru (EX) olarak T.C. Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden Üretici Fiyat Endeksinde dayalı reel efektif döviz kuru endeksi (2003=100) alınmıştır (Anonymous 2011b).

Türkiye'nin tarım ürünleri ihracat talebini açıklamak amacıyla uygulanan eş bütünleşme modeli için geleneksel ihracat talep fonksiyonundan yararlanılmıştır (1).

$$\ln Xt = B + \ln RD + \ln GF + \ln EX + D1(\text{exojen}) \quad (1)$$

Fonksiyonda yer alan Xt, Reel Tarımsal İhracatı RD, Reel Dış Geliri GF, Göreceli (Nispi) fiyatı ve EX değişkeni de Reel Döviz Kuru olarak alınmıştır. D1 değişkeni modele dışsal olarak eklenen yapısal kırılmaya bağlı kukla değişkenidir.

Değişken değerlerinin üssel olarak artması sebebiyle ortaya çıkan aşırı değişimi dengelemek ve bu değerleri doğrusal hale getirip varyantsa durağanlığı sağlamak amacıyla değişkenlere doğal logaritmik dönüşüm uygulanabilir (Joutz et al. 1995). Bu sebeple, analiz süresince değişkenlerin logaritmik formu kullanılmıştır.

Özellikle dış ticarete konu olan ürünlerin fiyatlarının belirlenmesinde ülkeler arasında döviz kuru kadar, risk ve belirsizliği ortaya koymak açısından döviz kurundaki dalgalanmalarda (Volatility) önemli olmaktadır (Hatırlı ve ark.,2008). Dalgalanma genel olarak

bir serinin standart sapmasının elde edilmesi ile hesaplanır. Ancak, son yıllarda Engel(1982) ve Bollerslev (1986) tarafından ortaya konan GARCH tipi modeller yaygın olarak kullanılmakta ve bu yaklaşımın daha geçerli olduğu kabul görmektedir (Engel 1982) (Bollerslev 1986).

Yapılan bu değerlendirmeler sonucunda logaritması alınan reel döviz kuru değişkeni için GARCH(1,1) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir (2):

$$\Delta LR_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta LR_{t-1} + \alpha_2 \Delta LR_{t-2} + \mu_t \quad (2)$$

Burada  $\mu_t \sim (0, h_t^2)$  koşullu değişen varyansı,

$$h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-2}^2 \quad \text{şeklindedir.}$$

Değişkenler koşulu varyansı sağladığı takdirde ( $\alpha > 0$ ) bir sonraki aşamaya geçilir. İlgili serinin bu özellikte koşullu varyansı ( $h_t$ ) belirlendikten sonra kareköklerinin alınmasıyla dalgalanma değerleri elde edilir. Bu dalgalanmalara ilişkin serinin oluşturulabilmesi için ise ARCH etkisinin seride mevcut olması gerekmektedir ve bu etki ARCH LM testi ile belirlenir.

Durağan olmayan zaman serileri ekonometrik analizde çoğunlukla sorunlu olarak nitelendirilmişlerdir. Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan seriler kullanılarak yapılan tahminde ortaya sahte regresyonun çıkacağını belirtmişlerdir (Halaç 2003) (Ozer ve ark. 2006). Durağan olmayan serilerde ayrıca, durağan olan serilere göre daha uzun bir hafızaya sahip oldukları için durağan serilere gelen etkiler zamanla kaybolmakta, durağan olmayan serilere gelen etkiler ise o serinin yapısını değiştirmektedir. Birim kökün varlığını test etmek için Dickey ve Fuller (1981) çalışmasında bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri açıklayıcı değişken olarak kullanılarak ADF testi geliştirilmiştir. Zaman serilerinin durağanlığı Geliştirilmiş Dickey Fuller (ADF) testi ile test edilmiştir (Aşık 2003) (Göktaş 2000).

Denklemden bağımlı değişkenin kaç dönem gecikmesinin regresyon denkleminde yer alacağına karar vermek için ise Schwartz Kriteri, Akaike Kriteri ve Hannan-Quinn (H-Q) Enformasyon Kriterlerine bakılarak karar verilmiştir.

Seriler arasındaki eşbütünleşme analizine ilişkin Engle-Granger (1987), Johansen ve Juselius (1988) tarafından önerilen yöntemler kullanılmıştır (Johansen 1990). Değişkenlerin seviyelerine ilişkin parametre matrisi, modelin uzun dönem özellikleri bakımından bilgileri kapsamaktadır. Birinci sıra farklarda durağan olan iki değişkenden oluşan ( $Z=(X,Y)$ ) vektörü otoregresif model olduğu kabul edilir.  $Z_t$  kapsamındaki değişkenlerin birinci dereceden fark durağan oldukları varsayılırsa (Johansen modeli bütün değişkenlerin

birinci sıra farkını alır;  $\Delta Z_t$ ), yukarıdaki VAR modelini, serilerin hem birinci farklarını hem de seviyelerini kapsayacak şekilde (3) nolu VAR modeline dönüştürmek uygun olacaktır.

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta Z_{t-i} + \pi_p Z_{t-p} + e_t \quad (3)$$

$Z_t$ 'yi oluşturan seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkileri, iki test istatistiği yardımıyla değerlendirilebilir. Eigen değerler, ( $\mu$ 'ler) kullanılarak ortak bütünleşme vektör sayısı olabilirlik İz testi (Yurdakul 1995) ile Maksimal Eigen Değer testi (MED) olarak bilinen test de olabilirlik testine dayanmaktadır. Bu test istatistiklerinin kritik değerleri Johansen ve Juselius (1990) ile Osterwald-Lenum (1992) çalışmalarında verilmiştir (Saatcioğlu ark. 2004).

Granger(1988), değişkenler arasında bir koentegrasyon vektörü varsa, bu değişkenler arasında en azından tek yönlü bir nedenselliğin olması gerektiğini belirtmiştir. Granger(1986) ve Engle ve Granger(1987), değişkenlerin koentegrasyon özellikleri tarafından sağlanan bilgiyi dikkate alan bir nedensellik modeli ileri sürmüştür. Bu model, hata düzeltme modeli olarak ifade edilebilir. Değişkenler arasında nedensellik testinde aşağıdaki hata düzeltme modeli (4) kullanılmıştır (Günaydın 2004).

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{k=1}^p \psi_k \Delta Z_{t-k} + \delta \mu_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Hata düzeltme modelinde, Granger nedensellik testleri,  $\Delta Y_{t-j}$  veya  $\Delta Z_{t-j}$  terimlerinin bütün katsayılarının bir grup olarak standart F istatistiğine göre istatistiki olarak sıfırdan farklı olup olmadığının ve/veya hata düzeltme terimleri katsayılarının (t) anlamlı olup olmadığının incelenmesini gerçekleştirmektedir. Denklemden hata düzeltme terimi,  $\Delta X_t$ 'nin uzun dönem dengesine doğru ayarlanmasını sağlarken, bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin kısa dönem nedensellik etkisini göstermektedir.

Analiz aşamasında kullanılan reel tarım ürünleri ihracatının yapısal kırılma içerip içermediği, bir yapısal kırılma modeli ile test edilmiştir. Bir zaman serisi değişkeni, analiz dönemi içinde ekonomik ve sosyal şok ya da kriz etkisine sahip olabilir. Bu şok ya da krizler sabit terimde, eğimde veya sabit terim ile eğim parametrelerinde yapısal değişimleri ortaya çıkartabilir. Bu nedenle yapısal değişiklikleri dikkate almadan model içinde kullanmak, yanlış sonuçlara yönlendirebilir. Bu varsayımlar nedeniyle çalışmada Perron

(1997) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testinden Model C'den yararlanılmıştır (4).

Model C'de kırılma döneminde hem sabitte hem de eğimde kırılma (5) durumu incelenir.

$\alpha = 1$  sınaması için,

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta_1 t + \gamma DT_t + \delta D(T_B) + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (5)$$

modeli oluşturularak t-testi yapılır.

Modeldeki DT kukla değişkeni  $DT = t(t > T_B)$  şeklindedir. Sabit ve eğimde kırılmanın sınıdığı modellerin üçünde de kırılma dönemi gösteren  $T_B$ 'nin ve gecikme uzunluğunu gösteren  $k$ 'nin bilinmediği varsayılmaktadır.

Bu çalışmada ayrıca Vector Autoregression Regression (VAR) modeli (Sims 1980) oluşturulmuştur. VAR modeli ile tarım ürünleri ihracatı ve döviz kuru arasındaki dinamik ilişkileri etki tepki fonksiyonu aracılığıyla incelenmiştir.

#### Araştırma Sonuçları

Zaman serileri için geliştirilen teorilerin durağanlık varsayımı altında çalışmaları nedeniyle iktisadi serilerin durağan olup olmaması büyük önem taşımaktadır. Değişkenlerin düzeyinde ve birinci sıra farklarında (1) numaralı denklemin uygulanması ile elde edilen birim kök testi sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Durağanlık Test Sonuçları

Değişkenler	Düzy	1. Sıra Fark
(LnXT)	-5.248870 <sub>k=0</sub>	-11.01740 <sub>k=1</sub>
(LnRD)	-1.971295 <sub>k=4</sub>	-3.369248 <sub>k=3</sub>
(LnGF)	-2.328521 <sub>k=1</sub>	-5.667462 <sub>k=0</sub>
(LnEX)	-2.946888 <sub>k=1</sub>	-7.957686 <sub>k=0</sub>

\* Kritik değerler %1, %5 ve %10 için sırasıyla -3.505595, -2.894332\* ve -2.584325 dir. k: gecikme uzunluğu.

Araştırmada Reel Tarımsal İhracat değeri (LnXT) %1, Reel Döviz Kuru %5'de düzeyde durağanlık koşulunu sağlamamakta olup Reel Dış Gelir (LnRD) ile Nispi Fiyat endeksi (LnGF) birinci sıra farkları alındığında, %5'de durağan hale gelmişlerdir. Johansen modelinin hesap operatörünün bütün değişkenleri birinci sıra farklarını alarak hesaplama işlemi gerçekleştirilmesinden dolayı, değişkenlerin birinci sıra farkları alınmadan hesaplama işlemine geçilmiştir.

İhracat talep fonksiyonunda kullanılmak üzere ele alınan Reel Tarım Ürünleri İhracat Değerinin yapısal kırılma içerip içermedikleri öncelikle test edilmiştir.

Perron 1997 yapısal kırılma testi tek kırılma aylarını (en büyük değişim noktasını) vermektedir. Perron 1997 Model C yapısal kırılmalı birim kök testine göre kırılmaya rağmen, reel ihracat değerinin %1 anlamlılık seviyesinde (Minimum t Değeri:-11.01, Tablo Değeri:-4.44) durağan bulunmuştur. Analizle reel ihracatın kırılma yılı, Mart 2007 olarak test sonucundan elde edilmiştir.

Döviz kuruna ilişkin seriden ARCH [1,1 ile elde edilen döviz dalgalanma değişkenine ARCH LM testi uygulanmış olup istatistiksel olarak (f hesap: 289.893) %1 önem seviyesinde ARCH etkisinin olduğu tespit edilmiştir. bu sonuca göre döviz kurunda yaşanan dalgalanmaların önemli olduğu ve GARCH modelinden elde edilen serinin modelde kullanılmasının uygun olunacağı kararı verilmiştir.

İhracat talep modelinin uzun dönem ilişkisini ortaya koymak amacıyla Johansen Modeli uygulanmıştır. Johansen modeli için en uygun gecikme uzunluğu Schwartz kriterine göre bir, HQ Kriterine göre üç ve akaike kriterine göre on iki olarak hesaplanmıştır (Tablo 2). Uygulamalarda AIC'nin, olduğundan daha büyük gecikme uzunlukları ürettiği birçok araştırmacı tarafından belirlenmiştir (Geweke ve Messe 1981). Birbirinden farklı üç gecikme değeri hesaplanmasından dolayı önsel olarak gecikme değeri seçimi yapılmıştır. Araştırma amacına en uygun gecikme uzunluğu Schwartz ve HQ kriterlerinin ortalaması olan iki gecikmeli değerin alınması uygun bulunmuştur.

Tablo 2. Johansen Modeli İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Kriter	Değer	Gecikme Uzunluğu
Schwartz Kriteri	-26.01149	1
HQ Kriteri	-26.87267	3
Akaike Kriteri	-28.55265	12

Gecikme uzunluğuna bağlı olarak hesaplanan Johansen modelinin güvenilirliğinin testinde kullanılan İz ve MED İstatistiği sonuçları Tablo 3 'dedir. Her hangi bir eşbütünleşme vektörünün bulunmadığını ( $r=0$ ) öne süren  $H_0$  hipotezi için iz istatistiği ve MED istatistiği hesaplanmış olup, bu değerler %1 kritik değer olan iz istatistiği ve MED istatistiği değerinden büyük bulunmuştur. Bu sonuca göre eş bütünleşmenin bulunmadığını öne süren  $H_0$  hipotezi her iki test tarafından da reddedilmektedir. %1 kritik değerine göre iz istatistiği, her bir değişken için en az bir tane eşbütünleşme vektörü ( $r1$ ) bulunduğunu göstermektedir. Bu bulgular değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır.

Johansen eş-bütünleşme analizinden elde edilen sonuçlar, reel ihracat üzerinde reel döviz kurunun dalgalanması ve nispi fiyatların negatif yönde uzun dönem-

li bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Reel tarım ürünleri ihracatına ilişkin katsayılar ele alınan modelde için reel dış gelir 1.1980, Görelî Fiyat -12.6804 olarak hesaplanmıştır. Ulusal paranın değerinde meydana gelecek bir kayıp (reel döviz kurundaki düşüşün) ihracat hacminde artışa neden olacağı için reel döviz

kuru değişkeninin parametresinin negatif değer olması beklenmektedir (Arize 1996). Uzun dönem döviz kuru dalgalanmasının -2.3749 olarak tahmin edilmiş olup bu sonuç literatüre uygun bulunmuştur. Bu katsayıların tamamı %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 3. Johansen Eşbütünleşme Modeli İz İstatistiği ve MED İstatistiği Test Sonucu

	Özdeğer	İz İstatistiği	%5 kritik değer	Olasılık	MED İstatistiği	%5 kritik değer	Olasılık
r 0	0.486383	81.83434	47.85613	0.0000	57.96610	27.58434	0.0000
r 1	0.171306	23.86824	29.79707	0.2061	16.34771	21.13162	0.2052
r 2	0.082803	7.520529	15.49471	0.5180	7.519628	14.26460	0.4296
r 3	1.04E-05	0.000901	3.841466	0.9767	0.000901	3.841466	0.9767

Kısa dönem denge ilişkisini görmek amacıyla oluşturulan hata düzeltme modelinde reel ihracatın her iki gecikmesinin de kısa dönemde kendini etkilemediği tespit edilmiştir (Tablo 4). Reel dış gelirin ise sadece bir gecikmeli değeri ihracatı pozitif yönde etkilemektedir. Görelî fiyat değişkeni kısa dönemde tarım ürünleri ihracatını etkilememektedir. Döviz kuru değişkeni hem bir gecikmede hem de iki gecikmeli değerinde tarım ürünleri ihracatını etkilemekte olup, bir gecikmeli değeri pozitif yönde iki gecikmeli değeri ise negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişkeni ise yine negatif yönde bir etkiye sahip olduğu hata düzeltme modeli yardımıyla bulunmuştur.

Tablo4. Hata düzeltme modeli

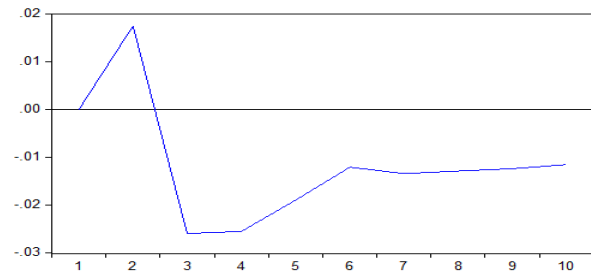
Değişkenler	Katsayılar	t- testi
C	0.15811	5.43838*
LnXT(-1)	0.169419	1.36410
LnXT(-2)	-0.05418	-0.53495
LnRD(-1)	2.775404	2.02864**
LnRD(-2)	-0.08803	-0.06727
LnGF(-1)	-2.39659	-0.17089
LnGF(-2)	21.82064	1.57252
LnEX(-1)	8.077462	1.91764***
LnEX(-2)	-8.05093	-3.19187*
DU	-0.2374	-5.63285*
<b>R<sup>2</sup></b>	0.552362	<b>F testi</b> 9.377991
<b>Akaike Kriteri</b>	-1.30552	<b>Schwarz Kriteri</b> -0.99373

t- tablo değeri (%1: 2.634) (%5: 1,988) (\*\*%10: 1,663)

Hata düzeltme teriminin katsayısı -1.09012 (t testi : -6.9253>tablo değeri) olarak hesaplanmıştır. Bu değere uyarlama hızı denilmektedir ve uzun dönem dengesinden meydana gelebilecek sapmalardan sonra, tekrar dengeye dönme hızını bize vermektedir. Uyarlama hızının yüksek ve anlamlı çıkması, sistemin uzun dönem denge değerine doğru yaklaşma hızının göstergesidir (Altın ve Kaya, 2009). Uyarlanma hızının negatif ve katsayısı bire yakın bir değere sahip olması, uyarlanma hızının yüksek olduğu sonucunu çıkart-

maktadır. Buna göre, bu katsayı tarım ürünleri ihracatında uyarlanma hızının çok yüksek olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, açıklayıcı değişkenlerde meydana gelecek olan herhangi bir şokun reel ihracatta oluşturacağı dengesizliklerin 1 ay gibi kısa bir sürede yok olacağına işaret etmektedir.

Uzun dönem denklemi ve hata düzeltme modeli sonuçlarına göre; TL'nin değer kaybı tarım ürünleri ihracatını olumlu yönde etkilemektedir. J eğrisinin mevcut olup olmadığını belirlemek için ise genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonlarının tahmini yoluna gidilmiştir(Grafik1).



Grafik1. Etki Tepki Fonksiyonu Sonucu

Elde edilen grafik incelendiğinde, reel döviz kurunda meydana gelen pozitif bir şokun başlangıçta tarım ürünleri ihracatını iyileştirdiğini, daha sonra kötüleştiği göstermektedir. Etki-tepki fonksiyonunun tahmini ile ulaşılan bu sonucun J eğrisinden ziyade, Bac-kus ve diğerleri (1994) tarafından ilk kez ortaya atılan S eğrisi davranışı ile uyumlu olduğudur. Akbostancı (2002) yılında yapmış olduğu çalışmada etki tepki fonksiyonunu Türkiye'nin genel ihracat fonksiyonu için gerçekleştirmiş olup, benzer sonuçlara ulaşmıştır.

### Tartışma

Türkiye'nin 2004 – 2011 Haziran ayına kadar aylık verileri kullanılarak, reel dış ülkelerin geliri, görelî fiyatlar ve reel döviz kuru dalgalanmasının Türkiye reel tarım ürünleri ihracatı geliri üzerindeki uzun ve

kısa dönemli etkisi Johansen eş-bütünleşme yöntemi, hata düzeltme modeli ve (VAR) etki tepki yardımıyla analiz edilmiştir.

Johansen eşbütünleşme yöntemine dayalı gerçekleştirilen modelde, reel dış gelir, görelî fiyatlar ve reel döviz kuru dalgalanmasının negatif yönlü olarak tarım ürünleri ihracatını etkilediği sonucuna varılmıştır. Hata düzeltme modelinden elde edilen uyarılama katsayısı ile açıklayıcı değişkenlerde meydana gelecek olan herhangi bir şokun reel tarımsal ihracatta oluşturacağı dengesizliklerin 1 ay gibi kısa bir sürede yok olacağına hesaplanmıştır.

J eğrisinin mevcut olup olmadığını belirlemek için gerçekleştirilen etki-tepki fonksiyonunun tahmininde döviz kuru ile reel tarımsal ihracat arasında S eğrisi davranışı ile uyumlu olduğu bulunmuştur.

Reel döviz kurunun tarım ürünleri ihracatı üzerinde hem uzun hem de iki gecikmeli kısa dönemli hata düzeltme modeline göre negatif bir etkiye sahip olduğu hesaplanmıştır. Elde edilen bulgular, reel tarım ihracatı üzerinde hem kısa hem de uzun dönem için etkili değişkenin reel döviz kuru olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç daha önce Türkiye'deki döviz kuru belirsizliğinin genel ihracata etkisini inceleyen Özbay (1999), Doğanlar (2002), Saatcioglu ve Karaca (2004), Köse ve ark. (2008) ile Tarı ve Yıldırım (2009)'ın ulaştıkları sonuçlarla uyumludur. Bu sonuç, Türkiye'deki tarım ürünleri ihracatçısının riskten çekinen bir yapıya sahip olduğu anlamına gelmektedir. Bu sonuca bağlı olarak Tarım ürünleri ihracatında reel döviz kuru etkili bir politik enstrüman olarak kullanılabilirliği sonucuna varılmıştır.

#### Kaynaklar

- Akbostancı, E., 2002. Dynamics of the Trade Balance: The Turkish J Curve. ERC / METU 6. *International Conference in Economics*, September, Ankara.
- Altın, O. ve Kaya, A.A., 2009. Türkiye'de AR-GE Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensel İlişkinin Analizi. *Ege Akademik Bakış*, 9:251-259.
- Anonymous, 2011a. [www.eurostat.eu](http://www.eurostat.eu) Erişim tarih: 14.08.2011
- Anonymous, 2011b. [www.tcsm.gov.tr](http://www.tcsm.gov.tr) Erişim tarih: 13.08.2011
- Anonymous, 2011c. [www.tuik.gov.tr](http://www.tuik.gov.tr) Erişim tarih: 14.08.2011
- Anonymous, 2011d. [http://www.wto.org/english/res\\_e/statis\\_e/statis\\_e.htm](http://www.wto.org/english/res_e/statis_e/statis_e.htm) Erişim tarih:18.09.2011
- Arize, A.C., 1994. Cointegration Test of a Long-run Relation between the Real Effective Exchange Rate and the Trade Balance. *International Economic Journal*, 8 (3),1-9.

- Arize, A.C., 1996. The Impact Of Exchange-Rate Uncertainty On Export Growth: Evidence From Korean Data. *International Economic Journal*, 10 (3), 49-60.
- Arize, C.A. ve Shwiff, S.S., 1998. Does exchange-Rate volatility affect import flows in G-7 countries? Evidence from cointegration models. *Applied Economics*, 30: 1269-1276.
- Aşık, A. 2003. Yapısal Kırımlar ve Makroekonomik Değişkenler: Ampirik Bir Çalışma. *Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi*, Ankara.
- Backus, D. K., Kehoe, P.J. and Kydland, F.E., 1994. Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J Curve. *American Economic Review*, 84 (1): 84-103.
- Bahmani-Oskooee, M. and Kara, O., 2003. Relative Responsiveness of Trade Flows to a Change in Prices and Exchange Rate. *International Review of Applied Economics*, 17 (3): p293.
- Bird, G. and Rajan, R. 2001. International Currency Taxation and Currency Stabilisation in Developing Countries. *Journal of Development Studies*, 37: 21-28.
- Bollerslev, T., 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
- Chou, W., 2000. Exchange Rate Variability and China's Exports. *Journal of Comparative Economics*, 28: 61-79.
- Chowdhury, A., 1993. Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models. *The Review of Economics and Statistics*, 75: 700-706.
- Doğanlar, M., 2002. Estimating the impact of exchange rate volatility on exports: evidence from Asian countries. *Applied Economics Letters*, 9 (13) October, 859-863.
- Engel, R., 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Programming. *Journal of Farm Economics*, 46:67-93
- Engle, R.F. ve Granger, C.W., J.1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55: 251-76.
- Forbes, K., 2001. Are Trade Linkages Important Determinants of Country Vulnerability to Crises? *NBER (National Bureau of Economic Research) Working Paper*, 8194.
- Geweke, J.F., Messe, R., 1981. Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order. *International Economic Review*, 22: 55-70.

- Granger, C.W.J., 1988. Some Recent Developments in a Concept of Causality, *Journal of Econometrics* 39: 199-211.
- Granger, C.W.J., 1986. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 213-228.
- Granger, C.W.J., Lee, T.H., 1989. Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships using Multicointegration and non-symmetric Error Correction Models. *J. Applied Econ.*, 4: 135-159.
- Granger, C.W.J. and Newbold, P., 1974. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- Göktaş, Ö., 2000. Durağan Olmayan Zaman Serilerinde Ko-Entegrasyon Analizi ve Bir Uygulama. *İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi*, İstanbul
- Gunaydın, I., 2004. Budget Deficits Are Inflationary? A Study Turkey, *Dokuz Eylül University Soc. Sci. J.*, 6(1): 158-181.
- Halaç, U., 2003. Türkiye’de Para Dolanım Hızının İstikrarı: 1987-2001, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5 (1): 85-102.
- Hatırlı, S.A., Öztürk, E., Aktaş, A.R., 2008. Fındık Piyasasında Fiyat Geçirgenliğinin Analizi, *Akdeniz Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi*, 2008, 21(1), 139-143
- Helliwell, J.F., 1998. How Much Do National Borders Matter?, Brookings Institution Pres.
- Hooper, P. and Marques, J., 1995. Exchange Rates, Prices, and External Adjustment in the United States and Japan”, in P. Kenen (ed.), *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy*, Princeton University Pres.
- Kibritçiöğlü, A. ve Kibritçiöğlü, B., 2004. Türkiye’de Uzun-Dönem Reel Döviz Kuru Dengesizliği. *HDTM Ekonomik Araştırmalar Genel Müdürlüğü*, Nisan.
- Köse, N., Ay, A., Topallı, N., 2008. Döviz Kuru Oynaklığının İhracata Etkisi: Türkiye Örneği (1995-2008). *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(2): 25-45
- Johansen, S., 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12.
- Johansen, S. ve Jeselius, K., 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (52).
- Joutz, F. L., Maddala, G.S., Trost, R.P., 1995. An Integrated Bayesian Vector Autoregression and Error Correction Model for Forecasting Electricity Consumption and Prices. *J. Forecast*, 14: 287-310.
- Osterwald-Lenum, M., 1992. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3): 461-472.
- Özbay, P., 1999. The effect of exchange rate uncertainty on exports: a case study for Turkey. *CBRT Discussion Paper*, No: 9903.
- Ozer, O.O. ve Kayalak, S., 2006. Eşbütünlük Modeli (Johansen Yöntemi) İle Türkiye’nin Pamuk Üretiminin Ekonometrik Analizi. *Türkiye VII.Tarım Ekonomisi Kongresi Bildirileri (II)*: 468-470. 12-15 Eylül 2006-Antalya
- Saatcioglu, C. ve O.Karaca, 2004 “Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye Örneği. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5(2): 183-195
- Sarı, A., 2010. Döviz Kuru Oynaklığının İthalata Etkileri: Türkiye örneği. *Ekonometri ve İstatistik Sayı*:11: 31-44
- Sims, C., 1980. Macroeconomics an Reality. *Econometrica*, Vol.48.
- Şanlı, B., 1997. Sanayileşme Stratejileri ve Türk Dış Ticareti, *Işıkli Yayın*, İstanbul.
- Perron, P., 1997. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80 (2): 355-385.
- Tarı, R., Yıldırım, D.Ç., 2009. Döviz Kuru Belirsizliğinin ihracata Etkisi: Türkiye için Bir Uygulama, *Yönetim Ve Ekonomi Dergisi*, *Celal Bayar Üniversitesi İ.İ.B.F.*, 16(2): 1-11.
- Yurdakul, F., 1995. Ekonometride Yeni eğilimler Hendry ve Sims Yöntemleri: Döviz kuru üzerine uygulama. *Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Doktora Tezi*, Ankara.
- Yücel, F., 2006. Dış ticaretin belirleyicileri üzerine teorik bir yaklaşım. *Sosyo-ekonomi Dergisi*, (2): 1-22.