



## Türkiye ve Avrupa Fındık Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi\*

Gülistan Erdal<sup>1\*</sup>, Meral Uzunöz<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Gaziosmanpaşa Üniversitesi Ziraat Fakültesi Tarım Ekonomisi Bölümü, Tokat

\*e-posta: gerdal@gop.edu.tr

**Özet:** Bu çalışmada, Türkiye’de 1995–2007 döneminde fındık ihrac fiyatları, döviz kuru ve Avrupa fındık borsa fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Bu değişkenler arasındaki nedenselliği test etmek için ADF birim kök testi, Johansen Kointegrasyon testi ve Granger Nedensellik testi kullanılmıştır. ADF test sonuçları her üç serinin de durağan olmadığını fakat birinci farklarının durağan olduğunu göstermiştir. Kointegrasyon testinde seriler arasında uzun dönemli ilişki olduğu kaydedilmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, döviz kurundan Türkiye fındık ihrac fiyatları ve Avrupa fındık borsa fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bundan başka Türkiye fındık ihrac fiyatları ve Avrupa fındık borsa fiyatları arasında, çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Sonuçta, döviz kurundaki herhangi bir değişimin, hem Türkiye’de hem de Avrupa’da belirlenen fındık fiyatları üzerinde etkili olacağı söylenebilir. Aynı zamanda Türkiye ve Avrupa’da oluşan fındık fiyatlarının karşılıklı etkileşim içinde olduğu belirlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Fındık fiyatları, Döviz Kuru, Johansen Kointegrasyon Testi, Granger Nedensellik Testi

## The Causality Relationship Among Hazelnut Prices of Turkey and Europe and Exchange Rate

**Abstract:** In this research, the causality relationship among hazelnut export prices of Turkey, exchange rate and hazelnut prices in European commodity exchange. It covers 1995-2007 monthly time series. In order to examine the causality among variables, ADF unit root test, Johansen Cointegration test, and Granger Causality test were used. ADF test results show that, each three series is nonstationary but first differences of them lead to stationary. According to Cointegration test, there is a long term relationship among series. Granger causality test shows that there is unidirectional from exchange rate to hazelnut prices in both Turkey and Europe. Besides there is bidirectional between export prices of Turkey and hazelnut prices in European commodity exchange. It can be said that volatility in exchange rate lead to fluctuations in hazelnut prices of Turkey and Europe. In addition, hazelnut export prices in both Turkey and Europe have mutual interaction.

**Keywords:** Hazelnut Prices, Exchange Ratio, Johansen Cointegration Test, Granger Causality Test

\* VIII. Ulusal Tarım Ekonomisi Kongresinde sunulmuştur.

## Giriş

Tüm dünyada çok geniş bir tüketim alanına sahip olan fındık ürününün 2007 yılı itibariyle %76'sı Türkiye'de üretilmektedir (Hazelnut Council, 2008). Üretimin % 20'si iç pazarda tüketilirken, geri kalan kısmı ihraç edilmektedir. Yıllar itibariyle Dünya fındık ihracatında Türkiye'nin payı ortalama % 77 civarındadır (FAO, 2008).

Türkiye fındık ihracatında Avrupa Birliği ülkeleri en önemli yeri tutmakta ve bu ülkelerin payı ihracattaki artışa paralel olarak artış göstermektedir. Avrupa Birliği ülkelerinin Türkiye toplam fındık ihracatındaki payı yıllar itibariyle değişmekle birlikte %80–85 düzeyindedir (Babadoğan, 2007).

Dünyada fındık üreticisi olmadıkları halde ihracatçı durumunda olan ülkelerin tamamı, Türkiye'den ithal ettikleri fındığı işleyerek yeniden ihraç etmektedirler. Yeniden ihraç yolu ile fındık mamulleri satan ülkelerin başında Almanya gelmektedir. Fındık piyasasında Almanya'nın öne çıkmasının en önemli nedeninin, Hamburg'da ihtisaslaşmış bir fındık borsasının olmasından ileri geldiği ifade edilmektedir (Oral 2006). Bu bağlamda, Türkiye'nin fındık üretim ve ihracat verilerine göre dünya lideri olmasına karşın, fındık ihraç fiyatlarının Almanya Hamburg borsasında oluşmasına yönelik tartışmalar sürekli gündemde kalmıştır.

Diğer taraftan 1970'li yıllardan bu yana dünya döviz piyasalarına hakim olan olgu belirsizliktir. Gelişmiş ülke paralarının ABD doları karşısındaki değerinin sabit olmaktan çıkarılıp dalgalanmaya bırakılmasından sonra kurların değişkenliği artmış ve gelecekte alacağı değeri öngörmek çok zor hale gelmiştir.

Türkiye 1980'li yıllardan sonra liberal ekonomi politikaları uygulamaya başlamıştır. Türkiye tarım ve tarım dışı ihracatını artırmak diğer rakip ülkelere kıyasla daha ucuz fiyat belirleyebilmek amacıyla, 1981 yılından sonra döviz kurunu önemli para birimlerine karşı günlük olarak ayarlamaya başlamıştır. Türkiye'de 1988 yılından sonra döviz kuru politikası liberalleşmiş ve 1990'lardan sonra dalgalı döviz kuru rejimine geçiş yapılmıştır (Demirel, Erdem 2004).

Türkiye'de fındık ihraç fiyatlarının döviz kurundaki azalış ya da artışlara göre belirlendiği fakat dalgalı döviz kurunun gelecekte alacağı değeri öngörmenin zor olmasından dolayı fiyatların arzu edilen seviyelere ulaşamaması ve yüksek döviz geliri elde edilemediği şeklinde bir başka tartışma konusu da mevcuttur.

Literatürde, Türkiye'de fındık ihraç fiyatlarının hem döviz kuru hem de Avrupa piyasaları fındık fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisini doğrudan araştıran herhangi bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Yalçın (2006), Türkiye'de Giresun ve Ordu borsalarında işlem gören fındık fiyatları, ortalama fındık ihracat fiyatı ve Avrupa'da işlem gören fiyatları arasında bir ilişki bulunup bulunmadığını Granger Nedensellik Analizi ile test etmiştir. Test sonuçlarına göre Yalçın, Avrupa'da oluşan fiyatlardan Türkiye'de borsa ve ihracat fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmiş ve Avrupa'da oluşan fındık fiyatlarının Türkiye'nin ihracat ve Giresun ile Ordu borsalarındaki fiyatlarını etkilediğini bunun karşısında Türkiye'deki oluşan fındık fiyatlarının Hamburg Borsasında oluşan fındık fiyatlarını etkilemediğini ifade etmiştir.

Diğer taraftan literatürde döviz kuru ile genel dış ticaret ve dış ticaret fiyatları ile ilgili çalışmalar olduğu gibi toplam tarım ve tarımsal ürünlerin dış ticareti ile ilgili çalışmalara sıkça rastlanılmaktadır. Bu çalışmalarda döviz kurunun dış ticareti olumsuz etkileyeceği ileri sürüldüğü gibi olumlu etkileyebileceği de iddia edilmektedir. Diğer bir ifade ile bu

konuda tam bir konsensüs oluşmuş değildir. Ancak daha çok döviz kurlarındaki dalgalanmaların dış ticareti olumsuz etkilediği yönündeki görüş hakimdir (Soto-Urbina et al 1995). Konu ile ilgili literatürde yer alan bazı çalışmalar aşağıda verilmiştir.

Arize (1997) ABD ihracatı üzerine döviz kuru dalgalanmalarının etkisini incelemiş ve elde ettiği ampirik bulgular döviz kuru dalgalanmalarının ABD ihracatı üzerine negatif bir etkisi olduğunu göstermiştir. Aristotelous (2001) İngiltere'nin Amerika'ya olan 1989-1999 yılları arasındaki ihracatında, döviz kuru değişkenliğinin hiçbir etkiye sahip olmadığını ortaya çıkarmıştır. Sukar ve Hassan (2001) ABD dış ticaret hacmi ile döviz kuru dalgalanmaları arasında ilişki aradıkları çalışmalarında, ihracat hacmi ile dış ticaret geliri, döviz kuru ve döviz kuru belirsizliği arasında pozitif bir ilişki bulmuşlardır. Yuan ve Awokase (2003) döviz kuru belirsizliğinin ABD kanatlı hayvan ihracatı üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu bulmuştur. Türkiye'ye yönelik çalışmalardan, Özbay (1999) 1988-1997 dönemine ait üçer aylık verileri kullandığı çalışmada, Türkiye'de döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerinde istatistiksel olarak anlamlı negatif etkileri olduğunu bulmuştur. Demirel ve Erdem (2004) döviz kurlarındaki değişmelerin ve belirsizliklerin Türk sanayi, tarım ve madencilik sektörleri ihracatlarına etkileri 1990:01-2001:4 dönemi için üçer aylık veriler kullanılarak incelenmiş; sonuçta, Almanya, İngiltere, İtalya ve ABD'ye olan ihracat miktarına döviz kuru belirsizliğinin etkisinin istatistiksel olarak önemli olduğu bulgusuna erişilmiştir. Yanıkkaya (2001) yapmış olduğu çalışmada, döviz kurlarındaki değişiminin Türk tarım ürünleri ihracatına olan etkilerini incelemiş ve döviz kurlarındaki değişmelerin pamuk ve tütün ihracatı üzerinde etkili olduğunu tespit etmiştir. Bügük ve ark. (2001) döviz kurlarındaki belirsizliğin Türk tarım sektörü ihracatı üzerine etkisini incelemişler, döviz kuru belirsizliği ile ihracat arasında birkaç ürün ve ülke hariç önemli bir ilişki bulamamışlardır. Fidan, (2007) Türkiye'deki tarımsal ihracat, ithalat ve reel efektif döviz kuru (REER) arasındaki kointegrasyon ilişkisini bulmak için Johansen kointegrasyon analizi ve Granger nedensellik analizi yapmıştır. Analiz sonuçlarına göre Fidan, REER'in tarımsal ihracat ve ithalatı üzerinde çok büyük bir etkisi olmadığını ileri sürmüştür.

Bu çalışmada Türkiye'de oluşan fındık ihraç fiyatları, döviz kuru ve Avrupa piyasalarında oluşan fındık fiyatları arasında ne tür bir ilişki olduğu ampirik olarak araştırılmış ve sonuçlar yorumlanmıştır.

## **Materyal ve Yöntem**

Bu çalışmada kullanılan veriler, 1995:01-2007:11 dönemine ait aylık Reel Efektif Döviz Kuru (REER)\* endeksi, Türkiye fındık ihraç fiyatları (TXP) ve Avrupa Hamburg borsası fındık fiyatları (EXP) serileridir. Bu verilerden REER, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın (TCMB) web sitesi veri dağıtım sisteminden alınmıştır. Uluslararası Para Fonu (IMF) tarafından da aynı şekilde tanımlanan REER; bir ülke ile bu ülkenin temel ticari rakiplerinin nispi fiyatlarının geometrik ortalaması alınarak hesaplanmaktadır (Spilimbergo, Vambakidis, 2003). TCMB tarafından hesaplanan bu endekste, 1995 yılı baz yılı olarak alınmıştır. Endeksin hesaplanmasında kullanılan ülkelerin\*\* fiyat ve döviz kuru

\* REER, nominal efektif döviz kurunun Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ile deflate edilmiş şeklindedir.

\*\* IMF'nin tanımına göre ondokuz ülkeye göre (Belçika, Almanya, İspanya, Fransa, İsviçre, Hollanda, İtalya, İngiltere, ABD, Japonya, İsveç, Avusturya, Kanada, Kore, Tayvan, İran, Brezilya, Çin, Yunanistan) hesaplanmıştır.

verilerinin ana kaynağı IMF'nin Uluslararası Finansal İstatistikleridir. Araştırmada kullanılan TXP ve EXP serileri ise Fiskobirlik web sitesindeki istatistik kayıtlarından sağlanmıştır.

Çalışmada Türkiye'deki fındık ihracat fiyatları ile döviz kuru ve Avrupa piyasalarındaki fındık fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemek için Granger Nedensellik Testi uygulanmıştır (Granger, 1969). Granger nedensellik testi iki değişken arasındaki nedensel ilişkinin yönünü belirlemek için çok elverişli bir testtir. Granger nedensellik testini yürütebilmek için değişkenlere ait serilerin durağan olması gerekmektedir. Çünkü istatistiksel ve ekonometrik analizlerde zaman serisi kullanıldığında, zaman serilerinin sahip oldukları aynı yönlü eğilimler veya trendden dolayı aralarında güçlü bir ilişki bulunabilir. Seriler durağan değilse yani, ortalaması ve varyansı zaman içinde değişiyorsa aralarındaki ilişki gerçek dışı bir ilişki olabilir. Dolayısıyla değişkenler arasında ortaya çıkabilecek bu gerçek dışı ilişkiyi önlemek için serilerin durağan bir yapıya dönüştürülmesi gerekmektedir. Engle ve Granger (1987)'a göre eğer bir serinin durağan olmadığı tespit edilirse serinin diferansiyeli alınır. Daha sonra diferansiyeli alınan seri ile nedensellik kurulur.

Bir serinin durağanlığını ölçmek için literatürde kullanılan en yaygın yöntem Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi (ADF)'dir.

ADF birim kök testinde denklem (1) tahmin edilmekte ve  $\alpha$  ( $\alpha=\rho-1$ ) parametresinin istatistiki olarak sıfırdan farklı olup olmadığı test edilmektedir.  $\alpha$  parametresinin sıfırdan farklı olduğunun kabul edilmesi serinin düzeyde durağan olduğunu göstermektedir (Dickey, Fuller, 1981).

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik (1)'de  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ,  $\beta_0$  parametresi sabit terimi,  $t$  deterministik trendi,  $k$  gecikme uzunluğunu ve  $\varepsilon_t$  stokastik hata terimini temsil etmektedir.

Bu çalışmada değişkenlere ait serilerin durağanlığının ölçülmesinde ADF testi kullanılmıştır. Eğer seriler aynı seviyede durağan hale geliyorsa seriler arasında bir kointegrasyon ilişkisi diğer bir ifadeyle uzun dönem ilişki mevcuttur. Çalışmada TXP, REER ve EXP serileri arasında kointegrasyon ilişkisi olup olmadığı test etmek için Johansen (1988) tarafından geliştirilen Johansen Kointegrasyon testi kullanılmıştır. Johansen maksimum olabilirlik yöntemi kointegrasyon eşitliğinin sayısını belirlemek için iki farklı olabilirlik oran testi sağlar. Bunlardan biri iz istatistiği diğeri ise maksimum öz değer istatistiğidir. Bu çalışmada kointegrasyonu tespit etmede her iki test istatistiğinin sonuçları da dikkate alınmıştır.

Kointegrasyon iki seri arasında nedenselliğin mevcut olduğunu gösterebilir fakat nedenselliğin yönünü gösteremez.

X ve Y arasındaki nedenselliğin yönünü tespit etmek için Granger nedensellik testi bir X bir de Y için iki ayrı denkleme dayandırılmıştır. Bu denklemler aşağıda verilmiştir.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$X_t = \chi_0 + \sum_{i=1}^m \chi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i Y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Eşitlik (2) ve (3)'de  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\chi$  ve  $\delta$ , parametreleri;  $n$  ve  $m$  gecikme uzunluklarını;  $\varepsilon_t$  ve  $u_t$ , bağımsız, sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimlerini ifade etmektedir.

Granger nedensellik analizi, Eşitlik (2) ve (3)'de hata terimlerinden önce yer alan bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarının sıfıra eşit olup olmadığı test edilerek yapılır. Hipotez çift taraflı kurularak nedenselliğin karşılıklı mı yoksa tek taraflı mı olduğu belirlenmektedir. (2) nolu eşitlikteki  $\beta_i$  katsayıları belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa, ( $H_0: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_n \neq 0$ ) X'in Y'nin nedeni olduğu sonucu ortaya çıkar. Aynı şekilde (3) nolu eşitlikte  $\delta_i$  katsayılarının belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı olması da ( $H_0: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \dots \neq \delta_n \neq 0$ ) Y'nin X'in nedeni olduğunun kanıtıdır. Bu durumda Y ile X arasında karşılıklı bir nedensellik olduğundan söz edilebilir. Sadece eşitlik (2)'deki  $\beta_i$  katsayıları sıfırdan farklı ise X'den Y'ye doğru tek yönlü, eşitlik (3)'deki  $\delta_i$  katsayıları sıfırdan farklı ise Y'den X'e doğru tek yönlü nedensellik vardır. Diğer taraftan hem  $\beta_i$  hem de  $\delta_i$  katsayılarının sıfırdan farklı değil ise iki değişken arasında nedensellik ilişkisinin olmadığı anlaşılır.

Çalışmada Granger nedensellik testi için gecikme uzunluğunun belirlenmesinde minimum Akaike bilgi kriteri (AIC) dikkate alınmıştır.

### Ampirik Bulgular

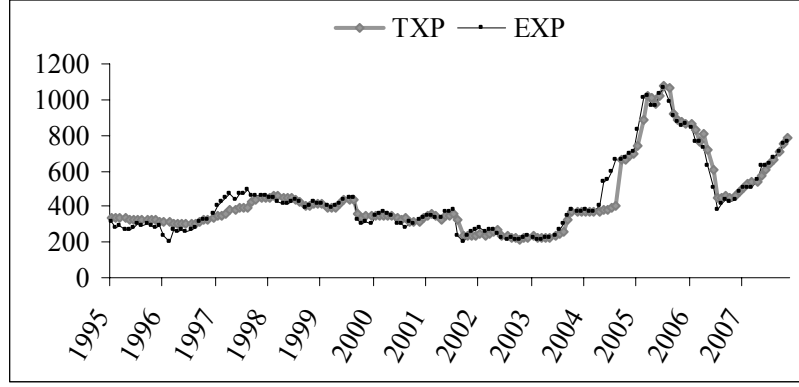
Çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Çizelge 1'de verilmiştir. Çizelgede Türkiye fındık fiyatları ile Avrupa fındık fiyatlarının ortalama, ortanca, standart sapma, minimum ve maksimum değerleri birbirine çok yakındır.

**Çizelge 1.** Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

Değişkenler	Tanım	Gözlem Sayısı (1995:01-2007:11)	Ortalama	Ortanca	Std. Sapma	Min.	Max.
TXP <sup>a</sup>	Türkiye Fındık İhraç F.	155	435.2	370.2	200.8	214.7	1076.0
REER	Reel Efektif Döviz Kuru	155	130.7	126.1	23.8	93.6	204.0
EXP <sup>a</sup>	Avrupa Fındık Fiyatları	155	435.9	380.0	204.2	204.0	1070.0

<sup>a</sup>FOB 100kg/\$

Bu, her iki fiyatında birlikte hareket ettiğinin küçük bir göstergesidir. Bu durum ayrıca Şekil 1'den de izlenilebilir.



Şekil 1. Türkiye Fındık Fiyatları (TXP) ve Avrupa Fındık Fiyatları (EXP)

Çalışmada ilk önce değişkenlerin durağan olup olmadığı analiz edilmiştir. Bu analiz için değişkenlere uygulanan ADF birim kök test sonuçları Çizelge 2'de verilmiştir. Çizelge 2'deki sonuçlara göre, TXP, REER ve EXP değişkenlerine ait ADF test değeri düzeyde mutlak değer olarak MacKinnon kritik değerinden küçüktür. Buna göre tüm değişkenler düzeyde durağan değildir. Diğer taraftan Birinci farkları alınan serilerin %1 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları görülmüştür. Bu durumda seriler arasında uzun dönem ilişkinin varlığından söz edilebilir.

Çizelge 2. ADF Birim Kök Sonuçları

Değişkenler	Düzye			Birinci fark		
	N	C	CT	N	C	CT
TXP	-0.117 [7] (-2.581)	-2.225 [5] (-3.474)	-3.045 [5] (-4.021)	-3.715 [6] (-2.581)	-3.747 [6] (-3.475)	-3.764 [6] (-3.441)
REER	1.027 [2] (-2.580)	-1.153 [2] (-3.474)	-1.325 [2] (-4.019)	-8.598 [1] (-2.581)	-8.703 [1] (-3.474)	-8.685 [1] (-4.019)
EXP	-0.003 [1] (-2.580)	-2.444 [9] (-3.476)	-3.364 [9] (-4.022)	-8.382 [0] (-2.580)	-8.396 [0] (-3.473)	-8.380 [0] (-4.019)

Not: N; trend ve sabit içermez, C; sadece sabit içerir, CT; trend ve sabit içerir.

Parantez içindeki değerler %1'lik MacKinnon (1996) kritik değerini göstermektedir.

Köşeli parantez içindeki değerler gecikme uzunluğunu gösterir. Gecikme uzunluğunda Akaike bilgi kriteri dikkate alınmıştır.

TXP, REER ve EXP serileri arasındaki uzun dönem ilişkiyi test etmek için Johansen kointegrasyon testi yapılmış ve test sonuçları Çizelge 3'de verilmiştir. Çizelge 3'de  $H_0$

hipotezi, belli sayıda ( $r$ ) veya daha az sayıda kointegrasyon ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Gecikme sayısı, kısıtsız VAR modelinden Olabilirlik Oranı (LR) kriteri yardımıyla elde edilmiştir. Çizelgede öz değerler olarak adlandırılan karakteristik kökler, iz ve maksimum öz değer test istatistikleri ve bunların %5 ve %1 kritik değerleri (MacKinnon, et al 1999) verilmiştir.

**Çizelge 3.** Türkiye Fındık İhraç Fiyatları, Döviz Kuru ve Avrupa Fiyatları Arasındaki Johansen Kointegrasyon Testinin Sonuçları

Örnek: 1995:01 -2007:11; İncelenen gözlem: 151; Lineer deterministik trend; Serilere: TXP REER EXP; Gecikme aralığı (1. düzeyde): 3					
H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	Öz değerler	İz İstatistiği	%5	%1
$r=0$	$r=1$	0.182786	40.36827	29.68	35.65
$r\leq 1$	$r=2$	0.057594	9.888257	15.41	20.04
$r\leq 2$	$r=3$	0.006148	0.931139	3.76	6.65

H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	Öz değerler	Max Özdeğer İstatistiği	%5	%1
$r=0$	$r=1$	0.182786	30.48001	20.97	25.52
$r\leq 1$	$r=2$	0.057594	8.957118	14.09	18.63
$r\leq 2$	$r=3$	0.006148	0.931139	3.76	6.65

Kointegrasyon testi ile TXP, REER ve EXP serileri arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını kanıtlanmıştır fakat bu test seriler arasındaki ilişkinin yönü hakkında bir bilgi vermemektedir. Seriler arasındaki ilişkinin yönünü görebilmek için Granger nedensellik testi uygulanmış ve bu testin sonuçları Çizelge 4’de verilmiştir.

**Çizelge 4.** Türkiye Fındık İhraç Fiyatları, Döviz Kuru ve Avrupa Fındık Fiyatları Granger Nedensellik Testi Sonuçları

H <sub>0</sub> Hipotezi	F- İstatistiği	Karar	Sonuç
REER Granger nedeni değildir TXP’nin	4.313 (0,001) <sup>a</sup>	Red	REER nedenidir TXP’nin
TXP Granger nedeni değildir REER’in	1.132 (0,346)	Kabul	TXP nedeni değildir REER’in
EXP Granger nedeni değildir TXP’nin	23.997 (0.000) <sup>a</sup>	Red	EXP nedenidir TXP’nin
TXP Granger nedeni değildir EXP’nin	2.359 (0,043) <sup>b</sup>	Red	TXP nedenidir EXP’nin
EXP Granger nedeni değildir REER’in	0.640 (0.670)	Kabul	EXP nedeni değildir REER’in
REER Granger nedeni değildir EXP’nin	4.464 (0.000) <sup>a</sup>	Red	REER nedenidir EXP’nin

Not: <sup>a</sup>, <sup>b</sup>, sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde önemlidir. Parantez içindeki değerler p değerlerini gösterir. Gecikme uzunluğu minimum AIC (lag 5) değerine göre belirlenmiştir.

Çizelge 4'deki bulgulara göre, REER'den hem TXP hem de EXP'ye doğru %1 anlamlılık düzeyinde tek taraflı bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Bu, Reel efektif döviz kurunun hem Türkiye fındık ihraç fiyatların hem de Avrupa piyasalarında oluşan fındık fiyatlarını etkilediği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla REER'deki herhangi bir değişim ya da oynaklık hem Türkiye fındık piyasasında hem de Avrupa fındık piyasasında bir oynaklığa neden olmaktadır. Diğer taraftan yine Çizelge 4'de verilen bulgulara göre, EXP ve TXP arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Fakat EXP'den TXP'ye olan nedensellik (%1), TXP'den EXP'ye olan nedensellikten (%5) daha yüksek bir anlamlılık düzeyine sahiptir. Bu bulgulardan hareketle Avrupa Hamburg borsasında oluşan fındık fiyatlarının Türkiye fındık ihraç fiyatlarında daha fazla etkiye sahip olduğu söylenebilir. Diğer yandan Türkiye'de belirlenen fındık ihraç fiyatları döviz kurunun da etkisi ile Avrupa piyasalarındaki fındık fiyatlarının değişiminde etkili olmaktadır.

### **Sonuç ve Öneriler**

Bu araştırmada Türkiye'de 1995–2007 döneminde fındık ihraç fiyatları, döviz kuru ve Avrupa fındık fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğu bulunmuştur. Değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek için yapılan Granger nedensellik testinin iki çarpıcı sonucu ortaya çıkmıştır. Bunlardan ilki döviz kurundan Türkiye fındık fiyatları ve Avrupa fındık fiyatlarına doğru %1 anlamlılık düzeyinde tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu durum Türkiye'de döviz kurundaki herhangi bir değişimin hem Türkiye hem de Avrupa fındık fiyatları üzerinde etkili olduğu anlamına gelmektedir. Diğer bir ifade ile Türkiye'de döviz kurundaki dalgalanmalar fındık ihraç fiyatlarının oluşumuna etki yapmaktadır. Bu etki ihracatı yönlendirerek Avrupa fındık fiyatlarının oluşumunda önemli bir faktör konumuna gelmektedir. Dolayısıyla Türkiye'de ekonomik göstergelerin aleyhine oluşacak olası bir kriz ya da şokun, önemli bir ihraç ürünü olan fındığın fiyatlarına yansımaları kaçınılmazdır. Granger nedensellik testi sonuçlarının diğer bir çarpıcı sonucu ise Türkiye fındık ihraç fiyatları ve Avrupa fındık fiyatları arasında, Avrupa fiyatlarından Türkiye fiyatlarına %1, Türkiye fiyatlarından Avrupa fiyatlarına %5 önem düzeyinde anlamlı, çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olmasıdır. Bu durum Türkiye'de sürekli tartışılanın aksine, Türkiye'deki fındık fiyatların tamamen Avrupa fındık fiyatlarına bağlı olmadığının ve karşılıklı bir etkileşim içinde olduklarının bir göstergesidir.

Sonuç itibarıyla Türkiye'de fındık ihraç fiyatlarının döviz kuru belirsizliklerine karşı daha az etkilenebileceği bir yapıya dönüştürülmesi gerekmektedir. Bu öncelikle güçlü üretici birliklerinin oluşturulmasına bağlıdır. Bu konuda Fiskobirlik öne çıkmaktadır. Fiskobirlik tam bir üretici birliği haline getirilerek fındığı üreticiler adına alan, içte ve dışta üreticiler adına pazarlayan bir yapıya kavuşturulmalıdır. Yine Fiskobirliğin de içinde bulunduğu bir fındık borsasının Türkiye'de oluşturulması fındığın üretim merkezi olan Türkiye'nin dünya fiyatlarının oluşmasında kendi lehine rol oynayacağı yadsınamaz.

### **Kaynaklar**

Aristotelous, K., 2001. Exchange-Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK-US export function (1989-1999), *Economic Letters* 72, 87-89.



- Arize, A.C., 1997. Conditional Exchange Rate Volatility and the Volume of Foreign Trade: Evidence from Seven Industrialized Countries. *Southern Economic Journal*, 64,235-254.
- Babadoğan, G., 2007. Fındık, T.C. Başbakanlık Dış Ticaret Müsteşarlığı, İhracatı Geliştirme Etüt Merkezi, Ankara.
- Bügük, C., Isık, M., Dellal, İ. ve A. Allen, 2001. The Impact of Exchange Rate Variability on Agriculture Exports of Developing Countries: The Case of Turkey. *J. Int. Food & Agribusiness Marketing*. 13, 83-105.
- Demirel, B. ve C. Erdem, 2004. Döviz Kurlarındaki Dalgalanmaların İhracata Etkileri: Türkiye Örneği, *İktisat İşletme ve Finans*, Yıl.19, s. 116-127.
- Dickey, D. and W. Fuller, 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *J. The American Stat. Assoc.* 74, 427-431.
- Engle, Robert F. and C.W.J. Granger, 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251–276.
- FAO,2008, <http://www.fao.org>, Erişim tarihi: 01/04/2008.
- Fidan, H., 2007, Impact of the Real Effective Exchange Rate (Reer) on Turkish Agricultural Trade, *Int. J. Social Sciences*, 1, 70-82.
- Granger, C.W.J., 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica* 37, 424–438.
- Hazelnut, Council. 2008. Market/Statistics Info, Turkish Hazelnut, <http://www.hazelnutcouncil.org>, Erişim tarihi: 01/04/2008.
- Johansen, S., 1988. Statical Analysis of Cointegration Vectors. *J. Econ. Dynamic & Cont.* 12, 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration—With Applications to The Demand for Money. *Oxford Bulletin of Econ. and Stat.* 52, 169-210.
- MacKinnon, and G. James, 1996. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *J. Applied Econm.* 11, 601-618.
- MacKinnon, James G., Alfred A. Haug, and Leo Michelis 1999. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration, *J. Applied Econm.* 14, 563- 577.
- Oral, N., 2006. TMO'dan Fındık Alımı, Fiskobirlik Devre Dışı, *Tarım ve Mühendislik Dergisi*, Sayı: 78-79, sy. 53.
- Özbay, P.,1999. The Effect Of Exchange Rate Uncertainty on Exports A Case Study for Turkey, *Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Tartışma Tebliğleri*, Ankara.
- Soto-Urbina.L.,Pompelli, G.,Roberts R.,1995. Source of Exchange Rate Variability: The Case of Trinidad end Tobacco. *J. Int. Food and Agribusiness Marketing*, 7:53-63.
- Spilimbergo, A. and A. Vamvakıdis, 2003. Real Effective Exchange Rate and Constant Elasticity of Substitution Assumption, *J. Int. Economics*, Vol.60.
- Yalçın, İ., 2006. Türkiye'de Fındık Fiyatlarının Analizi, Çukurova Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Adana.
- Yanikkaya, H., 2001. The Influence of Real Exchange Rates on Turkish Agricultural Exports. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*,2:69-80.

Yuan Y. and T.O. Awokuse, 2003. Exchange Rate Volatility and U.S. Poultry Exports: Evidence From Panel Data. Selected Paper for Annual Meetings of The American Agricultural Economics (AAEA) Meeting in Montreal, Canada.