

## TÜRKİYE, KURU İNCİR İHRACATININ EKONOMETRİK ANALİZİ

### AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF DRIED FIGS EXPORT in TURKEY

Burcu KARACA\*, Selim Adem HATIRLI\*\*

\* Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, burcu-karaca-09@hotmail.com

\*\* Prof. Dr. Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, selimhatirli@sdu.edu.tr

#### ÖZ

*Bu çalışmada, 1990-2013 dönemi yıllık verileriyle Türkiye’de kuru incir ihracat değeri, kuru incir ihracat fiyatı ve ihracat miktarı, diğer ülkelerin kuru incir ihracat miktarları ve reel efektif döviz kuru değişkenleri kullanılarak değişkenler arasındaki ilişkiler ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar ihracat değeri ile ihracat miktarı ve ihracat fiyatı, diğer ülkelerin ihracat miktarı ve reel efektif döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.*

**Anahtar Kelimeler:** Türkiye Kuru İncir İhracatı, Durağanlık, Sınır Testi, ARDL, Cusum Testi.

**Jel Kodları:** C22, C32.

#### ABSTRACT

*In this study, dried figs export of Turkey are analyzed using the 1990-2013 time series annual data. For this purpose, the amount of export price, export value, export quantities and dried figs of other countries, real effective exchange rate variables are considered in the model and it is estimated with ARDL limit test approach. The main findings of the study showed that the export quantity and price of export value, the amount of the exports of other countries and the real effective exchange rate have long-term relationship in Turkey’s dried fig export.*

**Keywords:** Turkey’s Dried Figs Export, Stability, Bound Testing, ARDL, Cusum Test.

**Jel Codes:** C22, C32.

## 1. GİRİŞ

İncir insanların beslenmesinde kuru ve taze olarak önemli yere sahiptir. Dağlık alanların ekonomik olarak değerlendirilmesi, sürdürülebilir çevreye sağladığı faydanın artmasında, yarattığı istihdam ile sosyo-ekonomik olarak oldukça değerli bir üründür (Özdamar, 2014). İncir, Akdeniz kıyı meyvesi olup, Türkiye’de hemen her bölgede yetiştirilmekle birlikte, yetişmesi açısından en uygun ekolojik koşullara; Ege Bölgesindeki Büyük ve Küçük Menderes Havzaları sahiptir. Çeşit zenginliğinin en fazla olduğu yerler de bu bölgelerdir. Ege

bölgesi dışında üretilen incirler taze olarak, Ege bölgesinde üretilen incirlerin büyük bölümü ise kurutularak değerlendirilmektedir.

Kuru ve taze incir üretiminin yetiştirme şartlarına sahip olan Türkiye, dünya üretimi ve ticaretinde önemli paya sahiptir. 2013 yılında dünyada 358 bin 494 ha alanda incir üretimi gerçekleştirilmiş olup, üretim alanının %23.1’i Portekiz’de %14.7’si Fas ve %13.8’i ise Türkiye’dedir. 2013 yılı değerlerine göre Türkiye gerek dünya incir

üretimi gerekse ihracatında ilk sırada yer almaktadır. Nitekim, ilgili yılda dünya taze incir üretiminin %26,7'sini, yaş ve kuru incir ihracat miktarlarının ise sırasıyla %42 ve 69,3'ünü Türkiye gerçekleştirmiştir. Dünyadaki incir üretimi ve dış ticaretindeki bu önemi ile lider konumda olan Türkiye 2013 yılında, yaş incir ihracatından 34.9 milyon dolar, kuru incir ihracatından ise 241.5 milyon dolar olmak üzere toplamda 276.4 milyon dolar döviz girdisi sağlamıştır.

Türkiye tarımında ve ekonomisine önemli katkılar sağlayan incir ihracatının daha da arttırılabilmesi için incir ihracatını etkileyen faktörlerin analiz edilmesi önem taşımaktadır. Bu çalışmanın temel amacı 1990-2013 dönemi zaman serisi verilerini kullanarak kuru incir ihracatının ekonometrik olarak analiz edilmesi oluşturmaktadır. Bu amaçla çalışmada, Türkiye'nin kuru incir ihracatını etkileyen faktörlere ilişkin ekonometrik model oluşturulmuş ve elde edilen sonuçlar kapsamlı olarak tartışılmıştır.

## 2. DÜNYADA KURU İNCİRİN DIŞ TİCARETİ

Dünyada incir üretimi ve dış ticaretinde kuru incir önemli bir rol oynamaktadır. Nitekim, 2013 yılı değerlerine göre dünya toplam incir ihracatı içinde kuru incirin payı %82.9 iken, yaş incirin payı ise %17.1 olarak gerçekleşmiştir. İlgili yılda 433.776 bin dolar olarak gerçekleşen dünya toplam

incir ihracatının ise %83.4'ü (361.987 bin dolar) kuru incir olarak kaydedilmiştir (FAO, 2016. www.fao.org.). Türkiye gerek yaş gerekse kuru incir ihracatında dünyada lider ülke konumundadır. 2013 yılı değerlerine göre dünya yaş incir ihracatının miktar olarak %42'sini Türkiye gerçekleştirmiş ve Türkiye'yi sırasıyla Avusturya, İtalya, İspanya, Hollanda ve Almanya takip etmiştir. Dünya incir ithalatında önemli yeri olan ülkelerin başlıcaları ise Fransa, Almanya, Avusturya, İsviçre ve Birleşik Krallık'tır (FAO, 2016. www.fao.org; TÜİK, 2016).

Dünya kuru incir ihracatında yaklaşık son 30 yıllık dönemde önemli artışlar kaydedilmiştir. Dünya kuru incir ihracatında önemli paylara sahip ülkelerin verildiği Tablo 1'de görüldüğü üzere, 1990-94 dönemi dünya ortalama kuru incir ihracat miktarı 53037 ton iken, yaklaşık 2.07 katlık bir artış göstererek 2013 yılında 110048 ton olarak gerçekleşmiştir. Tablodan görüldüğü üzere, 2013 yılı itibariyle, dünya kuru incir ihracat miktarı içinde %69.30'luk pay ile Türkiye ilk sırada yer almaktadır. Dünya kuru incir ihracatında Türkiye'yi sırasıyla Afganistan (%5.91), ABD (%4.18), Yunanistan (%3.0) ve İspanya (%2.80) izlemektedir. Dünya kuru incir ithalatında önemli yeri olan ülkelerin başında ise Fransa, Hindistan, Almanya ve İtalya gelmektedir.

Tablo 1: Dünyada Önemli İncir Üreticisi Ülkelerin Kuru İncir İhracat Miktarları (Ton)

ÜLKELER	1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2009	2010	2011	2012	2013	%
<b>TÜRKİYE</b>	<b>32246</b>	<b>36457</b>	<b>41711</b>	<b>43774</b>	<b>58252</b>	<b>44821</b>	<b>63970</b>	<b>76268</b>	<b>69.30</b>
AFGANİSTAN	290	1000	1874	3012	1671	2107	3068	6502	5.91
ABD	3656	3459	2949	4436	5960	5393	6235	4596	4.18
YUNANİSTAN	7049	5287	3779	1957	1454	1878	2925	3305	3.00
İSPANYA	2133	2161	3493	3633	2699	1876	2532	3083	2.80
ALMANYA	885	1117	1159	1729	1453	2549	2508	2568	2.33
HOLLANDA	294	647	1093	1116	1930	1999	1815	1654	1.50
DİĞER	6486	15997	18269	20922	18932	15775	11490	12072	10.97
<b>ORTALAMA</b>	<b>53037</b>	<b>66124</b>	<b>74328</b>	<b>80579</b>	<b>92351</b>	<b>76398</b>	<b>94543</b>	<b>110048</b>	<b>100</b>

### 3. MATERYAL ve YÖNTEM

Çalışmada, Türkiye’de kuru incir ihracatını etkileyen faktörler 1990-2013 dönemi için analiz edilmiş ve zaman serisi verileri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan veriler çeşitli ulusal ve uluslararası kuruluş ve organizasyonlardan elde edilmiştir. İncir üretim alanı, miktarı, verimi, kuru incir ihracat ve ithalatı FAO’dan (Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü), elde edilmiştir.

Çalışmada kullanılan veri zaman serisi veri olduğu için ekonometrik analizlerde zaman serisinin durağan olması gerekmektedir. Durağan olmayan verilerle tahmin edilen model, sahte regresyona neden olmaktadır (Gujarati, 1999:713, 726). Bundan dolayı değişkenlerin durağan olup olmadıkları, durağan iseler durağanlık seviyeleri ADF (Augmented-Dickey Fuller) birim kök testi ile sınanmıştır. Serilerinin bütünleşme derecelerinin aynı olmaması halinde hem Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünleşme analizi hem de Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eş-bütünleşme tekniğinin uygulanabilmesi mümkün olmayacaktır. Çünkü bu yaklaşımlarda ele alınan tüm serilerin düzeyde I(0) durağan

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_2 \Delta X_{t-i} + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 X_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Sınır testinin uygulanabilmesi için öncelikle (1) numaralı eşitlikteki “m” olarak gösterilen uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Gecikme uzunluğunun belirlenebilmesi için ise Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi kritik değerlerinden yararlanılır ve en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu, modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Ancak seçilen kritik değer ile oluşturulan model otokorelasyon problemi içeriyorsa, bu model uygun model olarak seçilemez ve ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu seçilir. Otokorelasyon sorunu benzer şekilde devam ediyorsa bu sorunu ortadan kaldırmaya kadar bu işlem tekrarlanır (Karagöl vd., 2007:76).

olmaması ve aynı derecede farkı alındığında durağan duruma gelmeleri, yani serilerin eş-bütünleşme derecelerinin farklı olmasını gerektirmektedir (Altıntaş, 2008:30).

Eş-bütünleşme dereceleri farklı olan zaman serilerine eş-bütünleşme analizinin yapılamamasından meydana gelen sorun; Pesaran vd. (1996), Pesaran ve Shin (1995) ile Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi yaklaşımı ile giderilebilmektedir. ARDL modeli, eş-bütünleşme analizlerinde serilerin durağanlıklarını önceden belirlenmesine ilişkin güçlükleri yok ederek uzun ve kısa dönemli ilişkilerin varlığının analiz edilmesinde kolaylıkla kullanılmaktadır. Özellikle çok değişkenli modellerde çalışma yapılırken serilerin bir kısmının düzeyde [I(0)], bir kısmının ise birinci farklarında [I(1)] durağan olmaları durumunda bu yöntemle başvurulmaktadır (Şoltan, 2009:61).

Sınır testi yaklaşımı, bir kısıtlanmamış hata düzeltme modelinin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesine dayanmaktadır. Kısıtlanmamış hata düzeltme modeli eşitlik (1)’deki gibi gösterilebilmektedir.

Hesaplanan F istatistiği, Pesaran (2001) kritik değerleri ile karşılaştırılır. Modeldeki değişkenlerin eş-bütünleşme derecelerinin bazıları düzeyde I(0) bazıları I(1) birinci farkı alındığında durağan ise, F istatistiği tablo alt ve üst kritik değerleri ile eğer değişkenlerin hepsi düzeyde I(0) durağan ise sadece tabloda yer alan alt kritik değerler ile karşılaştırılır. Eğer değişkenlerden hepsi birinci I(1) farkı alındığında durağan ise üst kritik değer ile kıyaslama yapılmaktadır. Başlangıçta olduğu gibi değişkenlerin bazılarının I(0), bazılarının I(1) olması durumunda hesaplanan F istatistiği, üst kritik değerden büyükse, incelenen değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı kabul

edilmektedir. Hesaplanan F istatistiği, alt kritik değerden küçük olduğu durumda  $H_0$  kabul edilmekte, bu durumda değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olmadığı kabul edilmektedir. F istatistiği, alt ve üst kritik değerlerin arasında kalması durumunda kesin bir yorum yapılamamaktadır. Modelde bulunan değişkenlerin tümünün  $I(0)$  olmasında F istatistiği, tablo alt kritik

değerinden büyükse, değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğuna, tablo alt kritik değerinden küçük olması durumunda

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_2 X_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Eşitlik (2)'deki p ve q ilgili değişkenlere ilişkin uygun gecikme uzunluklarını göstermektedir. Söz konusu uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesinde yine Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi kritik değerlerden yararlanılmaktadır. Tahmin edilen ARDL (p,q) modelindeki

$$\varphi = \frac{\sum_{j=0}^q \beta_{2,j}}{1 - \sum_{j=1}^p \beta_{1,j}} \quad (3)$$

İki değişkenli bir vektör hata düzeltme denklemi (4) numaralı denklemdeki gibi gösterilebilir:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_2 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_3 \Delta X_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Eşitlik (4)'de yer alan  $e_{t-1}$ , (2) numaralı uzun dönem denkleminde elde edilen hata teriminin bir dönem gecikmeli değeridir ve bu değişken hata düzeltme terimi olarak adlandırılmaktadır. Hata düzeltme modelinin çalışması için hata düzeltme teriminin katsayısının negatif olması gerekmektedir. Ayrıca bu katsayının istatistiksel olarak da anlamlı olması şarttır. Sonuç olarak negatif işaretli ve istatistiksel açıdan anlamlı bir hata düzeltme terimi, ele alınan değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin meydana gelebilecek bir sapmanın ne kadar sürede düzeleceğini de göstermektedir (Keskin, 2008: 228).

#### 4. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmada, Türkiye kuru incir fiyatı, Türkiye kuru incir ihracat miktarı, diğer ülkelerin kuru incir ihracat miktarları ve

da eş-bütünleşik ilişkisinin bulunmadığı kararına varılmaktadır. Değişkenlerinin hepsinin  $I(1)$  olmasında ise Hesaplanan F istatistiği tablo üst kritik değerinden büyük olmasında ise sıfır hipotezi ( $H_0$ ) reddedilerek, değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilmektedir.

Aralarında eş-bütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna karar verilen değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler uygun ARDL modelinin tahmin edilmesiyle elde edilmektedir.

uzun dönem katsayıları ise aşağıda verilen eşitlik (3)'de ki gibi hesaplanmaktadır. Hesaplanan uzun dönem katsayısının ( $\varphi$ ) işaretine ve istatistiksel olarak anlamlılığına bakılarak ele alınan değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki hakkında karar verilebilmektedir.

efektif döviz kurunun Türkiye kuru incir ihracat değeri üzerindeki etkisini tespit etmek için, ADF birim kök testi uygulanarak modeldeki verilerin durağan olup olmadıkları durağan ise hangi seviyede durağan oldukları araştırılmıştır.

Tablo 2'de ADF birim kök analizinin sabit model ve sabit trend model için sonuçları gösterilmektedir. Analiz sonuçlarına göre, L(EXPTR) Türkiye kuru incir ihracat değerleri, Türkiye kuru incir fiyatları (PEXP), diğer ülkelerin kuru incir ihracat miktarları (FEXP), Türkiye kuru incir ihracat miktarları (PRD) ve reel efektif döviz kuru (EXC) değişkenlerinin durağan olmadıkları ve birim kök içerdikleri gözlemlenmektedir.

Türkiye kuru incir ihracat miktarları (PRD), olasılık değeri (0.0216),  $\alpha=0.05$  güven sınırından küçük olduğu için anlamlı sonuç

elde edilmiştir. Yani PRD değişkenimiz durağandır. Bu durumda yokluk hipotezi sabit trend model I(0) düzeyinde reddedilir ve birim kök yoktur.

Tablo 2: ADF Birim Kök Analizi Sonuçları I(0)

Düzyen I(0)	Sabit		Sabit ve Trend	
	t-değeri	Kritik Değerler	t-değeri	Kritik Değerler
EXC	-1.1927 [0.6594]	-3.7529* -2.9980** -2.6387***	-2.4818 [0.3328]	-4.4163* -3.6220** -3.2485***
FEXP	-2.7371 [0.0832]	-3.7529* -2.9980** -2.6387***	-2.8711 [0.1889]	-4.4163* -3.6220** -3.2485***
L(EXPTR)	1.4088 [0.9983]	-3.7695* -3.0048** -2.6422***	-1.5177 [0.7983]	-4.4163* -3.6220** -3.2485***
PEXP	-1.6941 [0.4208]	-3.7529* -2.9980** -2.6387***	-2.3635 [0.3868]	-4.4163* -3.6620** -3.2485***
PRD	-0.5125 [0.8716]	-3.7529* -2.9980** -2.6387***	-4.1269 [0.0216]	-4.5325* -3.6736** -3.2773***

Uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Köşeli parantez içerisindeki rakamlar, (p-value) değerlerini göstermektedir, \*,\*\* ve \*\*\* sırasıyla %1,%5 ve %10 anlam düzeylerini göstermektedir.

Sabit modelde durağanlık testi uygulandıktan sonra, birim kök içeren serilerimize sabit ve trend modelde durağanlık analizi uygulanmıştır. Serilerin birinci dereceden bütünleşik sabit ve trend modelleri Tablo 3'de gösterilmektedir. Serilerimizin sabit ve trend model birinci fark I(1) değerindeki ADF birim kök analizine göre, ( $t=\tau$ ) istatistik değerimizin mutlak değerleri, kritik değerlerimizin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında  $H_0$

hipotezimiz kabul edilmez. Seri I(1) düzeyinde sabit ve trend modelinde durağan durumda ve birim kök içermemektedir. P olasılık değeri,  $\alpha=0.05$  güven sınırından küçük olduğu için anlamlı sonuç elde edilmiştir. Serilerin birinci dereceden entegre olması durumundan dolayı artık daha yüksek dereceden farkların alınarak durağanlık sınamasına gerek olmadığı görülmektedir.

Tablo 3: ADF Birim Kök Analizi Sonuçları I(1)

Birinci Fark I(1)	Sabit		Sabit ve Trend		SONUÇ
	t-değeri	Kritik Değerler	t-değeri	Kritik Değerler	
EXC	-6.8670 [0.0000]	-3.7695* -3.0048** -2.6422***	-6.7042 [0.0001]	-4.4407* -3.6328** -3.2546***	I(1)'de durağandır
FEXP	-6.7387 [0.0000]	-3.7695* -3.0048** -2.6422***	-7.1165 [0.0000]	-4.4407* -3.6328** -3.2546***	I(1)'de durağandır
L(EXPTR)	-5.7278 [0.0001]	-3.7695* -3.0048** -2.6422***	-6.6777 [0.0001]	-4.4407* -3.6328** -3.2546***	I(1)'de durağandır
PEXP	-4.6771 [0.0014]	-3.7880* -3.0123** -2.6461***	-2.9553 [0.0017]	-4.5715* -3.6908** -2.6461***	I(1)'de durağandır
PRD	-4.6925 [0.0013]	-3.7695* -3.0048** -2.6422***	-4.8434 [0.0043]	-4.4073* -3.6328** -3.2546***	I(0) ve I(1)'de durağandır

Uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Köşeli parantez içerisindeki rakamlar, (p-value) değerlerini göstermektedir, \*,\*\* ve \*\*\* sırasıyla %1,%5 ve %10 anlam düzeylerini göstermektedir.

Değişkenlerin istikrar derecesi farklı olduğundan, eş-bütünleşme ilişkisinin araştırılması için ARDL sınır testi uygulanmıştır. ARDL yaklaşımını

uygulamak için, ilk aşamada, Türkiye kuru incir ihracatı denkleminin Sınırsız Hata Düzeltme Modeli (UECM) için optimal gecikme uzunluğu, AIC ve SIC bilgi kriterleri ile belirlenmiştir (Tablo 4).

Tablo 4: Sınır Testi İçin Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme Sayısı	AIC	SIC	Olasılık değeri
1	-3.789.178	-2.943.612	0.5267
2	-4.134.752	-3.239.447	0.4356
3	<b>-4.336.780</b>	-3.391.736	0.5661
4	-4.266.899	-3.272.116	0.8334

Modele ilişkin en uygun gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiştir. Daha sonra kısıtsız hata modeli 3 gecikme ile tahmin edilerek, eş-bütünleşme ilişkisinin sınanması için F istatistiği hesaplanmıştır.

Tablo 5’de dört bağımsız değişken için yapılan sınamada değişkenlerimiz I(0) ve I(1) olduğundan, hesaplanan F istatistiği

karşılaştırılması gereken kritik değer, alt ve üst kritik değerlerdir. Elde edilen sınır F istatistik değeri “4.91578” olarak hesaplanmıştır. Buna göre, F değeri %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük tespit edilmiş ve değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 5: Sınır Testi Sonuçları

K	F Değeri	Kritik Değerler		
			Alt Sınır	Üst Sınır
4	4.91578	10%	2.2	3.09
		5%	2.56	3.49
		1%	3.29	4.37

(k) modeldeki bağımsız değişken sayısını belirtmektedir.

Sınır testi analizinden sonra eş-bütünleşik olduğu karar verilen seriler için uzun dönemde ARDL modeli kurulmuş ve EKK

yöntemi yapılarak aşağıdaki model tahmin edilmiştir.

$$L(EXPTR)_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} L(EXPTR)_{t-i} + \sum_{i=0}^1 a_{2i} EXC_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} FEXP + \sum_{i=0}^n a_{4i} PEXP + \sum_{i=0}^p a_{5i} PRD + u_t \quad (5)$$

ARDL modeli için maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınan işlemin sonucunda (6) numaralı denklemin L(EXPTR) değişkeninin 1, EXC değişkeninin 2, FEXP değişkeninin 2, PEXP değişkeninin 3, PRD değişkeninin 3 gecikmeli değeri ile tahmin edilmesi gerektiği sonucu elde edilmiştir.

Tahmin edilecek otokorelasyon sorununun olmadığı en uygun modelin ARDL (1,2,2,3,3) olduğuna karar verilmiştir. Bu durumda uzun dönem analizi için aşağıda ifade edilen 6 nolu ARDL modeli kurulmuş ve tahmin edilmiştir.

$$L(EXPTR)_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_{1i} L(EXPTR)_{t-i} + \sum_{i=0}^2 a_{2i} EXC_{t-i} + \sum_{i=0}^2 a_{3i} FEXP + \sum_{i=0}^3 a_{4i} PEXP + \sum_{i=0}^3 a_{5i} PRD + u_t \quad (6)$$

Tahmin edilen ARDL (1,2,2,3,3) modelinin sonuçları Tablo 6’da sunulmuştur. Model tahmin sonuçlarına göre, efektif döviz kuru, Türkiye kuru incir fiyatları, Türkiye’nin kuru incir ihracat miktarının, Türkiye kuru incir ihracat değerini uzun dönemde pozitif

yönde ve istatistiksel olarak anlamlı olarak etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Ancak, diğer ülkelerin kuru incir ihracat miktarının Türkiye’nin kuru incir ihracat değerini uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı olarak etkilemediği belirlenmiştir.

Tablo 6: ARDL (1,2,2,3,3) Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	t-istatistikleri	Olasılık değerleri
C	1.831.629	4.275121	0.0079
(EXPTR)(-1)	-0.904147	-2.035599	0.0974
EXC	0.00433	3.093098	0.0271
EXC(-1)	-3.22205	-0.024240	0.9816
EXC(-2)	-0.002103	-1.191786	0.2868
FEXP	-5.35506	-1.388293	0.2237
FEXP(-1)	-4.11306	!-1.035789	0.3478
FEXP(-2)	8.90006	2.512995	0.0536
PEXP	0.343359	9.989069	0.0002
PEXP(-1)	0.332118	2.13422	0.0778
PEXP(-2)	-0.034415	-0.817302	0.4509
PEXP(-3)	0.051644	1.344951	0.2364
PRD	2.28805	10.63487	0.0001
PRD(-1)	2.08805	2.099479	0.0898
PRD(-2)	-1.16606	-0.303596	0.7737
PRD(-3)	-5.78806	-1.619740	0.1662

Uzun dönemde tahmin edilen ARDL (1,2,2,3,3) modelinden elde edilen reel efektif kur (EXC) ve diğer ülkelerin kuru incir ihracat miktarları (FEXP) değişkenleri istatistiksel olarak anlamlı değildir. Türkiye kuru incir ihracat fiyatı (PEXP) ve kuru incir ihracat miktarı (PRD) değişkenleri ise uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur Tablo(7).

Uzun dönem esnekliklere bakıldığında, EXC esnekliği 0.142 olarak bulunmuştur. EXC' da meydana gelen % 1 oranındaki artış, İhracat değerini %0.142 oranında arttırmaktadır. PEXP esnekliği 0.854 olarak bulunmuştur. PEXP' da meydana gelen yüzde 1 oranındaki artış, ihracat değerini %0.854 oranında arttırmaktadır. PRD

esnekliği 0.8 olarak bulunmuştur. Buna göre, PRD' de meydana gelen % 1 oranındaki artış, ihracat değerini %0.8 oranında arttırmaktadır.

Elde edilen sonuçlara göre, Reel efektif döviz kuru (EXC), Türkiye kuru incir ihracat fiyatı (PEXP), Türkiye kuru incir ihracat miktarı (PRD) katsayıları uzun dönemde Türkiye kuru incir ihracat değerini L(EXPTR) olumlu yönde etkilemektedir. Diğer ülkelerin kuru incir ihracat miktarı (FEXP) katsayı uzun dönemde L(EXPTR) üzerinde negatif etkiye sahiptir. Uzun dönem sonucuna göre en büyük ve en anlamlı katsayı Türkiye kuru incir ihracat fiyatının katsayısıdır.

Tablo 7: ARDL Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayılar	t-istatistik	Olasılık Değerleri
EXC	0.001154	1.269887	0.2600
FEXP	-0.000000	-0.139013	0.8949
PEXP	0.363788	22.524070	0.0000
PRD	0.000019	9.830496	0.0002
SABİT	9.619.158	174.926.703	0.0000

ARDL uygulamasının son aşaması olan, kısıtsız hata düzeltme modeli tahmin etmek için çalışmada ayrıca kısa dönem dengesi incelenmiştir. Bu amaçla modele uzun dönem modelinden elde edilen hata

$$L(EXPTR)_t = a_0 + a_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^1 a_{2i} L(EXPTR)_{t-i} - \sum_{i=0}^2 a_{3i} EXC_{t-i} + \sum_{i=0}^2 a_{4i} FEXP + \sum_{i=0}^3 a_{5i} PEXP + \sum_{i=0}^3 a_{6i} PRD + u_t \quad (7)$$

Eşitlik (7)'de verilen modelin kısa dönem katsayıları ve test istatistiklerine ait sonuçlar Tablo 8'de verilmiştir. Modelin tahmini sonucu elde edilen hata düzeltme terimi (-1.904147) olarak bulunmuş olup bu katsayı aynı zamanda istatistiki olarak anlamlıdır. Bu ise , negatif işaretli ve istatistiksel açıdan meydana gelebilecek bir sapmanın düzeleceği süreyi göstermektedir. Tablo (8)'e göre Türkiye kuru incir değeri  $L(EXPTR)$  değişkeni ile Reel efektif döviz kuru (EXC) ve kuru incir ihracat miktarı (PRD) değişkenlerin bir dönem gecikmeli değerleri arasında beklendiği gibi pozitif yönlü bir ilişki bulunmaktadır ve kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir.

terimleri serisinin bir gecikmeli değeri eklenmiştir. EKK yöntemi ile tahmin edilen kısa dönem ARDL hata düzeltme modeli aşağıdaki eşitlikle ifade edilmiştir:

Kısa dönem esneklikleri incelendiğinde EXC, PEXP, PRD uzun dönemdeki benzer şekilde beklentilerle uyumlu, pozitif ve anlamlıdır. EXC kısa dönem esnekliği 0.533 olarak bulunmuştur. EXC' da % 1 oranındaki artış, ihracat değerini %0.533 oranında arttırmaktadır.

PEXP kısa dönem esnekliği 0.806 olarak bulunmuştur. PEXP' da %1 oranındaki artış, ihracat değerini %0.806 oranında arttırmaktadır. PRD kısa dönem esnekliği 0.968, FEXP kısa dönem esnekliği ise -0.274 olarak bulunmuştur. Buna göre, PRD'de meydana gelen %1'lik artış ihracat değerini %0.968 artırırken, FEXP' de meydana gelen %1 artış ise ihracat değerini % 0.274 azaltmaktadır.

Tablo 8: ARDL Kısa Dönem Katsayıları (Hata Düzeltme Modeli)

Değişkenler	Katsayılar	T-istatistikleri	Olasılık değerleri
C	9.6192	174.926703	0.0000
ECT <sub>t-1</sub>	-1.904147	-7.679983	0.0039
DEXC	0.00433	3.054597	0.0039
DEXC(-1)	0.002103	2.591948	0.0487
DFEXP	-0.000005	-2.891494	0.0341
DFEXP(-1)	-0.000009	-4.423760	0.0069
DPEXP	0.343359	21.735076	0.0000
PEXP(-1)	-0.017229	-1.082068	0.3286
PEXP(-2)	-0.051644	-2.658166	0.0450
DPRD	0.000023	19.345187	0.0000
DPRD(-1)	0.000007	5.651148	0.0024
DPRD(-2)	0.000006	3.928615	0.0111

İstikrarsızlık sorununun bir kısmı, uzun dönem ilişkisinden ayrılmayı karakterize eden kısa dönem dinamiklerinin eksik modellenmesinde ortaya çıkar. Bu sebeple uzun dönem parametrelerinin istikrarını test etmede kısa dönem dinamiklerinin de dikkate alınması gerekmektedir. Bundan dolayı kısa dönem dinamiklerine ilişkin olarak hata düzeltme teriminin elde edilmesinde kullanılan uzun dönem katsayılarının istikrarının ölçülmesinde

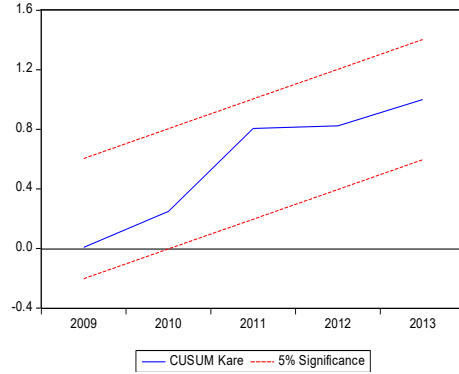
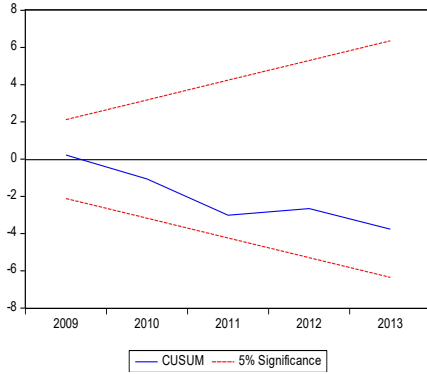
Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMQ testleri kullanılır (Altıntaş, 2008:37). Regresyon katsayılarındaki sistematik değişimleri belirten CUSUM ve sabit regresyon katsayılarındaki sistematik değişimleri açıklayan CUSUMQ'ya ilişkin olarak modelden tahmin edilen kalıntılara uygulanan CUSUM ve CUSUMQ testlerine ait grafikler Grafik 1'de verilmiştir.



CUSUM ve CUSUMQ testlerine ilişkin sonuçlar, modele ait kalıntıların sınır değerler içinde kaldığını göstermektedir. Buna göre sonuçlar %5 anlamlılığı sağlamaktadır, ve yapısal kırılma bulunmamaktadır. Diğer bir ifadeyle,

tahmin edilen modelin gerçeği yansıtmamasını engel olabilecek yapısal kırılma söz konusu değildir. Buna göre, tahmin edilen katsayıların uzun dönemde istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Grafik 1: CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri



## 5. SONUÇ ve ÖNERİLER

Çalışmada, Türkiye kuru incir ihracat değeri ile Türkiye kuru incir ihracat fiyatı ve miktarı, diğer ülkelerin kuru incir ihracat miktarları ve reel efektif döviz kuru indeksi arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisinin araştırılması amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda 1990-2013 dönemi yıllık verileri kullanılmıştır. Daha sonra serileri durağanlık ve eş-bütünleşme analizleri yapılmıştır. Serilerin farklı derecelerden durağan I(0) ve I(1) oldukları için aralarındaki ilişki Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilmiş olan Sınır Testi yaklaşımı ile incelenmiştir.

Elde edilen bulgulara göre, efektif döviz kuru, Türkiye kuru incir ihracat fiyatı, Türkiye'nin kuru incir ihracat miktarı, Türkiye kuru incir ihracat değerini pozitif yönde etkilemiştir. Uzun dönemde anlamlı ilişki olduğu görülmektedir. Ancak diğer ülkelerin kuru incir ihracat miktarı Türkiye kuru incir ihracat değeri ile teorik olarak güçlü bir ilişki içinde olmadığı ve istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Efektif döviz kuru, Türkiye kuru incir ihracat değerini ile uzun dönemde hesaplanan katsayı pozitif bulunduğu halde uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı

bulunmamıştır. Modelin uzun dönem sonuçlarını genel olarak yorumladığımızda, Türkiye kuru incir değeri üzerinde diğer ülkelerin kuru incir ihracat miktarı dışında diğer değişkenler ile %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ve teorik olarak beklentilerle örtüşen pozitif sonuç elde edilmiştir. Hata terimi katsayısı (-1.904147) olarak hesaplanmıştır. Negatif ve istatistik olarak anlamlıdır. Hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını ve uzun dönem sonuçlarını desteklediği görülmektedir. Kısa dönemdeki dengesizliklerin giderilebileceğini, %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve eş-bütünleşik serilerin kısa dönemde sapmalarını düzelterek uzun dönemde dengeye yaklaşabileceğini, uzun dönem analiz sonuçlarının güvenilir olduğunu ifade etmektedir.

Türkiye kuru incir değeri L(EXPTR) değişkeni ile Türkiye kuru incir fiyatı (PEXP), Türkiye kuru incir ihracat miktarı (PRD), efektif döviz kuru (EXC) değişkenlerinin bir dönem gecikmeli değerleri arasında beklendiği gibi pozitif yönlü bir ilişki bulunmaktadır ve kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir. Türkiye kuru incir değeri ile

diğer ülkelerin kuru incir ihracat miktarı (FEXP) değişkeninin bir dönem gecikmeli değeri arasındaki ilişki incelendiğinde katsayı beklendiği gibi pozitif yönlü ilişki bulunmamaktadır ve istatistiksel olarak anlamlılık sağlanamamıştır. Türkiye'nin kuru incir ihracat değeri ile Türkiye kuru incir ihracat fiyatı ve Türkiye kuru incir ihracat miktarı, diğer ülkelerin ihracat miktarları ve reel döviz kuru indeksi arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin varlığını göstermiştir. Hata düzeltme modelinde bulunan katsayı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunarak uzun dönem dengesinde sapma olması

durumunda sistemin tekrar dengeye geleceğini göstermektedir.

Analiz sonuçlarına göre Türkiye kuru incir ihracat fiyatı, Türkiye kuru incir ihracat miktarı, Reel efektif döviz kuru değişkenlerinde görülecek artış Türkiye kuru incir ihracat değerinin artmasını sağlar. Uzun ve kısa dönem esneklikleri incelendiğinde elde edilen sonuç beklentilerle uyumlu şeklindedir. FEXP negatif etkiye sahiptir. EXC, PEXP, PRD pozitif ve anlamlıdır. İhracat değerinde meydana gelecek değişim üzerinde etkili oldukları ve duyarlı oldukları yorumu ortaya çıkmaktadır.

#### KAYNAKÇA

1. ALTINTAŞ H. (2006) ‘‘Türkiye’de Para Talebinin İstikrarı ve Sınır Testi Yaklaşımıyla Öngörülmesi: 1985-2006’’, Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 30: 15-46.
2. FAO, 2016. www.fao.org
3. GUJARATI, D.N. (1999) . Temel Ekonometri, (Çev.) ŞENESEN, Ü., ve ŞENESEN, G., Literatür Yayıncılık, İstanbul.
4. KARAGÖL E. vd. (2007) ‘‘Türkiye’de Ekonomik Büyüme İle Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı’’, Doğu Üniversitesi Dergisi, 8(1): 72-80.
5. KESKİN N. (2008). Finansal Serbestleşme Sürecinde Uluslar arası Sermaye Hareketleri ve Makroekonomik Etkileri: Türkiye Örneği, Doktora Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
6. ÖZDAMAR N., Aydın’ın Balı İncir, Aydın Tuna Matbaacılık, 1. Basım, Aydın, 2014.
7. ŞOLTAN T. (2009). Enerji Tüketimi İle Gayri Safi Yurt İçi Hasıla Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Granger, Toda-Yamamoto ve ARDL Testleri İle İncelenmesi, Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
8. T.C. Gümrük ve Ticaret Bakanlığı Kooperatifçilik Genel Müdürlüğü., ‘‘2015 Yılı Kuru İncir Raporu’’, 2016 - www.koop.gtb.gov.tr
9. YAMAK N. Ve TANRIÖVER B., ‘‘Nominal Faiz Oranı-Genel Fiyat Düzeyi İlişkisinin Gibson Paradoksu Çerçevesinde Analizi’’, 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi Tebliğleri. 24-25 Mayıs, 2007, İnönü Üniversitesi, Malatya.