

---

## TARIM ÜRÜNLERİ-GIDA FİYAT ARTIŞLARI VE ENFLASYON ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ

---

Özlem EŞTÜRK<sup>1</sup>

Nilcan ALBAYRAK<sup>2</sup>

### Öz

İktisadi karar birimlerini etkilemesi bakımından enflasyonu ortaya çıkaran ekonomik faktörlerin ve etkilerinin belirlenmesi oldukça önemlidir. Ülkemizde son dönemlerde ortalama gıda ve tarım ürünleri fiyatlarının genel enflasyon üzerinde artması, enflasyonu yukarı yönde hareket ettiren başlıca etmenler arasında görülmektedir. Enflasyon sepetinin ağırlık olarak yaklaşık beşte birini gıda grubunun oluşturması gıda fiyat hareketlerini önemli kılmaktadır. Buradan yola çıkarak çalışmada tarım ürünleri ve gıda fiyat artışlarının enflasyon üzerindeki etkisi belirlenmeye çalışılmıştır. Çalışmada 2003:01-2017:04 dönemini kapsayan enflasyon ve gıda ürünleri tüketici fiyat endeksi, döviz kuru, petrol fiyatları ve tarım ürünleri üretici fiyat endeksi verilerinden yararlanılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin belirlenmesinde Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in sınır testi yaklaşımı uygulanmıştır. Tahmin edilen ARDL modeli sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu ve gıda fiyatlarındaki %1'lik artışın tüketici fiyat endeksini %0.79 oranında arttırdığı görülmüştür. Enflasyonla mücadelede gıda fiyat artışlarını önlemek ve bu yönde politikalar geliştirmek ülkemizde uzun süreli kalıcı fiyat istikrarının sağlanmasında büyük önem taşımaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Gıda fiyatları, enflasyon, sınır testi.

**JEL Sınıflandırması:** E31, Q11, C22

---

## INVESTIGATION OF THE RELATIONSHIP BETWEEN AGRICULTURAL PRODUCTS-FOOD PRICE INCREASES AND INFLATION

---

### Abstract

It is very important to determine the economic factors and their effects that cause inflation since these factors have influence on economic decision units. The increase in average food and agricultural products prices over the past few years in our country is considered to be one of the main factors driving inflation upwards. One fifth of the inflation basket of goods is composed of foodstuffs. Therefore, food price movements are of prime importance. In this study, the effects of agricultural products and food price increases on inflation have been determined. The study utilized inflation and food product consumer price index, exchange rate, oil prices and agricultural product price index data for the period of 2003:01-2017: 04. Pesaran, Shin and Smith (2001) bounds test approach was applied in determining the long-term relationship between variables. According to the predicted ARDL model results, there is a long-run relationship between the variables and 1% increase in food prices has increased the consumer price index by 0.79%. Preventing food price increases in the fight against inflation and developing policies in this direction is of great importance in ensuring long lasting price stability in our country.

**Keywords:** Food prices, inflation, bounds test.

**JEL Classification:** E31, Q11, C22.

---

<sup>1</sup> Yrd.Doç.Dr. Ardahan Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ozlemesturk@ardahan.edu.tr

<sup>2</sup> Arş.Gör. Ardahan Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, nilcanalbayrak@ardahan.edu.tr

## 1. Giriş

2003 yılından günümüze dünyada gıda ve tarım ürünleri fiyatlarında önemli artışlar gerçekleşmiştir. Gıda ve Tarım Örgütü (FAO) gıda fiyat endeksinde 2006 yılında yaklaşık %9 oranında artış gözlenirken, 2007 yılında bir önceki yıla göre artış %23 oranında kaydedilmiştir. 2006-2007 yılları dönem ortalamalarına göre temel ürünlerde yaşanan fiyat artışları sırasıyla sütte %80, yağlarda %50, ayçiçeği tohumunda %65, pirinçte %26, buğdayda %50, mısırdaki %34 ve hububatta %42 olmuştur (Kıymaz ve Saçlı,2008).

Tarım ve gıda fiyatlarında yaşanan artışlar enflasyon üzerinde bir baskı oluşturmakta ve tahminleri zorlaştırmaktadır. IMF 2008 raporunda, dünyadaki gıda fiyatlarındaki artışın dünya toplam enflasyon ortalamasına etkisinin, 2006 yılında %27 iken 2007 yılında %43'e yükseldiği belirtilmektedir (IMF,2008).

Ülkemizde de gıda ve tarım ürünleri fiyatları dünya fiyatlarına paralel bir artış göstermiştir. Ancak, 2010 yılı sonrasında dünya gıda fiyatları azalırken ülkemizde gıda fiyatları artmaya devam etmekte ve enflasyonun temel belirleyicilerinden olmaktadır. FAO rakamlarına göre dünya gıda fiyat endeksi; 2003 yılında 100 iken 2011 yılında 235, 2017 yılı Nisan ayında ise 168'e gerilemiş Türkiye'de gıda fiyat endeksi; 2003 yılında 100, 2011 yılında 191,4 2017 yılı Nisan ayında ise 353,47'e çıkmıştır.

Türkiye'de gıda fiyatları TÜİK tarafından TÜFE içerisinde gıda ve alkolsüz içecekler ana harcama grubu altında ölçülmektedir. 2016 yılında TÜFE sepetinde yer alan toplam 417 maddenin 125'i gıda ve alkolsüz içecekler oluşturmaktadır. TÜFE sepetinin içinde gıda %21,7'lik pay aldığından gıda fiyatlarındaki artış enflasyonun en önemli belirleyicisi olmaktadır. Bu durum gıda fiyat hareketlerini önemli kılmaktadır. Gıda fiyatlarının artışı bir taraftan enflasyon üzerinde baskı oluştururken diğer taraftan sosyal ve ekonomik yönden toplumu olumsuz yönde etkilemektedir. Özellikle gıda harcamalarının yoksul kesimlerin bütçelerinde önemli bir paya sahip olması bu kesimlerin fiyat artışlarından olumsuz etkilenmelerine yol açarken refah düzeyini ve gelir dağılımını bozmaktadır. Bu açıdan enflasyonu ortaya çıkaran ekonomik faktörlerin ve etkilerinin belirlenmesi oldukça önemlidir.

Bir ekonomik yapıda girdilerin fiyatlarında meydana gelen artışlar, üretim zincirinden dolayı er veya geç ürünün fiyatına, dolayısıyla da tüketici enflasyonuna yol açmaktadır. Doğrudan tüketilen gıda ürünleri veya işlenmiş gıda fiyatlarında, tarımsal üretici firmaları önemli ölçüde belirleyici olmaktadır.

Tarım ve gıda ürünleri fiyatlarındaki istikrarsızlıkların nedeni olarak küresel ısınmanın neden olduğu kuraklık nedeniyle ürün arzındaki kısıtlamalar, petrol fiyatlarındaki yükseliş nedeniyle üretim ve nakliye maliyetlerindeki artışlar, biyoyakıt üretiminde tarım ürünlerinin kullanılması dolayısıyla tarımsal ürün talebindeki artışlar, hızlı büyüme trendine girmiş ülkelerin refah artışının gıda tüketim talebinde yol açtığı değişimler gibi pek çok neden tarım ve gıda fiyatlarında artışlara neden olan başlıca faktörler olarak sıralanabilir.

Uluslararası piyasalarda ticareti yapılan emtia grubu içerisinde yer alan gıda ürünlerinin fiyatları 2002 yılından sonra, özellikle 2006 yılı sonrasında keskin bir şekilde artmaya başlamıştır. Özellikle Avusturya'daki kuraklık ve Doğu Avrupa'daki elverişsiz hava koşulları, tarım ürünleri üretimini olumsuz etkilemiştir. Tahıl arz ve talebi arasındaki artan dengesizlik, gıda fiyatlarının petrol fiyatlarından daha fazla artmasına yol açacağı ve tarım ürünlerinin neden olduğu enflasyonun gelecekte gıda fiyatları üzerinde kalıcı olacağı ileri sürülmektedir. ABD tarım departmanı, bitkisel yağlar ve tahıllar gibi önemli gıdaların dünya piyasasındaki artışını biyolojik yakıt üretiminde kullanılan birçok tarımsal ürünün talebine, tarımsal üretimdeki maliyet artışlarına ve gıda ürünleri ithal eden ülkelerin artan döviz rezervlerine bağlamaktadır. Ayrıca gıda fiyatlarındaki artışa enerji fiyatlarındaki artışlar ile bu artışlarla ilişkilendirilen gübre ve kimyasal ürünlerin fiyatlarındaki artışlar da önemli katkı sağlamaktadır. Gıda ve kimyasal ürünlerin üretim süreçlerinde ağırlıklı

olarak enerji kullanılarak üretilmesi, gıda ürünlerinin üretim maliyetlerini artırmakta ve sonuçta artan maliyetler gıda fiyatlarına dolaylı olarak yansımaktadır (Mitchell,2008).

Türkiye’de yurtiçi gıda fiyatlarındaki artışların önemli bir kısmı, gıda imalatında kullanılan tarımsal hammaddelerin ithalat fiyatındaki artıştan kaynaklanmaktadır. Türkiye’de gıda fiyatlarının artması, yurt içi piyasalarda gıda fiyatlarının alternatif satış maliyetini yükselterek yerli üreticilerin yurt içi gıda fiyatlarını artırmalarına neden olmaktadır (Başkaya vd., 2008).

Dünya tarım ürünleri ve gıda fiyatlarında yaşanan artışlar Türkiye piyasalarını da etkilemiş, artan gıda fiyatları enflasyon üzerinde baskı oluşturduğu yönünde T.C. Merkez Bankası’nın hazırladığı enflasyon raporunda yer almıştır. Türkiye’nin büyüme performansı ile artan milli gelir gıda ürünlerine yönelik talebin artmasını sağlamıştır. Türkiye’de 2004-2015 dönemi arasında gıda fiyatlarında ortalama yıllık artış %9.51 iken aynı dönemde ortalama enflasyon artışı %8.31 olarak gerçekleşmiştir. 2007,2014 ve 2015 yıllarında gıda fiyatları, enflasyonun yaklaşık 3 puan üzerinde artmıştır (TCMB,2016).

Tarım ve gıda fiyatlarının yükseldiği dönemlerde ithalatçı ve ihracatçı firmalar, fiyatlara olası bir müdahalenin yönünü tam olarak tahmin edemedikleri için kararlarına risk unsurunu da eklemektedirler. Bu da belirsizliği artırırken, enflasyon üzerindeki baskıyı da devam ettirmektedir (Erdal ve Ak, 2008).

Tarımsal faaliyetle maliyeti oluşturan faktörler özellikle girdi fiyat hareketleri, tarım ürünleri fiyatlarında dalgalanmaya sebep olmaktadır. Maliyet esaslı yerine başka faktörler dikkate alınarak belirlenen ürün alım bedelleri fiyatların yükselmesine neden olmaktadır.

Son yıllarda dünyada gıda fiyatlarında, aşağı yönlü hareket görülürken, Türkiye’de gıda fiyatları artışını sürdürmektedir. Türkiye’de 2016 hariç hızlı yükseliş gösteren gıda fiyatları, enflasyonda hedef değerlerden sapmalara neden olmaktadır. Tarım ürünlerinde arz azalışı ilk olarak üretici fiyatlarını, gecikmeli olarak tüketici fiyatlarını artırmaktadır. Gıda fiyat artışlarında arz koşullarının etkisi toplam talep koşullarının etkisine göre daha yüksek olmaktadır (Başaran,2017).

Gıda fiyatlarının seyri tüketici enflasyonu analiz ve tahmininde önemli bir belirsizlik unsuru oluşturmakta ve beklenti yönetimini zorlaştırmaktadır. Buradan hareketle bu çalışmada gıda fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkileri 2003:01-2017:04 dönemi itibarıyla analiz edilmiştir. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin araştırılmasına geçilmeden önce serilerin birim kök içerip içermediklerini araştırmak için seriler ADF, PP ve kırılma dönemlerini dikkate alan ZA birim kök testleri kapsamında incelenmiştir. Çalışmada kullanılan serilerin farklı düzeylerde durağan olmaları uzun dönemli ilişkinin tespiti amacıyla kullanılacak eş bütünleşme yönteminin Pesaran, Shin ve Smith (2001)’in sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır.

## 2. Literatür

Jane ve Jones (1997), çalışmalarında Doğu ve Güney Afrika ülkelerinde piyasaların serbestleşmesini savunurken, başlıca gıda piyasalarında kamu düzenlemelerinin önemine değinmişlerdir. Bu önemin de gıda fiyatlarının hem toplumsal hem de ekonomik açıdan hassas bir konu olmasından ileri geldiğini vurgulamışlardır.

Alston, Smith, A.Acquave ve A. Hossini (1999), çalışmalarında az gelişmiş ülkelerin ucuz gıda politikalarının önemine vurgu yapmışlardır.

Timmer (2000), Gıda fiyat istikrarı, iktisadi büyüme ve gelir dağılımı arasındaki ilişkileri incelemiştir. Gıda fiyatlarındaki istikrarın eşitliğe ve fakirliğin azaltılmasına, fakir kesimlerin gıda fiyatlarındaki ani artışlara duyarlılığını azaltarak katkıda bulunduğunu saptamaktadır.

Lamb (2000), gıda fiyatlarındaki artışın yurt içi tüketime yönelik üretimi artırdığını hatta ihracat fiyatlarını görece olarak daha fazla artırdığı durumlarda üretimin ihracata yöneldiği sonucuna ulaşmıştır.

Del Nino ve Dors (2001), Bangladeş ekonomisinin 1988'deki sel felaketini izleyen dönemde gıda kıtlığını aşmak için kullandığı yolları incelemişler ve hükümetin özel sektörün pirinç ithalatı üzerindeki gümrük engellerini azalttığına işaret etmişlerdir.

Mohanty ve Kalu (2001), 14 gelişmekte olan piyasa ekonomisini 1980 ve 1990'lı yıllar içinde inceledikleri çalışmalarında gıda fiyatlarına gelen dışsal şokların enflasyon sürecine önemli ölçüde etkide bulunduğunu belirtmişlerdir. Söz konusu ekonomilerde gıda fiyatları, sanayileşmiş ülkelere kıyasla, TÜFE'nin daha yüksek bir kısmını oluşturmaktadırlar. Ayrıca gıda fiyatları hava şartlarına ve dış ticaret kısıtlamalarına bağlı olarak değişkenlik gösterme eğiliminde olduğu belirtilmiştir.

Domaç ve Yücel (2003), 15 gelişmekte olan piyasa ekonomisindeki enflasyon dönemlerini probit modelleri ile inceledikleri çalışmada, gıda üretimindeki büyüme oranı arttığında artan enflasyona neden olan dönemlerin başlama olasılığının düştüğüne ilişkin kanıtlar sunmaktadırlar.

Çıplak ve Yücel(2004), Türkiye'de tarım fiyatları ile gıda ve toplam tüketici fiyatları arasında sezgisel bir ilişki olduğunu belirterek bu ilişkiyi önce çapraz korelasyonlarla ve vektör öz gecikmeli modellerle incelemişler, tarım fiyatları enflasyonundaki artışların gıda fiyatları enflasyonuna ve toplam TÜFE enflasyonuna istatistiksel açıdan anlamlı bir biçimde yansıdığını saptamışlardır. Gıda fiyatlarındaki değişkenliğin Türkiye ekonomisindeki enflasyon sürecini istenmeyen yönde etkileyebileceğini ve enflasyon üzerindeki olası etkileri açısından tarım ve gıda ürünlerine getirilmiş olan koruma önlemlerinde yapılabilecek değişiklikler için tarife oranlarında indirime gitmek yerine tarife kontenjanları açmak ve mevcut kontenjanları artırmayı önermişlerdir.

Kıymaz ve Saçlı (2008), Tarım ve gıda ürünlerinin benzeri görülmemiş bir biçimde gözlenen artış eğiliminin bazı ülkelerde çeşitli toplumsal tepkilere neden olduğunu ve tüm dünyada da fiyat artışlarının ekonomik, sosyal, coğrafi, politik birçok nedeni bulunmakla birlikte bunlar ülkeden ülkeye değişkenlik gösterdiğini ifade etmişlerdir. Bu bağlamda Türkiye'de de tarım ve gıda fiyatlarında dünyadakine benzer eğilimlerin yaşanması gıda güvencesinin sağlanması noktasında konunun önemsizliği gerektiğini vurgulamışlardır. Türkiye'de tarımsal üretimde yaşanabilecek darboğazların giderilmesi ve gelecekte yüksek seyretmesi beklenen tarım ve gıda ürünleri fiyatlarının olumsuz etkilerinin azaltılması açısından politika önerileri getirerek özellikle tarım ve gıda ürünlerinde rekabet gücünü yükselttilerek tarımsal ticaretten net fayda sağlamanın önemli bir hedef olarak görülmesi gerektiğini belirtmişlerdir.

Erdal ve Esengün (2008), Türkiye'de tarım ve gıda fiyatları belirsizliği ile enflasyon arasındaki ilişkiyi ampirik olarak incelenmişlerdir. Çalışmada tarım ve gıda fiyatları belirsizlik serilerini elde etmek için GARCH modelleri kullanılmıştır. Seriler arasındaki uzun dönem ilişkisi tespit etmek için Johansen eşbütünleşme ve etki-tepki analizleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre Türkiye'de tarım ve gıda belirsizliği ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu, tarım ve gıda fiyatlarındaki belirsizliklerin enflasyon üzerinde pozitif bir etkisini olduğu belirlenmiştir.

### 3. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada Türkiye'de tarım ve gıda fiyatları ile enflasyon arasındaki ilişki, 2003:01-2017:04 dönemini kapsayan aylık enflasyon ve gıda ürünleri tüketici fiyat endeksi, döviz kuru, petrol fiyatları ve tarım ürünleri üretici fiyat endeksi verilerinden yararlanılarak araştırılmıştır. Tüm seriler öncelikle X12-ARIMA yöntemi ile mevsimsellikten arındırılarak logaritmik dönüşüme tabi tutulmuşlardır. Çalışmada kullanılan veri setine ilişkin bilgi Tablo1'de verilmiştir.

Tarımsal ürün fiyatları göstergesi olarak Üretici Fiyatları Endeksi (ÜFE), 2003:100 bazlı genel tarım endeksi verileri, gıda ürünleri fiyatları göstergesi olarak TÜFE 2003=100 bazlı gıda fiyatları endeksi ve enflasyon göstergesi olarak 2003:100 bazlı toplam TÜFE kullanılmıştır. Veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, petrol fiyatına ilişkin veriler ise Dünya Bankası veri tabanından alınmıştır.

Çalışmada öncelikle serilerin durağan olup olmadıkları araştırılmıştır. Bu amaçla Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinin yanı sıra yapısal kırılmaları dikkate

alan Zivot ve Andrews (ZA) birim kök testi de kullanılmıştır. Dickey- Fuller (1979) yaklaşımında hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve homojen olmaları varsayımı söz konusu iken Phillips-Perron (1988) yaklaşımında hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen oldukları varsayılmaktadır. ADF ve PP testi için sabitli ve sabitli-trendli modellerde ele alınmıştır. ADF denklemlerinde olası otokorelasyonun önlenmesi amacıyla bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri denklemin sağ tarafına açıklayıcı değişken olarak ilave edilmektedir. PP testinde bağımlı değişken gecikmeleri söz konusu değildir. Çünkü PP testinde Newey-West bağımlı değişken gecikmelerini tespit eden bir kriter değil, bir uyarılama tahmincisidir.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımı

Değişken	Tanım	Kaynak
LTufe	Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100)	TCMB
LGıda_Tufe	Gıda Ürünleri Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100)	TCMB
LKur	Reel Efektif Döviz Kuru (Tüfe bazlı 2003=100)	TCMB
LTarım_Ufe	Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi (2010=100)	TCMB
LOil_P_idx	Petrol Fiyatları Endeksi (2005=100)	World Data Bank

L, serilere logaritmik dönüşüm uygulandığını göstermektedir.

ADF ve PP birim kök testlerinin yanı sıra çalışmada ele alınan serilerin durağan oldukları seviyelerin tespitinde ayrıca yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews'ın (ZA) birim kök testi ele alınmıştır. Zivot ve Andrews (1992), zaman serilerindeki yapısal kırılmayı dikkate almayan geleneksel birim kök testlerinin seride birim kök olduğunu ifade eden hipotezin kabulüne eğilimli olacaklarını iddia etmişlerdir.

Çalışmada seriler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını test etmek üzere Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in sınır testi yaklaşımından yararlanılmıştır. Sınır testi, diğer eşbütünleşme testlerine göre bir takım üstünlüklere sahiptir. Sınır testi, serilerin bütünleşme dereceleri açısından bir koşul aramaksızın seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin tespitinde kullanılabilir. Serilerin I (1) veya I (0) olup olmadıklarına bakılmaksızın seriler arasındaki uzun dönem ilişkisiyi test etmeyi sağlayan esnek bir yaklaşımdır.

Sınır testi iki aşamadan oluşmaktadır. Birinci aşamada değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı sınanmaktadır. İkinci aşamada ise birinci aşamada eş bütünleşik oldukları tespit edilen seriler kullanılarak kısa ve uzun dönem katsayılar elde edilmektedir. Sınır testi yaklaşımında seriler arasında uzun dönemli ilişkisinin varlığının sınanması amacıyla (1) numaralı denklem tahmin edilmiştir.

$$\Delta LTufe_t = \beta_0 + \beta_1 LTufe_{t-1} + \beta_2 LGıda\_Tufe_{t-1} + \beta_3 LTarım\_Ufe_{t-1} + \beta_4 LKur_{t-1} + \beta_5 LOil\_P\_indx_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta LTufe_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta LGıda\_Tufe_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_i \Delta LTarım\_Ufe_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta LKur_{t-i} + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta LOil\_P\_indx_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) numaralı denklemde  $\beta$ ,  $\delta$ ,  $\lambda$ ,  $\alpha$ ,  $\gamma$  ve  $\theta$  katsayıları göstermektedir. (1) numaralı denklem uygun gecikme uzunlukları için tahmin edildikten sonra seriler arasında uzun dönem ilişkisinin olmadığını savunan sıfır hipotezi t ve F istatistikleri yardımı ile test edilmektedir. Ancak buradaki t ve F istatistiklerinin asimptotik dağılımı standart t ve F dağılımlarına uymamaktadır. F istatistiği sabitli trendsiz modelde seviye değişkenlerinin gecikmeli değerlerinin bir bütün olarak sıfıra eşit olup olmadığını test etmektedir ( $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ ). t istatistiği ise (1) numaralı denklemde bağımlı değişken gecikme katsayısının sıfıra eşit olup olmadığını test etmektedir ( $H_0: \beta_1=0$ ).

Eğer hesaplanan test istatistikleri Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından belirlenmiş alt sınır değerlerinin altında kalırsa seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi olmadığını ileri süren sıfır hipotezi reddedilememektedir. Ancak eğer hesaplanan test istatistikleri üst sınır değerlerini aşıyorsa seriler arasında uzun dönem ilişki olduğu sonucuna varılmaktadır. Test istatistiğinin alt ve üst kritik sınırlar arasında kalması durumunda ise uzun dönem ilişki hakkında herhangi bir karar verilememektedir. Sınır testine göre, alt sınır değerleri değişkenlerin  $I(0)$ , üst sınır değerleri ise değişkenlerin  $I(1)$  olduğunu varsaymaktadır. ARDL modeli iki aşamadan meydana gelmektedir. İlk olarak bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikme uzunlukları AIC (Akaike) veya SHC (Schwartz) bilgi kriteri yardımı ile tespit edilerek uygun ARDL modeli belirlenir. İkinci olarak ilk adımda seçilen ARDL modelinden yararlanılarak uzun dönem katsayıları ve standart hataları elde edilir (Pesaran ve Shin, 1997:3). ARDL(p,q,r,s,l) modeli (2) numaralı denklemde gösterilmiştir.

$$LTufe_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i LTufe_{t-i} + \sum_{i=0}^q \lambda_i LGıda\_Tufe_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_i LTarım\_Ufe_{t-i} + \sum_{i=0}^s \gamma_i LKur_{t-i} + \sum_{i=0}^l \theta_i LOil\_P\_indx_{t-i} + u_t \quad (2)$$

(2) numaralı denklemde  $\beta$ ,  $\delta$ ,  $\lambda$ ,  $\alpha$ ,  $\gamma$  ve  $\theta$  katsayıları; p, q, r, s ve l optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir. Sınır testi ile çeşitli sınamalar sonucunda seriler arasında uzun dönem ilişki tespit edildikten sonra ARDL(p,q,r,s,l) modeli yardımı ile uzun dönem katsayıları tahmin edilir. Uzun dönem katsayısı örneğin Gıda\_Tufe değişkeni için, (3) numaralı eşitlikte gösterildiği gibi hesaplanmaktadır.

$$Uzun\ dönem\ katsayısı = \frac{\lambda_0 + \lambda_1 + \dots + \lambda_q}{1 - \delta_1 - \delta_2 - \dots - \delta_p} \quad (3)$$

Uzun dönem katsayıların tahmin edilmesinden sonra (4) numaralı denklemde ifade edilen hata düzeltme modeli kurularak kısa dönem katsayılar elde edilir.

$$\Delta LTufe_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta LTufe_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta LGıda\_Tufe_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta LTarım\_Ufe_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta LKur_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta LOil\_P\_indx_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

(4) numaralı denklemde  $\beta$ ,  $\delta$ ,  $\lambda$ ,  $\alpha$ ,  $\gamma$  ve  $\theta$  katsayıları; p, q, r, s ve l optimal gecikme uzunluklarını ve EC, hata düzeltme terimini ifade etmektedir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığını test etmek amacıyla hata düzeltme teriminin katsayısı ve/veya değişkenlerin gecikmeli değerlerine ilişkin katsayıların birlikte anlamlılık testlerine (Wald testi) başvurulmaktadır.

#### 4. Bulgular

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin araştırılmasına geçilmeden önce serilerin birim kök içerip içermedikleri araştırılmıştır. Bu amaçla ilgili seriler ADF, PP ve kırılma dönemlerini dikkate alan ZA birim kök testleri kapsamında incelenmiştir. Tablo 2'de yer alan ADF ve PP birim kök testi bulgularına göre döviz kuru değişkeni seviyesinde, petrol fiyatları endeksi birinci farkında, diğer değişkenlerimiz ise sabitli modele göre birinci farkında, sabitli trendli modele göre ise seviyesinde durağan olarak tespit edilmiştir.

Tablo 2: Birim Kök Analizi

Değişkenler	ADF		PP	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
LGıda Tufe	-0.1255(0)	-3.7353(0) <sup>b</sup>	-3.8074	0.1584 <sup>b</sup>
DLGıda_Tufe	-13.1722(0) <sup>a</sup>	-13.1364(0) <sup>a</sup>	-13.1722 <sup>a</sup>	-13.1364 <sup>a</sup>
LKur	-2.9588(1) <sup>b</sup>	-3.7640(1) <sup>b</sup>	-2.5976 <sup>c</sup>	-3.3367 <sup>c</sup>
DLKur	-9.4592(1) <sup>a</sup>	-9.6685(1) <sup>a</sup>	-9.4592 <sup>a</sup>	-9.6685 <sup>a</sup>
Loil_P_indx	-1.9021(1)	-1.5891(1)	-2.0492	-1.6920
DLOil_P_indx	-10.1752(0) <sup>a</sup>	-10.2425(0) <sup>a</sup>	-10.1752 <sup>a</sup>	-10.2425 <sup>a</sup>
LTarım_Ufe	-1.4747(0)	-3.6487(0) <sup>b</sup>	-1.5167	-3.7508 <sup>b</sup>
DL Tarım_Ufe	-12.7472(0) <sup>a</sup>	-12.7601(0) <sup>a</sup>	-12.7472 <sup>a</sup>	-12.760 <sup>a</sup>

LTufe	-0.6359(0)	-3.2845(1) <sup>c</sup>	-0.6192	-3.571 <sup>b</sup>
DLTufe	-11.1528(0) <sup>a</sup>	-11.1147(0) <sup>a</sup>	-11.1528 <sup>a</sup>	-11.1147 <sup>a</sup>

Parantez içindeki değerler Akaïke Bilgi Kriteri'ne göre belirlenmiş olup optimal gecikme uzunluklarıdır. a, b ve c sırasıyla serinin %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir. D ise serilerin birinci farklarının alındığını ifade etmektedir.

Tablo 3'te ZA birim kök testinin A ve C modellerine ilişkin bulgular verilmiştir. Yapısal kırılmalı birim kök testi de ADF ve PP testi ile benzer sonuçlar vermiştir. Birim kök testlerine ait bulgular seriler arasında uzun dönem ilişkini araştırılması konusunda Pesaran Shin ve Smith(2001)'in sınır testi yaklaşımının kullanılmasının uygun olacağını göstermektedir.

Tablo 3: ZA Birim Kök Testi

	Model A		Model C	
	t	TB	t	TB
LGıda_Tufe	-4.1119(0)	2007:08	-5.2304(0) <sup>b</sup>	2006:05
DLGıda_Tufe	-9.7641(4) <sup>a</sup>	2005:11	-9.9437(4) <sup>a</sup>	2008:09
LKur	-4.6998(3) <sup>c</sup>	2006:07	-5.0698(3) <sup>c</sup>	2008:09
DLKur	-9.8771(1) <sup>a</sup>	2011:09	-9.8711(1) <sup>a</sup>	2006:07
LOil_P_indx	-3.9694(2)	2014:09	-3.5315(2)	2011:09
DLOil_P_indx	-7.4893(1) <sup>a</sup>	2009:03	-7.5923(1) <sup>a</sup>	2014:08
LTarım_Ufe	-4.3449(0)	2012:06	-4.2046(0)	2012:10
DLTarım_Ufe	-12.9692(0) <sup>a</sup>	2013:05	-13.0596(0) <sup>a</sup>	2005:08
LTufe	-4.6164(1) <sup>a</sup>	2006:04	-4.6796(1)	2010:05
DLTufe	-8.4478(3) <sup>a</sup>	2008:11	-8.4225(3) <sup>a</sup>	2008:11

t Zivot-Andrews test istatistik değerini, TB kırılma dönemini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler optimal gecikme uzunluklarıdır. a, b ve c sırasıyla serinin %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir. D serilerin birinci farklarının alındığını ifade etmektedir.

Çalışmada kullanılan serilerinin farklı düzeylerde durağan olmaları uzun dönemli ilişkinin tespiti amacıyla kullanılacak olan eş bütünleşme yönteminin Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in sınır testi yaklaşımı olarak seçilmesini gerekli kılmıştır. Sınır testi yaklaşımı için gecikme uzunluklarının tespitinde AIC yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 4: Sınır Testi F İstatistiği

Sınır Testi F İstatistiği	İstatistik	Kritik Değer (0.05)		Kritik Değer (0.01)	
		I (0)	I (1)	I (0)	I (1)
		F <sub>İstatistiği</sub>	12.1790 <sup>a</sup>	2.56	3.49

F<sub>İstatistiği</sub> sabitli modeldeki gecikmeli seviye değişkenlerine ait katsayıların, bir bütün olarak sıfırdan farklı olup olmadığının test edilmesi sonucu elde edilen F istatistiğidir. a, %1 anlamlılık düzeyinde serilerin eş bütünleşik olduğunu ifade etmektedir.

Sınır testi yaklaşımında öncelikle kısıtsız hata düzeltme modeli kapsamında seriler arasında uzun dönem ilişkinin var olup olmadığı araştırılmaktadır. Tablo 4'de sunulan sınır testi sonuçlarına göre F istatistiği kritik üst sınır değerinin üzerinde yer alması dolayısı ile %1 anlamlılık düzeyinde serilerin eş bütünleşik olduğu belirlenmiştir. Seriler uzun dönemde birlikte hareket etmektedir.

Seriler arasında uzun dönem ilişki olduğu tespit edilen değişkenlere ilişkin ARDL(p,q,r,s,l) modelinin seçimi gerçekleştirilmiştir. Seçilen modelin ARDL(2,2,1,2,2) olduğu Tablo 5'den izlenmektedir. Diagnostik testler ARDL(2,2,1,2,2) modelinin uygun olduğunu göstermektedir.

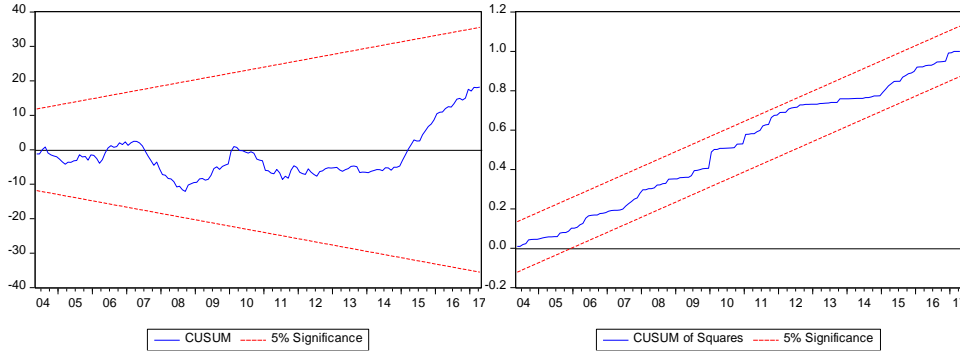
Grafik 1, ARDL (2,2,1,2,2) modeli için ardışık hata terimlerinin kümülatif toplamına dayanan CUSUM ve ardışık hata terimlerinin karelerinin kümülatif toplamına dayanan CUSUM Q grafiklerini göstermektedir. Grafiklerden gözleneceği gibi her iki sınama sonucuna göre tahmin edilen modelin parametreleri %5 anlamlılık düzeyi için çizilen bandın içinde kaldığı için model kararlı bir modeldir. Diğer bir ifadeyle yapısal kırılma söz konusu değildir.

Tablo 5: ARDL(2,2,1,2,2) Model Sonuçları

ARDL (2,2,1,2,2) Tahmini				
	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
LTufe(-1)	1.186441 <sup>a</sup>	0.063776	18.60313	0.0000
LTufe(-2)	-0.210030 <sup>a</sup>	0.066823	-3.143084	0.0020
LGıda_Tufe	0.275260 <sup>a</sup>	0.020289	13.56725	0.0000
LGıda_Tufe(-1)	-0.306268 <sup>a</sup>	0.025414	-12.05096	0.0000
LGıda_Tufe(-2)	0.049603 <sup>c</sup>	0.026794	1.851299	0.0660
LTarım_Ufe	-0.021979 <sup>c</sup>	0.011589	-1.896613	0.0597
LTarım_Ufe(-1)	0.022375 <sup>b</sup>	0.009516	2.351222	0.0200
LOil_P_indx	0.008883 <sup>b</sup>	0.003539	2.510065	0.0131
LOil_P_indx (-1)	-0.002140	0.005270	-0.406059	0.6853
LOil_P_indx(-2)	-0.005183 <sup>b</sup>	0.002400	-2.159468	0.0323
LKur	-0.019658 <sup>c</sup>	0.011685	-1.682255	0.0945
LKur(-1)	-0.002693	0.014313	-0.188179	0.8510
LKur(-2)	0.012690 <sup>c</sup>	0.007348	1.727036	0.0861
C	0.064898 <sup>a</sup>	0.017628	3.681533	0.0003
Düzeltilmiş R2	0.9999	LM(1)	0.3804 (prob.0.5383)	
F-İstatistiği	169214.8(prob.0.000)	White	56.9150(prob.0.9653)	

a, b ve c sırasıyla katsayının %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Katsayılara ilişkin standart hatalar değişen varyans ve ardışık bağımlı tutarlı (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent-HAC) dirençli standart hatalardır (Newey-West, 1987).

Grafik 1: CUSUM ve CUSUM Q Grafikleri



Tablo 6’da seçilen ARDL modeline dayanan uzun dönem esneklik katsayıları ve standart hataları sunulmuştur. Sabit terim, gıda tüketici fiyat endeksi ve petrol fiyatları değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu ancak tarım üretici fiyat endeksi ve döviz kuru değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Buna göre gıda tüketici fiyat endeksinde meydana gelen yüzde 1’lik bir artış enflasyonu yaklaşık yüzde 0,79 artırmaktadır. Diğer yandan petrol fiyatlarında meydana gelen yüzde 1’lik bir artışın ise enflasyonu yaklaşık yüzde 0,07 artırmayı beklenmektedir.

Tablo 6: Uzun Dönem Katsayıları

	Katsayı	Std.Hata	t-İstatistiği	Prob.
LGıda_Tufe	0.788301 <sup>a</sup>	0.173586	4.541270	0.0000
LTarım_Ufe	0.016773	0.222778	0.075291	0.9401
LKur	-0.409578	0.313468	-1.306603	0.1933
LOil_P_Indx	0.066126 <sup>c</sup>	0.038515	1.716880	0.0880
C	2.751193 <sup>c</sup>	1.646218	1.671220	0.0967

a ve c katsayısının sırasıyla %1 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 7’de hata düzeltme modeline ilişkin hata düzeltme terimi katsayısı ve katsayıların grup anlamlılık testlerini içeren Wald testi sonuçları verilmiştir. Hata düzeltme katsayısının negatif, sıfır ile bir arasında yer aldığı ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu gözlenmektedir.



Tablo 7: Hata Düzeltme Modeli

	İstatistik	Prob.
ECt-1	-0.0228 <sup>a</sup>	0.0016
Wald(F)(LGıda_Tufe→LTufe)	116.8694 <sup>a</sup>	0.0000
Wald(F)(LTarım_Ufe→LTufe)	3.0895 <sup>b</sup>	0.0485
Wald(F)(LOil_P_Indx→LTufe)	3.3921 <sup>a</sup>	0.0037
Wald(F)(LKur→LTufe)	2.0137	0.1371
LM(1)	1.3372	0.2494
White	20.3828	0.2551

a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. Katsayılara ilişkin standart hatalar değişen varyans ve ardışık bağımlı tutarlı (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent-HAC) dirençli standart hatalardır (Newey-West,1987).

Wald testi sonuçlarına göre, gıda tüketici fiyat endeksi ve petrol fiyatlarından enflasyona doğru %1 anlamlılık seviyesinde nedensellik ilişkisi olduğu, tarım üretici fiyat endeksinden enflasyona doğru %5 anlamlılık seviyesinde nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Döviz kuru değişkeninden enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

### 5. Sonuç

Çalışmada tarım ürünleri ve gıda fiyat artışlarının enflasyon üzerindeki etkisinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu doğrultuda 2003:1-2017:04 dönemini kapsayan enflasyon ve gıda ürünleri tüketici fiyat endeksi, döviz kuru, petrol fiyatları ve tarım ürünleri üretici fiyat endeksi verilerinden yararlanılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin belirlenmesinde sınır testi yaklaşımı uygulanmıştır. Tahmin edilen ARDL modeli sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olduğu görülmüştür.

Çalışmadan elde edilen bulgulara göre gıda fiyatlarındaki değişimin enflasyon oranını kısa ve uzun dönemde etkilediği görülmüştür. Gıda fiyatlarındaki artışların enflasyon üzerinde pozitif etkisinin olduğu belirlenmiş, gıda fiyatlarındaki %1'lik bir artış enflasyon oranını yaklaşık olarak %0.79 oranında artırmıştır. Değişkenler arasında, Gıda TÜFE, Tarımsal ÜFE ve Petrol fiyatlarından genel TÜFE'ye doğru nedensellik ilişkisi ortaya çıkmıştır.

Gıda sektörü ülkelerin geleceği açısından yaşamsal ve stratejik öneme sahiptir. Gıda fiyatlarındaki artışları önlemek ve bu artışların olumsuz etkilerini azaltacak politikalar geliştirmek ülkemizde uzun süreli kalıcı fiyat istikrarının sağlanması için büyük önem taşımaktadır. Bu kapsamda, tarımsal dönüşümü sağlayacak, kırsaldan göçü azaltacak, kırsal refah düzeyini yükseltecek üretim planlaması verimlilik artışı, üretim ve üretici sayısının artışını destekleyecek politikalara ihtiyaç duyulmaktadır. Bu sayede tarım ve gıda fiyatlarındaki artışlar kontrol edilebileceği gibi fiyat oynaklıkları sınırlandırılabilir ve enflasyon beklenti hedefleri gerçekleştirilebilir.

Gıda fiyatlarındaki artışlar sosyal ve ekonomik bakımdan önemli sonuçlar doğurmakta ve ekonomide tüm kesimleri etkilemektedir. Tüketiciler yönünden, gıda fiyatlarındaki artışlar doğrudan beslenme maliyetini artırmaktadır. Özellikle düşük gelir düzeyine sahip hanelerde gelirin önemli bir bölümünü gıda harcaması oluşturduğundan, bu haneler fiyat artışlarından olumsuz etkileneceklerdir. Gıda fiyatlarındaki artışlar nedeniyle tüketiciler hem söz konusu gıda maddelerine olan talebi azaltacaklar hem de diğer mal ve hizmetlere olan taleplerini azaltmak zorunda kalacaklardır.

Enflasyon üzerinde baskı oluşturan tarım ve gıda ürünleri fiyatlarındaki artışlar, kısa vadede üreticilerin lehine gibi görünse de, orta ve uzun vadede tüm toplumu etkileyecektir. Diğer taraftan gıda harcamalarının en yoksul kesimlerin bütçesinde önemli bir paya sahip olması bu kesimlerin fiyat artışlarından daha fazla etkileneceği anlamına gelmektedir.

Fiyat istikrarının sağlanabilmesi öncelikle sektörün tüm süreçlerinde istikrarlı bir yapının kurulmasıyla mümkün olabilecektir. Fiyatlardaki dalgalanmalar, tüm ekonomiyi etkilemekte; bu

nedenle devlet tarım ve gıda ürünleri piyasalarına yönelik etkin politikalar izlemelidir. Bunun yanı sıra gıda fiyatlarının istikrarsız sonuçlarına piyasa içinde çözümler üretilmeli, sektör fiyat, rekabet ve ürün arz yönüyle izlenmeli ve yönetilmelidir.

#### Kaynakça

- Abdioğlu, Z. ve Yamak, R. (2016). Türk İmalat Sanayinde Sektörler Bazında Verimlilik Çıktı İlişkisi: Verdoorn Yasası, *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 2(2), 81-91.
- Alston, J.M., Smith, V.H., A, Acquaye ve A., Hosseini, (1999). Least-cost Cheap Food Policies: Some Implications of International Food Aid. *Agricultural Economics*, 20, 191-201.
- Başaran, H., (2017). Tarım Ürünleri Gıda Fiyat Değişimleri ve Enflasyon Etkisi, <https://www.gidahatti.com/tarim-urunleri-gida-fiyat-degisimleri-ve-enflasyon-etkisi-77036/> Erişim Tarihi: 25.09.2017
- Başkaya Y.S., Gürgür, T. ve Öğünç, F. (2008). Küresel Isınma, Küreselleşme ve Gıda Krizi Türkiye’de İşlenmiş Gıda Fiyatları Üzerine Ampirik Bir Çalışma. *Central Bank Review*, 2, 1-32.
- Çıplak, U. ve Yücel, M.E., (2004). İthalatta Koruma Önlemleri ile Tarım Ve Gıda Fiyatları, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Araştırma Genel Müdürlüğü Çalışma Tebliği No:04/01, Ankara.
- Del Ninno, C. ve Doros, P.A. (2001). Averting a Food Crisis:Private Imports and Public Targeted Distribution in Bangladesh After the 1998 Flood. *Agricultural Economics*, 25, 337-46.
- Domaç, İ. ve . Yücel, E.M. (2003). What Tirggers Inflation in Emerging Economies?, TCMB Çalışma Tebliği, 67.
- Erdal, G., Esengün ,K. Ve Erdal, H. (2008). Türkiye’de Tarım ve Gıda Ürünleri Fiyatlarındaki Belirsizliğin Enflasyon Üzerindeki Etkileri. *KMU İİBF Dergisi*, 10(15).
- IMF, 2008. World Economic.
- Jayne, T.S. ve Jones, S. (1997). Food Marketing and Pricing Policy in Eastern and Southern Africa: A Survey, *World Development* 25, 9, 1505-27.
- Kıymaz, T ve Saçlı, Y. (2008). Tarım ve Gıda Ürünleri Fiyatlarında Yaşanan Sorunlar ve Öneriler. Devlet Planlama Teşkilatı Müsteşarlığı (DPT) İktisadi Faktörler ve Koordinasyon Genel Müdürlüğü Tarım Dairesi, 2767, Ankara.
- Lamb, R.L. (2000). Food Crops, Export and Short Run Policy Response of Agriculture in Africa. *Agricultural Economics*, 22, 271-98.
- Mitchell, D. (2008). A Note on Rising Food Prices, The World Bank Developmnet Prospects Group Policy Research Working Paper, 4668.
- Mohanty, M.S. ve Klau, M. (2001). What Determines Inflation in Emerging Market Countries?, BIS Papers, Modelling Aspects of Inflation Orocess and Monetary Transmission Mechanism in Emerging Market Countries, 8.
- Pesaran, H. ve Shin, Y. (1997). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, in Strom, S. (Eds), Paper Presented at Econometrics and Economics Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M., Shin, H. Y. ve Smith, R. J. (2001), Bounds Testing Approaches to Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- TCMB, (2016) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS).
- Timmer, C.P. (2000). The Macro Dimensions of Food Security Economic Growth, Equitable Distribution and Food Price Stability. *Food Policy*, 25, 283-95.

TUİK(2013), İstatistiki Göstergeler 1923-2013, <https://biruni.tuik.gov.tr/medas/?kn=84&locale=tr>  
Erişim Tarihi: 01.09.2017.

Ziwot, E., ve Andrews, D. WK. (1992). Further Evidence on The great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistic*, 10, 251-270.

---

## INVESTIGATION OF THE RELATIONSHIP BETWEEN AGRICULTURAL PRODUCTS- FOOD PRICE INCREASES AND INFLATION

---

### *Extended Abstract*

**Aim:** It is very important to determine the economic factors and their effects that cause inflation since they affect all economic decision-making units. The recent increase in the average food and agricultural products prices is seen as one of the main factors moving inflation upwards in Turkey. The food price movements make it important to create an inflation basket which is one of the most important items in the analysis and forecast of the food group, making it difficult to manage expectations. The effect of food prices on inflation has been analyzed in our study based on consumer price inflation.

**Method:** The relationship between agricultural and food prices and inflation was investigated by using the exchange rate, oil prices and agricultural product price index data in addition to inflation and food products consumer price index data for the period of 2003: 01-2017: 04.

The stationarity of the series was investigated by way of the Zivot and Andrews (ZA) unit root test taking into account structural fractures as well as the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests. Pesaran, Shin and Smith (2001) bounds test approach was used to test whether there is a long-term relationship between the series.

**Findings:** Findings of the ADF and PP unit root tests show that the oil price index is stationary at the first difference. According to the constant and trend model the other variables are stationary at level but according to constant model these variables are stationary at first differences. ZA test shows similar results with ADF and PP unit root tests.

Since the series are stationary at different levels, the cointegration method has to be chosen as the bounds test approach of Pesaran, Shin and Smith (2001). The AIC method is used to determine the lag lengths for the bounds test approach. In the bounds test approach, it is investigated whether there is a long term relationship between the series within the unconstrained error correction model. It is determined that the series are cointegrated at the 1% significance level. The series comovemented in the long run.

Long term elasticity coefficients of food consumer price index and oil prices are statistically significant, but agricultural producer price index and exchange rate variables are not statistically significant. That is to say, an increase 1% in the food consumer price index increased inflation by about 0.79%. On the other hand, 1% increase in oil prices is expected to increase inflation by about 0.07%.

According to the results of Wald test, the error correction coefficient was found to be between negative and zero and statistically significant. It is seen that the causality relation between the food consumer price index and oil prices to inflation is causality relation at the level of 1% significance, and from the agricultural producer price index to the inflation is the causality relation at the level of 5% significance. Any causality relationship was found from the exchange rate to inflation.

**Conclusion:** As a result of the findings, it can be stated that the change in food prices affected the inflation rate in the short and long term. Fluctuations in food prices is an emerging problem in the fight against inflation. It is essential to develop policies to prevent increases in food prices for creating food price stability in Turkey. In this context, there is a need for policies to support productivity increase, production and producer increase in production planning, which will lead to agricultural transformation, reduce rural migration, and increase rural welfare. In this way, the increases in food prices can be controlled, price fluctuations can be restrained, and inflation expectations can be realized.