



Article Info/Makale Bilgisi

Received/Geliş:29.07.2021 Accepted/Kabul:06.12.2021

DOI:10.30794/pausbed.975798

Araştırma Makalesi/ Research Article

İlter Küçükçolak, N. (2022). "Ürün İhtisas Borsacılığının Gıda Fiyat İstikrarına Katkısı", *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Sayı 49, Denizli, ss. 325-339.

## ÜRÜN İHTİSAS BORSACILIĞININ GIDA FİYAT İSTİKRARINA KATKISI

Necla İLTER KÜÇÜKÇOLAK\*

### Öz

Bu çalışma ile ürün ihtisas borsacılığının etkin piyasa oluşumuna katkısının değerlendirilmesi; ürün fiyat oluşumunun ve diğer piyasa değişkenleri ile ilişkisinin anlaşılacak gıda fiyat istikrarının sağlanması ve gıda enflasyonu ile mücadele için bileşenlerin ortaya konması; oynaklığın bağlantılarının kavranması ve doğru politikaların ve mekanizmaların belirlenmesine katkı sağlanması amaçlanmıştır. Bu çerçevede, emtia borsalarının fonksiyonları ve Türkiye uygulaması analiz edilmektedir. Ürün fiyatını etkileyen değişkenler regresyon analizi ile tespit edilmekte ve fiyat oynaklığı GARCH metodolojisi ile analiz edilmektedir.

Buğday ekmeçlik, buğday makarnalık ve mısır için modele eklenen ABD doları/Türk lirası, petrol ve gecelik TL faiz oranı açıklayıcı değişkenlerinden ABD doları/Türk lirası kurundaki beklenmeyen şokların volatilitésinin ürün fiyat getirileri üzerine pozitif etkisi olduğu, ürünün fiyat değişimindeki oynaklığı artırdığı görülmüştür. Türkiye Ürün İhtisas Borsasında (TÜRİB) gerçekleşen işlemlerin günlük fiyat değişimleri, TÜRİB kurulmadan önceki dönemi ile karşılaştırıldığında, TÜRİB ile günlük fiyat serisindeki değişim aralığının daraldığı ve fiyat istikrarına katkı sağladığı gözlemlenmiştir.

**Anahtar kelimeler:** Elektronik ürün senedi, ELÜS, tarım ürünleri, fiyat oynaklığı, GARCH.

**JEL Kodu:** Q22, Q11, C22

## CONTRIBUTION OF MERCANTILE EXCHANGES TO FOOD PRICE STABILITY

### Abstract

This study evaluates the contribution of mercantile exchanges for effective market formation. It develops an understanding of the relationship with other market factors that affect the formation of the agricultural commodity price; determines the components to ensure food price stability and combating food inflation; understanding the components of volatility for contributing to the determination of correct policies and mechanisms. Within this framework, the functions of commodity exchanges and the implementation of Turkey are analyzed. Variables affecting the product price are determined by regression analysis and price volatility is analyzed with the GARCH methodology.

It was observed that among US dollar/Turkish lira rate, Turkish lira overnight interest rate, and Brent oil price return series; shocks in US dollar/Turkish lira returns have a positive effect on the wheat bread, wheat durum, and maize price returns and increase their volatility. When compared with the daily price changes within the Turkish Mercantile Exchange (TMEX) with the previous decentralized commodity market period, it has been observed that TMEX has brought stability to the market with a decreasing daily price fluctuation range.

**Keywords:** Electronic warehouse receipts, EWRs, agricultural goods, price volatility, GARCH.

**JEL classifications:** Q22, Q11, C22.

\*Dr, Türkiye Ürün İhtisas Borsası, ANKARA.  
e-posta: necla.kucukcolak@turib.com.tr (<https://orcid.org/0000-0002-7097-5423>)

## **1. GİRİŞ**

Tarımsal ürünlerde fiyat oynaklığının öngörülmesi ve yönetilmesi, özellikle küçük ölçekli çiftçilerin geliri üzerindeki olumsuz etkilerinden korunma, tarım faaliyetlerinin ve çiftçiliğin sürdürülebilir bir faaliyet olarak gıda arz güvenliğine hizmet etmesi açısından önem taşımaktadır. Politika koyucular piyasa istikrarını sağlamak ve artan oynaklığı yönetmek için fiyat ve arz kontrolüne yönelik tarım politikaları ve/veya ürün sigortası, vadeli işlem sözleşmeleri, gelir istikrar mekanizmaları ile risk yönetimi teknikleri uygulamaktadırlar. Tarım politikaları, emtia piyasalarının gelişmesi ve istikrarı için kilit rol oynar. Ancak müdahaleler, piyasada arz ve talebe göre fiyat oluşunu engelleyici, emtia borsalarının işlevini yerine getirmesini zorlaştıran faktörlerdir.

Emtia sektörünün finansallaşma seviyesi, finansal araçlara kıyasla standardizasyon gücü ve fiziki teslimat gerekliliği kaynaklı olarak, nispeten sınırlı kalmaktadır. Bunun sonucunda da, finansal piyasalarda emtia pazar payı finansal araçlardan daha düşüktür. Ancak, emtia piyasalarının genişlemesine paralel olarak, fiyat değişikliği risklerini yönetme ihtiyacı, piyasa yapısının dönüşümüne ve özel borsaların kurulmasına yol açmıştır. Emtia borsalarının işlevleri; riski yönetmeyi, karşı taraf riskini azaltmayı, fiyat şeffaflığını iyileştirmeyi, teminat değerlemesini geliştirmeyi, emtia standartlarını oluşturmayı içerir (FAO, 2011). Emtianın hemen teslimine dayalı spot piyasaların aksine, vadeli işlemler piyasası, emtia sözleşmelerinin belirli bir fiyattan ileri bir vadede fiziki teslimatına ya da nakdi uzlaşmasına dayanmaktadır. Bu piyasalar tarımsal ürünler için merkezi bir platform işlevi görür, bilgi ve fiyat keşfi için birincil mekanizma oluşturur. Dünyada ilk organize emtia vadeli işlem piyasası 1730'da Japonya'da kurulan Osaka Piriç Borsası (UNCTAD, 2007) olmakla birlikte ABD'de Chicago 1800'lü yıllardan itibaren tarım ürünleri için önemli bir merkez olmuştur. Ancak, tüm emtia piyasaları aynı gelişmişlik seviyesinde olmayıp bu işlevleri yerine getirememektedir.

Tarım sektöründeki ve piyasalardaki uzun geçmişine bakıldığında, Türkiye'de emtia türevleri piyasasının gelişmişlik düzeyi, uluslararası benzerlerine göre beklenen düzeyde değildir. Türkiye'deki ilk ürün ticaret borsası, 1892 yılında İzmir Ticaret ve Sanayi Borsası adı altında İzmir'de faaliyete geçmiştir. İzmir'i, 1913'te Adana Ticaret Borsası, 1925'te İstanbul Ticaret Borsası ve 1927'de Ankara Ticaret Borsası izlemiştir. Sonrasında yapılan düzenlemeler çerçevesinde borsa sayısı hızla artmış olup, 2021 yılı itibarıyla 58'i il ve 55'i ilçe merkezinde olmak üzere 113 borsa bulunmaktadır. İhtisas borsacılığı fonksiyonlarının ülkeye kazandırılmasında süreci hızlandırmak ve piyasa riskini yönetmek için gerekli araçları sağlamak amacıyla 2019 yılında Türkiye Ürün İhtisas Borsası (TÜRİB) kurulmuştur. Bir türev piyasasının sağlıklı bir şekilde işlemesi için aktif bir spot piyasa olması beklenmektedir. Bu bağlamda, TÜRİB'in birincil misyonu, tarımsal emtialarda ülke çapındaki nakit piyasasını kendi bünyesinde işlettiği tarım ürünlerine dayalı spot Elektronik Ürün Senedi-ELÜS Piyasasında konsolide etmektir. Ardından, işlettiği spot piyasadaki ürünler üzerine vadeli işlem piyasasını faaliyete geçirmeyi hedeflemektedir.

Bu çalışmanın Giriş bölümünü takip eden ikinci bölümü, emtia piyasalarında fiyat oynaklığını ele almaktadır. Üçüncü bölümde, uluslararası ve ulusal düzeyde emtia fiyat oynaklığına yönelik literatür verilmektedir. Dördüncü bölümde, 2016-2020 dönemi içerisinde, 26 Temmuz 2019 tarihinde TÜRİB'in kurulması çerçevesinde; kurulma öncesi ve sonrası olarak en çok piyasa payına sahip dolayısıyla likit ve derin bir piyasası olan buğday ve mısır için fiyat oynaklığına yönelik analiz yapılmaktadır. Son bölüm, çalışmanın genel değerlendirmesi ve ileriki döneme yönelik araştırma konularını içermektedir.

## **2. TARIMSAL EMTIA PIYASASI**

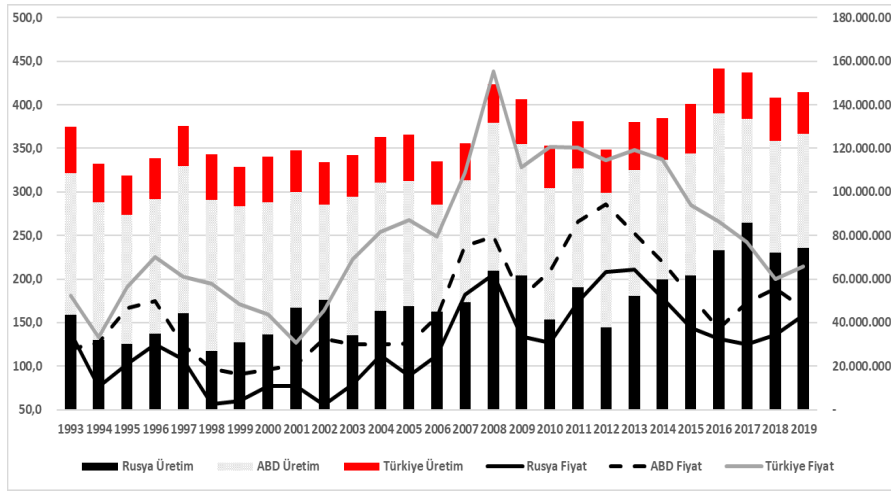
### **2.1. Uluslararası piyasalar**

Tarımsal emtia piyasaları; arz ve talep esnekliğinin düşük olması, üretim döngüsü nedeniyle talep değişikliklerine hemen cevap verememesi ve hava koşulları, zararlılar gibi dışsal şoklara açık olması nedeniyle yüksek derecede oynaklık göstermektedir. Artan nüfus ve gelişmekte olan ülkelerdeki gelir artışı ile artan talebin önümüzdeki yıllarda da gelişen ülkelerdeki artan nüfus ve gelirle birlikte önemli ölçüde artması beklenmektedir.

Tarımsal üretimin talebe ayak uyduramaması, fiyatlar üzerinde yukarı yönlü hareket beklentisini artırmaktadır. Ayrıca, petrol, gübre gibi tarımsal girdi fiyatlarının üretim ve ürün fiyat seviyesini doğrudan ve dolaylı olarak etkilemeleri sebebiyle, tarımsal emtia fiyatları ile daha fazla ilişkilendirilmekte, artan korelasyon izlenmektedir.

Fiyat artışlarına iklimsel faktörler de önemli katkıda bulunmaktadır. Hava ile ilgili bu olayların döngüsel yanı sıra uzun vadeli iklim değişikliğinin bir sonucu olarak kurak ve yarı kurak bölgelerde koşulların kötüleşmesine yol açması, sıcak hava dalgaları ve seller gibi aşırı olaylara yol açması yerel veya bölgesel arz risklerinin artırması beklenmektedir. Tarımsal emtianın ABD doları cinsinden ticareti nedeniyle döviz hareketleri fiyat değişimlerine katkıda bulunmakta olup, döviz kuru oynaklığının uluslararası emtia fiyatlarındaki oynaklığa da yansıdığı değerlendirilmektedir.

ABD Tarım Departmanı (USDA) istatistiklerine göre; 2019 yılı itibarıyla buğdayda 765 milyon ton üretim ve 742 milyon ton tüketim kaydedilmiş olup 146 milyon tonu (%19) ABD, Rusya ve Türkiye tarafından üretilmiştir. Mısırda ise 1.1 milyar ton üretim ve aynı miktarda tüketim gerçekleşmiş olup 367 milyon tonu (%33) ABD, Rusya ve Türkiye tarafından üretilmiştir. Şekil 1’de FAO internet sitesi adresinden (<http://www.fao.org/faostat/en/>) 1993-2019 dönemine ait olarak temin edilen Türkiye, ABD ve Rusya yıllık buğday üretici fiyatları ve üretim miktarları yer almaktadır.



**Şekil 1. Buğday üretici fiyatları (ABD doları/ton) ve üretim (ton) (1993-2019)**

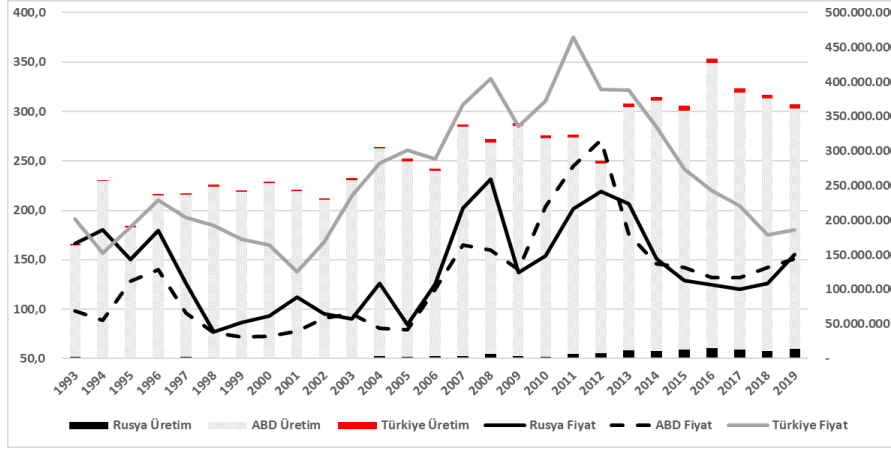
Kaynak: FAO. Erişim tarihi: 10.05.2021

Tablo 1’de Türkiye, ABD ve Rusya yıllık buğday üretici fiyatlarına ilişkin tanımsal istatistikler yer almaktadır. Türkiye buğday üretici fiyatı 126,9-438,7 ABD doları/ton aralığında seyretmiş olup ortalaması 250,5 ABD doları/ton olarak gerçekleşmiştir. 2021 yılı hasatı ürünler için Toprak Mahsulleri Ofisinin açıklamış olduğu alım/satım fiyatları ekmeçlik buğday için 265/288 ABD\$/ton; makarnalık buğday için 288/306 ABD\$/ton’dur.

**Tablo 1. Buğday Fiyatı Tanımsal İstatistikleri (US\$/ton) (1993-2019)**

Buğday	Rusya Fiyat	ABD Fiyat	Türkiye Fiyat
Ortalama	125,4	167,2	250,5
Minimum	55,9	91,0	126,9
Maximum	210,9	286,0	438,7
Standard sapma	46,5	55,9	79,3
Kurtosis	-0,8	-0,6	-0,5
Skewness	0,3	0,6	0,4

Şekil 2’de FAO internet sitesinden 1993-2019 dönemine ait olarak temin edilen Türkiye, ABD ve Rusya yıllık mısır üretici fiyatları, Tablo 2’de ise bunlara ilişkin tanımsal istatistikler almaktadır.



**Şekil 2. Mısır üretici fiyatları (ABD doları/ton) ve üretim (ton) (1993-2019)**

Kaynak: FAO. Erişim tarihi: 10.05.2021

Tablo 2’de görüldüğü üzere; Rusya mısır üretici fiyatı 77-231,7 ABD doları/ton aralığında seyretmiş olup ortalaması 142,7 ABD doları/ton olarak gerçekleşmiştir. ABD mısır üretici fiyatı 72-271 ABD doları/ton aralığında seyretmiş olup ortalaması 130,4 ABD doları/ton olarak gerçekleşmiştir.

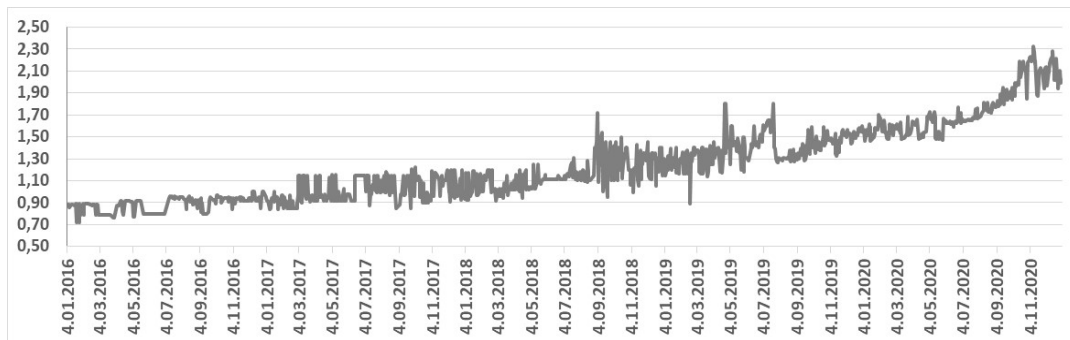
**Tablo 2. Mısır Fiyatı Tanımsal İstatistikleri (ABD doları/ton) (1993-2019)**

Mısır	Rusya Fiyat	ABD Fiyat	Türkiye Fiyat
Ortalama	142,7	130,4	233,2
Minimum	77,0	72,0	138,0
Maximum	231,7	271,0	375,3
Standart sapma	43,8	51,1	64,5
Kurtosis	-0,7	1,3	-0,8
Skewness	0,4	1,1	0,5

Türkiye mısır üretici fiyatı 138-375,3 ABD doları/ton aralığında seyretmiş olup, ortalaması 233,2 ABD doları/ton olarak gerçekleşmiştir.

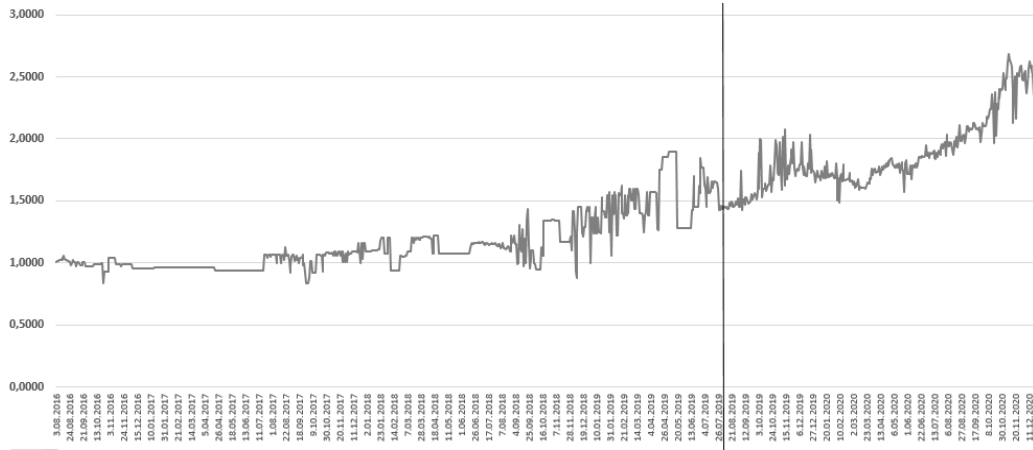
## 2.2. Ulusal buğday ve mısır piyasaları

2016-2020 dönemi için spot ELÜS Piyasasında gerçekleşen ekmeklik buğday ve mısır işlemlerinin ağırlıklı ortalama fiyat grafiği aşağıda verilmektedir (Şekil 3). Şekillerde TÜRİB’in ELÜS Piyasası ile faaliyete geçtiği tarih 26 Temmuz 2019 dikey bir çizgi ile işaretlenmiştir. TÜRİB öncesi ve sonrası fiyat hareketleri incelendiğinde, TÜRİB sonrası dönemde günlük fiyat serisindeki değişim aralığının daraldığı gözlemlenmektedir.



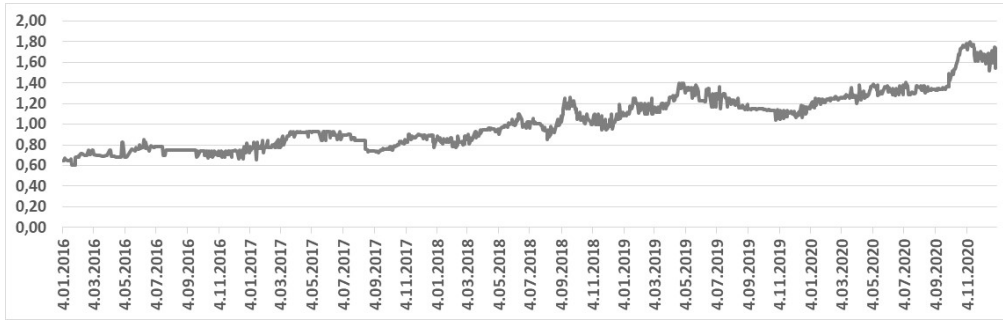
**Şekil 3. Buğday ekmeklik ağırlıklı ortalama fiyatı (TRY/kg)**

Kaynak: TÜRİB. Erişim tarihi: 30.05.2021



Şekil 4. Buğday makarnalık ağırlıklı ortalama fiyatı (TRY/kg)

Kaynak: TÜRİB. Erişim tarihi: 30.05.2021



Şekil 5. Mısır ağırlıklı ortalama fiyatı (TRY/kg)

Kaynak: TÜRİB. Erişim tarihi: 30.05.2021

### 3. FİYAT OYNAKLIĞINA İLİŞKİN LİTERATÜR

Fiyat oynaklığı, fiyat serilerinde değişimin ne kadar yüksek aralıklarla gerçekleştiği ile ilgili olup, belirli bir zaman aralığında değer değişiminin standart sapması olarak ölçülmektedir. Bir enstrümanda oynaklık yüksek ise risk yüksek, düşük ise risk de düşük olarak değerlendirilmekte olup, belirsizliğin arttığı dönemlerde volatilité yüksek olmaktadır. Oynaklığın bileşeni değişkenlik tüm hareketlere, belirsizlik ise bilinmeyen hareketlere işaret etmektedir (Wolf, 2004).

Literatürde başta hisse senedi piyasası oynaklığının modellenmesi ve tahmin edilmesi konusu olmak üzere geniş ampirik ve teorik çalışmalar gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmaların ana motivasyonu getirilerinin standart sapması veya varyansının, genellikle finansal varlıkların toplam riskinin ölçülmesinde kullanılmasıdır. Birçok riske maruz değer (value-at-risk) modelleri piyasa riskinin ölçümünde oynaklık hesabı ya da tahminini gerektirmektedir (Brooks, 2008).

Gıda ve tarım sektörü emtiaları açısından konu değerlendirdiğinde durum farklı olmayıp, fiyat oynaklığı gelecekteki fiyatlar hakkında belirsizlik yaratmakta ve çiftçilerin fiyatları tahmin edememeleri nedeniyle piyasada yüksek risklere ve dolayısıyla piyasa katılımcıları için refah kayıplarına yol açmaktadır (Apergis ve Rezitis 2003). Belirsizlikle ilgili piyasa riski çiftçilerin ürünleri için alacakları veya girdileri için ödeyecekleri fiyatlar hakkında en önemli risklerden biridir. Olası fiyat istikrar stratejileri tedarik yönetimi araçları kullanımını da içeren devlet müdahalesini içermektedir.

2008 global gıda krizi çerçevesinde, bu döneme yönelik çalışmalar gıda fiyat oynaklığını etkileyen faktörleri anlamaya yönelik gerçekleştirilmiştir. Yüksek girdi fiyatları, ekimi caydırabilmekte, dolayısıyla üretimi yavaşlatabilmekte iken, tarım sektörünün görünümünde en önemli belirleyici faktörün petrol fiyat seviyesi ile

üretimin yüksek fiyatlar ve hava koşullarından ne kadar etkileneceği yönünde bulgular mevcuttur (Meyers ve Meyers, 2008).

Tarım ürünlerine yönelik literatür incelendiğinde; Huchet-Bourdon'un (2011) OECD için yapmış olduğu çalışmada, bireysel tarımsal ürün fiyatlarının oynaklığına yönelik istatistiksel analizlerin buğday ve pirinç haricinde Ocak 1957'den Şubat 2010'u içeren son elli yılda fiyat oynaklığında artan bir eğilim olmadığını, 50 yıllık dönem içindeki 10 yıllık dönemlerin karşılaştırılmasında da, fiyat oynaklığının 2006-2010 döneminde, 1990'lı yıllardan daha yüksek olduğu ancak genel olarak 1970'li yıllarından daha yüksek olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Aynı çalışmada, yıllık veriler üzerinden buğday ve mısır dahil emtia fiyatlarının petrol ve gübre fiyatları ile korelasyon gösterdiği, özellikle 2000'li yıllarda bu ilişkinin yükseldiği belirtilmiştir. Bulguları bu konudaki diğer çalışmaların sonuçları ile tutarlıdır (Balcombe, 2009; Sumner, 2009; Gilbert ve Morgan, 2010).

Avrupa Birliği ülkeleri tahıl fiyatlarındaki oynaklık üzerine yapılan çalışmada Macaristan, Çek Cumhuriyeti, Almanya, Fransa, Litvanya ve Polonya gibi bir dizi AB ülkesinin en fazla buğday fiyatı oynaklığıyla karşı karşıya olduğu gerçeğini destekleyen bulgular elde etmiştir (Hamulczuk ve Klimkowski, 2011).

Literatürde tarım ürünleri fiyat oynaklığı ile petrol (OECD, 2009; Hatched-Bourdon, 2011; Han ve Nayga, 2012) ve döviz kuru (Mushtaq vd., 2011; Frank ve Garcia, 2010; Ott, 2012) oynaklığı arasında güçlü ilişki ortaya koyan çalışmalar da bulunmaktadır.

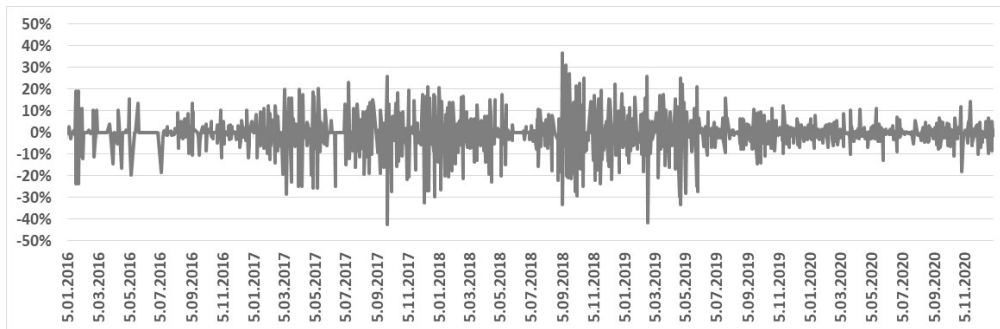
#### 4. YÖNTEM

##### 4.1. Veri seti

Çalışmamızda 2016-2020 dönemi; Türkiye Ürün İhtisas Borsasının (TÜRİB) faaliyete geçiş öncesi ve sonrası olmak üzere iki dönemde günlük değerler üzerinden incelenmekte olup,

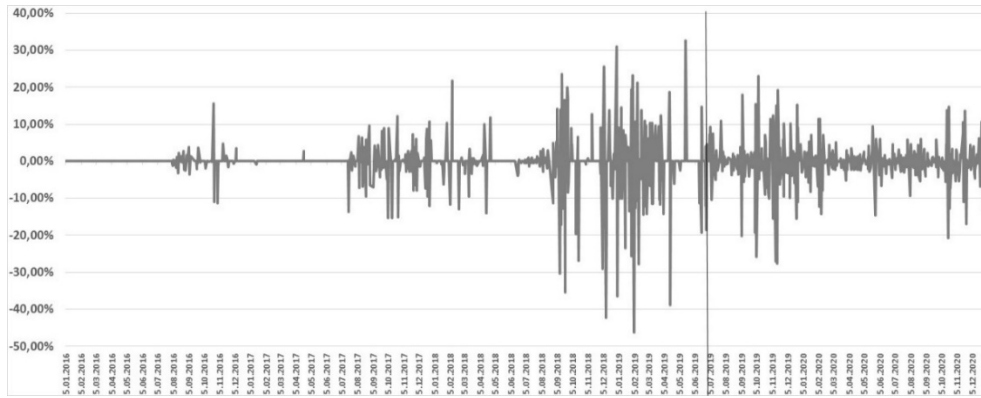
- I. Dönem: TÜRİB öncesi 4 Ocak 2016 - 25 Temmuz 2019,
- II. Dönem: TÜRİB sonrası 26 Temmuz 2019 – 31 Aralık 2020,

dönemini kapsamaktadır. Talep ve üretim seviyesi dikkate alındığında TÜRİB'de en likit ve derin iki ürün olan buğday (ekmeklik, makarnalık) ve mısır fiyat veri seti kullanılarak günlük değişim (getiri) serisi oluşturulmuştur. I. Döneme ilişkin veriler günlük takas veri seti olarak Takasbank'ın, ELÜS işlem platformu olan altı ticaret borsasına verdiği takas hizmeti kapsamında ürün bazında işlem bilgilerinin konsolide halidir. II. Döneme ilişkin veriler, TÜRİB ELÜS Piyasası işlemleri takas veri setidir. Bu veriler üzerinden, ürün bazında ağırlıklı ortalama fiyatların, bir önceki güne göre günlük değişimlerinden getiri serileri oluşturulmuştur. Şekil 6, 7 ve 8'de bu serilerin Şekilleri mevcut olup; Şekiller üzerindeki dikey çizgi ile TÜRİB öncesi ve sonrası ayrılmıştır. Şekiller incelendiğinde; günlük bazda fiyat dalgalanmasının TÜRİB faaliyete geçtikten sonra azaldığı görülmektedir.



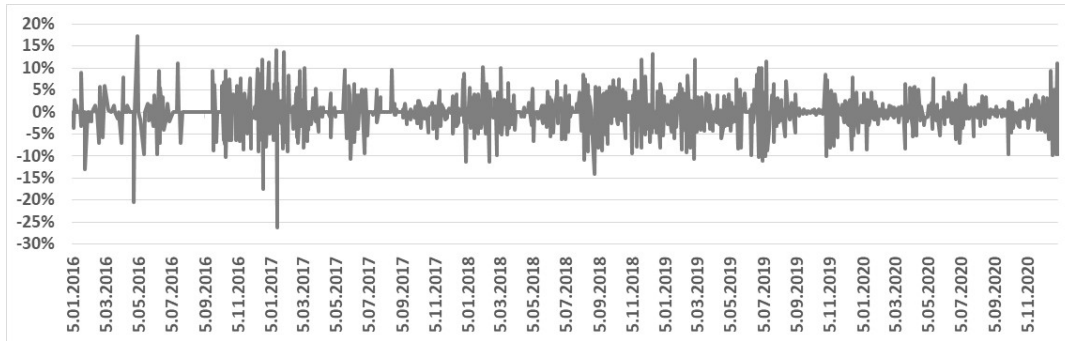
**Şekil 6. Buğday ekmeklik getiri serisi (04.01.2016-31.12.2020)**

Kaynak: TÜRİB. Erişim tarihi: 30.05.2021



Şekil 7. Buğday makarnalık getiri serisi (04.01.2016-31.12.2020)

Kaynak: TÜRİB. Erişim tarihi: 30.05.2021



Şekil 8. Mısır getiri serisi (04.01.2016-31.12.2020)

Kaynak: TÜRİB. Erişim tarihi: 30.05.2021

Literatürde tarım ürünleri fiyat oynaklığı ile ilişkisini ortaya konan petrol ve döviz kuru oynaklığı dikkate alınarak Türkiye’de tarım ürünleri fiyatıyla petrol ve döviz kuru etkileşiminin gözlemlenmesi için söz konusu değişkenler de analize dahil edilmiştir. Analize gecelik faiz oranı da dahil edilmiştir.

Ekonometrik analiz için E-views istatistik paket programı kullanılmıştır.

#### 4.2. Oynaklık (volatilite) analiz metodolojisi

Ekonometride varyans, verilerin oynaklığını ve dağılıklığını ölçülemek için kullanılmaktadır. Engle (1982) tarafından geliştirilen otoregresif koşullu değişen varyans, ekonometride; cari dönemdeki hata teriminin varyansının, önceki dönemdeki hata terimlerinin varyansının bir fonksiyonu olduğunu varsaymakta olup, literatürde kısa sürede hızla kabul görmüştür. Otoregresif koşullu heteroskedastisite (ARCH) modelinde;

$\epsilon_t = \sigma_t z_t$ ,  $z_t \sim \text{iid } N(0,1)$  olduğunu varsayıldığında

$\alpha_0 > 0$  ve  $\alpha_i \geq 0, i > 0$  koşulları altında

$\sigma_t^2$  Varyans aşağıdaki şekilde modellenmektedir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \epsilon_{t-p}^2 \quad (1)$$

Hata teriminin otoregresif hareketli ortalama yapısı sergilediği durumda, Bollerslev (1986) tarafından modellenen, geliştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans modeli (GARCH) kullanılmaya başlanmıştır. Geliştirilmiş ARCH modeli (GARCH) varyans denklemi, koşullu varyansın gecikmelerini içerecek şekilde oluşturulmuştur. Bu modelin eksiklerini gidermek için de birçok yeni volatilite modeli literatüre kazandırılmış ancak en iyi model konusunda bir uzlaşmaya varılamamıştır (Akar, 2007). Literatürde birçok ampirik çalışma, GARCH

(1,1) modelinin zaman serileri için en uygun model olduğunu ortaya koymuştur (Bollersley, 1986; Colm & Patton, 2000; Wand & Wang, 2001). GARCH (1,1) modelinin varyans denklemi aşağıda olup,  $\beta$  parametreleri değişen varyansın,  $\alpha$  ise şokların etkisini modele yansıtmaktadır.

GARCH varyans eşitliği:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \epsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \quad (2)$$

E-GARCH varyans eşitliği aşağıda olup,  $\beta$  parametreleri değişen varyansın,  $\gamma$  negatif ise şokların asimetrik etkisi (leverage effect) olduğu değerlendirilmiştir:

$$\text{Log } \sigma_t^2 = \omega_0 + \beta_1 \text{Log } \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| + \gamma_1 \left( \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right) \quad (3)$$

Çalışmamıza, her bir getiri serisine ve model faktörlerine en uygun GARCH volatilité modelini belirlemeye yönelik ARCH, ARCH metodolojisinin genişletilmiş versiyonu GARCH ve Üssel GARCH (E-GARCH) hesaplanmıştır. Nelson (1991) oynaklık yapısındaki asimetriyi hesaba katacak şekilde, koşullu varyansın gecikmeli hata terimlerinin büyük ve işaretlerini dikkate alan E-GARCH modelini geliştirmiştir.

GARCH (1,1) modelini tahmin etmeden önce, ARCH etkisinin olup olmadığını gözlemlemek için Lagrange Multiplier (LM) testi uygulanmıştır. Bunun için öncelikle değişen ortalama (conditional mean, ARMA) modeli incelenmiştir. Modelin gecikme uzunluğunun ( $p$  ve  $q$ ) tespiti için ACF ve PACF (otokorelasyon fonksiyon Şekilleri ve kısmi otokorelasyon fonksiyon Şekilleri) kullanılmıştır. Seçilen en uygun modellerin ürettiği hatalarda ARCH-LM testi uygulanmıştır. ARCH-LM testi, Engle (1982) tarafından önerilen Lagrange çarpan testini kullanarak ARCH hatalarının gecikme uzunluğunu test etmek için kullanılan bir metodolojidir. Bu testin, GARCH modellerini serilere uygulamadan önce yapılması gerekmektedir. Bu test için  $p$ -değerlerinin tümü çok küçükse, boş hipotez, veri kümesinin ARCH etkisi yoktur şeklinde değerlendirilir. ARCH etkisinin mevcut olması koşuluyla, oynaklığın GARCH modeli ile eşleştirilmesi uygundur (Chiang, Lin & Huang, 2013).

GARCH analizi yapılan her bir getiri serisi ( $rt$ ) aşağıda verilmekte olup, serilerin durağanlığına yönelik, birim kök analizinde genellikle kullanılan Augmented Dickey-Fuller (ADF) istatistiki testi bu çalışmada kullanılmıştır.

- Buğday Ekmeklik (BDY\_EKM)
- Buğday Makarnalık (BDY\_MAK)
- Mısır (MISIR)
- Brent petrol (BRENT)
- ABD\$/TL (USD/TRY)
- Gecelik bankalar arası TL faiz - TRIBOR (IR\_ON)

#### 4.3. Analiz sonucu bulgular

Genel olarak, finansal varlık fiyat serilerinin durağanlık göstermediği ancak, varlık getirilerinin durağan olduğu, otokorelasyon özelliği göstermediği, leptokurtik olma eğiliminde olup, getiri dağılımlarının, normal dağılıma göre daha basık ve daha geniş kuyruğa sahip olduğu, kalın kuyruk ve oynaklık kümelenmesinin birbirleriyle ilişkili olduğu değerlendirilmektedir (Songül, 2010). 1 Ocak 2016 - 31 Aralık 2020 dönemine ait veri setimize ilişkin tanımsal istatistiklere ilişkin bilgiler Tablo 3'de verilmektedir. Gözlem sayısı Buğday makarnalıkta 1162, diğerlerinde ise 1310 adettir. Tablodan görüleceği üzere, gecelik faiz (RTRIBOR\_ON) getirileri en yüksek standart sapmaya sahip iken, bunu ekmeklik buğday, makarnalık buğday ve mısır takip etmektedir.



**Tablo 3. Getiri Serisi Tanımsal İstatistikleri**

Seri* kısa adı**	Ort.	Maks.	Min.	Std. Sap.	Skew.	Kurt.	JB
RBDY_EKM	0.06%	25.85%	-42.86%	5.93%	-0.357	9.25	2156
RBDY_MAK	0.07%	38.00%	-39.50%	5.47%	0.055	18.07	10991
RMISIR	0.08%	18.86%	-19.04%	3.32%	-0.191	9.21	2110
RUSDTRY	0.07%	14.71%	-6.48%	1.00%	2.775	47.41	109336
RBRENT	0.05%	18.82%	-31.24%	2.73%	-1.567	31.43	44644
RTRIBOR_ON	0.50%	490.07%	-393.38%	27.75%	1.942	141.42	1046613

(\*) Tüm seriler için olasılık (prob.) 0.0000 olarak hesaplanmıştır.

(\*\*) R: Getiri; BDY\_EKM: Buğday ekmeklik; BDY\_MAK: Buğday makarnalık; USDTRY: TL'nin ABD\$ karşısındaki kuru; BRENT ABD\$ petrol fiyatı; TRIBOR\_ON: Gecelik TL bankalar arası faiz oranının günlük farkı.

Zaman serilerinin durağanlık sınaması için kullanılan Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök test sonuçlarına ilişkin bilgiler Tablo 4'de verilmektedir.

**Tablo 4. Birim Kök Testi Sonuçları**

	Sabit
RBDY_EKM	-28.94389*
RBDY_MAK	-19.82472*
RMISIR	-24.82679*
RUSDTRY	-17.73956*
RBRENT	-35.13549*
RTRIBOR_ON	-35.57444*

\* P < 0.01

Seçilen en uygun modellerin ürettiği hatalara uygulanan ARCH-LM test sonuçlarına ilişkin bilgiler Tablo 5'de verilmektedir.

**Tablo 5. ARCH LM Test Sonuçları**

	ARCH (1)
	F(1,1307)
RBDY_EKM	114.6247 (0.0000)
RBDY_MAK	51.44738 (0.0000)
RMISIR	42.26249 (0.0000)
RUSDTRY	359.3122 (0.0000)
RBRENT	72.2842 (0.0000)
RTRIBOR_ON	0.036186 (0.8492)*

(\*) TRIBOR gecelik faiz serisinde istatistiksel anlamlılık bulunamaması nedeniyle değişen varyans modelleri araştırılmamıştır (EK).

Getiri serilerindeki koşullu oynaklıklarının standart ve üssel GARCH modeli ile tahminine ilişkin çalışmalar yapılmış ve bunun sonucunda en uygun model olarak bulunan üssel GARCH (EGARCH) sonuçları aşağıdaki Tablolarda (Tablo 6, 7, 8) verilmiştir. Dışsal faktör olarak modele dahil edilen döviz kuru ve petrol fiyatlarının getiri serilerinin hata terimlerinin etkisinin tarımsal ürünlerin fiyatı üzerindeki etkisini araştırmak için koşullu ortalama ve koşullu varyans modelleri sonucu üretilen artıklar ilgili modellere eklenerek incelenmiştir. Faiz

serisinde koşullu ortalama ve varyans modeli oluşmadığından sadece serinin kendisi modele eklenmiş, hata terimleri eklenmemiştir.

Buğday ekmeklik için ARMA (0, 2) - EGARCH (1,1) modeli en uygun model olarak elde edilmiştir. Tablo 6'da yer alan buğday ekmeklik getiri serisi katsayılarının olasılıkları (prob.) verilmekte olup; 0,01'e eşit, 0,05'den küçük olanlar istatistiksel olarak anlamlı; 0,001'e eşit, 0,01'den küçük olanlar yüksek düzeyde anlamlı; 0,001'den küçükler ise çok yüksek istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. İstatistiki olarak anlamlı parametreler, geçmişteki şokların ve geçmiş getiri dalgalanmalarının mevcut koşullu oynaklığı etkilediğini göstermektedir. Buğday ekmeklik için Model sonucuna göre, USD/TRY kurunun ve gecelik faizin (TRIBOR) pozitif, petrolün (Brent) negatif yönde oynaklığı etkilediğini göstermektedir ancak gecelik faiz istatistiksel olarak anlamlı değildir (Prob.: 0.7365). Diğer bir deyişle, gecelik faizin buğday ekmeklik fiyatları üzerine herhangi etkisi olmadığı gözlemlenmiştir. Varyans eşitliği sonucuna göre ise USD/TRY kuru istatistiki olarak anlamlıdır. Bu çerçevede, USD/TRY kurundaki beklenmeyen şokların volatilesinin buğday ekmeklik fiyat getirileri üzerine pozitif etkisi olduğu gözlemlenmiştir. Diğer bir deyişle, ürünün fiyat değişimindeki oynaklığı artırdığı istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Kaldıraç etkisini temsil eden  $\gamma$  değişkeni (modelde C(9)) istatistiki olarak anlamlı olmamakla birlikte, fiyat değişimlerinin oynaklığı üzerine negatif etkisi gözlenmiştir. İstatistiki olarak anlamlı olması halinde; negatif etkiyi, negatif şokların pozitif şoklara göre daha fazla etkisi olduğu şeklinde değerlendirebilirdi.

**Tablo 6. Buğday Ekmeklik için E-GARCH (1,1) Modellemesi ve Oynaklığı Etkileyen Unsurlar**

Dependent Variable: RTURIB_BDY_EKM				
Sample (adjusted): 1/08/2016 3/12/2021				
Included observations: 1307 after adjustments				
LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(9)				
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(10)*LOG(GARCH(-1)) + C(11)				
*RESID_RBRENT^2 + C(12)*RESID_RUSDTRY^2 + C(13)				
*RTRIBOR_ON^2				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RESID_RBRENT	-0.085210	0.023970	-3.554833	0.0004
RESID_RUSDTRY	0.190802	0.073207	2.606324	0.0092
RTRIBOR_ON	0.000952	0.002828	0.336439	0.7365
C	0.001118	0.000349	3.206508	0.0013
MA(1)	-0.453829	0.020178	-22.49159	0.0000
MA(2)	-0.106144	0.027488	-3.861485	0.0001
Variance Equation				
C(7)	-0.176326	0.017704	-9.959936	0.0000
C(8)	0.169137	0.009919	17.05141	0.0000
C(9)	-0.008950	0.010847	-0.825118	0.4093
C(10)	0.991064	0.002460	402.9409	0.0000
C(11) BRENT	-0.122208	1.415581	-0.086331	0.9312
C(12) USDTRY	48.26830	14.39970	3.352035	0.0008
C(13) TRIBOR_ON	-0.020200	0.010405	-1.941393	0.0522
R-squared	0.229672	Mean dependent var		0.000633
Adjusted R-squared	0.226711	S.D. dependent var		0.059352
S.E. of regression	0.052192	Akaike info criterion		-3.558121
Sum squared resid	3.543980	Schwarz criterion		-3.506643
Log likelihood	2338.232	Hannan-Quinn criter.		-3.538811
Durbin-Watson stat	2.164107			

Buğday makarnalık için ARMA (2, 0) - EGARCH (1,1) modeli en uygun model olarak elde edilmiştir. Buğday makarnalık için Model sonucuna göre, USD/TRY kuru ve gecelik faiz (TRIBOR) için pozitif, petrol (Brent) için beklenmeyen şokların üzerinde negatif yönde etki bulunmuş olup tüm açıklayıcı değişkenler istatistiksel olarak anlamlıdır. Varyans eşitliği sonucuna göre ise USD/TRY kuru istatistiki olarak anlamlıdır. Bu çerçevede, USD/TRY kurundaki beklenmeyen şokların volatilitésinin buğday makarnalık fiyat getirileri üzerine pozitif etkisi olduğu gözlemlenmiştir. Diğer bir deyişle, ürünün fiyat değişimindeki oynaklığı artırdığı istatistiksel olarak anlamlı görülmektedir. Kaldıraç etkisi “ $\gamma$ ” değişkenini temsil eden C(9) istatistiki olarak anlamlı olup, fiyat değişimlerinin oynaklığı üzerine negatif/asimetrik etkisi gözlemlenmemiştir.

**Tablo 7. Buğday Makarnalık için E-GARCH (1,1) modellemesi ve oynaklığı etkileyen unsurlar**

Dependent Variable: RTURIB_BDY_MAK				
Sample (adjusted): 8/05/2016 3/12/2021				
Included observations: 1160 after adjustments				
LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(9)				
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(10)*LOG(GARCH(-1)) + C(11)				
*RESID_RBRENT^2 + C(12)*RESID_RUSDTRY^2 + C(13)				
*RTRIBOR_ON^2				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RESID_RBRENT	-0.089636	0.016373	-5.474768	0.0000
RESID_RUSDTRY	0.271073	0.078798	3.440094	0.0006
RTRIBOR_ON	0.007638	0.002740	2.787229	0.0053
C	-0.000244	0.000527	-0.463436	0.6431
AR(1)	-0.378936	0.027193	-13.93493	0.0000
AR(2)	-0.177732	0.028539	-6.227737	0.0000
Variance Equation				
C(7)	-0.196657	0.009532	-20.63172	0.0000
C(8)	0.145327	0.007636	19.03307	0.0000
C(9)	0.029336	0.010496	2.794849	0.0052
C(10)	0.983772	0.001391	707.2160	0.0000
C(11) BRENT	-1.298643	1.572143	-0.826034	0.4088
C(12) USDTRY	51.68576	14.34674	3.602612	0.0003
C(13) TRIBOR_ON	-0.011501	0.014547	-0.790593	0.4292
R-squared	0.125467	Mean dependent var		0.000735
Adjusted R-squared	0.121678	S.D. dependent var		0.054788
S.E. of regression	0.051346	Akaike info criterion		-3.843350
Sum squared resid	3.042456	Schwarz criterion		-3.786686
Log likelihood	2242.143	Hannan-Quinn criter.		-3.821970
Durbin-Watson stat	2.015455			

Mısır için ARMA (0, 2) - EGARCH (1,1) modeli en uygun model olarak elde edilmiştir. Mısır için Model sonucuna göre, USD/TRY kuru ve gecelik faiz (LIBOR) için pozitif, petrol (Brent) için negatif yönde ilişki bulunmuştur ancak gecelik faiz ve petrol istatistiksel olarak anlamlı değildir. Diğer bir deyişle, geçmişteki şokların ve geçmiş getiri dalgalanmalarının mevcut koşullu oynaklığı etkilediğine dair bir bulgu elde edilmemiştir. Varyans eşitliği sonucuna göre ise USD/TRY kuru ve gecelik faiz istatistiki olarak anlamlıdır. Bu çerçevede, USD/TRY kurundaki ve faizdeki beklenmeyen şokların volatilitésinin mısır fiyat getirileri üzerine etkisi olduğu gözlemlenmiştir. Diğer bir deyişle, ürünün fiyat değişimindeki oynaklığa etkisi kur için pozitif, faiz için negatif etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.  $\gamma$  değişkenini temsil eden C(9) istatistiki olarak anlamlı olmayıp, fiyat değişimlerinin oynaklığı üzerine negatif etkisi (negatif şokların pozitif şoklara göre daha fazla etkili olması) gözlenmiştir.

**Tablo 8. Mısır için E-GARCH (1,1) modellemesi ve oynaklığı etkileyen unsurlar**

Dependent Variable: RTURIB_MISIR				
Sample (adjusted): 1/08/2016 3/12/2021				
Included observations: 1307 after adjustments				
LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(9)				
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(10)*LOG(GARCH(-1)) + C(11)				
*RESID_RBRENT^2 + C(12)*RESID_RUSDTRY^2 + C(13)				
*RTRIBOR_ON^2				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001159	0.000382	3.032315	0.0024
RESID_RBRENT	-0.004296	0.020884	-0.205717	0.8370
RESID_RUSDTRY	0.126597	0.069889	1.811386	0.0701
RTRIBOR_ON	0.001038	0.001875	0.553481	0.5799
MA(1)	-0.404903	0.026509	-15.27396	0.0000
MA(2)	-0.065299	0.026253	-2.487341	0.0129
Variance Equation				
C(7)	-0.312086	0.031716	-9.839918	0.0000
C(8)	0.128253	0.008594	14.92337	0.0000
C(9)	-0.001635	0.009049	-0.180734	0.8566
C(10)	0.967519	0.004216	229.5015	0.0000
C(11) BRENT	1.815992	1.242646	1.461391	0.1439
C(12) USDTRY	22.73594	13.61917	1.669407	0.0950
C(13) TRIBOR_ON	-0.095055	0.018097	-5.252626	0.0000
R-squared	0.159830	Mean dependent var		0.000744
Adjusted R-squared	0.156601	S.D. dependent var		0.033171
S.E. of regression	0.030464	Akaike info criterion		-4.345666
Sum squared resid	1.207366	Schwarz criterion		-4.294189
Log likelihood	2852.893	Hannan-Quinn criter.		-4.326357
Durbin-Watson stat	2.034234			

## 5. Genel Değerlendirme ve Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye’de gıda ve tarımsal emtia olarak buğday (ekmeklik ve makarnalık) ve mısır fiyat oynaklığı GARCH modeli ile araştırılmıştır. Bu amaçla 2016-2020 dönemi günlük fiyatları üzerinden getiri değerleri incelenmiş olup, her bir ürüne ilişkin modele petrol, döviz ve faiz fiyat değişkenleri de eklenerek etkileşimi incelenmiştir.

Buğday ekmeklik için ARMA (0, 2) - EGARCH (1,1) modeli en uygun model olarak elde edilmiştir. Buğday ekmeklik için Model sonucuna göre, USD/TRY kuru ve gecelik faiz (TRIBOR) pozitif, petrol (Brent) negatif yönde etki göstermektedir ancak gecelik faiz buğday ekmeklik fiyatları üzerine herhangi etkisi olmadığı gözlemlenmiştir. USD/TRY kurundaki beklenmeyen şokların volatilitésinin buğday ekmeklik fiyat getirileri üzerine pozitif etkisi olduğu, ürünün fiyat değişimindeki oynaklığı artırdığı görülmektedir.

Buğday makarnalık için ARMA (2, 0) - EGARCH (1,1) modeli en uygun model olarak elde edilmiştir. Buğday makarnalık için Model sonucuna göre, USD/TRY kuru ve gecelik faiz (TRIBOR) için pozitif, petrol (Brent) için beklenmeyen şokların üzerinde negatif yönde etki bulunmuştur. Varyans eşitliği sonucuna göre USD/TRY kurundaki beklenmeyen şokların volatilitésinin buğday makarnalık fiyat getirileri üzerine pozitif etkisi olduğu, ürünün fiyat değişimindeki oynaklığı artırdığı görülmüştür.

Mısır için ARMA (0, 2) - EGARCH (1,1) modeli en uygun model olarak elde edilmiştir. Mısır için Model sonucuna göre, USD/TRY kuru için pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı ilişki bulunmuş olup, geçmişteki şokların ve geçmiş getiri dalgalanmalarının mevcut koşullu oynaklığı etkilediğine dair bir bulgu elde edilmemiştir. USD/TRY kurundaki ve faizdeki beklenmeyen şokların volatilitésinin mısır fiyat getirileri üzerine etkisi olduğu gözlemlenmiştir.

Diğer yandan, 26 Temmuz 2019 tarihinde organize tek bir borsa olarak faaliyete geçen ve likiditeyi belli ölçüde bir araya getiren Türkiye Ürün İhtisas Borsasının kısa faaliyet dönemindeki (26.07.2019-31.12.2020) fiyat değişimleri çalışma kapsamındaki 01.01.2016-25.07.2019 dönemi ile karşılaştırıldığında, günlük fiyat değişiminin daha istikrarlı bir trend izlediği, fiyat değişim aralığının azaldığı gözlemlenmiştir.

Literatürün aksine petrolün tarım emtiaları ile arasındaki güçlü ilişkinin Türkiye için gözlemlenmemesinin nedenleri arasında çiftçiye verilen destekler ve teşvikler ayrıca, faiz ilişkisinin de gözlenmemesinin nedenleri arasında çiftçiye verilen düşük faizli krediler olup olmadığının incelenmesi gerekir. Söz konusu ürünlere yönelik TÜRİB veri seti üzerinden önümüzdeki dönemde, daha uzun dönemli bir seri üzerinden farklı GARCH modelleri ile değerlendirilmesi, yön gösterici olacaktır.

### **Kaynakça**

- Akar, C. (2007). "Volatilite modellerinin öngörü performansı: ARCH, GARCH ve SWARCH Karşılaştırması". İşletme Fakültesi Dergisi. 8(2): 201-217
- Apergis N, Rezitis A. (2003). "Agricultural price volatility spillover effects: The case of Greece". European Review of Agricultural Economics. 30(3): pp 389-406.
- Balcombe, K. (2009), "The Nature and Determinants of Volatility in Agricultural Prices: An Empirical Study from 1962-2008". Proceedings from FAO Workshop.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics.31: pp 307-327.
- Brooks, C. (2008). "Introductory Econometrics for Finance". Cambridge University Press 2nd Edition, pp 384
- Colm, K., Patton, A. J. (2000). "Multivariate GARCH modeling of exchange rate volatility transmission in the European monetary system". The Financial Review, 35(1), 29-48. doi. 10.1111/j.1540-6288.2000.tb01405. Erişim: 30.06.2021
- Engle, R. F. (1982). «Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation». Econometrica 50 (4): 987-1007. doi:10.2307/1912773. Erişim: 10.05.2021
- FAO. <http://www.fao.org/faostat/en/> Erişim: 10.05.2021
- FAO (2011). "Price volatility in food and agricultural markets: Policy responses". FAO, IFAD, IMF, OECD, UNCTAD, WFP, the World Bank, the WTO, IFPRI, UN HLTf katkısı ile oluşturulan Politika Raporu. <https://doi.org/10.1093/ajae/aaq116> Erişim: 30.05.2021
- Frank, J., Garcia, P. (2010), "Bid-ask spreads, volume, and volatility: Evidence from livestock markets". Journal of Agricultural Economics, 4: pp 78-124.
- Gilbert, C., Morgan, C. (2010b), "Food Price Volatility", Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences, 365(1554): pp 3023-3034.
- Hamulczuk, M., Klimkowski, C. (2011) Zmienność cen pszenicy w Unii Europejskiej [Wheat prices volatility in the European Union]. Zeszyty Naukowe SGGW. Problemy Rolnictwa Światowego 11(4): pp 77-87.
- Han, D., Nayga J, (2012), "Interrelationship and Volatility Transmission between Grain and Oil Prices", Journal of Agricultural and Resource Economics, 5(2): pp 86-99.
- Huchet-Bourdon, M. (2011), "Agricultural Commodity Price Volatility: An Overview", OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers, No. 52, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/5kg0t00nrthc-en> Erişim: 30.06.2021
- Meyers, W.H., Meyer, S. (2008). Causes and Implications of the Food Price Surge. Food and Agricultural Policy Research Institute at the University of Missouri, FAPRI-MU Report Series. [https://www.researchgate.net/publication/24108951\\_Causes\\_and\\_Implications\\_of\\_the\\_Food\\_Price\\_Surge](https://www.researchgate.net/publication/24108951_Causes_and_Implications_of_the_Food_Price_Surge) Erişim: 30.05.2021

- Mushtaq, K., Ghafoor, A. Abdullah & Ahmad, F. (2011), "Impact of Monetary and Macroeconomic Factors On wheat Prices in Pakistan: Implication For food Security", The Lahore Journal of Economics. 16 (1), pp 95-110.
- Nelson, D. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", Econometrica. 59, pp 347-370.
- OECD (2009), "Evaluation of Agricultural Policy Reforms in Japan", Organization for Economic Co-operation and Development. p 76.
- Ott, H. (2012), "Fertilizer Markets and Their Interplay with Commodity and Food Prices", <http://ipts.jrc.ec.europa.eu/publications/pub.cfm?id=5059>. Erişim: 30.05.2021
- Sumner, D. (2009), "Recent Commodity Price Movements In Historical Perspective", American Journal Of Agricultural Economics. 91 (5), pp 1250-1256.
- TÜRİB (2020) <https://www.turib.com.tr/tarihsel-veri> Erişim: 10.05.2021
- UNCTAD (2007). "Overview of the world's commodity exchanges- 2007. Study prepared by the UNCTAD secretariat. [https://unctad.org/system/files/official-document/ditcom20084\\_en.pdf](https://unctad.org/system/files/official-document/ditcom20084_en.pdf) Erişim: 10.05.2021
- Wang, P., Wang, P. (2001). Equilibrium adjustment, bais risk and risk transmission in spot and forward foreign exchange markets. Applied Financial Economics. 11(2), 127-136. doi. 10.1080/096031001750071514
- Wolf, H. (2004), "Volatility: Definitions And Consequences," Draft Chapter for: Managing Volatility and Crises: A Practitioner's Guide, IMF, March.

**Ek: Modeldeki Her Bir Serinin EGARCH (1,1) Regresyon Sonuçları**

a) **Petrol (BRENT) Getiri Serisi**

Dependent Variable: RBRENT				
Sample (adjusted): 1/06/2016 3/12/2021				
Included observations: 1309 after adjustments				
LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6)				
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1))				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000977	0.000461	2.119820	0.0340
AR(1)	-0.885715	0.097514	-9.082911	0.0000
MA(1)	0.904868	0.089252	10.13833	0.0000
Variance Equation				
C(4)	-0.235560	0.051277	-4.593890	0.0000
C(5)	0.117995	0.027474	4.294755	0.0000
C(6)	-0.094547	0.017127	-5.520379	0.0000
C(7)	0.981603	0.005123	191.6196	0.0000
T-DIST. DOF	5.518280	0.747688	7.380455	0.0000
R-squared	0.006493	Mean dependent var		0.000483
Adjusted R-squared	0.004971	S.D. dependent var		0.027259
S.E. of regression	0.027191	Akaike info criterion		-5.018056
Sum squared resid	0.965596	Schwarz criterion		-4.986417
Log likelihood	3292.318	Hannan-Quinn criter.		-5.006189
Durbin-Watson stat	1.962437			

b) **ABD\$/TL Kuru (USDTRY) Getiri Serisi**

Dependent Variable: RUSDTRY				
Sample (adjusted): 1/08/2016 3/12/2021				
Included observations: 1307 after adjustments				
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(7)				
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(8)*LOG(GARCH(-1))				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000631	0.000138	4.555766	0.0000
AR(1)	0.093595	0.027041	3.461250	0.0005
AR(2)	-0.029684	0.028529	-1.040480	0.2981
AR(3)	-0.036744	0.030248	-1.214738	0.2245
Variance Equation				
C(5)	-0.756705	0.054681	-13.83844	0.0000
C(6)	0.334129	0.020026	16.68454	0.0000
C(7)	0.092904	0.012794	7.261826	0.0000
C(8)	0.947497	0.004955	191.2129	0.0000
R-squared	0.038884	Mean dependent var		0.000694
Adjusted R-squared	0.036671	S.D. dependent var		0.010002
S.E. of regression	0.009817	Akaike info criterion		-6.939553
Sum squared resid	0.125581	Schwarz criterion		-6.907875
Log likelihood	4542.998	Hannan-Quinn criter.		-6.927671
Durbin-Watson stat	1.780821			

c) **Gecelik TL Bankalar Arası Faiz Oranı (IR\_ON) Serisi**

İstatistiki olarak anlamlı ARCH ve GARCH modeli bulunamamıştır.

**Beyan ve Açıklamalar (Disclosure Statements)**

1. Bu çalışmanın yazarları, araştırma ve yayın etiği ilkelerine uyduklarını kabul etmektedirler (The authors of this article confirm that their work complies with the principles of research and publication ethics).
2. Yazarlar tarafından herhangi bir çıkar çatışması beyan edilmemiştir (No potential conflict of interest was reported by the authors).
3. Bu çalışma, intihal tarama programı kullanılarak intihal taramasından geçirilmiştir (This article was screened for potential plagiarism using a plagiarism screening program).