

Türkiye'deki Kırmızı Et ve Yemlik Buğday Piyasaları Arasındaki Oynaklık Aktarımlarının Ampirik Olarak Ortaya Konulması

Faruk URAK^{1*}, Abdulkaki BİLGİC², Vedat DAĞDEMİR³, Hüseyin ÖZER⁴

¹Türkiye Radyo Televizyon Kurumu (TRT), Erzurum Müdürlüğü, Erzurum, Türkiye, ²Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Yönetim Bilişim Sistemleri Bölümü, Bilecik, Türkiye, ³Atatürk Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Bölümü, Erzurum, Türkiye, ⁴Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Erzurum, Türkiye

¹<https://orcid.org/0000-0002-2592-0589>, ²<https://orcid.org/0000-0001-5946-0915>, ³<https://orcid.org/0000-0002-2293-9460>

⁴<https://orcid.org/0000-0003-4915-6447>

✉: farukurak.trt@gmail.com

ÖZET

Bu çalışmada, benzin ve ithalat dışsal değişkenleri kullanılarak, Türkiye'de dana ve kuzu karkas etleri ile yemlik buğday reel fiyatları arasındaki uzun dönem oynaklık ilişkisi ve simetrisi 2005:01-2019:06 dönemi günlük verilerinden yararlanılarak VAR (1)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) Modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada, benzin piyasasında meydana gelen oynaklıkların kuzu karkas ve yemlik buğday piyasalarındaki oynaklıkları arttırdığı, dana karkas piyasasındaki oynaklığı ise azalttığı tespit edilmiştir. Çalışmada ürün piyasalarında oynaklık geçişkenliklerinde asimetrik etkilerin mevcut olduğu sonucuna varılmıştır. Dana karkasın kuzu karkas ve yemlik buğday fiyat getirileriyle olan optimal portföy ağırlıkları sırasıyla 0.643 ve 0.560 iken kuzu karkasın yemlik buğday fiyat getirisiyle olan optimal portföy ağırlığı 0.442 olarak tespit edilmiştir.

Tarım Ekonomisi

Araştırma Makalesi

Makale Tarihçesi

Geliş Tarihi : 21.06.2021

Kabul Tarihi : 18.11.2021

Anahtar Kelimeler

Dana Karkas

Kuzu Karkas

Yemlik Buğday

Benzin

Fiyat Oynaklığı

Empirically Eliciting the Volatility Transmission between Red Meat and Forage Wheat Markets in Turkey

ABSTRACT

In this study, using gasoline and import as exogenous variables, the long-term volatility and symmetrical relationship between prices of beef and lamb carcass meats and feed wheat in Turkey were analyzed using the 2005:01-2019:06 daily data and the VAR (1)-Asymmetric BEKK-GARCH (1, 1) model. The study determined that uncertainties in the gasoline market increased volatilities in the lamb carcass and feed wheat markets while reducing swings in the beef carcass market. Also, asymmetric effects are present in the uncertainty pass-through in product markets. The optimal portfolio weights of beef carcass with lamb carcass and feed wheat price returns were 0.643 and 0.560, respectively, whereas the lamb carcass was 0.442 with optimal portfolio weight for feed wheat.

Agricultural Economics

Research Article

Article History

Received : 21.06.2021

Accepted : 18.11.2021

Keywords

Beef Carcass

Lamb Carcass

Feed Wheat

Gasoline

Price Volatility

Atıf Şekli: Soyisim A, Soyisim A 2022. Makale adı Makale adı Makale adı Makale adı Makale adı Makale adı Makale adı . KSÜ Tarım ve Doğa Derg 25 (5): 1168-1180. <https://doi.org/10.18016/ksutarimdog.vi.955565>

To Cite : Soyisim A, Soyisim A 2022. Manuscript Title. Manuscript Title. Manuscript Title. Manuscript Title. Manuscript Title. Manuscript Title. KSU J. Agric Nat 25 (5): 1168-1180. <https://doi.org/10.18016/ksutarimdog.vi.955565>

GİRİŞ

Gıda güvenliği, herkes tarafından her zaman aktif ve sağlıklı bir yaşam için yeterli yiyeceğe erişimdir (Dünya Bankası, 2008). Gıda güvenliğini tehdit eden unsurların başında sürekli artan dünya nüfusu, kentleşme, gıda talebi, iklim değişikliği ve biyoyakıt talebi gelmektedir. Dünya nüfusunu beslemek yerine biyoyakıt üretmek için gıda ürünlerinin kullanımı, bir yandan biyoyakıtların sürdürülebilirliği hakkında soru işaretlerinin doğmasına neden olurken, diğer

yandan da dünya gıda güvenliği tartışmalarının başlamasına neden olmuştur (Cabrera ve Schulz, 2016).

Biyoyakıtlar tarımsal ürünler için önemli ve büyüyen bir talep kaynağıdır. Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'de 2019 yılında mısırın etanole dönüştürme oranı yaklaşık %39 iken, Brezilya'da 2020 yılında bu oranın yaklaşık %42 olduğu belirtilmiştir (Energy Efficiency & Renewable Energy, 2021; UNEM, 2021). Ayrıca uzun dönem biyoyakıt üretimi mısır, buğday

ve pirinç fiyatlarını sırasıyla yaklaşık %47, %26 ve %25 arttırdığı vurgulanmıştır (Rosegrant ve ark., 2008). ABD ve Avrupa Birliği (AB)'ndeki tahıl ve yağlı tohumlardan biyoyakıt üretiminin 2002 ve 2008 yılları arasında gıda fiyat artışında en önemli faktör olduğu ifade edilmiştir (Mitchell, 2009).

Enerji fiyatlarının gıda fiyatları üzerinde önemli bir etkiye sahip olmasından dolayı daha yüksek enerji fiyatları özellikle hassas ekonomilerde enerji ve gıda güvensizliğini artıracaktır (Taghizadeh-Hesary ve ark., 2019). Biyoyakıtlardaki hızlı büyüme, petrol piyasasında fiyat dalgalanmalarının tarım sektörüne doğrudan ve güçlü bir şekilde aktarılmasıyla gıda arzındaki istikrar üzerinde ilave baskılar oluşturmaktadır. Bu durum, gelişmekte olan birçok ülke için, özellikle kırsal kesimde yaşayan ve gıda güvenliği olmayan insanların büyük oranlarına sahip olan ülkeler için gıda güvenliğini olumsuz etkileyebilir. Biyoyakıt üretimi için tarımsal ürünlerin daha çok kullanımı bu fiyat ilişkisini daha da güçlendirmektedir. Tüm bu faktörler sonuçta tarımsal gıda fiyatlarının artmasına neden olmakta ve az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde gıda güvenliği sorununu meydana getirmektedir (Barsky ve Kilian, 2001).

Tarımsal ürünlerin üretim sürecinden son tüketiciye ulaşana kadar olan süreçte petrol ve petrol türevlerinin (gübre, tarım ilaçları ve herbisitler gibi) kullanılmasından dolayı petrol fiyatlarında meydana gelebilecek bir oynaklığın temel bir tarım ürün olan kırmızı et fiyatına yansıtacağı vurgulanmıştır (Cabrera ve Schulz, 2016). Mısır fiyatlarının domuz fiyatları üzerindeki etkisi doğrusal olmayan ve asimetric özelliklere sahip olduğu vurgulanılırken (Wang ve ark., 2018), mısır ve buğday ile sığır eti ve domuz eti arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur (Ziemer ve Collins, 1984). Tarımsal girdi ve perakende gıda fiyatları oynaklığının, tarımsal çıktı fiyatlarının oynaklığında önemli ve pozitif yönde yayılma etkileri olduğu ifade edilmiştir (Khiyavi ve ark., 2012; Sidhoum ve Sera, 2016). Enerji (benzin) piyasasında meydana gelen artışlarının koyun eti ve besi yemi piyasalarının uzun dönem oynaklığını pozitif yönde etkilediği belirlenmiştir (Özdemir ve ark., 2020). Enerji fiyatlarında meydana gelen oynaklıklar üreticiler üzerinde belirsizlikler oluşturmaktadır. Bu da doğrudan tarımsal üretimdeki arz yapısını etkilemektedir. Tarımsal tedarik zincirlerindeki fiyat oynaklık yayılmalarının boyutunu ve yönünü bilmek üreticiler için etkin kararlar almada ve bu kararları uygulamada önemlidir. Aynı zamanda enerji ve tarımsal ürün fiyatları arasındaki etkileşim tarımsal üretimdeki arzı doğrudan etkileyebilmektedir.

Gıda fiyatlarındaki oynaklığın artmasıyla gelirinin büyük bir bölümünü gıda harcamalarına ayıran az gelişmiş ülkelerdeki aileler, bu durum karşısında

gittikçe daha da fakirleşmektedir. Ayrıca ani gıda fiyat artışları veya gıda fiyatlarının birkaç ay içinde hızlı artış durumu sağlık, beslenme, eğitim ve tasarruf dahil olmak üzere sosyal refah üzerinde geri dönüşümsüz negatif etkileri söz konusu olabilir (Mensi ve ark., 2014; Abdelradi ve Serra, 2015a; Sidhoum ve Sera, 2016). Neticede enerji piyasasındaki belirsizliklerin gıda piyasalarına aktarımı önemli bir tehdit oluşturmakta, bu piyasalar arasındaki belirsizliklerin en aza indirilmesi söz konusu sektörlerde istikrarın sağlanmasında sözü edilen belirsizliklerin yön ve büyüklüklerinin ve portföy ağırlıklarının bilinmesi, Türkiye'de hayvansal (dana ve kuzu karkas) ve bitkisel (yemlik buğday) ürünlerin geleceği için oldukça önemlidir.

Bu çalışmanın amacı, benzin ve ithalat dışsal (egzojen) değişkenleri kullanılarak Türkiye'deki dana karkas eti, kuzu karkas eti ve yemlik buğday fiyatları arasındaki piyasa getiri düzeyleri ve oynaklıklarının yayılım süreçlerinin asimetric ilişki ile birlikte yön ve büyüklüklerinin ampirik olarak ortaya konulmasıdır. Buna ek olarak benzin ve ithalat değişkenleri dana karkas eti, kuzu karkas eti ve yemlik buğday piyasalarının koşullu uzun dönem oynaklık denklemlerinde kontrol edilerek, benzin ve ithalat piyasalarında oluşacak tek yönlü oynaklıkların dana karkas eti, kuzu karkas eti ve yemlik buğday piyasalarında nasıl bir etki meydana getirdiği ortaya konulmuştur.

MATERYAL ve METOD

Materyal

Dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday fiyatları Türkiye Odalar ve Borsalar Birliği (TOBB)'nin veri tabanı günlük borsa değerlerinden elde edilmiştir. Aynı zamanda makroekonomik değişkenlerden enerji piyasasına gösterge olarak benzin ve ithalat değişkenleri dâhil edilmiştir. Akaryakıt fiyatının göstergesi olarak benzin pompa fiyatı kullanılmış olup, veriler Enerji Piyasası Düzenleme Kurumu (EPDK)'nun veri tabanından temin edilmiştir. Akaryakıt fiyatları olarak ham petrol fiyatları kullanılmamıştır; çünkü Türkiye'de akaryakıt fiyatlarından alınan yüksek verginin dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday fiyatlarında oynaklığa neden olabileceği düşünülmektedir. Bu çalışmada motorin (mazot) fiyatları yerine benzin fiyatlarını kullanmamızda, Türkiye'de benzinden daha yüksek bir verginin alınması (2019 yılında 1 litre motorinden alınan vergi 1.79 ₺ (Türk Lirası, TL) iken 1 litre benzinden alınan vergi ise 2.37 ₺'dir) ile birlikte benzinin gözlem sayısının motorine göre daha fazla olması etkili olmuştur. Motorin/benzin fiyat oranı zaman aralığında pek fazla bir değişim sergilemediğinden analiz sonuçları motorin cinsinden türetilmesine imkan sağladığından ötürü gözlem sayısı daha yüksek olan benzin serisi değişkeni

kullanılmıştır. Ayrıca ithalatın yapılmadığı dönemlere göre ithalatın yapıldığı dönemlerde ithalat değişkeninin ilgili piyasalar üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Bu bağlamda ithalat değişkeni serisi ise Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) veri tabanından temin edilmiştir. Seriler arasındaki oynaklığın incelenmesi için benzin fiyatı ve ithalatın yemlik buğday, dana karkas ve kuzu karkas fiyatındaki dalgalanmalara geçişkenliği 2005:01-2019:06 döneminde günlük veri seti kullanılmıştır.

Metod

Verilerin analizinde Vektör Otoregresif (VAR)-Asimetrik Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK) Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli kullanılmıştır. Bu model bir sistem içerisinde hem koşullu vektör otoregresifi hem de bağımlı çok değişkenli GARCH sürecini belirten koşullu varyans denklemi içermektedir. Söz konusu model Engle ve Kroner (1995) tarafından geliştirilen BEKK-GARCH yöntemine ilave olarak şokların (pozitif ve negatif) eşit büyüklükte olmadığı gerçeğini sisteme entegre ederek diğer modellere üstünlük sağlamıştır (Rahman ve Serlitis, 2012; Salisu ve Oloko, 2015). Finansal piyasalarda şoklarının asimetrik etkisinin sıkça araştırıldığı son dönemlerde, finansal zaman serileri değişkenleri arasındaki karşılıklı bağımlılıkların modellenmesine binaen bu model kullanılmıştır. Ayrıca model, BEKK GARCH kısmındaki tahminçiler ile koşullu varyans denkleminin pozitif tanımlanma şartını yerine getirmektedir. (Rahman ve Serlitis, 2012; Salisu ve Oloko, 2015). Eşitlik 1-3'de getiri değişkenlerinin koşullu ortalamaları ile koşulları varyanslarını tanımlanmıştır (Rahman ve Serlitis, 2012; Salisu ve Oloko, 2015).

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Gamma_i R_{t-i} + \Psi G + \omega I + \varepsilon_t, \quad (1)$$

Getiri ortalamalarındaki vektör ve parametre matrislerinin genel açılımı Eşitlik 2'deki gibidir.

$$R_t = \begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \\ R_{3,t} \end{bmatrix}; \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix}; \mu_t = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix}; \Psi = \begin{bmatrix} \psi_1 \\ \psi_2 \\ \psi_3 \end{bmatrix}; \omega = \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \\ \omega_3 \end{bmatrix} \quad (2)$$

Burada; R_t sırasıyla dana karkas eti, kuzu karkas eti ve yemlik buğday sektörlerindeki piyasaların getiri vektörünü yansıtmakta olup, her bir piyasanın

$$C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{pmatrix}; \Psi = \begin{pmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} & \psi_{13} \\ 0 & \psi_{22} & \psi_{23} \\ 0 & 0 & \psi_{33} \end{pmatrix}; \varphi = \begin{pmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} & \varphi_{13} \\ 0 & \varphi_{22} & \varphi_{23} \\ 0 & 0 & \varphi_{33} \end{pmatrix}; A = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{pmatrix}; B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix}; D = \begin{pmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{pmatrix} \quad (4)$$

Yukarıdaki tüm matrisler mxm, yani 3x3 boyutundadırlar. Ayrıca C, Ψ ve φ alt köşegen matrisleri olup, sırasıyla varyans denklemlerinin sabit katsayılarını, benzin piyasasının ve ithalatın ilgili piyasadaki belirsizlik üzerindeki geçişkenlik

getirisi $R_t = 100 * \ln(P_t / P_{t-1})$ şeklinde hesaplanmıştır. Burada; P_t ve P_{t-1} sırasıyla ilgili piyasanın reel fiyatını ve gecikme değerini ifade ederken, \ln doğal logaritma sembolünü göstermektedir. P_{t-1} ise P_t 'nin bir dönem önceki değerini ifade etmektedir. Koşullu denklemdaki getiri serilerinin gecikme değerleri (R_{t-i}) AIC, BIC ve HQ kriterleri karşılaştırmalı referans alınarak belirlenmiştir. G, I ve ε_t sırasıyla benzin serisini, ithalat değişkenini ve kısa dönem şoklarını ifade etmektedir. Öte yandan μ her bir piyasa getirisine ait sabit terim parametresini, γ getiri serilerinin gecikme değerlerine ilişkin katsayıları, Ψ ve ω katsayıları ise sırasıyla benzin ve ithalat değişkenlerinin koşullu ortalamadaki etkisini ölçmektedir. I kukla değişkeni, dana karkas ve kuzu karkas ithal edildiği aylarda 1 diğer aylarda ise 0 değerini alacak şekilde oluşturulmuştur. Eşitlik 4'teki koşullu varyans denklemindeki seri getirilerinden elde edilen kalıntıları negatif iken = 1 değilse = 0 olacak şekilde tanımlanarak, negatif ve pozitif kalıntı etkilerini birbirinden ayırtıran asimetrikliğe imkan sağlamıştır. Ayrıca, dana karkas eti ve kuzu karkas eti piyasalarında ithalatın piyasa getirilerinin uzun dönem oynaklığı üzerindeki etkisini ölçmek için Grier ve ark. (2004)'nın geliştirdikleri asimetrik BEKK-GARCH modelindeki koşullu varyans denklemi aşağıdaki gibidir.

$$H_t = \Upsilon \Upsilon' + \sum_{k=1}^g A'_k \varepsilon_{t-k} \varepsilon'_{t-k} A_k + \sum_{j=1}^f B'_j H_{t-j} B_j + D' \xi_{t-1} \xi'_{t-1} D \quad (3)$$

Burada; H matrisi iki farklı kısımdan elde edilmiştir. Birinci kısım denklemin sabitleri (C), dışsal (egzojen) değişken olarak öngörülen benzin (G) ve ithalat (I) parametrelerinden oluşmaktadır. Öte yandan denklemin ikinci kısmı ise kısa dönem şoklar (ε_{t-k}), uzun dönem volatilitite (H_{t-j}) ve asimetrik etki (ξ_{t-1}) parametrelerinden meydana gelmektedir. Birinci kısım, $\Upsilon = (C + \Psi G + \varphi I)$ şeklinde gösterilirken, ikinci

kısım ise $\sum_{k=1}^g A'_k \varepsilon_{t-k} \varepsilon'_{t-k} A_k + \sum_{j=1}^f B'_j H_{t-j} B_j + D' \xi_{t-1} \xi'_{t-1} D$ şeklinde

gösterilebilir. BEKK-GARCH kısmının ölçülebilmesinde H_t matrisinin pozitif kesin tanımlanmasını garantilediği için şok ve kalıcı belirsizlik etkileri sistem üzerinden ayrışabilmektedir. Eşitlik 3'teki değişkenlerin matris yapıları aşağıdaki gibidir.

$$A = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{pmatrix}; B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix}; D = \begin{pmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{pmatrix} \quad (4)$$

iletimini ölçmektedir. Diğer taraftan, A, B ve D matrisleri sırasıyla kısa dönem şokları, uzun dönem belirsizliği (volatilititeyi) ve asimetrik etkiyi gösteren parametrelerden meydana gelmektedir. Ayrıca A, B ve D matrislerindeki köşegen katsayıları ilgili

piyasanın yalnızca kendi kısa dönem şokları, uzun dönem belirsizliği ve kısa dönem asimetrisi ile ilişkili iken, bu matrislerdeki köşegen dışı parametreler ise reseptörler gibi karşı piyasalardan gelecek olan kısa dönem şokları, uzun dönem belirsizlikleri ve kısa dönem asimetrik ilişkinin varlığını yakalamaktadır. BEKK modelinin koşullu

$$L_t = \ln \left[\frac{\Gamma\left(\frac{v+n}{2}\right) v^{\frac{n}{2}}}{(vn)^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right) (v-n)^{\frac{n}{2}}} \right] - \frac{1}{2} \ln |H_t| - \frac{1}{2} (v+n) \ln \left(1 + \frac{\varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t}{v-2} \right) \quad (5)$$

Burada; n ortalama denklem sayısı, ε_t n vektörlü ortalama denklemlere ait kalıntıları, v serbestlik derecesini (v>2 olmak koşulluyla) ve $\Gamma(\cdot)$ gama fonksiyonunu göstermektedir.

Optimal portföy ağırlıkları ve koruma (hedge) oranları

BEKK-GARCH modeli temel alınarak dana ve kuzu karkas ile yemlik buğday ürün piyasalarının kendi

$$w_t^{i,j} = \frac{h_t^j - h_t^{i,j}}{h_t^i - 2h_t^{i,j} + h_t^j} \quad i=1, \dots, m \text{ ve } j = \text{alternatif piyasa} \quad (6)$$

Burada; tarım ürünleri piyasaları sayısı i = 1, ..., m'dir. Benzer şekilde h_t^i her bir seçilmiş tarım ürününe ait koşullu varyansı ifade ederken, h_t^j alternatif piyasa için tahmin edilmiş koşullu varyansı göstermektedir. $h_t^{i,j}$ ise seçilmiş her bir tarım ürünü ile alternatif piyasa arasındaki tahmin edilmiş koşullu ortakvaryansı göstermektedir. Bir yatırımcı

$$w_t^{i,j} = \begin{cases} 0, & \text{eğer } w_t^{i,j} < 0 \\ w_t^{i,j}, & \text{eğer } 0 \leq w_t^{i,j} \leq 1 \\ 1, & \text{eğer } w_t^{i,j} > 1 \end{cases} \quad (7)$$

Buradaki ortalama tartılı ağırlık bir yatırımcının 1 ₺'nin ne kadarını A tarım ürününe geriye kalanını da alternatif B tarım ürününe yatırması gerektiğini

$$\beta_t^{i,j} = \frac{h_t^{i,j}}{h_t^j}, \quad i=1, \dots, m \text{ ve } j = \text{alternatif piyasa} \quad (8)$$

Buradaki $\beta_t^{i,j}$ sektör i piyasasında, j piyasasındaki bir ₺'lik uzun dönem pozisyon karşısında riskten korunmak (hedge) için gerekli kısa dönem pozisyon miktarını yansıtmaktadır.

Çizelge 1. Tanımlayıcı İstatistikler

Table 1. Descriptive Statistics

İstatistikler (Statistics)	Getiriler (Returns) (R _j , t)		
	R _{dana karkas (beef carcass)} , t	R _{kuzu karkas (lamb carcass)} , t	R _{yemlik buğday (feed wheat)} , t
Ortalama (Mean)	-0.025	0.044	0.067
Std. Sapma (Std. dev.)	4.325	5.735	6.305
t-statistics (mean=0)	-0.098 (0.922)	0.128 (0.898)	0.178 (0.859)
Eğiklik (Skewness)	0.071 (0.629)	0.375 (0.010)	-0.187 (0.202)
Basıklık (Kurtosis)	1.955 (0.000)	3.002 (0.000)	4.099 (0.000)
Jarque-Bera (Jarque-Berra)	45.007 (0.000)	112.138 (0.000)	198.351 (0.000)

Not: Parantez içindeki değerler p-değerlerini yansıttığı gibi *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde serilerin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

ortalama ve koşullu varyans ortak varyans denklemlerine ait katsayılar Bollerslev'in (1987)'de önerdiği Student's t-dağılımı bağlamında log-olabilirlik fonksiyonun maksimum kılınması ile elde edilmiştir. Bu dağılımın olabilirlik fonksiyonu Eşitlik 5 ile tanımlanmıştır.

İçlerine karşı koruma (hedge) oranı yanı sıra diğer en uygun oranlar da belirlenmiştir. Buradaki amaç, bir yatırımcının beklenen yatırım getirilerindeki riski en aza indirmeyi amaçlamaktadır. Kroner ve Ng (1998) optimal tahvil ağırlığını; t zamanlı j sektörü için tek para birimli i portföyü içinde i ağırlığı olarak ifade etmiştir (Kroner ve Ng, 1998). Bu formüller sırasıyla Eşitlik 6, 7 ve 8 ile verilmiştir;

borsada birden fazla hisseyi elinde bulundurabilir ve fiyatlarda meydana gelecek olan belirsizliklere karşı pozisyon belirleyebilir. Bu bağlamda riskten korunma stratejileri ürünlerde veya değişkenlerde fiyat oynaklıklarını azalttığı gibi yatırımcıya gelecekteki yatırım kararları için tam ve kesin fiyat projeksiyonu imkanını sunar. Bu durumda portföy ağırlığı Eşitlik 7 ile ifade edilmektedir.

göstermektedir. Kroner ve Sultan (1993) varlık portföylerinin optimal koruma (hedge) oranlarını ise Eşitlik 8 aracılığıyla tahmin etmişlerdir.

BULGULAR ve TARTIŞMA

Çizelge 1'de modelin betimleyici istatistik değerleri sunulmuştur. Getiri serilerinde en düşük getiriye dana karkasın (-0.025) sahip olduğu tespit edilmiştir.

Getiri serilerinde dana karkas negatif getiriye sahipken, kuzu karkas ile yemlik buğdayın pozitif değerlidir. Basıklık katsayısı getiri serilerinin sivri uçlu ve şişman kuyruklu bir dağılım sergilediğini göstermektedir. Getiri serilerinin leptokurtik dağılım göstermesi serilerde ARCH etkisinin bir kanıtıdır. Elde edilen test istatistikleri sonucunda serilerin %1

önem seviyesinde normal dağılmadığı görülmüştür. Fiyat ve getiri serilerine ait korelasyon ve otokorelasyona ait bilgiler Çizelge 2’de sunulmuştur. Getiri serileri arasındaki korelasyonda dana karkas eti ve kuzu karkas eti, dana karkas eti ve yemlik buğday ile kuzu karkas eti ve yemlik buğday arasında pozitif yönlü bir ilişki elde edilmiştir.

Çizelge 2. Değişkenlere Ait Korelasyon ve Otokorelasyon Bilgileri
Table 2. Correlation and Autocorrelation Information of Variables

	$R_{\text{dana karkas (beef carcass), t}}$	$R_{\text{kuzu karkas (lamb carcass), t}}$	$R_{\text{yemlik buğday (feed wheat), t}}$
Fiyat Düzeyleri veya Kapanış Değerleri için Korelasyonlar: (Correlations for Price Levels or Closing Levels)			
$FD_{\text{dana karkas (beef carcass), t}}$		0.989	0.988
$FD_{\text{kuzu karkas (lamb carcass), t}}$			0.979
$FD_{\text{yemlik buğday (feed wheat), t}}$			
Seri Getirileri için Korelasyonlar: (Correlations for Returns)			
$R_{\text{dana karkas (beef carcass), t}}$		0.240	0.026
$R_{\text{kuzu karkas (lamb carcass), t}}$			0.098
$R_{\text{yemlik buğday (feed wheat), t}}$			
Seri Getirilerinin Kareleri Arasındaki Korelasyonlar: (Correlations among Squared Returns)			
$R^2_{\text{dana karkas (beef carcass), t}}$		0.351	0.467
$R^2_{\text{kuzu karkas (lamb carcass), t}}$			0.235
$R^2_{\text{yemlik buğday (feed wheat), t}}$			

Çizelge 3’te modelin test sonuçları verilmiştir. ARCH testi sonuçlarına göre kuzu karkas eti getiri serisi oynaklığı içermez iken, dana karkas eti ve yemlik

buğday serilerinin getirilerinde değişen varyansın olduğu ve dolayısıyla getiri serilerinin oynaklığının zamana bağlı olarak değiştiğini göstermektedir.

Çizelge 3. Kırmızı Et ve Yemlik Buğday Serilerine Ait İstatistik Testler
Table 3. Statistical Tests of Red Meat and Forage Wheat Series

	$R_{\text{dana karkas (beef carcass), t}}$	$R_{\text{kuzu karkas (lamb carcass), t}}$	$R_{\text{yemlik buğday (feed wheat), t}}$
Fiyat Düzeylerindeki otokorelasyonların veya Kapanış Değerlerinin Test Edilmesi: (Testing Autocorrelations in Price Levels or Closing Levels)			
Ljung-Box Q (10)	25.992 (0.004)	234.166 (0.000)	52.575 (0.000)
Ljung-Box $Q^2(10)$	24.822 (0.006)	5.137 (0.882)	65.769 (0.000)
HM-Q (10)		111.027 (0.066)	
Fiyat Düzeylerindeki ARCH veya Kapanış Değerlerinin Test Edilmesi: (Testing ARCH in Price Levels or Closing Levels)			
ARCH-LM (10)	2.509 (0.007)	0.354 (0.965)	7.061 (0.000)
MARCH-LM (10)		930.240 (0.000)	
Seri Getirileri için Durağanlık Birim Kök Testi: (Unit Root Test for Returns Series)			
ADF	-13.130*** (lags=1)	-12.530*** (lags=1)	-15.500*** (lags=1)
KPSS	0.026 (lags=1)	0.027 (lags=1)	0.027 (lags=1)

Not: ARCH-LM ve MARCH-LM sırasıyla ARCH etkileri için Lagrange ve çok değişkenli Lagrange testlerini gösterirken, Ljung-Box Q ve HM-Q sırasıyla kalıntılarda ve / veya kalıntı karelerinde sıralı bağımlılık testleri için Hosking’in çok değişkenli Q-istatistiğini göstermektedir. Lags gecikme değerlerini ifade etmektedir.

Öte yandan getiri serileri eş zamanlı olarak incelendiğinde, getiri serilerinin kalıntılarında ARCH etkisi olduğu görülmektedir. Dolayısıyla getiri serilerinin eş zamanlı olarak ARCH etkisi barındırdığı ve analizlerin MGARCH modeli ile yapılmasının uygun olduğunu göstermektedir. Fiyat ve getiri serilerinde ardışık bağımlılığın (otokorelasyon) varlığını gösteren Ljung-Box test istatistiği sonuçlarına göre, getiri serileri ardışık

bağımlılık sergilemektedir. ADF birim kök testine göre, seriler I(1) seviyesinde %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. Benzer sonuçlar KPSS testi ile teyit edilmiştir. Yapılan AIC ve BIC istatistik ek sınaması ile VAR modelinde gecikme uzunluğunun bir olduğu tespit edilmiş ve bu gecikme uzunluğu bağlamında analizler gerçekleştirilmiştir. Çizelge 4’te VAR (1)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1)’in getiri serilerine ait ortalama denklem değerleri sunulmuştur. Dana

karkas hem kendi (-0.158) hem de kuzu karkas (0.072) ve yemlik buğday (0.065) getirilerinin gecikmelerinden istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde

etkilenmektedir. Ayrıca dana karkas getirisi benzin serisinden etkilenmez iken, ithalattan negatif düzeyde (-2.010) etkilenmektedir.

Çizelge 4. Koşullu Ortalama Getiri Serilerinin Parametre Tahminleri
Table 4. Parameter Estimates of Conditional Average Return Series

Katsayılar (Parameters)	Getiriler (Returns)		
	R _{dana karkas (beef carcass), t}	R _{kuzu karkas (lamb carcass), t}	R _{yemlik buğday (feed wheat), t}
Sabit Terim (Constant)	1.740*** (0.616)	0.191 (0.709)	0.817*** (0.052)
R _{dana karkas (beef carcass), t-1}	-0.158*** (0.060)	-0.028 (0.065)	0.001 (0.009)
R _{kuzu karkas (lamb carcass), t-1}	0.072* (0.038)	0.019 (0.076)	-0.402*** (0.030)
R _{yemlik buğday (feed wheat), t-1}	-0.065** (0.030)	-0.064 (0.042)	0.052** (0.022)
R _{benzin (gasoline)}	-0.054 (0.033)	-0.087*** (0.031)	-0.013*** (0.000)
R _{ithalat (Import)}	-2.010*** (0.642)	-0.028 (0.740)	-0.670*** (0.000)

Not: Parantez içindeki değerler standart hata değerlerini göstermekte olup *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde serilerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Kuzu karkas getirisi ise sadece benzinin bir dönem gecikmesinden (-0.087) etkilendiği görülmektedir. Diğer taraftan yemlik buğdayın dana karkas hariç diğer tüm piyasaların bir dönem önceki gecikmesinden etkilendiği tespit edilmiştir. İthalatın yapılmadığı dönemlere göre ithalatın yapıldığı dönemlerde dana karkas ve yemlik buğdayın getirilerinin azaldığı görülmüştür. Yukarıdaki bütün açıklamalar dikkate alındığında ürün piyasalarındaki getirilerin birbirlerini kayda değer düzeyde etkilediği görülmüştür.

Çizelge 5'te VAR (1)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) için koşullu varyans tahminleri verilirken, parametre tahminlerinde serilerin getirileri ve varyans denklemleri ele alınmıştır. Getiri serilerinde koşullu

varyanslar kısa dönemde kendi şoklarından doğrudan ve dolaylı etkilenirken, uzun dönemde ise dana karkas eti hariç diğer getiri serilerinin hem kendi oynaklıklarından hem de diğer getiri serilerinin oynaklıklarından istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilendiği görülmüştür. Dana ve kuzu karkas eti ile yemlik buğdayın uzun dönem oynaklıklarının benzin piyasasındaki ve ithalatın yapılmadığı dönemlere göre ithalatın yapıldığı dönemlerden önemli derecede etkilendikleri görülmektedir. Bunlara ek olarak dana karkas eti, kuzu karkas eti ve yemlik buğday piyasalarında oluşan pozitif ve negatif bilgilerin söz konusu piyasalara etkilerinin aynı (simetrik) olmadığı tespit edilmiştir.

Çizelge 5. Koşullu Varyans Parametrelerinin Tahmini
Table 5. Estimation of Conditional Variance Parameters

Katsayılar (Parameters)	R _{dana karkas (beef carcass), t}	R _{kuzu karkas (lamb carcass), t}	R _{yemlik buğday (feed wheat), t}
<i>c</i> _{1i}	-0.929* (0.507)	-	-
<i>c</i> _{2i}	-11.202*** (2.681)	-5.898*** (1.053)	-
<i>c</i> _{3i}	12.057*** (0.758)	-4.956*** (1.405)	-2.363 (8.835)
<i>a</i> _{1i}	-0.521*** (0.131)	-0.185 (0.192)	-0.223 (0.155)
<i>a</i> _{2i}	0.311*** (0.092)	0.387*** (0.147)	0.147 (0.102)
<i>a</i> _{3i}	-0.235*** (0.071)	-0.387* (0.219)	-0.287** (0.115)
<i>b</i> _{1i}	0.194 (0.124)	-0.056 (0.168)	0.285** (0.119)
<i>b</i> _{2i}	-0.089 (0.099)	-0.249* (0.148)	0.348*** (0.103)
<i>b</i> _{3i}	-0.207*** (0.050)	0.258** (0.111)	0.606*** (0.074)
<i>d</i> _{1i}	-0.066 (0.316)	0.606* (0.364)	-0.380*** (0.136)
<i>d</i> _{2i}	-0.414* (0.219)	-0.045 (0.287)	0.084 (0.082)
<i>d</i> _{3i}	0.080 (0.093)	-0.096 (0.171)	0.371*** (0.128)
<i>Benzin (Gasoline), 1i</i>	0.481*** (0.151)	-	-
<i>Benzin (Gasoline), 2i</i>	1.104*** (0.376)	1.444*** (0.136)	-
<i>Benzin (Gasoline), 3i</i>	-0.728*** (0.096)	0.639*** (0.096)	0.125 (0.517)
<i>İthalat (Import), 1i</i>	0.815 (0.577)	-	-
<i>İthalat (Import), 2i</i>	4.976*** (1.163)	-0.247 (1.098)	-
<i>İthalat (Import), 3i</i>	-6.670*** (0.527)	0.662 (1.065)	1.624 (6.311)

Not: Parantez içindeki değerler standart hata değerlerini göstermekte olup *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde serilerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Çizelge 6'da VAR (1)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) modeli için tanısal test istatistikleri verilmiştir. Modelin tüm varyans eşitliklerinden sağlanan hata terimlerinin ve hata terimlerinin karelerinin ardışık bağımlılık (otokorelasyon) gösterip göstermediği Ljung-Box Q ve Hosking Ljung-Box (MLBQ) test istatistikleri kullanılarak elde edilmiştir. Test istatistikleri sonucunda dana karkas eti hariç diğer piyasaların getiri serilerinin hem hata terimlerinin hem de hata terimlerinin karelerinin otokorelasyon içermediği tespit edilmiştir. Elde edilen bu sonuçlar, her bir getiri değişkeninin oynaklığını açıklamada VAR

(1)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) modelinin yeterli olduğu bulgusuna varılmıştır. Hata terimlerinin ARCH etkisi barındırmadığı sıfır hipotezi altında bireysel McLeod-Li ve Çok Değişkenli LM testleri kullanılarak incelenmiştir. Testler sonucunda getiri serilerinin oynaklığından elde edilen hata terimlerinin ARCH etkisi içermediği tespit edilmiştir. Çok değişkenli LM testi sonucunda da modelde ARCH etkisinin olmadığı görülmüştür. Yapılan tüm test istatistikleri sonucunda, hata terimlerinin birinci momentinin (ortalama) 0 ve ikinci momentinin ise (varyans) 1'e eşit olduğu görülmüştür.

Çizelge 6. Koşullu Varyans Denklemlerine Uyarlanmış Tanısal İstatistiksel Testler
Table 6. Diagnostic Statistical Tests Adapted to the Conditional Variance Equations

Tanısal Testler (Diagnostic Tests)	R _{dana karkas (beef carcass), t}	R _{kuzu karkas (lamb carcass), t}	R _{yemlik buğday (feed wheat), t}
Ljung-Box Q(6)	5.625 (0.466)	5.682 (0.460)	5.342 (0.501)
Ljung-Box Q (10)	20.167 (0.028)	7.479 (0.680)	9.969 (0.443)
MARCH-Q(6)		152.380 (0.999)	
MARCH-Q(10)		310.470 (0.972)	
MARCH-Q ² (6)		98.600 (1.000)	
MARCH-Q ² (10)		224.930 (1.000)	
McLeod-Li-Q(6)	7.280 (0.018)	1.901 (0.929)	0.151 (0.999)
McLeod-Li-Q(10)	12.543 (0.250)	3.295 (0.974)	0.276 (1.000)
ARCH-LM(6)	1.422 (0.206)	0.362 (0.903)	0.023 (0.999)
ARCH-LM(10)	1.270 (0.248)	0.325 (0.974)	0.025 (1.000)
Hosking's-MQ(6)		51.857 (0.577)	
Hosking's-MQ(10)		105.128 (0.132)	
Hosking's-MQ ² (6)		16.509 (1.000)	
Hosking's-MQ ² (10)		52.191 (0.999)	
ζ_1	-0.001	-0.005	-0.056
t-stats($\zeta_1=0$)	-0.026	-0.84	-0.846
ζ_1^2	0.986	0.989	0.992
t-stats($\zeta_1^2=1$)	-0.831	-0.713	-0.165
AIC		17.489	
SBC		18.319	
Hannan-Quinn		17.822	
Log Likelihood		-8769.513	

Not: Parantez içindeki değerler p-değerlerini gösterirken *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde serilerin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Çizelge 7'de VAR (1)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1)'deki koşullu varyanslarındaki nedensellik ve Wald testi sonuçları verilmiştir. VAR (1)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) modelinde diyagonal GARCH testi için kurulan hipotez testi sonucunda Wald = 141.357 (p<0.000) olduğu tespit edilmiştir. Olasılık değerinin %1 anlamlılık seviyesinden küçük olmasından ötürü A, B ve D diyagonal dışı bütün parametrelerin eş anlamlı olarak sıfırdan farklı bulunarak bir piyasada cereyan eden belirsizliğin karşı olgusal piyasalardaki belirsizliklerden etkilendiği gözlemlenmiştir.

Kuzu karkas eti, yemlik buğday, benzin ve ithalatın bir dönem gecikmesinin dana karkas eti getirisi üzerindeki etkisi Wald testi kullanılarak test edilmiştir. Test sonuçlarına göre, kuzu karkas eti,

yemlik buğday, benzin ve ithalatın bir dönem gecikmesinin dana karkas eti getirisi üzerinde etkisi veya etkilerinin bireysel ve eş zamanlı olarak sıfır olduğunu kabul eden hipotez anlamlı bir şekilde ret edilmiştir. Bu sonuçtan hareketle dana karkas eti piyasasında baş gösteren belirsizliklerin karşı olgusal piyasalarda meydana gelen oynaklıklardan etkilendiği söylenebilir. Benzer sonuçların kuzu karkas eti, yemlik buğday ve benzin piyasalarında da olduğu görülmüştür. Varyans modelinde kullanılan benzinin köşe dışı parametrelerinin sıfır olduğu söyleyen Wald hipotez testinin 76.817 (p<0.000) olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçtan hareketle petrol piyasasındaki başat uzun dönem belirsizlerin diğer piyasalardaki reseptörler tarafından kendi

piyasalarına aktarıldığını söylenebilir.

Çizelge 8'de VAR (1)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) modelinin marjinal (birim) etkileri verilmiştir. Dana karkas getirisinin koşullu varyansının hem kendi hem de diğer getiri piyasalarının kısa dönem şoklarından istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilendiği görülmektedir. Kesavan ve ark. (1992) tarafından yapılan benzer çalışmada, sığır eti ve domuz etinde oluşan belirsizliklerin söz konusu piyasalarda meydana gelen pozitif ve negatif bilgilerin bir sonucu olduğunu vurgulamışlardır.

Tarımsal girdi ve perakende gıda ürünleri fiyatlarında oluşan olumlu ve olumsuz haberlerin tarımsal ürünlerin fiyatlarında şoklara sebep olduğu belirtilmiştir (Khiyavi ve ark., 2012; Uruk ve ark., 2022). Dana karkas getirisinin koşullu varyansı yemlik buğday getirisinin uzun dönem oynaklığından ($h_{3,t} = 0.043$) etkilendiği tespit edilmiştir. Tarımsal ürün olan mısır fiyatlarında oluşan belirsizliklerin domuz fiyatlarına önemli ölçüde aktarıldığı vurgulanmıştır (Wang ve rak., 2018).

Çizelge 7. Koşullu Ortalama ve Varyans Denklemlerine Uyarlanmış Nedensellik ve Wald İstatistiksel Testleri

Table 7. Causality and Wald Statistical Tests Adapted to Conditional Mean and Variance Equations

Kuzu karkas, yemlik buğday, benzin ve ithalatın dana karkas getirisi üzerinde etkisi yoktur.	$H_0: \Gamma_{21} = \Gamma_{31} = \Gamma_{41} = \Gamma_{51} = 0$	13.671 (0.008)
Dana karkas, yemlik buğday, benzin ve ithalatın kuzu karkas getirisi üzerinde etkisi yoktur.	$H_0: \Gamma_{12} = \Gamma_{32} = \Gamma_{42} = \Gamma_{52} = 0$	11.087 (0.026)
Dana karkas, kuzu karkas, benzin ve ithalatın yemlik buğday getirisi üzerinde etkisi yoktur.	$H_0: \Gamma_{13} = \Gamma_{23} = \Gamma_{43} = \Gamma_{53} = 0$	1076.107 (0.000)
GARCH İlişki Yok	$H_0: a_{ij} = b_{ij} = d_{ij} = 0$ bütün $i, j = 1, 2, 3$	977.046 (0.000)
Diyagonal GARCH	$H_0: A, B$ ve D diyagonal dışı bütün elementleri sıfırdır	141.357 (0.000)
Asimetrik İlişki Yok	$H_0: d_{ij} = 0$ bütün $i, j = 1, 2, 3$	44.717 (0.000)
H_0 : Varyans modelinde kullanılan benzinin köşe dışı parametrelerinin değerleri sıfırdır.		76.817 (0.000)
H_0 : Varyans modelinde kullanılan ithalatın köşe dışı parametrelerinin değerleri sıfırdır.		166.076 (0.000)

Not: Parantez içindeki değerler p-değerlerini yansıttığı gibi *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde serilerin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Çizelge 8. Koşullu Varyans Denklemlerinde Değişkenlerin Marjinal Etkileri

Table 8. Marjinal Effects of Variables in Conditional Equations of Variance

Katsayılar (Parameters)	R _{dana karkas (beef carcass), t}	R _{kuzu karkas (lamb carcass), t}	R _{yemlik buğday (feed wheat), t}
$\varepsilon_{1,t}^2$	0.271** (0.136)	0.034 (0.071)	0.050 (0.069)
$\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t}$	-0.324** (0.156)	-0.143 (0.157)	-0.065 (0.062)
$\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{3,t}$	0.245*** (0.087)	0.143 (0.211)	0.128* (0.077)
$\varepsilon_{2,t}^2$	0.097* (0.057)	0.150 (0.114)	0.022 (0.030)
$\varepsilon_{2,t}\varepsilon_{3,t}$	-0.146** (0.061)	-0.299 (0.204)	-0.085 (0.073)
$\varepsilon_{3,t}^2$	0.055* (0.034)	0.150 (0.169)	0.083 (0.066)
$h_{1,t}$	0.038 (0.048)	0.003 (0.019)	0.082 (0.068)
$h_{2,t}$	-0.035 (0.046)	0.029 (0.082)	0.198*** (0.074)
$h_{3,t}$	-0.080 (0.057)	-0.029 (0.086)	0.346** (0.153)
$h_{2,t}$	0.008 (0.018)	0.062 (0.074)	0.121* (0.072)
$h_{23,t}$	0.037 (0.037)	-0.128 (0.095)	0.421*** (0.104)
$h_{3,t}$	0.043** (0.021)	0.067 (0.057)	0.367*** (0.089)
$v_{1,t}$	0.004 (0.042)	0.367 (0.441)	0.144 (0.103)
$v_{1,t}v_{2,t}$	0.055 (0.237)	-0.055 (0.374)	-0.064 (0.079)
$v_{1,t}v_{3,t}$	-0.011 (0.053)	-0.116 (0.231)	-0.282** (0.118)
$v_{2,t}$	0.171 (0.182)	0.002 (0.026)	0.007 (0.014)
$v_{2,t}v_{3,t}$	-0.066 (0.086)	0.009 (0.057)	0.062 (0.056)
$v_{3,t}$	0.006 (0.015)	0.009 (0.033)	0.138 (0.095)
Benzin (Gasoline)	3.096** (1.235)	14.506*** (2.703)	-1.389 (1.052)
İthalat (Import)	5.251 (3.805)	7.741 (9.409)	-14.923** (6.344)

Not: Parantez içindeki değerler standart hata değerlerini göstermekte olup *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde serilerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

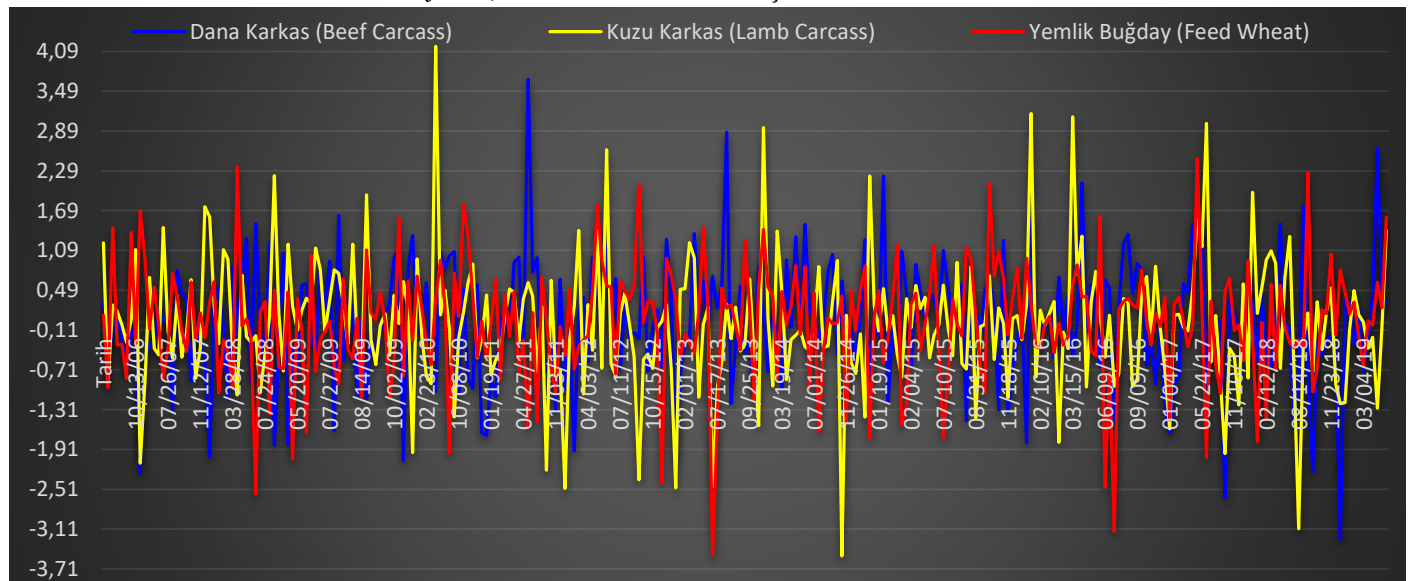
Yemlik buğday getirisinin koşullu varyansı kendi kısa dönem şoklarından etkilenmezken, diğer piyasaların ikili çapraz etkileşiminden ($\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{3,t} = 0.128$) istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde etkilenmiştir. Yemlik buğday piyasasındaki oynaklıklar öncelikle kendi uzun dönem oynaklığından ($h_{3,t} = 0.367$) ve kuzu karkas piyasasındaki uzun dönem oynaklığından ($h_{2,t} = 0.121$) dolaysız bir şekilde etkilenmiştir. Domates pazar zinciri boyunca oynaklık yayılımlarının olduğu ve özellikle üretici fiyatlarındaki oynaklığın hem kendi hem de tüketici fiyatlarının uzun dönem oynaklığından pozitif yönde etkilendiğini rapor edilmiştir (Sidhoum ve Serra, 2016). Mısır, buğday, sığır ve domuz eti piyasaları çift yönlü belirsizlikler sergilemişleridir (Ziemer ve Collins, 1984). Ayrıca bir piyasada meydana gelen fiyat belirsizliğinin diğer piyasalardaki volatilitayı tetikleyebileceğini vurgulamışlardır (Askan ve ark., 2020; Ürak ve ark., 2022).

Benzin piyasasındaki fiyat artışlarının dana karkas (3.096) ve kuzu karkasın (14.506) uzun dönem oynaklığını istatistiki açıdan etkilediği tespit edilmiştir. Benzin piyasasındaki bir oynaklığın dana ve kuzu karkas piyasalarının uzun dönem oynaklıklarını arttırması beklenilebilir. Çünkü dana ve kuzu karkasın üretiminden son tüketiciye ulaşana kadar olan süreçte petrol ve petrol türevleri girdi olarak kullanılmasından ötürü bu enerji piyasasındaki fiyat oynaklıkları söz konusu ürünlerin üretim maliyetlerini etkilemesiyle piyasalarda bir belirsizliğin oluşmasına sebep olabilir. Bulguları destekler nitelikte Peri ve Baldi (2010) tarafından AB'de, Du ve ark. (2011) tarafından Çin'de, Trujillo-Barrera ve ark. (2012) tarafından ABD'de, Nazlioglu ve ark. (2013) tarafından Türkiye'de, Cabrera ve Schulz (2016) tarafından Almanya'da, Pal ve Mitra

(2017) tarafından ABD'de, Shahzad ve ark. (2018) tarafından Fransa'da, Ürak ve ark. (2018) tarafından Türkiye'de ve Taghizadeh-Hesary ve ark. (2019) tarafından Bangladeş, Çin, Endonezya, Hindistan, Japonya, Sri Lanka, Tayland ve Vietnam'da yapılan çalışmada gıda fiyatları ile enerji fiyatları arasında uzun vadeli eş bütünleşmeli bir ilişkinin varlığını rapor etmişlerdir.

İthalatın yapılmadığı dönemlere göre ithalatın yapıldığı dönemlerde yemlik buğdayın arzındaki artıştan dolayı uzun dönemde yemlik buğdayın oynaklığının azalması beklenebilir bir durumdur ve çalışmada elde edilen sonuçlarla örtüşmektedir. Bu durum Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın uyguladığı para politikalarıyla da uyumlu olduğunu göstermektedir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası enflasyonu düşük tutma amacıyla uyguladığı döviz kuru politikasıyla gıda enflasyonu sepetinde bulunan tarımsal ürünlerin ithalatını dolaylı olarak teşvik etmektedir.

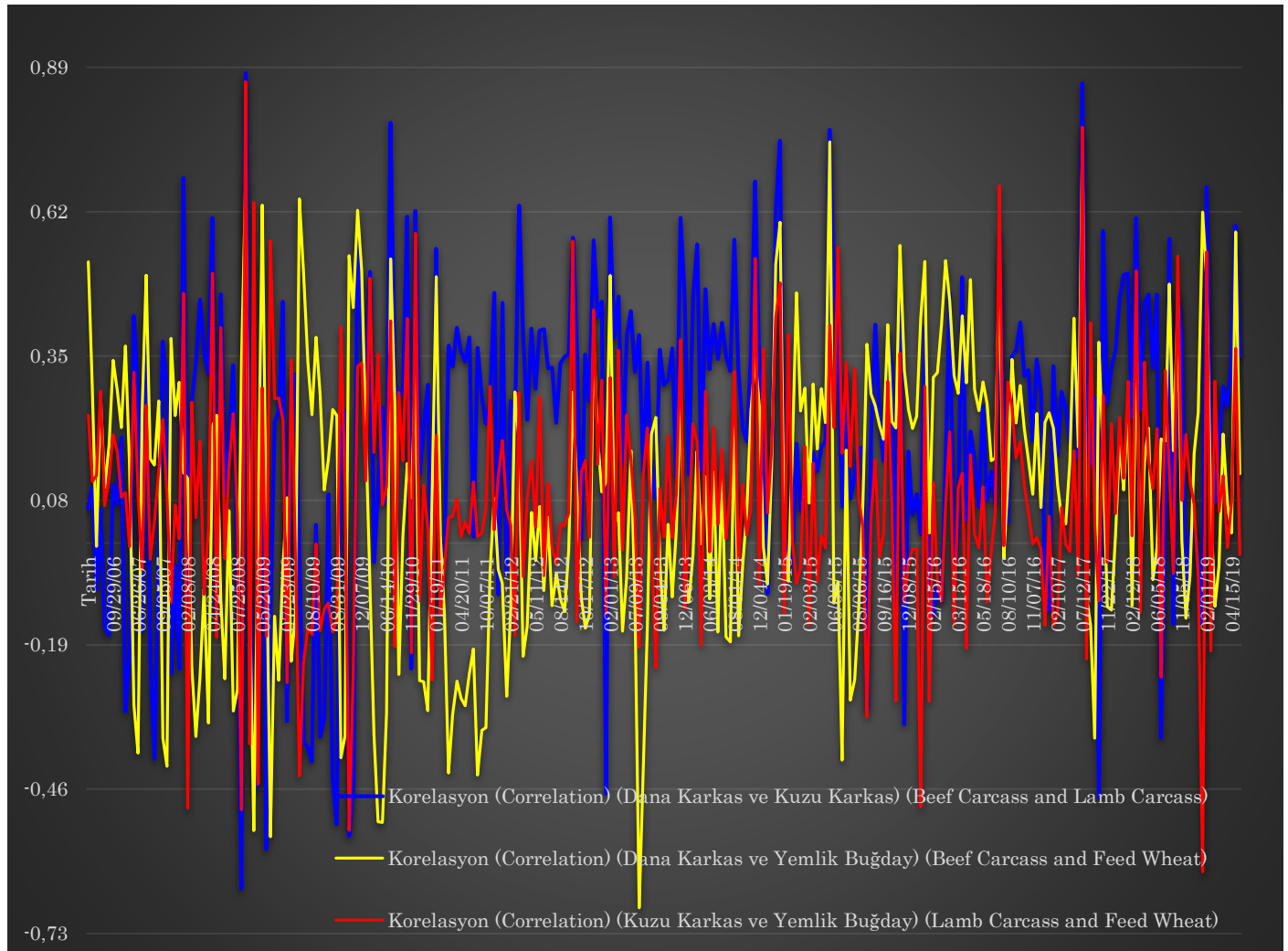
Dana ve kuzu karkas ile yemlik buğday getirilerin koşullu varyanslarının zaman içinde sergilediği hareketler Şekil 1'de verilmiştir. İncelenen dönem boyunca kuzu karkas eti getirisinin koşullu varyansının dana karkas eti getirisinin koşullu varyansından daha yüksek bir oynaklık gösterdiği tespit edilmiştir. Bu durum incelenen dönemde küçükbaş hayvan arzının düşük olmasıyla açıklanabilir. Ayrıca yemlik buğdayın diğer iki piyasaya göre daha büyük bir oynaklık sergilediği gözlenmiştir. Burada yemlik buğdayın hem iklim şartlarına hem de piyasadaki arz ve talep dengesine bağlı olarak oynaklık sergilemesi beklenilmektedir. Ayrıca üretim maliyetinin büyük bir bölümünü teşkil eden enerji piyasasındaki belirsizlikler, bu ürünün piyasasında da belirsizliklerin meydana gelmesinde başat bir faktör olması beklenir.



Şekil 1. Kırmızı et ve yemlik buğdayın zaman içindeki koşullu varyanslarındaki değişimleri
Figure 1. Changes in conditional variances of red meat and forage wheat over time.

Dana ve kuzu karkas ile yemlik buğday getirileri arasındaki koşullu korelasyonun incelenen dönem boyunca zaman içindeki hareketleri Şekil 2'de verilmiştir. Getiri serileri arasındaki koşullu korelasyon değerlerinin 2008-2011 ve 2017-2019 dönemlerinde en yüksek olduğu tespit edilmiştir. Söz konusu dönemlerde Türkiye ve dünyada meydana gelen ekonomik olayların bir sonucu olduğunu söyleyebiliriz. Dana karkas ve kuzu karkasın koşullu varyanslarının korelasyonları incelendiğinde ortalama olarak 0.201'lik bir değer elde edilmiştir. Özellikle 2010 yılının başından 2015 yılının sonlarına doğru yüksek bir ilişki sergilediği ve daha sonra bu

ilişkinin düşüşe geçtiği görülmüştür. Bu durum, dana karkas ve kuzu karkasın oynaklık anlamında birbirini tetiklediğini göstermektedir. Dana karkas piyasasında artan oynaklık kuzu karkas piyasasına yansyacaktır veya tersi bir durumda söz konusu olabilir. Dana karkas ve yemlik buğday ile kuzu karkas ve yemlik buğdayın koşullu varyansların korelasyonlarının sırasıyla 0.090 ve 0.088 olduğu tespit edilmiştir. Bu ilişki düzeyleri son yıllarda şiddetini kaybederek daha stabil bir duruma geldiği de görülmüş ve ürünler arasındaki bu çapraz korelasyon ilişkileri bir birine uyumlu bir hareket sergilediği gözlemlenmiştir.



Şekil 2. Kırmızı et ve yemlik buğday piyasaları arasında olası tüm çapraz koşullu korelasyon ilişkileri.

Figure 2. All possible cross-conditional correlation relationships between the red meat and forage wheat markets.

Modelin optimal portföy ağırlıkları ve koruma oranları Çizelge 9'da verilmiştir. Dana karkasın kuzu karkas ve yemlik buğday fiyat getirileriyle olan optimal portföy ağırlıkları sırasıyla 0.643 ve 0.560 olarak tespit edilmiştir. Bu sonuca göre, üreticiler veya yatırımcılar, 1 ₺'lik bir portföyde 64.30 kuruşluk kısmını kuzu karkasa ve geriye kalan 35.70 kuruşluk

kısmını ise dana karkasa yatırmaları gerekmektedir. Koruma oranlarına bakıldığında ise, dana karkasta 1 ₺'lik uzun pozisyon karşısında yatırımcı kısa dönemde 17.30 kuruşu kuzu karkas piyasasından, 9.80 kuruşluk kısmını da yemlik buğday piyasasından çekerek riske karşı pozisyon belirleyebilir. Benzer şekilde, kuzu karkasta 1 ₺'lik uzun pozisyon

karşısında kısa dönemde 23.80 kuruşunu dana karkas piyasasından ve 11.60 kuruşunu ise yemlik buğday piyasasında çekerek riske karşı bir koruma geliştirebilir. Bu sonuçlara dikkat edilirse kuzu

karkasın dana karkasa göre daha fazla risk taşıdığını söyleyebiliriz. Bu durum, tarım ürünleri ve gıda piyasasında kuzu karkasın dana karkasa göre daha düşük arza sahip olmasıyla izah edilebilir.

Çizelge 9. Optimal Portföy Ağırlıkları ve Koruma Oranları
Table 9. Optimal Portfolio Weights and Hedging Rates

	Optimal Portföy Ağırlığı (Optimal Portfolio Weights) (w_i^j)			Koruma Oranları (Hedging Rates) (β_i)		
	Dana Karkas (Beef Carcass)	Kuzu Karkas (Lamb Carcass)	Yemlik Buğday (Feed Wheat)	Dana Karkas (Beef Carcass)	Kuzu Karkas (Lamb Carcass)	Yemlik Buğday (Feed Wheat)
Dana Karkas (Beef Carcass)	---	0.643 (0.000)	0.560 (0.000)	---	0.173 (0.000)	0.098 (0.000)
Dana Karkas (Beef Carcass)	0.357 (0.000)	---	0.442 (0.000)	0.238 (0.000)	---	0.116 (0.000)
Dana Karkas (Beef Carcass)	0.440 (0.000)	0.558 (0.000)	---	0.103 (0.000)	0.066 (0.000)	---

Not: Parantez içindeki değerler p-değerlerini gösterirken *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde serilerin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

SONUÇ ve ÖNERİLER

Bu çalışmada, ele alınan getiri serilerinde koşullu varyansların kısa dönemde hem kendi şoklarından hem de diğer getiri serileri aralarında meydana gelen şoklardan istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilendiği tespit edilmiştir. Piyasalarda meydana gelen oynaklıklar (belirsizlikler) ya dolaysız (koşullu varyans yoluyla) veya dolaylı (koşullu ortak varyans yoluyla) bir şekilde ilgili piyasaya iletilerek bu piyasa üzerinde kalıcı belirsizlikleri meydana getirdiği gözlemlenmiştir. Özellikle Türkiye’de üretim maliyetlerinin çok önemli bir kısmını oluşturan petrol ve petrol türevlerine alternatif kaynakların yurt içinde üretiminin yapılması dana karkas eti, kuzu karkas eti ve yemlik buğday piyasalarındaki uzun dönem belirsizlikleri düşüreceği beklenmektedir. Türkiye’de gıda tüketiminde çok önemli bir yeri olan hayvansal (dana ve kuzu karkas) ve bitkisel (yemlik buğday) piyasalarındaki oynaklıkları düşürecek planlamalara gereksinim duyulmaktadır.

Bu çalışmadaki önemli sonuçlardan birisi de kuzu karkas piyasasındaki getiri oynaklığının dana karkas piyasasına göre daha şiddetli olduğu tespit edilmiştir. Bu bağlamda bu piyasa yapısını değiştirmeye yönelik hükümet yatırımları veya yeni programların uygulanması söz konusu piyasanın oynaklığını azaltmaya yönelik olmalıdır. Bununla birlikte, benzin ve yemlik buğday piyasalarından dana ve kuzu karkas piyasalarına volatilitenin aktarımının olumsuz etkisi, politika yapımcıların benzin ve yemlik buğday piyasaları yoluyla söz konusu piyasalardaki fiyat oynaklıklarını düşürebilirler. Dolayısıyla karar vericiler dana ve kuzu karkas piyasalarında fiyat istikrarını sağlamak için benzin ve yemlik buğday piyasalarına odaklanabilirler. Ayrıca kuzu, buzağı ve

hayvansal yem üretimine yapılacak desteklerin ve teşviklerin sonucunda, bu üç üretimin artırılması ile Türkiye’de koyun, koç ve sığır yetiştiriciliğinin istenilen seviyelere gelmesi mümkün olacaktır. Çevre dostu enerji politikaları nedeniyle biyoyakıt üretiminin çekiciliğinin artması, enerji ile hayvansal (dana ve kuzu karkas) ve bitkisel yem (yemlik buğday) piyasaları arasındaki bağı daha da güçlendirmesi beklenmektedir. Bu nedenle, biyoyakıt fiyatları gelecek dönemlerde dana ve kuzu karkas ile yemlik buğday fiyatlarını daha fazla etkileyebilir. Dolayısıyla politika yapımcılar yem fiyatlarını desteklerken enerji fiyatlarını da hedeflemelidirler. Son olarak dana ve kuzu karkas ile yemlik buğday piyasalarındaki şiddetli oynaklıklar, ilgili sektörlerdeki üreticiler ve tüketicilerin refahı için yıkıcı bir faktör olabilir ve bu nedenle, politika yapımcılara sürdürülebilir kırmızı et arzı için üreticilerin daha ucuz ve yeterli girdilere erişimlerinin iyileştirilmesi ve benzin piyasası yönetimini sağlayacak programların oluşturulması tavsiye edilmektedir.

Her ne kadar bu çalışma, dana, kuzu karkas ve yemlik buğday fiyat getirileriyle makroekonomik değişkenler (benzin ve ithalat) arasında yeni bilgiler sunsa da, esas olarak veriler ve ekonometrik yaklaşımla ilgili bazı sınırlamalara tabidir. Bu çalışmanın sınırlıkları çalışmaya konu olan ürünlerin (dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday) yalnızca piyasalarını kapsamaktadır. Sonraki çalışmalarda daha fazla ürün piyasası kullanılabilir.

TEŞEKKÜR

Bu çalışma Faruk Urak’ın doktora tezinin üçüncü bölümünden türetilmiştir.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyan Özeti

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan eder.

Çıkar Çatışması Beyanı

Makale yazarları aralarında herhangi bir çıkar çatışması olmadığını beyan ederler.

KAYNAKLAR

- Abdelradi F, Serra T 2015. Food-energy nexus in Europe price volatility approach. *Energy Econ.*, 48: 157-167.
- Sidhoum A, Serra T 2016. Volatility spillovers in the Spanish food marketing chain. The case of tomato. *Agribusiness*, 32(1): 45-63.
- Askan E, Urak F, Bilgic A 2020. Revealing asymmetric spillover effects in hazelnut, gasoline, and exchange rate markets in Turkey: The VECM-BEKK MGARCH Approach. *Panoeconomicus*, 1-24.
- Barsky RB, Kilian L 2001. Do we really know that oil caused the great stagflation? A monetary alternative. *NBER Macroeconomics annual*, 16: 137-183.
- Bollerslev T 1986. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *J. Econ.*, 31: 307-327.
- Cabrera BL, Schulz F 2016. Volatility Linkages between Energy and Agricultural Commodity Prices. *Energy Economics*, 54: 190-203.
- Du X, Yu CL, Hayes DJ 2011. Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets, a Bayesian analysis. *Energy Econ.*, 33: 497-503.
- Dünya Bankası 2008. World Development Report 2008, agriculture for development. Washington, DC.
- Energy Efficiency & Renewable Energy 2021. <https://www.energy.gov/eere/office-energy-efficiency-renewable-energy>
- Engle RF, Kroner K 1995. Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11: 122-150.
- Fakari B, Aliabadi MMF, Mahmoudi H, Kojori M 2016. Volatility Spillover and Price Shocks In Iran's Meat Market. *Custos e Agronegocio*, 12(2): 84-98.
- Grier KB, Henry TO, Olekalns N, Shields K 2004. The Asymmetric Effects of Uncertainty on inflation and Output Growth. *J. Appl. Econ.*, 19: 551-565.
- Kesavan T, Aradhyula SV, Johnson SR 1992. Dynamics and price volatility in farmretail livestock price relationships. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 17(2): 348-361.
- Khiyavi PK, Moghaddasi R, Eskandarpur B, Mousavi N 2012. Spillover Effects of Agricultural Products Price Volatilities In Iran. *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, 2(8): 7906-7914.
- Kroner KF, Ng VK 1998. Modeling asymmetric comovements of asset returns. *Review of Financial Studies*, 11(4): 817-844.
- Kroner KF, Sultan J 1993. Time-varying distributions & dynamic hedging with foreign currency futures. *J. of Financial and Quantitative Analysis*, 28: 535-551.
- Mensi W, Hammoudeh S, Nguyen DK, Yoon SM 2014. Dynamic spillovers among major energy and cereal commodity prices. *Energy Econ.*, 43: 225-243.
- Mitchell D 2009. A Note on Rising Food Prices. Washington, DC, the World Bank.
- Nazlioglu S, Erdem C, Soytaş U 2013. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics*, 36: 658-665.
- Özdemir FN, Urak F, Bilgic A, Yavuz F 2020. Türkiye'de Koyun Eti, Besi Yemi, Benzin Reel Fiyatlarının ve Döviz Kurunun Koşullu Varyanslarındaki Oynaklığın VAR-Asimetrik BEKK-GARCH (1,1) Modeli İle Tahmin Edilmesi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Tarım ve Doğa Dergisi*, 23: 1270-1285.
- Pal D, Mitra SK 2017. Diesel and soybean price relationship in the USA, evidence from a quantile autoregressive distributed lag model. *Empirical Economics*, 52(4): 1609-1626.
- Peri M, Baldi L 2010. Vegetable oil market and biofuel policy, an asymmetric cointegration approach. *Energy Econ.*, 32: 687-693.
- Rahman S, Serletis A 2012. Oil price uncertainty and the Canadian economy, Evidence from a VARMA, GARCH-in-Mean, asymmetric BEKK model. *Energy Economics*, 34(2): 603-610.
- Rosegrant M, Tingju Z, Msangi S, Sulse T 2008. Global Scenarios for Biofuels: Impacts and Implications. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 30: 495-505.
- Salisu AA, Oloko TF 2015. Modeling oil price-US stock nexus, A VARMA-BEKK-AGARCH approach. *Energy Economics*, 50: 1-12.
- Shahzad SJH, Hernandez JA, Al-Yahyaee KH 2018. Asymmetric risk spillovers between oil and agricultural commodities. *Energy Policy*, 118: 182-198.
- Taghizadeh-Hesary F, Rasoulinezhad E, Yoshino N 2019. Energy and Food Security, Linkages through Price Volatility. *Energy Policy*, 128: 796-806.
- Trujillo-Barrera A, Mallory M, Garcia P 2012. Volatility spillovers in US crude oil, ethanol, and corn futures markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 37(2): 247-262.
- The Brazilian Corn Ethanol Union (UNEM) 2021. Corn Ethanol Production Booms in Brazil.
- Urak F, Bilgic A, Dağdemir V, Özer H 2022. Türkiye'de Döviz Kuru Bağlamında Dana Karkas,

- Kuzu Karkas ve Yemlik Buğday Piyasalarının Koşullu Varyanslarındaki Oynaklığın VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) Modeli ile Tahmin Edilmesi. Atatürk Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi, 53(1):
- Urak F, Bozma G, Bilgic A 2018. Türkiye’de Buğday, Arpa, Benzin Reel Fiyatlarının ve Döviz Kurunun Koşullu Varyanslarındaki Oynaklığın VAR (1)-Asimetrik BEKK -GARCH (1, 1) Modeli ile Tahmin Edilmesi. KSÜ Tarım ve Doğa Derg, 21(4): 565-579.
- Wang GY, Si RX, Li CX, Zhang GT, Zhu NY 2018. Asymmetric price transmission effect of corn on hog, evidence from China. Agric. Econ., 64(4): 186-196.
- Ziemer RF, Collins GS 1984. Granger Causality and US Crop and Livestock Prices. Southern Journal of Agricultural Economics, 16(01): 115-120.