

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

Ferda Nur ÖZDEMİR^{1*}, Faruk URAK², Abdülbaki BİLGİÇ³, Fahri YAVUZ⁴

^{1,3,4}Atatürk Üniversitesi Ziraat Fakültesi Tarım Ekonomisi Bölümü, Erzurum, ²TRT, Erzurum Bölge Müdürlüğü, Erzurum

¹<https://orcid.org/0000-0002-5177-153X>, ²<https://orcid.org/0000-0002-2592-0589>, ³<https://orcid.org/0000-0001-5946-0915>

⁴<https://orcid.org/0000-0002-3413-7748>

✉: ferdanur.ozdemir@atauni.edu.tr

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye’de koyun eti piyasası ile besi yemi piyasası arasındaki uzun dönem oynaklık ilişkisi ve bu oynaklığın simetrik olup olmadığı 2010:01–2016:12 dönemi aylık verileri ile VAR – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modeli kullanılarak analiz edildi. Analiz sonuçlarına göre, yalnızca koyun eti getirisinin benzin ve döviz kuru değişkenlerinden etkilenmesine karşın, koyun eti ve besi yemi piyasasındaki uzun dönem oynaklıklar, hem kendi kısa ve uzun dönem oynaklıklarından hem de çapraz piyasalardan etkilenmiştir. Enerji piyasası, koyun eti ve besi yemi piyasalarındaki uzun dönem belirsizliğini artıran bir unsur iken, buna karşılık döviz kuru piyasası, besi yemi piyasasındaki uzun dönem belirsizliğini düşürmektedir. Koyun eti ve besi yemi oynaklıkları arasındaki korelasyon düzeyinin 2013 yılından itibaren düşüşe geçmesi ve büyük oynaklık sergilemesi aynı dönemde Türk Lirasının yabancı para birimine (özellikle ABD Doları ve Euro) karşı değer kaybetmesine bağlanabilir. Dolayısıyla istikrarlı bir döviz kuru piyasasına sahip olmak ekonominin bütününde olduğu gibi koyun eti piyasası ile besi yemi piyasası arasında zaman boyutunda daha istikrarlı bir ilişkiye neden olacağı göz ardı edilmemelidir.

Araştırma Makalesi

Makale Tarihçesi

Geliş Tarihi : 09.10.2019

Kabul Tarihi : 06.02.2020

Anahtar Kelimeler

Koyun eti

Besi yemi

Benzin Fiyatları

Döviz Kuru

Oynaklık

Koşullu Varyans ve VAR – BEKK

GARCH

Estimating Volatility Transmission in Real Prices of Mutton, Fattening Fodder, Gasoline, and Exchange Rate in Turkey Using VAR – Asymmetric BEKK – GARCH (1, 1) Model

ABSTRACT

In this study, the long-term volatility relation between the mutton market and fattening fodder market in Turkey and whether this pass-through was symmetric were estimated using 2010:01–2016:12 monthly data with VAR – Asymmetric BEKK – GARCH (1, 1) model. Results show that while only the mutton return was affected by the variables of gasoline and exchange rate, the long-term volatility in the mutton and fattening fodder markets was affected by both their short-term shocks and long-term volatility and cross-markets. While the energy market was a factor in increasing the long-term volatility in the mutton and fattening fodder markets, the exchange rate market, on the contrary, was a factor in reducing the long-term uncertainty in the fattening fodder market. The fact that the correlation level between mutton and fattening fodder volatilities has decreased since 2013, which can be attributed to the depreciation of the Turkish Lira against the foreign currencies (e.g., especially USD and Euro) in the same period leading great swings. Therefore, it should not be overlooked that having a stable foreign exchange market will cause a more stable relationship between the mutton market and the feed market as in the whole economy.

Research Article

Article History

Received : 09.10.2019

Accepted : 06.02.2020

Keywords

Mutton

Fattening Fodder

Gasoline Prices

Exchange Rate

Volatility

Conditional Variance and VAR–BEKK-GARCH

GİRİŞ

Tarımsal ürünler insanların beslenmesinde zorunlu gıda ürünleri olmakla birlikte milyonlarca insanın geçim kaynağını oluşturması ve sanayi sektörüne hammadde sağlaması bakımından önemli bir sektördür. Gıda maddeleri içerisinde en önemli besin kaynaklarından birisi hiç kuşkusuz kırmızı ettir. Kırmızı et, içinde bulundurduğu protein ve demir başta olmak üzere mineral maddeler ve B grubu vitaminleri sayesinde sağlıklı yaşam için oldukça önemlidir (TÜKETBİR, 2018). Bir kişinin yeterli ve dengeli beslenmesi için günde 70 gr protein tüketmesi ve günlük tüketilmesi gereken proteinin de en az yarısının hayvansal kaynaklı olması zorunludur (Cankurt ve ark., 2010; Şeker ve ark., 2011). Bu durum hayvansal kaynaklı ürünlerin insan sağlığı için ne kadar önemli olduğunu belirtmektedir. Fakat Türkiye’de hayvansal kaynaklı gıda maddelerinin kişi başına tüketim miktarının oldukça düşük olduğu vurgulanmıştır (Karkacier, 2000; Saygi ve Bayhan, 2011).

Türkiye’de 2017 yılında kişi başına yıllık tüketilen et miktarı (sığır eti 8.3 kg, koyun eti 4.1 kg, domuz eti 0.1 kg ve kanatlı et 17.9 kg) 30.4 kg iken, ABD’de aynı yıl (sığır eti 25.8 kg, koyun eti 0.4 kg, domuz eti 23.6 kg ve kanatlı et 48.8 kg) 98.6 kg, Brezilya’da (sığır eti 26.5 kg, koyun eti 0.4 kg, domuz eti 11.8 kg ve kanatlı et 39.9 kg) 78.6 kg, AB-28’de (sığır eti 11 kg, koyun eti 1.9 kg, domuz eti 32.5 kg ve kanatlı et 24.2 kg) 69.6 kg ve Güney Afrika’da ise (sığır eti 11 kg, koyun eti 3 kg, domuz eti 3.4 kg ve kanatlı et 32.8 kg) 50.2 kg olarak gerçekleşmiştir (OECD-FAO, 2017). Türkiye’de kırmızı et tüketim oranlarına bakıldığında %66.4’ünü sığır, %32.8’ini koyun ve %0.8’ini ise domuz eti oluşturmaktadır (OECD-FAO, 2017). Bu sonuçlardan hareketle Türkiye’de kişi başına kırmızı et tüketim miktarının gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere göre çok düşük olduğunu söyleyebiliriz. Türkiye’de kırmızı et tüketiminin düşük olmasının nedenlerinden biri kırmızı et üretim maliyetlerinin yüksek oluşu ve arzın talebi yeterince karşılamamasından kaynaklıdır.

Kırmızı et fiyatları Türkiye’de yıllar itibarıyla dalgalı bir seyir izlemekle birlikte sürekli olarak artmıştır. Türkiye’de kırmızı etin büyük bir oranını oluşturan, dana ve kuzu karkasın reel fiyatları yıllar itibarıyla yukarı yönlü bir artış göstererek Temmuz 2017’de sırasıyla yaklaşık 33 Türk Lirası (TL) ve 46 TL ile en yüksek değerlere ulaşmıştır (TÜİK, 2018). Kırmızı etteki fiyat artışlarının enflasyonu pozitif yönlü etkilemesi nedeniyle 2010 yılından itibaren ithalatın önünü açan düzenlemeler neticesinde kırmızı et fiyatları bir miktar düşmüşse de artan yem fiyatları paralelinde bu düzenlemelerin etkisinin çok uzun süreli olmadığı tespit edilmiştir. Büyükbaş ve küçükbaş hayvanların en önemli maliyet kalemini yem oluşturmaktadır. Yulaf, yemlik arpa ve yemlik

buğdayın reel fiyatları Temmuz 2005’te sırasıyla 0.68, 0.80 ve 0.98 TL iken, Temmuz 2007’de sırasıyla yaklaşık %341, %60 ve %22 artarak sırasıyla 3, 1.25 ve 1.19 TL’ye yükselmiştir (TÜİK, 2018). Genel yiyecek ve içecek enflasyonunun aniden yükselmesi ile düşük ve orta gelirli ailelerin de bu durumdan etkilenmesi kaçınılmazdır (Chadwick ve Bastan, 2017; Saghaian, ve ark., 2013). Bundan dolayı kırmızı et fiyatlarındaki belirsizliği azaltmaya yönelik çabalar öncelikle sağlıklı bir yaşamın devamı ve hayvancılığın geliştirilmesi bakımından son derece büyük önem taşımaktadır.

Literatüre bakıldığında fiyat artışlarının ekonomik, sosyal, coğrafi, politik birçok nedeni ele alınmıştır. Bunun dışında literatürde bizim çalışmamızın temeline dayanan şu bilgilere de ulaşılmıştır. İki binli yılların başında biyoyakıtların fosil yakıtlara bir alternatif haline gelmesi ile birlikte bir dizi çalışma, tarımsal ürün fiyatlarının biyoyakıt hammaddeleri ve dünya ham petrol fiyatları arasındaki karşılıklı bağımlılığın kanıtlarını elde etmişlerdir (Apergis ve Rezitis, 2003; Rezitis ve Nicholas, 2003; Nazlioglu ve Soytaş, 2012; Rezitis ve Stavropoulos, 2012; Rezitis, 2015). Biyoyakıt üretimindeki hızlı artış, tarım ve enerji sektörleri üzerinde pozitif bir etkiye sebep olmuş ve iki sektör arasındaki ilişki düzeyini günden güne daha da arttırmıştır (Campiche ve ark., 2007; Rajagopal ve Zilberman, 2007; Mitchell, 2008; Rosegrant ve ark., 2008; Gilbert, 2010; Zhang ve ark., 2010; ve Ciaian, 2011a, 2011b; Nazlioglu ve ark., 2013; Serra ve Zilberman, 2013; Fernandez, 2014; Assefa ve ark., 2015).

Petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar çeşitli alanlarda etkisini göstermiştir. Petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların en önemli yansıması tarımsal ürün fiyatları üzerinde olmuştur (Abbott ve ark., 2008). Örneğin, uluslararası pazarlarda petrol fiyatlarındaki bir artış veya ülkede kişi başı gelir artıyorsa binek veya ticari araç talebinin artması ile birlikte daha fazla petrol ithalatı ülkede daha fazla ABD Doları çıkışı anlamına geldiğinden dolayı döviz kurunu yükselterek yerel para biriminin değer kaybetmesi sonucunda gıda fiyatlarının yükselmesine yol açmaktadır. Diğer taraftan artan petrol fiyatları ülkede gıda ürünlerinin üretim maliyetlerinin artmasına dolaysız sebep olduğu gibi daha fazla dövizin yurtdışına çıkması anlamı yüklediğinden ülkede yüksek gıda enflasyonunun oluşmasına katkı sağlamaktadır. Gıda fiyatlarının giderek artması ve bu artışın süreklilik kazanması sonucunda, nüfuslarını kontrol edebilen gelişmiş ülkelerin gıdaya ulaşabilirliğinin fazla etkilenmeyeceği, asıl tehdidin dünya nüfusunun yaklaşık yüzde 85’ini oluşturan gelişmekte olan ve az gelişmiş ülkelere yönelik olabileceğini vurgulanmıştır (Headey ve ark., 2008). Bu bağlamda petrol fiyatlarıyla tarımsal ürün fiyatları arasında iki yönlü etkileşim söz konusudur. Bunlardan ilki, petrol fiyatlarındaki artışın tarımsal ürünlerin üretim maliyetini

artırmasının yanı sıra, biyoyakıt talebini artırarak biyoyakıt hammaddesi olan tarımsal ürünlere olan talebi de artırmaktadır. Tarımsal ürün fiyatları ile petrol fiyatları arasındaki bu denli ilişkinin, biyoyakıt üretimine olan talebin artmasına bağlı olduğu ve artan bu talebin de tarım ürünleri fiyatlarında dalgalanmalara sebep olduğu literatürde vurgulanmıştır (Headey ve Fan, 2008; Rosegrant ve ark., 2008).

Diğer taraftan, petrol fiyatlarıyla tarımsal ürün fiyatlarının döviz kuru aracılığıyla birbirlerini dolaylı olarak etkilemesi de söz konusudur. Dünya petrol ticareti ABD doları ile yapıldığından dolayı petrol fiyatındaki değişimlerin tüm ülkelerin para birimleri üzerinde doğrudan etkisi vardır. Ülkelerin para birimlerinin değerindeki değişimler tarımsal ürün girdilerinde dışa bağımlı ülkelerde hem yüksek maliyetin oluşmasına hem de tarımsal ürünlerin ithalatı, ihracatı ve dolayısıyla tarımsal ürünlerin fiyatları üzerinde etkilidir. Bu bağlamda, petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar döviz aracılığıyla temel gıda fiyatları üzerinde etkili olmaktadır (Chen ve ark., 2010). Doların değer kaybetmesi tarımsal ürün fiyatlarının yükselmesine yol açmıştır (Mitchell, 2008). Doların değeri düştüğünde, ABD dışındaki ülkelerde cari satın alma gücünün artmasıyla birlikte bu ülkelerin ithalatları da artmakta ve bu durum tarım ürünlerinin fiyatlarının yükselmesine neden olmaktadır (de Gorter ve ark., 2013; Maetz, 2013; Fernandez, 2014). Türkiye’de yapılan çalışmada dolar döviz kuru ile keçi eti arasında nedensellik ilişkisi olduğu saptanmıştır (Çelik, 2015).

Koyun eti üreten çiftçiler, petrol ve döviz kurlarından dolayı sorun yaşarken, üretimde girdi maliyetleri, sermaye yetersizliği, barınak koşullarının yetersizliği, sektördeki rekabet, verim düşüklüğü, yüksek teknoloji kullanılmaması gibi birçok sorunla karşı karşıyadır. Ancak çalışmada ele aldığımız petrol ve döviz kuru piyasaları dışında bir diğer değişken ise üretimde çok önemli bir girdi olarak kullanılan besi yemi piyasasıdır. Türkiye’de küçük ve büyükbaş hayvan yetiştiriciliğinde genellikle “yem” kullanılmaktadır. Hayvan yemi, fiğ, yemlik arpa, yemlik buğday, mısır, mercimek kırıntısı gibi bitkilerin karışımından elde edilir. Yapılan pek çok araştırma sonucunda, tarımsal ürün fiyatları ile petrol fiyatları arasındaki korelasyonun günden güne arttığı belirtilmiştir. Akaryakıt ve yem fiyatlarında meydana gelen yüksek düzeyli artışların, küçük ve büyükbaş hayvan fiyatlarının artmasında etkili olduğunu ifade edilmiştir (Arslan, 2017).

Bu çalışmada; koyun eti piyasası ile besi yemi piyasası

arasındaki uzun dönem belirsizlik geçişkenliği incelenmiştir. Bu genel amaç doğrultusunda; Bir piyasada oluşan uzun dönem belirsizliğin diğer bir piyasada nasıl bir tepki meydana getirdiği nicel olarak ortaya konulmuştur. Ayrıca belirli bir piyasanın hem kendi kısa dönem şoklarından hem de kendi uzun dönem belirsizliğinden nasıl etkilendiği incelenmiştir.

Benzin ve döviz kuru değişkenleri koyun ve besi yemi piyasalarının hem getiri¹ denklemlerinde hem de koşullu varyanslarında (koşullu uzun dönem belirsizlik denklemlerinde) kontrol altına alınarak, enerji ve döviz kuru piyasalarında meydana gelen tek yönlü belirsizliklerin koyun ve besi yemi piyasalarında ne tür bir etki meydana getirdiği incelenmiştir.

MATERYAL ve YÖNTEM

Veri Seti

Üretici eline geçen koyun eti fiyatları Gıda ve Tarım Örgütü (FAO)’dan ve aylık yem fiyatları Türkiye Yem Sanayicileri Birliği (TÜRKİYEMBİR)’den temin edilmiştir. Akaryakıt fiyatları olarak ham petrol fiyatları kullanılmamıştır; çünkü Türkiye’de akaryakıt fiyatlarından alınan yüksek verginin koyun eti ve besi yemi fiyatlarında oynaklığa neden olabileceği düşünülmektedir. Akaryakıt fiyatının göstergesi olarak benzin pompa fiyatı kullanılmış ve veriler Enerji Piyasası Düzenleme Kurumunun (EPDK) veri tabanından sağlanmıştır. Diğer taraftan, ülke içinde koyun eti ve besi yemi arzının yeterli olmaması koyun eti ve besi yemi ithalatını artırmaktadır. Bundan dolayı reel döviz kuru, koyun eti ve besi yemi fiyatlarında dalgalanmayı etkileyebilmektedir. Reel döviz kuru serisi Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (TCMB EVDS) temin edilmiştir. Seriler arası oynaklığın incelenmesi için 2010:01–2016:12 dönemindeki aylık veriler kullanılmıştır. İncelenen dönemde toplamda 84 gözlem bulunmaktadır ve serilerin getirileri

$$R_{i,t} = \Delta \log(P_t) = 100 * \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right), i = 1, 2 \text{ (koyun eti}$$

ve besi yemi) kullanılarak hesaplanmıştır. Burada $P_{i,t}$ ilgili piyasanın şimdiki reel fiyatını gösterirken, $P_{i,t-1}$ $P_{i,t}$ ’nin bir dönem önceki değerini ifade etmektedir².

Ekonometrik Model

Asimetrik çok değişkenli bir GARCH (VAR–MGARCH) modeli potansiyel fiyat oynaklık yayılmalarını ölçer ve Asimetrik BEKK–GARCH modeli olarak bilinen (Engle ve Kroner, 1995) model uygulanır. GARCH modeli bünyesinde iki denklemi

¹ Getiri, bir piyasada bir dönem önce ve sonrasında fiyatta gerçekleşen değişim oranını yansıtmakta olup, detaylı açıklaması Materyal ve Yöntem bölümündeki denklem 1’de verilmiştir.

² Egzojen değişken olan benzin fiyatının ve efektif döviz kurunun getirileri benzer şekilde elde edilmiştir.

barınmaktadır. Birinci denklem ortalama getiri denklemlerini içerirken, ikinci denklem ise getiri varyanslarını (uzun dönem belirsizliğini) içermektedir. Bu çalışmada koyun eti fiyatları ve besi yemi fiyatları için VAR – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) yöntemi kullanılmıştır³. Benzin fiyatları ile döviz kuru değişkenlerinin getiri serileri ortalama denklem getirilerinde egzogen değişken olarak tanımlanırken, koşullu varyans denkleminde egzogen değişkenlerin yalın hali (benzin fiyatları ve efektif döviz kuru) kullanılmıştır. Koşullu ortalama ve koşullu varyans denklemleri bir sonraki bölümde detaylı bir şekilde açıklanmıştır.

Koşullu Ortalama Denklemi

Herhangi çok değişkenli GARCH modeli için uygun bir koşullu ortalama denklem modeli gereklidir. Denklem modeli tanımlanmadan önce iki önemli hususa öncelik tanınır. Bunlardan ilki kullanılacak bağımlı değişkenlerin getiri düzeyleri belirlenmesi gerekir. Bağımlı değişkenlerin getiri vektörü şu şekilde tanımlanır:

$$\Delta \log(P_t) = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \quad (1)$$

Burada P_t ilgili sektördeki fiyat düzeyini göstermektedir. Örneğin bağımlı değişken koyun ve yem fiyatlarını $P_t = [P_{koyun,t} \ P_{besiyemi,t}]'$ şeklinde gösterebiliriz. Dolayısıyla koşullu ortalama modeli iki değişkenli bir vektör otoregresyon (VAR) olarak

$$H_t = VV' + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' H_{t-1} B + D' \delta_{t-1} \delta_{t-1}' D$$

Burada;

$$V = C + \Omega_1 (GPr_t) + \Omega_2 (ER_t),$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{1,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{12,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}, \Omega_1 = \begin{bmatrix} \omega_{11} & 0 \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix}, \Omega_2 = \begin{bmatrix} \theta_{11} & 0 \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix},$$

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \text{ ve } D = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}$$

Denklem (3) dört bileşene ayrılmaktadır. Bu dört bileşen ise tek değişkenli koşullu varyans modeli kullananlar için tanıdık bir modeldir. İlk bileşen sabit bir (V) matrisidir ancak bu sabit matris bir parametre matrisi ile iki egzogen değişken matrisine izin verir. Benzin ve döviz kuru değişkenlerinin birleştirilmesi ile bu yöntem pozitif kesin matris sağlamaktadır. İkinci bileşen, otoregresif şartlı değişen varyans (heteroskedastik) bileşendir ve A, ARCH parametre matrisidir. Koşullu ortalama denkleminde, $\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}'$ terimi artıkların kısa dönem şoklarının ürünüdür. Üçüncü bileşen ortalama bileşenlerin varyansa taşınmasına izin verir ki bu da B, GARCH parametre

belirtilir. İki değişkenli VAR modelinin gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) veya Bayesgil Bilgi Kriteri (SIC) kullanılarak bağımsız değişken seti belirlenir. Yapmış olduğumuz AIC veya SIC testleri sonucu gecikme uzunluğu sıfır olarak bulunmuştur. Dolayısıyla koşullu ortalama denklem modeli şu şekilde tanımlanmıştır:

$$\Delta \log(P_r_t) = \alpha_{0j} + \alpha_{1j} \Delta \log(GPr_t) + \alpha_{2j} \Delta \log(ER_t) \quad (2)$$

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim (0, H_t)$$

Bu denklemde $\Delta \log(P_r_t)$ koyun ve besi yemi piyasası için 2×1 getiri vektörünü ifade ederken, α_{0j} 2×1 sabit terimleri göstermektedir. α_{1j} ve α_{2j} sırasıyla 2×1 benzin ($\Delta \log GPr_t$) ve döviz kuru ($\Delta \log ER_t$) piyasalarının getiri düzeylerine ilişkin katsayıları ifade etmektedir. Geçmişe bağlı 2×1 artık vektörü ε_t sıfır ortalama ve H_t koşullu varyans-ortak kovaryans denkleminde sahiptir. Ayrıca koşullu ortak varyans modeli aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır.

Koşullu Varyans Denklemleri

Koşullu varyans bileşeninde ayrıca egzogen değişken olarak GPr_t ve ER_t değişkenlerini de dâhil ediyoruz. Bu iki değişkeni koşullu ortak varyansa dâhil etmemizin sebebi koyun eti ile besi yemi fiyatlarının bu iki makroekonomi değişkeninden ne düzeyde etkilendiğini belirlemek içindir. İki değişkenli asimetrik BEKK-GARCH bileşenin ortak koşullu varyans denklemini egzogen değişkenlerle birlikte aşağıdaki gibi yazılabilir:

(3)

matrisidir. H_{t-1} ise bir önceki dönemin koşullu varyans-ortak varyansı (kovaryans) matrisidir. Dördüncü bileşen, BEKK-GARCH modelinin tanımlanmasında asimetrik etkileri tanıtır ve piyasanın negatif veya pozitif şoklarının etkisini ölçen D, parametre matrisi olarak tanımlanır. D parametre matrisinde vektör, koyun eti ve yem piyasaları için $\varepsilon_{i,t-1} = I[\varepsilon_{i,t-1} > 0]$ $\varepsilon_{i,t-1}$ pozitif kalıntıları tanımlamaktadır.

A ve D parametre matrisleri piyasa şoklarının neden olduğu kendi ve çapraz oynaklık yayılmalarını yakalamaktadır. Parametre B matrisi ise kendi koşullu varyanslarının ve oynaklık yayılmalarının pazarlar arasındaki geçmiş şartlı varyansa kadar

kendi gecikmelerinin fonksiyonu olmayıp yalnızca egzogen değişkenlerin getirilerinin bir fonksiyonu olarak belirlenmiştir.

³ Yapılan ön istatistik testleri ile (Akaike ve Bayesgil Bilgi Kriterleri) ortalama getiri denkleminin sıfır (0) gecikme düzeyinde tanımladığı için koyun eti ve besi yemi piyasaları

devam ettiğini göstermektedir.

Denklem (3)'de iki piyasa arasındaki koşullu varyans

$$h_{11,t} = \gamma_{11} + \alpha_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + \alpha'_{11}\varepsilon_{2,t-1}^2 + \alpha''_{11}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + \beta_{11}h_{11,t-1} + \beta'_{11}h_{22,t-1} + \beta''_{11}h_{12,t-1} + \varphi_{11}\delta_{1,t-1}^2 + \varphi'_{11}\delta_{2,t-1}^2 + \varphi''_{11}\delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} \quad (4)$$

$$h_{12,t} = \gamma_{12} + \alpha_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + \alpha'_{12}\varepsilon_{2,t-1}^2 + \alpha''_{12}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + \beta_{12}h_{11,t-1} + \beta'_{12}h_{22,t-1} + \beta''_{12}h_{12,t-1} + \varphi_{12}\delta_{1,t-1}^2 + \varphi'_{12}\delta_{2,t-1}^2 + \varphi''_{12}\delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} \quad (5)$$

$$h_{22,t} = \gamma_{22} + \alpha_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + \alpha'_{22}\varepsilon_{1,t-1}^2 + \alpha''_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + \beta_{22}h_{22,t-1} + \beta'_{22}h_{11,t-1} + \beta''_{22}h_{12,t-1} + \varphi_{22}\delta_{2,t-1}^2 + \varphi'_{22}\delta_{1,t-1}^2 + \varphi''_{22}\delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} \quad (6)$$

Denklem 4, 5 ve 6 için $h_{ii,t}$, ve $h_{ij,t}$ her ürünü için şartlı kendi koşullu varyansı ve çapraz pazarlar arasındaki koşullu ortak varyansdır. Denklemler kendi kare ve çapraz pazar şoklarının (yenilikler) $\varepsilon_{i,t-1}$, kendi kare ve çapraz tek yönlü piyasa şoklarının gecikme fonksiyonlarıdır. Parametre birleşimleri α_{ii} , φ_{ii} ve α''_{ii} , φ''_{ii} BEKK parametreleri, doğrusal olmayan birleşimlerden türetilmiştir.

Çift birincil parametreler (α_{ii} , φ_{ii} , β_{ii}) piyasalar arasındaki varyans ve ortak varyansın ölçülmesine yardımcı olmaktadır. α_{ii} , φ_{ii} piyasalar arasındaki (simetrik ve asimetrik) gecikmeli şokların çarpımlarının katsayıları olarak tanımlanır. β_{ij} , önceki koşullu ortak varyansın, her piyasadaki şartlı varyanslar üzerindeki etkilerini ölçmektedir. Tek birincil değişkenler (α_{ii} , φ_{ii}) oynaklık yayılımını gecikmeli çapraz piyasa yeniliklerini (tekrar simetrik ve simetrik olmayan) katsayısı olarak doğrudan ölçmektedir. β'_{ij} ise oynaklığın yayılma etkilerini, doğrudan diğer piyasadaki oynaklık sürekliliğini ölçmektedir. Son olarak, üstsüz parametreler (α_{ii} ve φ_{ii}) kendi piyasa şoklarının (geçmiş yenilikler) ve kendi asimetrik piyasa şoklarının (geçmiş olumsuz veya pozitif yeniliklerin) koşullu varyans üzerindeki etkilerini ölçmektedir. Aynı zamanda β_{ij} 'de oynaklığın devamlılığını ölçmektedir. V, A, B ve D matrislerindeki parametreler maximum olasılık yöntemleri kullanılarak tahmin edilir ve doğrusal olmayan parametre birleşimlerinin standart hataları delta yöntemi kullanılarak hesaplanır. Piyasalar arasındaki oynaklık yayılmaları işaretler ve denklemler (4)-(6)'daki terimlerin önemi ile belirlenir.

AMPİRİK BULGULAR ve TARTIŞMA

Türkiye'de koyun eti ve besi yemi reel fiyatları ile koyun eti ve besi yemi getirilerinde meydana gelen değişimler aylar itibarıyla sırasıyla Şekil 1, 2, 3 ve 4'te verilmiştir. Şekil 1 ve 2 incelendiğinde koyun eti ve besi yemi fiyatları aylar itibarıyla dalgalı bir seyir izlediği görülmektedir. Koyun eti ile besi yemi fiyatlarında meydana gelen dalgalanmaların çok benzer olması, besi yeminin koyun eti üretim

etkileşimlerini anlamak için matris çarpımı yapılır. Bu işlemlerin basitleştirilmiş sonuçları aşağıdaki gibidir:

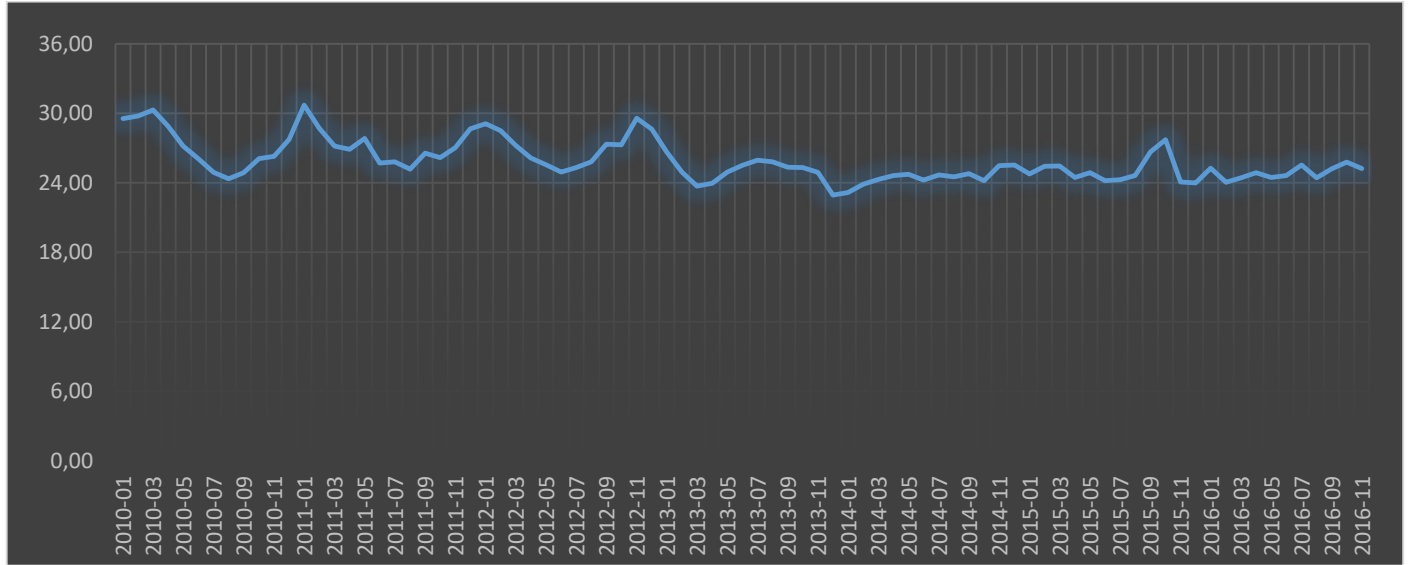
girdilerinin çok önemli bir kısmını oluşturmasıyla açıklanabilir. Türkiye'de 2010, 2012 ve 2015'in Aralık aylarında koyun eti fiyatları arttığında besi yemi fiyatlarının da arttığı görülmektedir. Benzer şekilde Türkiye'de Ocak 2010, Ağustos 2011 ve Aralık 2013 aylarında koyun eti fiyatlarında düşüş olduğu görülmektedir ve bu da besi yemi fiyatlarında da aynı dönemde düşüş olduğunu göstermektedir. Bu durum besi yemi fiyatı ile koyun eti fiyatının çok yüksek bir korelasyona sahip olduğunu göstermektedir. Koyun eti ile besi yemi getirileri arasındaki şartsız koşullu korelasyon 0.77 olarak hesaplanmıştır. Bu durum koyun eti ile besi yeminin oynaklık aktarımı bakımında birbirlerini önemli derecede tetiklediğini söyleyebiliriz. Ayrıca bu durumun ortaya çıkmasında besi yeminin koyun eti üretim girdilerinin önemli bir kısmını oluşturmasından kaynaklanmaktadır. Koyun eti fiyatının 2010 yılından itibaren düştüğü tespit edilmiştir.

Bu durumun ortaya çıkmasında Türkiye'de 2010 yılında kırmızı et ithalatının yapılmaya başlanmasıyla açıklanabilir. Türkiye'de 2007-2009 döneminde tüm kırmızı et çeşitlerinin üretiminde azalma yaşanmıştır. Kesilen büyükbaş ve küçükbaş hayvan varlığından elde edilen et miktarı 1991 yılında sırasıyla 628,032 ve 167,766 ton iken, 2009 yılında sırasıyla yaklaşık %48 ve %47 azalarak 326,309 ve 88,308 ton olarak gerçekleşmiştir (TÜİK, 2018). Türkiye 2007 yılındaki gıda krizinden sonra meydana gelen hayvancılık krizinden önce sadece damızlık amacıyla ithalat yapmaktaydı. Türkiye'nin bu alandaki ithalatı 2010 yılından itibaren artmıştır. Türkiye 18.10.2012 tarihli ve 28445 sayılı Resmi Gazete'de yayımlanan "4.10.2012 tarihli ve 2012/3839 Sayılı 2013 Yılı Programının Uygulanması, Koordinasyon ve İzlenmesine Dair Bakanlar Kurulu Kararı Eki" nde 2009 yılı ikinci yarısından itibaren sürekli bir artış eğilimine giren kırmızı et fiyatlarının düşürülmesi için 2010 yılında başlatılan kasaplık canlı hayvan ve et ithalatının sürdürülme kararı almıştır.

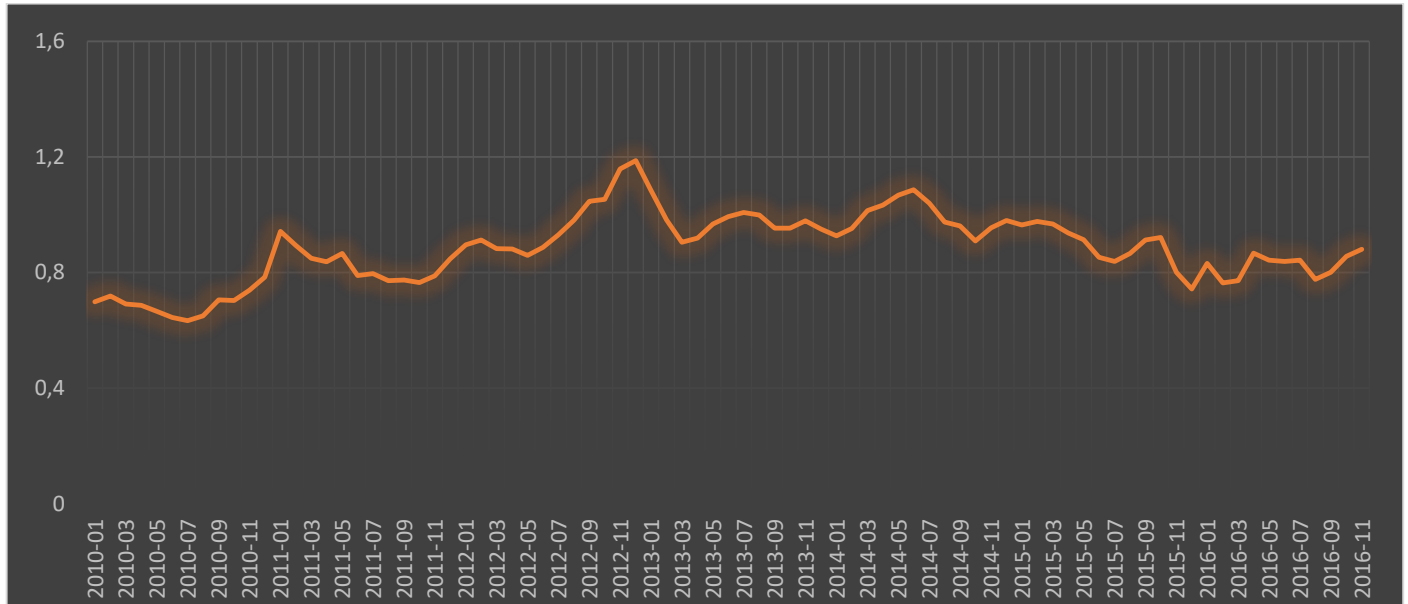
Türkiye'nin kırmızı et ithalatı 2009 yılına kadar çok düşük seviyede seyir ederken, 2010 yılından itibaren artış göstermiştir. Türkiye'nin 2000 yılında toplam kırmızı et ithalat miktarı 46 ton iken, 2011 yılında kırmızı et ithalatı 2,407 kat (yaklaşık %240620) artış

göstererek 110 bin 731 ton olarak gerçekleşmiştir (ESK, 2016). Türkiye’de 2009 yılında başlayan sığır eti arzındaki düşüş alternatif konumda olan koyun etine talebi artırmıştır ve artan bu talep ile birlikte koyun eti fiyatını yukarı yönlü bir artış eğilimi sergilemiştir. Şekil 3–4’e bakıldığında, artan getiriler artan getirileri izlediğini, azalan getiriler ise azalan getirileri izlediği gözlemlenmiştir. Özellikle gıda krizleri (2007-2011) ve ülkede kırmızı ette yaşanan ara arz darboğazları ile birlikte fiyat oynaklıklarının daha büyük olduğu tespit edilmiştir. Veriler detaylı incelendiğinde ise Şubat

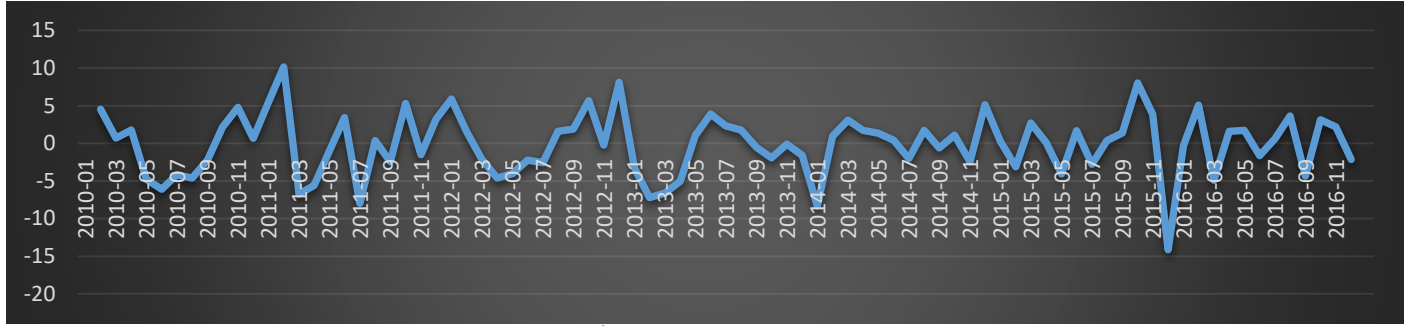
2011, Aralık 2012, Ekim 2015 aylarında her iki grafikte de (Şekil 3–4) koyun eti ve besi yemi için aynı şekilde bir oynaklık görülmektedir. Bu da belirtilen yıllar içerisindeki aylarda koyun eti fiyatlarında artış meydana geldiğinde besi yemi fiyatlarında da artış olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan Temmuz 2011, Ocak 2013 ve Aralık 2015 aylarında (Şekil 3–4) grafiklerine eş zamanlı bakıldığında koyun eti fiyatında meydana gelen düşüşler, besi yemi fiyatlarında da düşüşe neden olmaktadır. Koyun eti fiyatları artarken besi yeminde artış olması ve yine



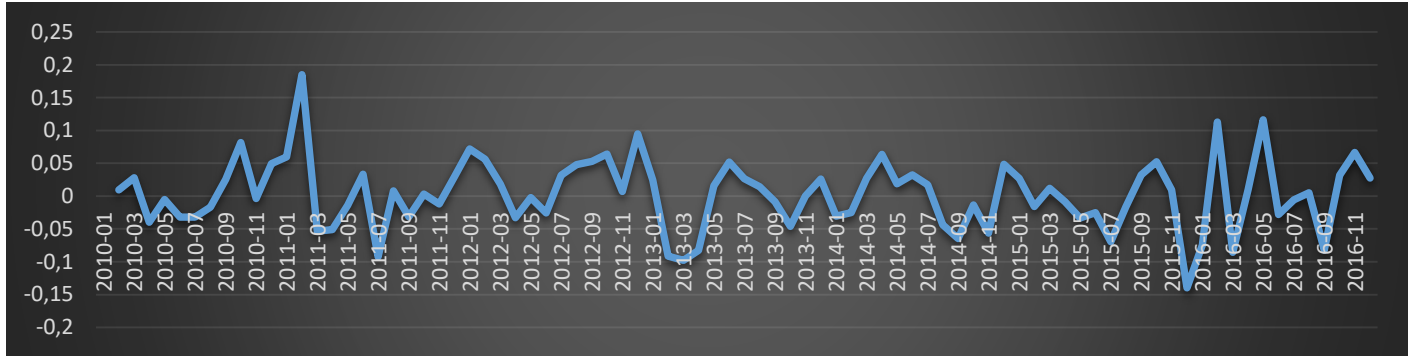
Şekil 1. Türkiye’de Koyun Eti Reel Fiyatında Aylar İtibariyle Meydana Gelen Değişmeler
Figure 1. Monthly Changes in Mutton Real Prices in Turkey



Şekil 2. Türkiye’de Besi Yemi Reel Fiyatında Aylar İtibariyle Meydana Gelen Değişmeler
Figure 2. Monthly Changes in Fattening Fodder Real Prices in Turkey



Şekil 3. Türkiye’de Koyun Eti Getirilerde Aylar İtibariyle Meydana Gelen Değişmeler
Figure 3. Monthly Changes in Mutton Returns in Turkey



Şekil 4. Türkiye’de Besi Yemi Getirilerde Aylar İtibariyle Meydana Gelen Değişmeler
Figure 4. Monthly Changes in Fattening Fodder Returns in Turkey

koyun eti fiyatlarında azalma olduğu dönemlerde besi yeminde fiyatlarında da azalma görülmesi bu iki piyasanın birbiriyle arasındaki ilişkinin önemini ortaya koymaktadır. Diğer taraftan koyun eti piyasasına göre besi yemi piyasasında daha fazla oynaklık olduğu ve bu oynaklığın özellikle son dönemlerde meydana geldiği Şekil 4’te gözlenmektedir.

Çalışmada serilerin reele⁴ çevrilmesinin ardından, analizler getiri serileri elde edilerek yapılmıştır. Yapılan analizler doğrultusunda Çizelge 1’de fiyat ve getiri serilerine ait korelasyon ve otokorelasyon ilişkileri dâhil bazı tanımlayıcı istatistikler verilmiştir.

Besi yem fiyatları üretici eline geçen koyun eti fiyatlarına göre yüksek getiriye sahiptir (besi yemi ile koyun eti ortalama fiyat getirileri sırasıyla -0.135 ve 0.290’dır). İncelenen dönemde yemde meydana gelen talebin etkili olduğu görülmektedir. Koyun eti ve yem fiyat getirilerinin standart sapmalarından elde edilen koşulsuz varyanslarına bakıldığında koyun eti fiyatlarının (4.138), yem fiyatlarına (5.355) göre daha düşük volatiliteye (standart sapma) sahip olduğu görülmektedir. Reel döviz kuru ve benzin fiyatlarının getirileri ile standart sapmalarına bakıldığında ise benzin fiyatları (getiri = 0.161 ve koşullu varyans = 8.520) döviz kuruna (getiri = 0.525 ve koşullu varyans

= 2.626) göre daha düşük getiriye sahip olurken, varyansa bakıldığında ise daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Getiri serilerine ait eğiklik katsayısına bakıldığında benzindeki getiri asimetrik bir dağılıma sahiptir. Basıklık katsayısı ise getiri serilerinin leptokurtic⁵ (fat-tail) bir dağılım sergilediğini ortaya koymaktadır. Getiri serilerinin leptokurtic dağılım göstermesi serilerde ARCH etkisinin olabileceğini göstermektedir. Jarque-Bera test istatistiği besi yemi ve benzin getiri serilerinin normal dağılmadığını göstermektedir.

Getiri serilerinde ARCH etkisinin test edilebilmesi için Engle (1982) tarafından önerilen ARCH-LM testi uygulanmıştır. ARCH-LM testi sonucunda bireysel getiri serilerinde yalnızca benzinde ARCH etkisi olduğu gözlemlenmiştir. Fakat eş anlolu olarak bakıldığında (MAR-ARCH) serilerin kalıntılarında ARCH etkisinin olduğunu görülmüştür. Bu bağlamda serilerin eş anlolu olarak ARCH etkisi taşıdığı, çok değişkenli GARCH modeli ile serilerin analiz edilmesi gerektirdiğini göstermektedir. Diğer taraftan fiyat ve getiri serilerinin otokorelasyonuna sahip olup olmadığını gösteren Ljung Box istatistiği sonuçlarına göre yem, benzin ve döviz getirisi hariç yalnızca koyun eti getiri serisinde otokorelasyon olduğu görülmektedir.

⁴ Koyun eti ve besi yemi fiyatları 2003=100 bazlı gıda fiyatları endeksi, akaryakıt fiyatı ise 2003=100 bazlı enerji fiyatları endeksi

kullanılarak reelleştirilmiştir. Döviz kuru serisi ise reel efektif döviz kuru kullanılarak reelleştirilmiştir.

⁵ Sivri uçlu ve şişman kuyruklu dağılım.

Çizelge 1. Betimleyici İstatistikler
 Table 1. Descriptive Statistics

İstatistikler (Statistics)	Getiriler (Returns)			
	$\Delta \log Pr_{koyun (mutton), t}$	$\Delta \log Pr_{besi yemi (fattening fodder), t}$	$\Delta \log GPr_t$	$\Delta \log ER_t$
Ortalama (Mean)	-0.135	0.290	0.161	0.525
Std. Sapma (Std. dev.)	4.138	5.355	8.520	2.626
t- değeri (t-statistics) (mean = 0)	-0.298 (0.767)	0.493 (0.623)	0.172 (0.863)	1.821 (0.072)
Eğiklik (Skewnees)	-0.357 (0.192)	0.197 (0.471)	0.784*** (0.004)	-0.131 (0.630)
Basıklık (Kurtosis)	0.792 (0.158)	1.083** (0.053)	6.497*** (0.000)	-0.249 (0.656)
Jarque-Bera (Jarque-Berra)	3.933 (0.140)	4.597 (0.100)	154.505*** (0.000)	0.455 (0.796)
Fiyat Düzeyleri veya Kapanış Değerleri için Korelasyonlar : (Correlations for Price Levels or Closing Levels)				
$\Delta \log Pr_{besi yemi (fattening fodder), t}$	0.988			
$\Delta \log GPr_t$	0.972	0.952		
$\Delta \log ER_t$	0.982	0.975	0.988	
Seri Getirileri için Korelasyonlar: (Correlations for Returns)				
$\Delta \log Pr_{besi yemi (fattening fodder), t}$	0.760			
$\Delta \log GPr_t$	-0.174	-0.160		
$\Delta \log ER_t$	-0.089	-0.060	0.164	
Seri Getirilerinin Kareleri Arasındaki Korelasyonlar: (Correlations among Squared Returns)				
$\Delta \log Pr_{besi yemi (fattening fodder), t}$	0.754			
$\Delta \log GPr_t$	0.110	0.135		
$\Delta \log ER_t$	0.351	0.288	0.301	
Fiyat Düzeylerindeki otokorelasyonların veya Kapanış Değerlerinin Test Edilmesi: (Testing Autocorrelations in Price Levels or Closing Levels)				
Ljung-Box Q(10)	34.200*** (0.000)	12.474 (0.255)	13.232 (0.211)	12.710 (0.240)
Ljung-Box Q ² (10)	5.940 (0.820)	9.123 (0.520)	24.869*** (0.006)	8.247 (0.605)
HM-Q(10)	48.192 (0.175)			
Fiyat Düzeylerindeki ARCH veya Kapanış Değerlerinin Test Edilmesi: (Testing ARCH in Price Levels or Closing Levels)				
ARCH-LM (10)	0.478 (0.898)	0.595 (0.812)	3.335*** (0.001)	0.649 (0.766)
MARCH-LM (10)	245.030*** (0.000)			
Seri Getirileri için Durağanlık Birim Kök Testi: (Unit Root Test for Returns Series)				
ADF	-6.87** (lags=1)	-6.66** (lags=1)	-7.35** (lags=1)	-5.94** (lags=1)
KPSS	0.017 (lags=1)	0.032 (lags=1)	0.028 (lags=1)	0.050 (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.

Son olarak getiri serilerinde durağanlık durumlarının belirlenmesi için Dickey ve Fuller (1979) tarafından önerilen Genelleştirilmiş Dickey – Fuller (ADF) birim kök testi uygulanmış ve Çizelge 1’de gösterilmiştir. Birim kök test sonuçlarına göre seriler birim kök içermemekte olup, düzey değerlerde durağan olarak elde edilmiştir. KPSS test sonuçları ADF birim kök test sonuçlarını doğrulamaktadır.

Çizelge 2’de VAR – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modelinin parametre tahminleri, tanısal testleri ve birtakım hipotez testleri verilmiştir.

Parametre tahminleri içerisinde piyasaların getirileri ve varyans denklemleri incelenmiştir. Çizelge 2’deki ortalama denklem değerlerine göre benzin piyasasında meydana gelen olumlu veya olumsuz gelişmeler hem koyun eti piyasasındaki getiriyi ($\alpha_{11} = 0.078$) hem de besi yemi piyasasındaki getiriyi ($\alpha_{11} = 0.116$) artırmaktadır.

Çizelge 2’deki varyans denkleminin katsayıları incelendiğinde, koyun etindeki uzun dönem belirsizlik (volatilité) hem kendi kısa dönemdeki belirsizlikten ($a_{11} = 0.602$) hem de besi yemi piyasasındaki belirsizlikten ($a_{12} = 1.119$) pozitif olarak etkilenmektedir. Literatürde sığır eti ve domuz etinde meydana gelen dalgalanmaların kendi kısa dönem şoklarından kaynaklandığını vurgulanmıştır (Kesavan ve ark., 1992). Benzer şekilde hem tarımsal girdi hem de perakende gıda fiyatlarında meydana gelen bilgilerin tarımsal ürünlerin fiyatlarında oynaklığa yol açtığı ortaya konulmuştur (Khiyavi ve ark., 2012). Besi yemi piyasasında meydana gelen uzun dönem volatilité ise hem kendi kısa dönem şoklarından ($a_{22} = -0.497$) hem de koyun eti piyasasındaki çapraz şoklardan ($a_{21} = -0.304$) olumsuz etkilenmektedir. Dolayısıyla bu iki piyasa hakkında üretilen kısa dönem haberler koyun eti piyasasının uzun dönem belirsizliğini artırır iken, besi yemi piyasasının volatilitésini ise düşürmektedir. Uzun dönemde ise; koyun eti piyasasında meydana gelecek belirsizlik kendi piyasasındaki ($b_{11} = 0.863$) belirsizliği artırdığı görülmektedir. Bu bağlamda koyun etindeki uzun dönem belirsizlik kendi mevcut uzun dönem belirsizliğini koruyarak devam etmesine sebep olmaktadır. Fakari ve ark. (2016) tarafından İran’da yapılan çalışmanın sonuçlarına göre, sığır eti ile koyun eti piyasalarında meydana gelen belirsizlikler bu piyasalar üzerinde kalıcı etkiler oluşturduğunu belirtmişlerdir.

Uzun dönemde besi yemi piyasasında meydana gelecek bir belirsizlik veya oynaklık koyun eti piyasasındaki uzun dönem belirsizliğinden ($b_{21} = -0.065$) negatif olarak etkilenirken, kendi piyasasındaki uzun dönem belirsizlikten ($b_{22} = 0.563$) pozitif bir suretten etkilenmektedir. Bu bağlamda koyun eti piyasasındaki uzun dönem oynaklığa karşı besi yemi üreticileri alternatif yem pazarlarını bularak uzun

dönem bu olumsuzluğu minimize ettikleri görülmüştür. Benzin ve döviz kurunda meydana gelen değişikliklerin koyun eti piyasası ve besi yemi piyasasındaki belirsizliği nasıl etkilediğine bakıldığında, benzin fiyatlarında meydana gelen değişiklikler koyun eti ($\omega_{22} = 1.976$) ve besi yemi piyasasındaki belirsizliği ($\omega_{21} = 3.353$) artırmaktadır.

Bu bağlamda petrol ürünleri piyasalarında meydana gelen olumsuz havalarda koyun eti ve besi yemi üretiminde maliyetlerin büyük bir kısmını oluşturduğundan dolayı her iki piyasayada (koyun eti ve besi yemi) geçişkenlik sağlamaktadır. Petrol piyasasında artan bir belirsizlik hem koyun eti hem de besi yemi piyasalarında artan bir belirsizliğe neden olacaktır. Benzer şekilde Du ve ark. (2011) tarafından Çin’de, Nazlioglu ve ark. (2013) tarafından Türkiye’de, Cabrera ve Schulz (2016) tarafından Almanya’da, McFarlane (2016) tarafından ABD’de, Shahzad ve ark. (2018) tarafından Fransa’da ve Urak ve ark. (2018) tarafından Türkiye’de yapılan çalışmada gıda fiyatları ile enerji fiyatları arasında uzun vadeli bir bütünleştirici ilişkinin olduğunu rapor etmişlerdir.

Diğer taraftan döviz kurunda meydana gelen değişiklik karşısında ise koyun eti ve besi yemi piyasasındaki belirsizliği azaltmaktadır ve her iki durumun da istatistiki açıdan önemli olduğu yine Çizelge 2’de görülmektedir ($\theta_{21} = -4.679$ ve $\theta_{22} = -4.432$). Doların değer kaybetmesinin tarımsal ürün fiyatları üzerinde pozitif yönlü etki yaptığını ifade etmişlerdir (Nazlioglu ve Soytaş, 2012). Türk Lirasının yabancı para birimine, özellikle ABD Dolarına karşı değer kaybetmesi üreticileri tedirgin ederek eldeki ürünleri piyasaya sürmek suretiyle farklı yatırım araçlarına yönelmiş olabilirler (örneğin, altın, dövize, konut ve banka gibi). Fakari (2016) tarafından Rusya’da yapılan çalışmanın sonuçlarına göre, uzun dönemde ithal tarım ürünleriyle döviz kuru arasında Granger nedensellik ilişkisinin var olduğunu bildirmişlerdir.

Çizelge 2’nin Panel C kısmında VAR – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modelinde diyagonal VAR testi için kurulan hipotez testi sonucunda Wald istatistiğinin 48.018 ($p < 0.000$) önemli olduğu tespit edilmiştir. Olasılık değerinin %1 anlamlılık seviyesinden küçük olmasından dolayı (A, B ve D diyagonal dışı bütün elementleri sıfırdır hipotezini ileri süren) H_0 red edilmiştir. Bu sonuçtan hareketle piyasaların dolaylı olarak birbirlerini istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde etkilediğini söyleyebiliriz. Diğer bir ifade ile diğer piyasalarda oluşan kısa dönem şokların, uzun dönem belirsizliğin ve bilgi asimetrisinin ilgili piyasının belirsizliği üzerinde etkisi söz konusudur.

Diğer taraftan GARCH ilişkisinin varlığını test etmek için kurulan hipotezin Wald istatistiğinin olasılık değeri $p < 0.000$ olduğu görülmüştür. Ayrıca varyans eşitliği için kurulan köşegen (diyagonal) dışı katsayıların sıfır olduğuna dair hipotezin olasılık değeri $p < 0.000$ ’dır. Bu durum getiri serileri arasında

oyunluk geçişkenliğinin varlığını göstermektedir. İlaveten varyans eşitliğinden elde edilen katsayıların asimetrik özellikler taşımadığı görülmüştür. Benzer şekilde varyans modelinde kullanılan benzinin köşegen dışı parametrelerinin sıfır olduğu testi için kurulan hipotez testi sonucunda Wald istatistiğinin 5.027 ($p < 0.025$) olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç benzinin söz konusu olan piyasaları dolaylı olarak etkilediğini söyleyebiliriz. Benzer sonuçlar döviz kuru

için de elde edilmiştir. Bu sonuçlardan hareketle Türkiye’de koyun eti ve besi yeminin hem üretiminde hem de taşınmasında kullanılan petrol ve petrol türevlerinin döviz endeksli ve ithalat yoluyla temin edilmesinden dolayı döviz kuru ve benzinin bu piyasaları dolaylı bir şekilde etkilemesi beklenen bir durumdur ve bu çalışmadan elde edilen sonuçlarla örtüşmektedir.

Çizelge 2. Ortalama Model VAR-Asimetrik BEKK GARCH'teki Koşullu Varyansların Parametre Tahminleri
 Table 2. Estimated Parameters of Conditional Variances in Mean Equation VAR-Asymmetric BEKK GARCH Model

Katsayılar (Parameters)	$\Delta \log Pr_{\text{koyun (mutton), t}} (i=1)$	$\Delta \log Pr_{\text{besi yemi (fattening fodder), t}} (i=2)$
Panel A: Ortalama Getiri Denklemi ve Uzun Dönem Oyunluk (Varyans) Denklemi (Panel A: Mean Returns Equation and Long-run Volatility (Variance) Equation)		
Ortalama Denklem (Mean Equation)		
a_0	-0.265 (0.671)	0.547 (0.850)
a_{1i}	0.078** (0.033)	0.116** (0.043)
a_{2i}	0.153 (0.122)	0.011 (0.395)
Varyans Denklemi (Variance Equation)		
c_{1i}	2.847 (3.131)	-
c_{2i}	5.570 (1.553)	-1.620 (3.806)
a_{1i}	0.602* (0.339)	1.119*** (0.373)
a_{2i}	-0.304*** (0.089)	-0.497*** (0.094)
b_{1i}	0.863* (0.473)	0.183 (0.388)
b_{2i}	-0.065* (0.146)	0.563*** (0.156)
d_{1i}	-0.000 (0.475)	-0.000 (0.770)
d_{2i}	-0.000 (0.266)	-0.000 (0.409)
ω_{1i}	0.292 (0.859)	-
ω_{2i}	1.976** (0.881)	3.353*** (1.112)
θ_{1i}	-0.847 (1.500)	-
θ_{2i}	-4.679** (1.988)	-4.432*** (1.299)
Panel B: Tanısal Testler: (Panel B: Diagnostic Tests):		
Ljung-Box Q(6)	22.711*** (0.001)	8.909 (0.178)
Ljung-Box Q(10)	36.410*** (0.001)	12.703 (0.241)
McLeod-Li(6)	2.433 (0.876)	6.786 (0.341)

<i>McLeod-Li(10)</i>	3.880 (0.953)	9.094 (0.523)
<i>ARCH(6)</i>	0.329 (0.919)	0.914 (0.980)
<i>ARCH(10)</i>	0.294 (0.980)	0.706 (0.715)
z_i	1.033	0.986
<i>t-stats</i> ($z_i=0$)	0.296	-0.125
z_i^2	2.235	1.540
<i>t-stats</i> ($z_i^2=1$)	1.425	3.940
HM-Q(6)	37.945** (0.035)	
HM-Q(10)	58.373** (0.030)	
HM-Q ² (6)	27.966 (0.261)	
HM-Q ² (10)	33.324 (0.763)	
<i>MARCH-LM(6)</i>	78.930** (0.015)	
<i>MARCH-LM(10)</i>	139.510*** (0.000)	
<i>AIC</i>	11.265	
<i>SBC</i>	12.086	
<i>Hannan-Quinn</i>	11.595	
<i>Log olabilirlik değeri</i>	-2585.427	

Panel C: Wald Testi Sonuçları

(Panel C: Results from Walt Test)

Diyagonal VAR	$H_0: \Gamma_{ij}$ diyagonal dışı bütün elementleri sıfırdır	48.018*** (0.000)
GARCH İlişki Yok	$H_0: a_{ij} = b_{ij} = d_{ij} = 0$ bütün $i, j = 1, 2$	1073.882*** (0.000)
Asimetrik İlişki Yok	$H_0: d_{ij} = 0$ bütün $i, j = 1, 2$	6.202 (0.100)
Benzin ve döviz kurunun koyun eti getirisi üzerinde etkisi yoktur.	$H_0: \Gamma_{31} = \Gamma_{41} = 0$	0.524 (0.595)
Benzin ve döviz kurunun besi yemi getirisi üzerinde etkisi yoktur.	$H_0: \Gamma_{32} = \Gamma_{42} = 0$	1.655 (0.199)
Varyans modelinde kullanılan benzinin köşe dışı parametrelerinin sıfır olduğunu kabul eden sıfır hipotezi red edilmiştir.		5.027** (0.025)
Varyans modelinde kullanılan döviz kurunun köşe dışı parametrelerinin sıfır olduğunu kabul eden sıfır hipotezi red edilmiştir.		5.542** (0.019)

Not: Panel A'da parantez içindekiler *t* istatistiğini gösterirken; Panel B ve C' de ilişkili *p*-değerleri göstermektedir.

Çizelge 2'nin Panel B kısmında ayrıca VAR-Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modeli için tanısıl birtakım istatistikler verilmiştir. Her bir varyans eşitliğinden elde edilen hata terimlerinin (standartlaştırılmış) ve hata terimlerinin karelerinin otokorelasyon içerip içermediği Ljung-Box Q ve Hosking Ljung-Box (MLBQ) testleri kullanılmıştır. Testler sonucunda hata terimlerinin ve karelerinin otokorelasyon içermediği (koyun eti hariç) görülmüştür. Elde edilen

bu sonuçlar her bir getiri değişkeninin volatilitisini (varyansını) açıklamada VAR – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modelinin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

Son olarak hata terimlerinin ARCH etkisi barındırmadığı sıfır hipotezi altında bireysel McLeod-Li ve Çok Değişkenli LM testleri kullanılarak incelenmiştir. Testler sonucunda bireysel olarak koyun eti ve besi yemi getirilerinin volatilitelerinden

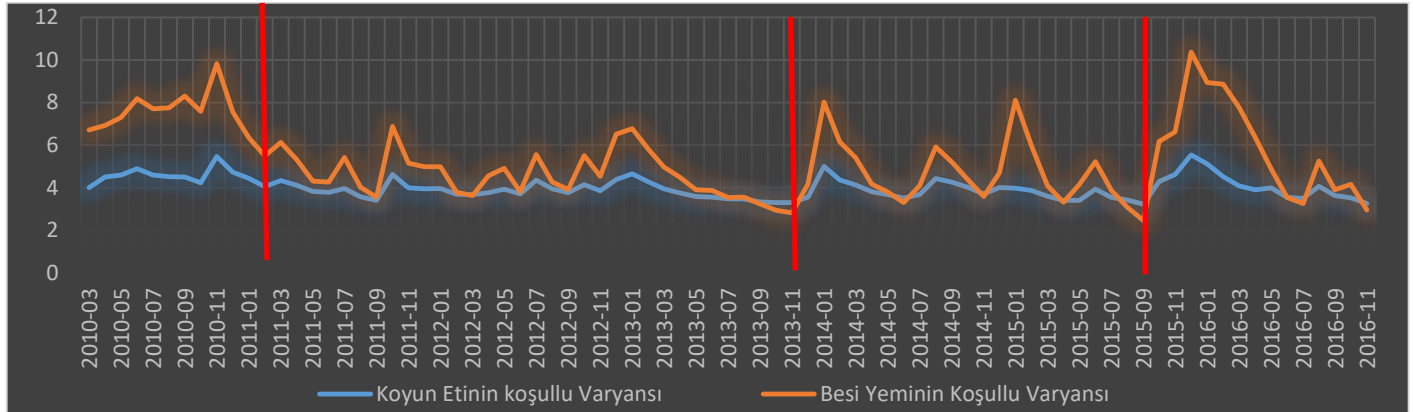
elde edilen hata terimlerinin ARCH etkisi içermediği tespit edilmiştir. Diğer taraftan, çok değişkenli LM testi sonucunda modelde hala ARCH etkisi mevcuttur. Bundan dolayı Rahman and Serletis (2012) takip edilerek hata terimlerinin ortalama ve varyans değerleri sırasıyla 0'a ve 1'e eşit olduğu sıfır hipotezi ($E(z) = 0$ ve $E(z^2) = 1$) ile sınanmıştır ($\hat{z}_{j,t} = \varepsilon_{j,t} / \sqrt{\hat{h}_{j,t}}$, $j = 1, 2$). Elde edilen bulgular sonucunda koyun eti piyasa getirilerinde hata terimlerinin ortalamasının 0 ve varyansının 1'den farklı olduğu tespit edilmiş fakat besi yemi piyasasında ise hata teriminin ortalaması ve varyansı sırasıyla 0 ve 1'e eşit olduğu bulgusuna varılmıştır.

Koyun eti ve besi yemi getirilerin koşullu varyanslarının zaman içindeki hareketleri Şekil 5'te verilmiştir. Koyun eti ve besi yemi getirilerin koşullu varyanslarına bakıldığında sırasıyla 4.004 ve 5.306 olduğu tespit edilmiştir. Koyun eti getirisinin koşullu varyansının 2009 yılından sonra bazı dönemler hariç genellikle azaldığı görülmektedir. Bu durum Türkiye'de 2010 yılından itibaren kırmızı et ithalatının yapılmaya başlanmasıyla açıklanabilir. Koyun eti ve besi yemi 2010, 2014 ve 2016 yılında artış gösterdiği ve sığır etinde olan arz dar boğazlarının yaşandığı yıllarda gerçekleştiği görülmektedir. Besi

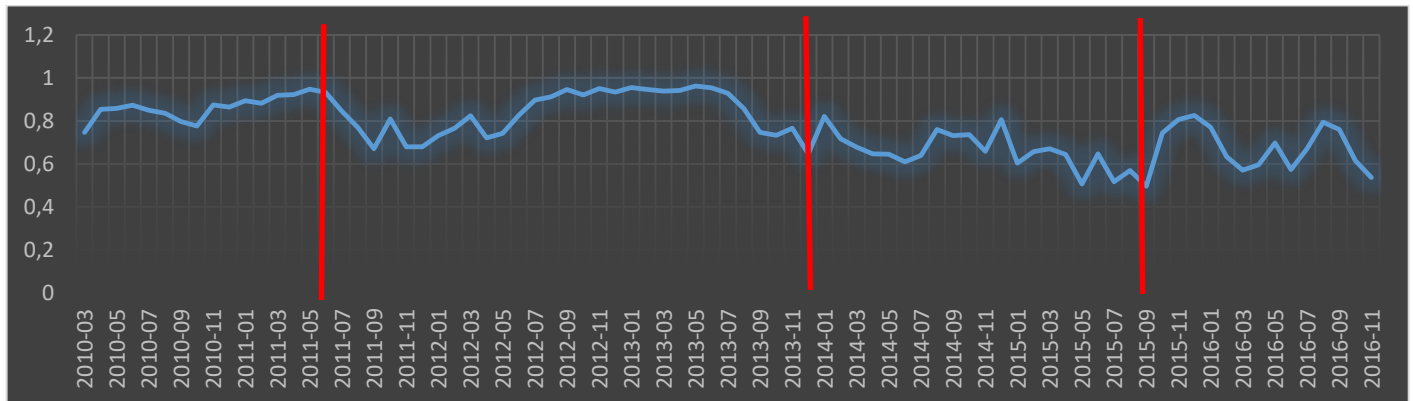
yemi getirisinin koşullu varyansının 2010 ve 2016 yıllarında çok yüksek olduğu görülmektedir.

Aynı zamanda koyun eti getirisinin koşullu varyansının besi yeminin yüksek olduğu yıllarda (2010, 2014 ve 2016) yüksek olduğu görülmektedir. Her iki koşullu varyans arasında büyük bir değişim göze çarpmaktadır. Koyun eti koşullu varyansının belirli düzeyde oynaklık göstermesine karşı besi yemi uzun dönem koşullu varyansı 2008 yılından başlayarak 2011 yılının sonuna kadar düşüş göstermektedir. İkibinoniki ve 2013 yıllarında ise belirli bir aralık etrafında oynaklık göstermektedir. İkinbinonüç yılından günümüze büyük bir değişkenlik sergilenmiştir. Özellikle besi yeminin son dönemdeki oynaklığı büyük bir olasılıkla petrol ve döviz kuru oynaklığındaki belirsizlikten kaynaklandığı tahmin edilmektedir. Besi yemi materyallerinin çoğu petrol türevi ürünler olduğundan dolayı makroekonomide baş gösteren belirsizlikler besi yemi piyasasını olumsuz yönde etkilemiştir. .

Koyun eti ve besi yeminin getirileri arasındaki koşullu korelasyonun zaman içindeki hareketi Şekil 6'da verilmiştir. Koyun eti ve besi yeminin koşullu varyanslarının korelasyonları incelendiğinde ortalama olarak 0.77'lik bir değer olarak karşımıza çıkmaktadır.



Şekil 5. Koyun Eti ve Besi Yemi Getirilerin Koşullu Varyanslarının Zaman İçindeki Hareketi
Figure 5. Volatilities of Conditional Variances between Returns of Mutton and Fattening Fodder over time



Şekil 6. Koyun Eti ve Besi Yemi Getirileri Arasındaki Koşullu Korelasyonun Zaman İçindeki Hareketi
Figure 6. Conditional Correlations between Mutton and Fattening Fodder Returns over time

Bu durum koyun eti ve besi yeminin oynaklık anlamında birbirini tetiklediğini göstermektedir. Koyun eti piyasasında artan belirsizlik besi yemi piyasasına yansiyacaktır (veya tersi bir durumda söz konusu olabilir). Koyun etinin üretim maliyetlerinin önemli bir kısmını oluşturan besi yeminin fiyat getirisinde meydana gelebilecek dalgalanmaların koyun etinin koşullu varyansını etkilemesi beklenebilir bir durumdur ve çalışmada elde edilen sonuçlarla örtüşmektedir. İki piyasa arasındaki korelasyon belirli dönemlerde durağan iken, özellikle 2013 yılından itibaren düşüşe geçmiş ve büyük bir oynaklık sergilemiştir. Besi yemi fiyatı arttıkça koyun eti fiyatının artması, teknolojik gelişme veya ölçek ekonomisi ile besi yemi maliyetlerinin düşmesi neticesinde koyun eti fiyatlarının da düşeceğini ön görebiliriz. Diğer taraftan, koyun eti ve besi yemi arasındaki ilişki düzeyinin 2013 yılından itibaren düşüşe geçmesi 2012 yılından günümüze kadar artan döviz kuru koyun eti üreticilerini besi yemine ikame alternatif yemlere yöneltmiş olabilir. Ayrıca artan döviz kuru ile birlikte petrol ürünleri maliyetinin artması beklenildiği gerçeğinden hareketle, besi yeminde petrol türevlerinin girdi olarak kullanılması neticesinde döviz ve dolayısıyla petrol ve petrol türevlerindeki yüksek oynaklığı, koyun eti ve besi yemi arasındaki korelasyon ilişkisine yansiyarak daha yüksek oynaklık göstermesine sebep olmuş olabilir.

SONUÇ ve ÖNERİLER

Bu çalışmada koyun eti ve besi yemi uzun dönem oynaklığını incelemek için VAR – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Modelde benzin fiyatları ve döviz kuru egzogen değişken olarak kullanılmıştır. Model sonuçlarına göre koyun eti piyasası ile besi yemi piyasası getirileri kendi gecikmelerinin fonksiyonu olmadığı (Akaike Kriteri Testine göre), benzin ve döviz kuru getirisinin birer fonksiyonu olduğu belirlenmiştir. İki piyasanın getiri denklemlerinden yalnızca koyun eti getiri piyasası hem benzin hem de döviz kurundan pozitif olarak etkilendiği gözlemlenmiştir. Bu bağlamda benzin fiyatı ve döviz kuru arttıkça koyun etindeki getiri düzeyi de artacağı beklenmektedir. Bu da beklenen bir durum olup, petrol ve petrol türevleri koyun eti maliyetlerinin büyük bir bölümünü oluşturmakta ve artan döviz kuru bir bakıma petrol maliyetlerini de artmaktadır ve dolayısıyla koyun eti üretimindeki enerji maliyetlerinin artmasını da tetikleyerek koyun eti getirisinin pozitif yönlü olmasını sağlamaktadır.

Diğer taraftan ele alınan getiri serilerinde koşullu varyanslar kısa dönemde kendi şoklarından doğrudan ve dolaylı olarak anlamlı bir şekilde etkilendiği görülmektedir. Bu durum Türkiye’de tarımsal ürünler olan koyun eti ve besi yemi piyasalarının iyi ve kötü

haberlerden etkilendiğini göstermektedir. Benzer şekilde koyun eti ve besi yemi getirilerinin koşullu varyansları kendi uzun dönem oynaklıklarından doğrudan ve dolaylı bir şekilde etkilenmektedir. Diğer bir ifadeyle Türkiye’de ilgili ürünün piyasası dâhil diğer bütün piyasalarda oluşan belirsizliklerin ilgili piyasanın piyasa getirisi üzerinde etkilidir. Benzin piyasasında meydana gelen artış veya azalışlar koyun eti ve besi yeminin koşullu varyanslarını arttırdığı görülmektedir. Türkiye’de koyun eti ve besi yeminin hem üretiminde hem de taşınmasında kullanılan petrol ve petrol türevlerinin döviz endeksli ve ithalat yoluyla temin edilmesinden dolayı döviz kuru ile benzinin bu piyasaları etkilemesi beklenen bir durumdur ve çalışmadan elde edilen sonuçlarla örtüşmektedir. Fosil yakıtlara alternatif enerji kaynaklarının ülkede oluşturulması büyük bir olasılıkla genelde tarımsal ürünlerin, özel de ise koyun eti piyasasındaki uzun dönem belirsizlikleri düşürecek beklenmektedir. Benzer bir durum besi yemi piyasası içinde geçerlidir. Bu bağlamda özellikle Avrupa Birliği’nin 2030 yılı hedefleri arasında fosil yakıtların nakliye hizmetinden tamamen kaldırılmasına paralel olarak ülkemizde de benzeri hedeflerin konulması tarım sektörü piyasalarında oluşan uzun dönem belirsizlikleri asgari düzeye indirgeneceği beklenebilir.

Diğer taraftan döviz kurundaki belirsizliklerin hem koyun eti hem de besi yeminin uzun dönem belirsizliklerini düşürdüğü tespit edilmiştir. Türkiye’de koyun eti ve besi yeminin hem üretiminde hem de taşınmasında kullanılan petrol ve petrol türevlerinin döviz endeksli ve ithalat yoluyla temin edilmesinden dolayı döviz kurundaki artışlar maliyetleri arttırdığından dolayı üreticilerin bu ürünleri piyasaya sunmasıyla piyasada meydana gelecek bir arz fazlasından dolayı bu piyasaların oynaklıklarının düşmesi beklenebilir. Son olarak koyun eti ve besi yemi piyasalarında meydana gelen olumlu ve olumsuz haberlerin piyasalara etkilerinin aynı (simetrik) olduğu görülmektedir.

İkibinonüç yılından itibaren koyun eti ve besi yemi arasındaki korelasyon düzeyi bir önceki döneme (2013 yılı öncesi) göre düşüş göstermiş fakat yüksek oynaklığa maruz kalmıştır. Bu yüksek oynaklık büyük bir olasılıkla aynı dönemde Türk Lirasının ABD Dolarına karşı giderek değer kaybetmesine bağlanabilir. Türk Lirasının değer kaybetmesi özellikle petrol ve petrol türevi ithal ürünlerin fiyat seviyesinin yükselmesine neden olduğundan enflasyon artışı ile birlikte her iki ürününde fiyatlarının artmasına ve dolayısıyla belirsizliğin yükselmesine neden olmuştur. Dolayısıyla ülkede istikrarlı bir döviz kuru piyasasına sahip olmak ekonominin bütününde olduğu gibi koyun eti piyasası ile besi yemi piyasası arasında zaman boyutunda daha istikrarlı bir ilişkiye neden olacağı göz ardı edilmemelidir.

Çıkar Çatışması Beyanı

Makale yazarları aralarında herhangi bir çıkar çatışması olmadığını beyan ederler.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyan Özeti

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan ederler.

KAYNAKÇA

- Abbott PC, Hurt C, Tyner WE 2008. What's Driving Food Prices? Oak Brook, IL: Farm Foundation: 1-80.
- Apergis N, Rezitis A 2003. Agricultural Price Volatility Spillover Effects: The Case Of Greece. *European Review Of Agricultural Economics*: 389-406.
- Arslan S, 2017. Akaryakıt Fiyatlarının Küçük ve Büyük Baş Hayvan Fiyatlarına Etkisi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*: 271-283.
- Assefa T, Meuwissen M, Lansink AO 2015. Price Volatility Transmission in Food Supply Chains, A Literature Review. *Agribusiness* 31(1): 3-13.
- Cabrera BL, Schulz F 2016. Volatility Linkages Between Energy and Agricultural Commodity Prices. *Energy Economics* 54:190-203.
- Cankurt M, Miran B, Şahin A 2010. Sığır Eti Tercihlerini Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi Üzerine Bir Araştırma: İzmir İli Örneği 51(2): 16-22.
- Campiche JL, Bryant HL, Richardson JW, Outlaw JL 2007. Examining The Evolving
- Chadwick MG, Bastan EM 2017. Beef Price Volatility in Turkey: Can Import Policy Affect the Price and Its Uncertainty. *Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey*.
- Chen ST, Kuo HI, Chen CC 2010. Modeling The Relationship Between The Oil Price and Global Food Prices. *Applied Energy* (87): 2517-2525.
- Ciaian P, Kancs A 2011a. Food, Energy and Environment, Is Bioenergy The Missing Link? *Food Policy* (36): 571-580.
- Ciaian P, Kancs A 2011b. Interdependencies In The Energy Bioenergy Food Price Systems, A Cointegration Analysis, *Resour, Energy Econ* (33): 326-348.
- Çelik Ş 2015. Impact Of Inflation, Dollar Exchange Rate and Interest Rate On Red Meat Production In Turkey, *Vector Autoregressive (VAR) Analysis. Chinese Business Review* 14(8).
- de Gorter H, Drabik D, Just DR 2013. The Perverse Effects of Biofuel Public-Sector Policies. Charles H. Dyson School of Applied Economics and Management, Cornell University, Ithaca, New York 14853-7801.
- Dong X, Ulgiati S, Yan M, Zhang X. Gao W 2008. Energy and Emery Evaluation of Bioethanol Production from Wheat in Henan Province, China. *Energy Policy* (36): 3882-3892.
- Du X, Yu CL, Hayes DJ 2011. Speculation and Volatility Spillover In The Crude Oil and Agricultural Commodity Markets, A Bayesian Analysis. *Energy Economic* (33): 497-503.
- Engle RF, 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- Engle F, Kroner F 1995. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH.
- Enerji Piyasası Düzenleme Kurumunun (EPDK) 2018.
- ESK 2016. Et ve Süt Kurumu, 2016 Yılı Sektör Değerlendirme.
- Fakari B, Aliabadi M.M. F, Mahmoudi H, Kojori M 2016. Volatility Spillover and Price Shocks In Iran's Meat Market. *Custos e Agronegocio* 12(2): 84-98.
- FAO 2016. Gıda ve Tarım Örgütü : <http://www.fao.org/faostat/en/#data/PM>
- FAO 2017. Gıda ve Tarım Örgütü.
- Fernández JM 2014. Long Run Dynamics of World Food, Crude Oil Prices and Macroeconomic Variables, A Cointegration VAR Analysis. *Bristol Economics Discussion* (14): 646.
- Gilbert CL 2010. How To Understand High Food Prices. *J. Agric. Econ.* (61): 398-425.
- Headey D, Fan S 2008. Anatomy Of A Crisis: The Causes And Consequences Of Surging Food Prices. *Agricultural Economics* 39: 375-391.
- Karkacier O 2000. "Türkiye Süt ve Süt Ürünleri İthal Talep Analizi", *Turk J. Agric. For* (24): 421-427.
- 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, 2012. Spillover Effects Of Agricultural Products Price Volatilities In Iran, *Journal Of Basic and Applied Scientific Researc* 2(8): 7906-7914.
- Maetz M 2013. Food Security-Defi Nition And drivers. http://www.hungerexplained.org/Hungerexplained/Food_security_files/Foo
- McFarlane L 2016. Agricultural Commodity Prices and Oil Prices, Mutual Causation. *Outlook Agric* 45(2): 87-93.
- Mitchell D 2008. A Note on Rising Food Prices. Washington, DC, The World Bank.
- Nazlioglu S, Erdem C, Soytaş U 2012. Volatility Spillover Between Oil and Agricultural Commodity Markets. *Energy Economics*:658-665.
- Nazlioglu S, Erdem C, Soytaş U 2013. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics* 36: 658-665.
- OECD-FAO,2012-2017: <http://www.susurlukticaretborsasi.com/images/df>

- Rajagopal D, Zilberman D 2007. Review of Environmental, Economic and Policy Aspects of Biofuels. Policy Research Working Paper 4341. The World Bank,
- Rezitis AN, Nicholas A 2003. Agricultural Price Volatility Spillover Effects: The Case Of Greece. *European Review of Agricultural Economics* 30(3): 389-406
- Rezitis AN, Stavropoulos KS 2012. Greek Meat Supply Response and Price Volatility In A Rational Expectations Framework: A Multivariate GARCH Approach. *European Review of Agricultural Economics* 39(2): 309–333
- Rezitis AN 2015. The Relationship Between Agricultural Commodity Prices, Crude Oil Prices And US Dollar Exchange Rates: A Panel VAR Approach and Causality Analysis. *International Review of Applied Economics* 29(3): 403-434
- Rosegrant M, Tingju Z, Msangi S, Sulse T 2008. Global Scenarios for Biofuels: Impacts and Implications. *Applied Economic Perspectives and Policy* 30(3): 495-505
- Saghaian S, Özertan, Tergüç H, 2013. Dynamics of Price Transmission and Market Power in the Turkish Beef Sector: 1-23.
- Saygi H, Bayhan B 2011. Analysis of Turkey's Import Demand of Fishery Products". *African Journal of Agricultural Research* 6(7): 1853-1856.
- Shahzad SJH, Hernandez J.A, Al-Yahyaee K.H 2018. Asymmetric Risk Spillovers Between Oil and Agricultural Commodities. *Energy Policy* (118):182-198.
- Serra T, Zilberman D 2013. Biofuel-Related Price Transmission Literature, A Review. *Energy Economics* (37):141-151.
- Şeker İ, Özen A, Güler H, Şeker P, Özden İ 2011. "Elazığ'da Kırmızı Et Tüketim Alışkanlıkları ve Tüketicilerin Hayvan Refahı Konusundaki Görüşleri". *Kafkas Univ Vet. Fak. Dergi* 17(4): 543-550.
- TCMB EVDS 2018. Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi : <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- TÜİK 2018. Tüketim Harcama İstatistikleri. http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1012
- TÜKETBİR 2018. Türkiye Kırmızı Et Üreticiler Birliği.
- TÜRKIYEBİR 2018. Türkiye Yem Sanayicileri Birliği.
- 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.
- Zhang Z, Lohr L, Escalante C, Wetzstein M 2010. Food Versus Fuel, What Do Prices Tell Us? *Energy Policy* (38): 445-451.