





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

Estimating the Conditional Variance Volatilities of Beef Carcass, Lamb Carcass, and Fodder Wheat Markets in the Context of Exchange Rate Using VAR(2)- Asymmetric BEKK-GARCH (1,1) Model

Faruk URAK¹,
Abdülbaki BİLGİÇ²,
Vedat DAĞDEMİR²,
Hüseyin ÖZER²

¹TRT Erzurum Müdürlüğü, Erzurum, Türkiye

²Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Yönetim Bilişim Sistemleri Bölümü, Bilecik, Türkiye

³Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Erzurum, Türkiye

ÖZ

Bu çalışmada, Türkiye’de dana ve kuzu karkas piyasaları ile yemlik buğday piyasası arasındaki uzun dönem belirsizlik geçişkenliklerinin ortaya çıkarılması ve bu geçişkenliğin simetrik olup olmadığı ortaya konulmuştur. Bu çalışmada 2005:01-2019:06 dönemi günlük verileri ile VAR(2)-Asymmetric BEKK-GARCH(1,1) modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday getirilerinin koşullu varyanslarının döviz kurundaki artışlarından ve ithalatın yapılmadığı dönemlere göre ithalatın yapıldığı dönemlerden anlamlı bir şekilde etkilendikleri tespit edilmiştir. Çalışmada kuzu karkasın dana karkasa göre daha fazla risk taşıdığı belirlenmiştir. Dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday getirilerinin koşullu varyansları hem kısa dönemde doğrudan ve dolaylı şoklardan hem de getiri serilerinin koşullu varyansları doğrudan ve dolaylı olarak diğer getiri serilerinin uzun dönem kalıcı oynaklığından istatistiki olarak anlamlı düzeyde etkilendiği gözlemlenmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgular neticesinde, politika yapıcılara üretici fiyat belirsizliklerini azaltacak tarım politikalarına yönelmesi gerektiği ifade edilebilir.

Anahtar Kelimeler: Dana ve kuzu karkas, döviz kuru, yemlik buğday, fiyatlar, oynaklık

ABSTRACT

In the study, the long-term volatility pass-throughs between beef, lamb carcass, and fodder wheat markets in Turkey and whether such pass-throughs are symmetrical or not were estimated. The study used VAR (2)-Asymmetric BEKK-GARCH (1,1) method using daily data from both 2005:01-2019:06 periods. The results showed that conditional variances of the beef carcass, lamb carcass, and fodder wheat markets were statistically significantly affected by the increase in exchange rates and the periods when imports were made than the periods when imports were absent. We finally concluded that the lamb carcass had more risks than the beef carcass. Conditional variances of beef carcass, lamb carcass, and fodder wheat markets were statistically significantly affected by direct and indirect of both their and return series in the short and long term. As the results show, we can conclude that policy makers should turn to agricultural policies that will reduce producer price uncertainties.

Keywords: Beef and lamb carcass, exchange rate, feed wheat, prices, volatility

*Bu çalışma Faruk Uruk’in doktora tezinin birinci bölümünden elde edilmiştir.

Geliş Tarihi/Received: 23.06.2021

Kabul Tarihi/Accepted: 05.10.2021

Sorumlu Yazar/Corresponding Author:
Faruk URAK

E-mail: farukurak.trt@gmail.com

Cite this article as: Uruk, F., Bilgiç, A., Dağdemir, V., & Özer, H. (2022). Estimating the Conditional Variance Volatilities of Beef Carcass, Lamb Carcass, and Fodder Wheat Markets in the Context of Exchange Rate Using VAR(2)- Asymmetric BEKK-GARCH (1,1) Model. *Atatürk University Journal of Agricultural Faculty*, 53(1):31-41.



Giriş

İkibinli yıllardaki tarımsal hammadde fiyatlarındaki artışlar, tarım ekonomistleri tarafından daha çok arz ve talep şoklarının bir kombinasyonu olarak düşünülmüştür (Gilbert, 2010a; Mitchell, 2009; Rosegrant ve ark., 2008). Tarımsal hammadde fiyatlarındaki artışların altında yatan talep taraflı sebeplere bakıldığında, daha çok biyoyakıt üretimindeki inanılmaz artışların (OECD, 2008) ve gelişmekte olan ülkelerdeki güçlü ekonomik büyümeler ile beslenme desenlerinin değişmesi olduğu ifade edilmiştir (Abbott ve ark., 2011). Uzun dönem biyoyakıt üretiminin mısır fiyatları üzerindeki etkisinin yaklaşık %47,00, buğday ve pirinç fiyatları ile mısır fiyatları arasında sırasıyla %26,00 ve %25,00 fiyat artış ikamesi olduğu vurgulanmıştır (Rosegrant ve ark., 2008).

Arz yönlü sebeplere bakıldığında ise olumsuz şoklar (piyasa fiyat sinyallerinin zayıf olarak çiftçilere aktarılması gibi), petrol fiyatlarındaki yükselişin yarattığı yüksek üretim maliyetleri ve başlıca üretici ülkelerdeki kötü hava koşulları tarım ürünleri fiyatlarındaki artışların başlıca sebepleri iken; tarımdaki türev piyasalarındaki büyümekte olan yatırımların varlığı (tarım ürünleri piyasaların finansallaştırılması) ve doların değer kaybetmesi tarımsal ürünlerin fiyatlarında artışa neden olmuştur (Mitchell, 2009). Örneğin dolar değer kaybettiğinde, 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; Fernandez, 2014).

Petrol fiyatlarıyla tarım ürünleri fiyatları döviz kuru aracılığıyla birbirlerini dolaylı olarak etkilemektedirler. Dünya petrol ticareti ABD doları ile yapıldığından dolayı petrol fiyatındaki değişimler tüm ülkelerin para birimleri üzerinde doğrudan etkisi vardır. Tarım ürünleri fiyatlarının petrol fiyatları ve reel \$ arasındaki iki yönlü nedensellik ilişkilerden güçlü bir şekilde etkilendiğini ve bu nedenle uzun dönemli nedensellik analizlerinde, petrol fiyatlarının ve reel \$'ın tarım ürünleri fiyatlarını tahmin etmek için öngörücü bir güce sahip olduğunu vurgulamışlardır (Guellil ve ark., 2018). Bu bağlamda özellikle petrol fiyatlarındaki oynaklıkların döviz aracılığıyla temel gıda fiyatları üzerindeki etkisi göz ardı edilmez (Adom, 2014). Ayrıca Rezitis (2015) tarafından yapılan çalışmada hem ham petrol fiyatlarının hem de \$'ın uluslararası tarım ürünlerinin fiyatlarını birlikte etkilediğini belirtilmiştir. İthal tarım ürünleriyle döviz kuru arasında Granger nedensellik ilişkisi bulunmuştur (Burakov, 2016).

Gelişmekte olan ülkelerin çoğunluğu tarımsal üretimde girdi olarak kullanılan ham petrol ve petrol türevlerinin net ithalatçı konumunda olmaları ile döviz ihtiyacı duymaktadırlar. Bu malların alımları \$ üzerinden gerçekleştiğinden dolayı ham petrol fiyatındaki oynaklıklar, \$ cinsinden ticaret yapan ülkelerin döviz rezervlerini olumsuz etkilemektedir (Adom, 2014; Salisu & Mobolaji, 2013). Bu nedenle dünya pazarındaki ham petrol fiyatlarının yükselmesi, yüksek ithalat faturaları ve makine, su ürünleri yetiştiriciliği, hayvancılık ve ormancılık, dağıtım ve biyokimyasal (gübre ve tarım ilaçları) gibi girdiler dâhil olmak üzere yüksek üretim maliyetleri nedeniyle net petrol ithalatçı ülkelerde gelir kaybına neden olabilmektedir (Gilbert, 2010a; Adom, 2014; Pal & Mitra, 2017; Salisu & Mobolaji, 2013). Tüm bu faktörler sonuçta tarımsal gıda fiyatlarının artmasına neden olmakla birlikte az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde gıda güvenliği sorununu meydana getirmektedir (Barsky & Kilian, 2001).

Türkiye petrol ve petrol türevleriyle tarımsal ürünlerin diğer girdilerinde dışa bağımlılığın (net ithalatçı konumunda) dolayı \$'dan meydana gelebilecek oynaklıklardan etkilenmektedir. Döviz kuru piyasasındaki oynaklığın gıda piyasalarına geçişkenliğinin büyük tehdit oluşturduğu, bu piyasalar arasındaki oynaklıkların minimize edilerek sektörlerde istikrarın sağlanmasında sözü edilen oynaklıkların yön ve büyüklüklerinin bilinmesi Türkiye için son derece büyük önem arz etmektedir. Bu çalışmada Türkiye'de döviz kuru ve ithalat bağlamında dana ve kuzu karkas ile yemlik buğday piyasaları arasında piyasa getiri seviyelerinin ve getiri geçişkenliklerinin yön ve büyüklükleri ilk kez ampirik olarak ortaya konulmuştur. Ayrıca makro ekonomik değişkenler olan döviz kuru ve ithalatın dana ve kuzu karkas ile yemlik buğday piyasalarının hem getiri denklemlerinde hem de koşullu varyanslarında kontrol altına alınarak, döviz kuru ve ithalat piyasalarında meydana gelen tek yönlü belirsizliklerin dana ve kuzu karkas ile yemlik buğday piyasalarında ne tür bir etki meydana getirdiği ortaya konulmuştur.

Gereç ve Yöntem

Materyal

Çalışmada kullanılan veriler; Türkiye'de 2005:01–2019:06 dönemini kapsamakta olup; dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday fiyatları ile makroekonomi piyasalar olan dolar döviz kuru ve ithalat değişkenleri ile sınırlıdır.

Ekonometrik Model

Bu çalışmada VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) Modeli kullanılmıştır. Bu model bir taraftan koşullu vektör otoregresifi içerirken, diğer taraftan koşullu varyans denkleminde bağımlı çok değişkenli GARCH sürecini içermektedir. Bununla birlikte bu model pozitif ve negatif şokların eşit büyüklükte olmadığını varsayarak asimetrik etkileri koşullu varyans denkleminde ilave etmekle diğer modellere üstünlük sağlamıştır (Rahman & Serlitis, 2012; Salisu & Oloko, 2015). Bu bağlamda söz konusu model, finansal piyasalarda şoklarının asimetrik etkisinin sıkça araştırıldığı bu günlerde, finansal zaman serileri değişkenleri arasındaki karşılıklı bağımlılıklarının modellenmesi tercihimize bir gerekece olmuştur. Ayrıca model, BEKK parametrelemesi ile kalıntıların tüm değerleri için koşullu ve ortak varyansın pozitif kesinliğini de tanımlamaktadır (Rahman & Serlitis, 2012; Salisu & Oloko, 2015). Her bir getiri değişkeninin koşullu ortalamaları ve koşullu varyansları denklemi sırasıyla Eşitlik 1 ve 2'de verilmiştir (Rahman & Serlitis, 2012; Salisu & Oloko, 2015).

$$R_t = \mu + \sum_{j=1}^p \Gamma_j R_{t-j} + \Phi E + \omega I + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada; R_t ($R_{\text{dana karkas}, t}$, $R_{\text{kuzu karkas}, t}$ ve $R_{\text{yemlik buğday}, t}$) sektörteki piyasaların getiri vektörünü göstermekte olup; $R_t = 100 * \ln(P_t / P_{t-1})$ şeklinde hesaplanmaktadır. Burada; P_t ilgili piyasanın reel fiyatını gösterirken, \ln doğal logaritma simgesini ifade etmektedir. P_{t-1} ise P_t 'nin gecikme değerini ifade etmektedir. Eşitlik 1'deki R_{t-1} ve ε_{t-1} sırasıyla her bir piyasa getirisinin gecikmesini ($R_{\text{dana karkas}, t}$, $R_{\text{kuzu karkas}, t}$ ve $R_{\text{yemlik buğday}, t}$) ve kısa dönem şokların gecikme vektörlerini ifade etmektedir. Ayrıca j =yemlik buğday, dana ve kuzu karkas piyasalarını ifade ederken, i AIC, BIC ver HQ kriterleri tarafından belirlenecek gecikme (lags) düzeyini ifade etmektedir. μ her bir piyasa getirisine ait sabit terim parametresini, E (Exchange Rate, Döviz kuru) ve I (Import, İthalat) sırasıyla döviz kuru ve ithalat değişkenlerini ifade etmektedir. Φ ve ω katsayıları ise sırasıyla bu değişkenlerin etkisini ölçmektedir. Ayrıca I kukla değişkeni yapısında olup; kırmızı etin ithal edildiği aylarda 1 diğer aylarda

ise 0 değerini almaktadır. Yukarıdaki getiri formülü kullanılarak günlük bazda döviz kuru getiri serisi hesaplanmıştır. Eşitlik 3'teki koşullu varyans denkleminde kalıntıların negatif olduğu durumda 1, aksi takdirde 0 olarak kodlanarak, negatif kalıntı etkisinin pozitif kalıntı etkisinden ayırıştırılan asimetriye imkan tanınmaktadır. Ayrıca, dana ve kuzu karkas piyasalarında ithalatın piyasa getirileri üzerindeki etkisini ölçmek için Eşitlik 1 yeniden düzenlenmiş olup; Eşitlik 2 olacak şekilde elde edilmiştir. Grier ve ark. (2004) geliştirdikleri asimetrik BEKK-GARCH modeli için koşullu varyans denklemini Eşitlik 2 şeklinde ifade etmişlerdir,

$$H_t = \Upsilon Y' + \sum_{k=1}^g A'_k \varepsilon_{t-k} \varepsilon'_{t-k} A_k + \sum_{j=1}^f B'_j H_{t-j} B_j + D' \xi_{t-1} \xi'_{t-1} D \quad (2)$$

Burada; H matrisi iki ayrı bölümden oluşmaktadır. Birinci bölüm eşitliğin sabitleri olan ((C, egzojen değişken olarak öngörülen Döviz kuru (exchange rate, E) ve ithalat (I)) değişkenlerinden oluşmaktadır. Diğer taraftan eşitliğin ikinci bölümü ise kısa dönem şoklar (ε_{t-k}), uzun dönem belirsizlik (H_{t-j}) ve asimetrik etki (ξ_{t-1}) değişkenlerinden oluşmaktadır. Birinci bölüm, $Y = (C + \Phi E_t + \varphi I_t)$ şeklinde gösterilebilir. İkinci bölüm 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 ifade edilebilir. BEKK yönteminin ölçülebilirliği ε_t kalıntıları için H_t kesin pozitif tanımlı olması garantilemekte ve simetri varsayımını yumuşatmasıyla koşullu ve ortak varyans matrisi (H_t) üzerinden pozitif-negatif şoklara verilen farklı görelî tepkilere izin vermektedir. Burada; C, Φ ve φ , A, B ve D $m \times m$ (3×3) boyutunda matrislerdir. Buna ek olarak C, Φ ve φ alt köşegen matrisleri olup; sırasıyla varyans eşitliklerinin sabit katsayılarını, döviz kuru piyasasının ve ithalatın ilgili piyasadaki oynaklık üzerindeki geçişkenlik iletimini ölçmektedir. Diğer taraftan, A ve B matrisleri sırasıyla kısa dönem şokları ve uzun dönem volatilité parametrelerini gösterirken, D matrisi ise asimetrik etkiyi gösteren parametreler olarak ortaya çıkmaktadır. Ayrıca Eşitlik 2'nin analitik yapısı Eşitlik 3'teki gibi olup; Eşitlik 2'de üç piyasa arasındaki koşullu varyans etkileşimlerini anlamak için matris çarpımı yapılarak her piyasaya koşullu varyans ve kovaryanslar elde edilebilmektedir:

$$h_{j,t} = \Upsilon Y' + \left(a_{j1}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{j1} a_{j2} \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} + 2a_{j1} a_{j3} \varepsilon_{3,t-1} \varepsilon_{1,t-1} \right) + \left(a_{j2}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2a_{j2} a_{j3} \varepsilon_{3,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \right) + \left(a_{j3}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 \right) + \left(b_{j1}^2 h_{1,t-1} + 2b_{j1} b_{j2} h_{2,t-1} + 2b_{j1} b_{j3} h_{3,t-1} \right) + \left(b_{j2}^2 h_{2,t-1} + 2b_{j2} b_{j3} h_{3,t-1} \right) + \left(b_{j3}^2 h_{3,t-1} \right) + \left(d_{j1}^2 \xi_{1,t-1}^2 + 2d_{j1} d_{j2} \xi_{2,t-1} \xi_{1,t-1} + 2d_{j1} a_{j3} \xi_{3,t-1} \xi_{1,t-1} \right) + \left(d_{j2}^2 \xi_{2,t-1}^2 + 2d_{j2} d_{j3} \xi_{3,t-1} \xi_{2,t-1} \right) + \left(d_{j3}^2 \xi_{3,t-1}^2 \right) \quad (3)$$

Burada; $\varepsilon_{t-k} \varepsilon'_{t-k} = \varepsilon_{t-k}^2$ benzer şekilde $\xi_{t-1} \xi'_{t-1} = \xi_{t-1}^2$ dır. $j=1,2$ ve 3

Eşitlik 3'te ε_j her bir ürün getirisindeki kısa dönem şoklarını, $\varepsilon_j \varepsilon_k$ ürün getirileri arasındaki çapraz kısa dönem şoklarını, $h_{j,t}$ ürün getirilerindeki oynaklığı, $h_{j,k}$ ürün getirilerindeki çapraz oynaklığı göstermektedir. BEKK modelinin koşullu ortalama ve koşullu ve ortak varyans denklemlerine ait parametreler etkin bir şekilde log-olabilirlik fonksiyonun azamileştirilmesiyle (en yüksek kılınması) elde edilmiştir.

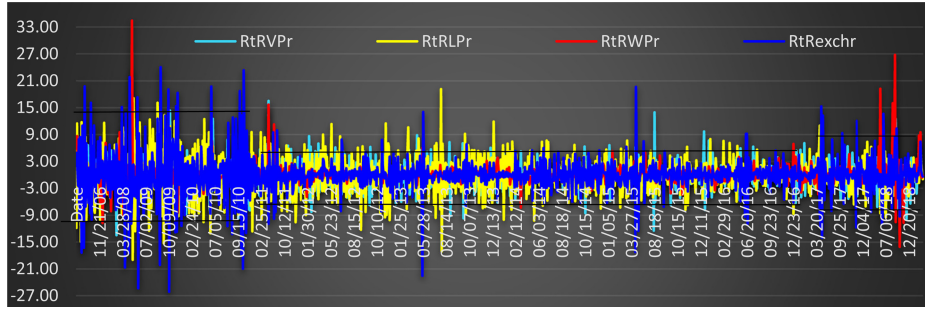
Bulgular ve Tartışma

Araştırmada seriler reele dönüştürülmüş, analizler getiri serileri elde edilerek yapılmıştır. Tablo 1'de serilerin betimleyici istatistik değerleri verilmiştir. Dana karkas fiyat getirisinin negatif (-0,007), seriler arasında en düşük getiriye ve kuzu karkas fiyat getirisinin (0,013) yaklaşık üçte biri olduğu tespit edilmiştir. Kuzu karkas getirisinin dana karkas getirisinden daha yüksek olması incelenen dönemde kuzu karkasta meydana gelen yüksek talebin veya düşük arzın etkili olduğunu söyleyebiliriz. Yemlik buğday fiyat getirisinin koşulsuz varyansının (2,401) incelenen seriler arasında en düşük oynaklığa sahip olduğu görülmektedir. Reel döviz kuru fiyat getirisinin koşulsuz varyansına bakıldığında ise incelenen seriler arasında en yüksek oynaklığa (4,650) sahip olduğu gözlemlenmiştir. Reel döviz kuru getirisi varyansının ilgili seriler arasında en yüksek değere sahip olmasına incelenen dönemde reel döviz kurunda süreklilik arz eden fiyat artışlarının neden olduğu söylenebilir.

Tablo 2'de modelin fiyat ve getiri serilerine ait korelasyon ve otokorelasyon ilişkileri verilmiştir. Fiyat düzeylerinde veya kapanış değerleri bağlamında piyasalar arasında en yüksek korelasyon ilişkisine dana karkas ile kuzu karkasın sahip olduğu görülmektedir. Bu durum dana ve kuzu karkasın ikame ürünler olmasıyla açıklanabilir.

Getiri serileri arasındaki korelasyonda dana ve kuzu karkas arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu görülmektedir. Dana karkas fiyat getirisi ile yemlik buğday fiyat getirisi arasında negatif yönlü bir ilişki ve kuzu karkas fiyat getirisi ile yemlik buğday fiyat getirisi arasında aynı yönlü bir ilişki elde edilmiştir. Dana karkas ile döviz kuru serilerinin getirileri arasında negatif yönlü bir ilişkinin olduğu görülmektedir. Bu durum dana karkas üretiminde kullanılan girdilerin bir kısmının ithalat yoluyla temin edilmesi sonucunda döviz kurundaki fiyat artışlarının dana karkasın üretim maliyetlerini artırması neticesinde dana karkas getirisinin olumsuz yönde etkilendiğini söyleyebiliriz. Kuzu karkas getirisinin yemlik buğday ve döviz kuru getirileriyle pozitif korelasyona sahip olması küçükbaş hayvan ithalatının çok düşük ve küçükbaş hayvanların daha çok meraya dayalı bir beslenmeye sahip olmasıyla açıklanabilir. Ayrıca, yemlik buğday fiyat getirisiyle döviz kuru getirisinin pozitif bir korelasyon göstermesi, yemlik buğday ithalatının çok düşük olmasıyla açıklanabilir. Modelin test sonuçları Tablo 3'te geniş bir şekilde verilmiştir. Basıklık katsayısı getiri serilerinin leptokurtic (fat-tail = basıklık ölçüsü) bir dağılım sergilediğini ortaya koymaktadır.

Getiri serilerinin leptokurtic dağılım göstermesi serilerde ARCH etkisinin olabileceğini göstermektedir. Bu durum Jarque-Bera test istatistiği ile araştırılmıştır. Test istatistiği sonuçlarına göre %1 önem düzeyinde serilerin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. ARCH testi sonuçlarına göre tüm seriler için koşullu değişen varyans olmadığını ileri süren sıfır hipotezi ret edilmiştir ve bu sonuç serilere ait getiri serilerinin oynaklığının zamanla değişkenlik gösterdiği anlamına gelmektedir. ARCH-LM testi sonucunda getiri serilerinde ARCH etkisi olduğu gözlemlenmiştir. Getiri serilerine eş anlı olarak bakıldığında (MAR-CH-LM) serilerin kalıntılarında ARCH etkisinin olduğunu göstermektedir. Bu bağlamda serilerin eş anlı olarak ARCH etkisi taşıdığını ve çok değişkenli GARCH modeli ile analiz edilmesi gerektirdiğini göstermektedir. Fiyat ve getiri serilerinin otokorelasyona sahip olup olmadığını gösteren Ljung-Box istatistiği sonuçlarına göre, getiri serileri otokorelasyon içermektedir. Son olarak elde edilen



Şekil 1.

Dana Karkas, Kuzu Karkas ve Yemlik Buğday Getirilerinin Zaman İçindeki Hareketi

birim kök test sonuçlarına (ADF birim kök testine göre seriler $I(1)$ seviyesinde %1 anlamlılık düzeyinde durağandır) göre seriler birim kök içermemekte ve düzey değerlerde durağan olarak elde edilmişlerdir

Getiri serilerinin zamana karşı göstermiş olduğu oynaklık Şekil 1'de verilmiştir. Getiri serilerinin zamana karşı gösterdiği oynaklığa bakıldığında en yüksek oynaklığın (2008–2011 dönemi) küresel çapta meydana gelen finansal ve gıda sektörlerindeki kriz dönemlerinde olduğu görülmektedir. Dünya gıda krizinin olduğu 2008 yılında pirinç fiyatları sadece beş ay içinde 375 \$/ton'dan %100,00'den fazla artarak 757 \$/ton olarak gerçekleşmiştir (Baffes & Hanjotis, 2010). 2017 ve sonrası dönemde de getiri serilerinde yüksek oynaklığın olması bu dönemde Türkiye'de 2017 yılından itibaren uygulamaya konulan tasarruf tedbirleri kapsamında ithalata getirilen kısıtlamalardan pozitif olarak etkilendiğini söyleyebiliriz.

AIC ve BIC kriterleri neticesinde VAR sisteminde iki gecikmenin belirlendiği ve bu bağlamda bundan sonraki analizlerde VAR(2) sistemi nazara alınacaktır. Tablo 4'te VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) modelin getiri serilerinin ortalama denklem sonuçları verilmiştir. Dana karkas hem kendi hem de kuzu karkas getirisinin bir dönem gecikmesinden istatistiksel açıdan anlamlı bir şekilde etkilenebilir. Dana karkasın kendi getirisinde meydana gelen bu durum Ezekiel (1938)'in tarım ürünleri için ortaya koyduğu örümcek ağı teorisi ile örtüşmektedir. Dana karkas piyasasında bir dönem önceki artan getirisi şimdiki getiriyi ($Rt(1)_{t-1} = -0,509$) azaltmaktadır. Benzer bir durumun, kuzu karkasta da ($Rt(2)_{t-1} = -0,535$) olduğu görülmektedir. Dana karkas piyasasında bir dönem önceki artan getirisi kuzu karkas piyasasındaki şimdiki getiriyi artırmakta veya dana karkas piyasasındaki getiri azalınca kuzu karkas piyasasında da getiri azalmaktadır. Piyasalardaki bir ve iki dönem önceki getirilerinin şimdiki getiri üzerindeki etkileri söz konusu dönemlerde serilerdeki dalgalanmaya bağlı olarak değişebilmektedir. Dana karkas piyasasında iki dönem önceki artan getirisi ($Rt(1)_{t-2} = -0,099$) dana karkasın şimdiki getirisini azaltmaktadır. Kuzu karkas piyasasında iki dönem önceki artan getirisi kuzu karkasın şimdiki getirisini ($Rt(2)_{t-1} = -0,246$) düşürmektedir. Yemlik buğday piyasasında hem bir hem de iki dönem önceki artan getirisi şimdiki getiriyi (sırasıyla $Rt(3)_{t-1} = 0,172$ ve $Rt(3)_{t-2} = 0,079$) arttırdığı görülmektedir.

Döviz kuruna bakıldığında, döviz kurunun iki dönem önceki kapanış getirisinin kuzu karkasın şimdiki fiyat getirisini ($(RtEffexhr)_{t-2} = 0,073$) arttırdığı görülmektedir. Bu durum, Türkiye'de kuzu karkas üretiminde kullanılan girdilerinin büyük çoğunluğunun petrol ve petrol türevli ve döviz endekli olmasından ötürü ülkenin ithalata yönelmesi durumunda, yurt

içi döviz talebinin artmasıyla döviz kurunun baskılanarak yukarıya doğru hareket etmesiyle açıklanabilir. Döviz kurunun iki dönem önceki kapanış getirisinin yemlik buğdayın şimdiki fiyat getirisini ($(RtEffexhr)_{t-2} = -0,036$) azalttığı tespit edilmiştir. Türkiye'de yemlik buğdayın hem geniş bir alanda kullanılması hem de üretiminin çok olmasından dolayı bazı dönemlerde yurt içi talebi karşılamasıyla birlikte meydana gelen fazla yemlik buğdayın ihracatı yapılabilmektedir. Türkiye'nin fazla olan yemlik buğdayı ihracat etmesi sonucunda yurt içi döviz talebinin azalmasıyla döviz kurunun aşağıya doğru hareket etmesine yol açabilir.

Diğer taraftan ithalatın bir dönem önceki fiyat getirisi dana karkasın şimdiki fiyat getirisini ($(ithalat)_{t-1} = -0,472$) azaltırken, yemlik buğday fiyat getirisini ($(ithalat)_{t-1} = 0,821$) ise arttırdığı tespit edilmiştir. İthalatın bir dönem önceki getirisi yemlik buğdayın şimdiki fiyat getirisini arttırması beklenen bir durumdur ve bu durum yemlik buğday ithalatının olmasıyla birlikte yurt içindeki ürün arzının artmasıyla açıklanabilir. Son olarak ithalatın iki dönem önceki fiyat getirisi dana karkasın şimdiki fiyat getirisini ($(ithalat)_{t-2} = 0,553$) arttırdığı görülmektedir. Bu durum ise; uzun dönemde ithalatın artmasıyla yurt içindeki dana karkas arzında meydana gelen artışlarla açıklanabilir. Yukarıdaki tüm bilgiler ışığında ürün piyasalarındaki getirilerin birbirlerine kayda değer bir yayılım sağladığı görülmüştür.

Tablo 5'te VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) için koşullu varyans tahminleri verilmiştir. Parametre tahminleri içerisinde piyasaların getirileri ve varyans denklemleri incelenmiştir. Ele alınan getiri serilerinde koşullu varyansların kısa dönemde kendi şoklarından doğrudan (dana karkas hariç) ve dolaylı (kuzu karkas ve yemlik buğday getiri serilerinde meydana gelen şoklar) şoklardan istatistiksel açıdan anlamlı bir şekilde etkilendiği görülmektedir. Ayrıca dana karkas ve kuzu karkas getirilerinin koşullu varyansları kendi uzun dönem oynaklıklarından doğrudan ve dolaylı bir şekilde etkilendiği görülmüştür. Türkiye'de yemlik buğday getirisindeki oynaklığın kendisinden, diğer iki piyasa ile bunların çapraz etkileşiminden kaynaklandığı tespit edilmiştir. Dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday getirilerinin koşullu varyanslarının döviz kurundaki fiyat artışlarından ve ithalatın yapılmadığı dönemlere göre ithalatın yapıldığı dönemlerden anlamlı bir şekilde etkilendikleri görülmektedir. Son olarak dana karkas ve kuzu karkas piyasalarında meydana gelen olumlu ve olumsuz haberlerin piyasalara etkilerinin simetrik olmadığı görülmektedir.

Tablo 6'da VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) için tanınal birtakım istatistikler verilmiştir. Her bir varyans eşitliğinden elde edilen hata terimlerinin (standardize edilmiş) ve hata terimlerinin korelasyonlarının otokorelasyon içerip içermediği Ljung-Box Q

ve Hosking Ljung-Box (MLBQ) testleri kullanılmıştır. Testler sonucunda hata terimlerinin ve karelerinin otokorelasyon içermediği (dana karkas hariç) görülmüştür. Elde edilen bu sonuçlar, her bir getiri değişkeninin oynaklığını açıklamada VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) modelinin geçerli olduğuna dair güçlü bir kanıt sunmuştur. Son olarak elde edilen bulgular sonucunda hata terimlerinin ortalamasının 0 ve varyansının 1'e eşit olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 7'de VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1)'de diyagonal GARCH testi için kurulan hipotez testi sonucunda Wald=181.067 ($p < .000$) 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 ret edilmiştir. Bu sonuçtan hareketle piyasaların dolaylı olarak birbirlerini istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde etkilediğini söyleyebiliriz. Ayrıca kuzu karkas, yemlik buğday, döviz kuru ve ithalatın bir ve iki dönem gecikmelerinin dana karkas getirisi üzerindeki etkisi Wald istatistiği kullanılarak sınanmıştır. Test sonuçlarına göre, kuzu karkas, yemlik buğday, döviz kuru ve ithalatın bir ve iki dönem gecikmelerinin dana karkas getirisi üzerinde etkisi veya etkilerinin bireysel ve eş anlamlı olarak sıfır olduğunu öne süren hipotez, istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde ret edilmiştir. Bu sonuçtan hareketle dana karkasın söz konusu piyasalarda meydana gelen oynaklıklardan dolayı etkilendiğini söyleyebiliriz. Benzer sonuçlar kuzu karkas, yemlik buğday, döviz kuru ve ithalat için de elde edilmiştir. Tüm bu test sonuçları, yukarıda ifade ettiğimiz getiri serileri arasında önemli bir ilişkinin var olduğu savını pekiştirmektedir. Bu durumda ortalama getiri serilerinin hem kendi gecikmelerine hem de diğer piyasa gecikmelerine karşı modellenmesinde herhangi bir sakıncanın olmayacağını ifade etmektedir.

Tablo 8'de VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1)'den elde edilen birim (marjinal) etkiler verilmiştir. Ele alınan getiri serilerinde koşullu varyanslar kısa dönemde kendi şoklarından (dana karkas getirisi hariç) ve diğer getiri serileri aralarında meydana gelen şoklardan istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilenebilir. Bu durum Türkiye'de dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday piyasalarının iyi ve kötü haberlerden istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde etkilendiğini göstermektedir. Dana karkas getirisinin koşullu varyansı, kuzu karkas piyasasındaki kısa dönem şoklardan doğrudan ($\varepsilon_{2,t}^2 = 0,022$) etkilendiği görülmektedir. Kuzu karkas piyasasındaki kısa dönem şokların, dana karkas piyasasındaki kısa dönem şokları arttırması bu iki ürünün ikama ürün olmasıyla açıklanabilir. Nitekim oynaklık aktarımı, yüksek yatay veya dikey bir ilişki içerisinde olan piyasalarda meydana gelmekle birlikte, eğer piyasaların ikame kapsamı nispeten küçükse, piyasalar arasındaki fiyat oynaklıklarının farklı bir sınırlamaya sahip olacağı tahmin edilebilir (Kuo ve ark., 2015).

Dana karkas getirisinin koşullu varyansı kendi uzun dönem oynaklığından doğrudan ($h_{1,t} = 0,893$) etkilenebilir. Kuzu karkas piyasasındaki uzun dönem belirsizliği ($h_{2,t} = 0,008$) arttıkça, dana karkas piyasasındaki belirsizlikte artmaktadır. Döviz kurunda meydana gelen oynaklık karşısında dana karkas piyasasındaki oynaklığın azaldığı görülmektedir. Türk Lirasının (₺) yabancı para birimine, özellikle \$'a karşı değer kaybetmesi üreticileri tedirgin ederek eldeki ürünleri piyasaya sürmek suretiyle farklı yatırım araçlarına yöneltmiş olabilirler (örneğin, altın, döviz, konut ve banka faiz getirisi gibi). Uzun dönemde ithal tarım ürünleriyle döviz kuru arasında Granger nedensellik ilişkisinin var olduğunu vurgulamıştır (Burakov, 2016). Karemera ve ark. (2015) tarafından

ABD'de yapılan araştırmada gelir, nüfus, üretim kapasitesi, uzaklık ve döviz kuru oynaklıklarının et ticaretini etkileyen ana faktörler olduğunu vurgulamışlardır. Doların değer kaybetmesi tarım ürünleri fiyatları üzerinde pozitif yönlü etki yapmaktadır (Nazlioglu & Soytaş, 2012).

Piyasalar arası ikili çapraz etkileşimlerdeki oynaklıklar ($h_{1,2,t} = -0,173$) dana karkas piyasasındaki oynaklıklarıyla da ilginç bir şekilde doğrusal bir ilişki içerisinde olduğunu göstermektedir. Ziemer and Collins (1984) tarafından ABD'de yapılan çalışmada, mısır, buğday, sığır eti ve domuz eti için çift yönlü yayımların olduğu vurgulanmıştır. Dana karkas üretiminde kullanılan girdilerin çoğunluğunun petrol ve petrol türevi olması ve aynı zamanda dövizde endeksli olmaları bu piyasalarda meydana gelen oynaklıkların dolaylı ve dolaysız bir şekilde dana karkas piyasasına iletilerek bu piyasada kalıcı oynaklıkları meydana getirmektedir. Kuzu karkas getirisinin koşullu varyansı hem kendi kısa dönem şokundan ($\varepsilon_{2,t}^2 = 0,195$) hem de kendi uzun dönem oynaklığından ($h_{2,t} = 0,576$) etkilenebilir. Hem tarımsal girdi hem de perakende gıda fiyatlarında meydana gelen bilgilerin tarımsal ürünlerin fiyatlarında oynaklığa yol açtığını ifade edilmiştir (Khiyavi ve ark., 2012). Yapılan benzer çalışmada, sığır eti ve domuz etinde meydana gelen oynaklıkların kendi kısa dönem şoklarından kaynaklandığını rapor edilmiştir (Kesavan ve ark., 1992).

Döviz kuru piyasasındaki fiyat artışlarının kuzu karkasın uzun dönem oynaklığını arttırdığı görülmektedir. Diğer taraftan ithalatın yapıldığı dönemlerde yurt içi ürün arzında bir artış olacağından dolayı söz konusu ürünlerin uzun dönem oynaklıklarını azaltması beklenemez. İthalatın yapıldığı dönemlerde yapılmadığı dönemlere göre, her ne kadar yemlik buğdayın uzun dönem oynaklığını istatistiki açıdan önemli bir şekilde etkilememişse de bu piyasaların (dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday) uzun dönem belirsizliklerini (ithalat_{dana karkas} = -0,662, İthalat_{kuzu karkas} = -8,433 ve İthalat_{yemlik buğday} = -0,138) düşürdüğü görülmektedir. Bu durum Merkez Bankası'nın para politikalarıyla da uyumludur. Merkez Bankası enflasyonu düşük tutmak için gıda enflasyonu sepetinde yer alan tarımsal ürünlerin ithalatını teşvik etmektedir.

Piyasalar arası ikili çapraz etkileşimlerdeki oynaklıklar ($h_{1,2,t} = -0,185$ ve $h_{2,3,t} = -0,027$) kuzu karkas piyasasındaki oynaklıklarıyla da önemli şekilde doğrusal bir ilişki içerisinde olduğunu göstermektedir. Tarımsal girdi ve perakende gıda fiyatlarından tarımsal çıktı fiyatlarına anlamlı pozitif oynaklık aktarımlarının olduğunu vurgulanmıştır (Pozo & Schroeder, 2012). Aynı şekilde dana karkasın uzun dönem oynaklığının kuzu karkasın uzun dönem oynaklığını ($h_{1,t} = 0,015$) doğrudan etkilediği tespit edilmiştir. Fakari ve ark. (2016) tarafından İran'da yapılan çalışmada sığır eti ile koyun eti piyasalarında meydana gelen oynaklıkların bu piyasalar üzerinde kalıcı oynaklıklar oluşturduğunu belirtmişlerdir.

Yemlik buğday getirisinin koşullu varyansı hem kendi kısa dönem şoklarından ($\varepsilon_{3,t}^2 = 0,184$) hem de diğer piyasaların ikili etkileşiminden ($\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t} = -0,008$, $\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{3,t} = 0,061$ ve $\varepsilon_{2,t}\varepsilon_{3,t} = -0,047$) istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilenebilir. Wang ve ark. (2018) tarafından Çin'de yapılan çalışmada mısır fiyatlarında meydana gelen oynaklıkların domuz fiyatlarına önemli ölçüde iletildiği rapor edilmiştir. Khiyavi ve ark. (2012) tarafından yapılan çalışmada, tarımsal girdi ve perakende gıda fiyatlarının oynaklığının, tarımsal çıktı fiyatlarının oynaklığında önemli ve pozitif yönde yayılma etkileri gösterdiğini belirtmişlerdir. Ait Sidhoum and Serra (2016) tarafından İspanya'da yapılan çalışmada, domates pazar zinciri boyunca oynaklık yayımlarının olduğu vurgulanmıştır.

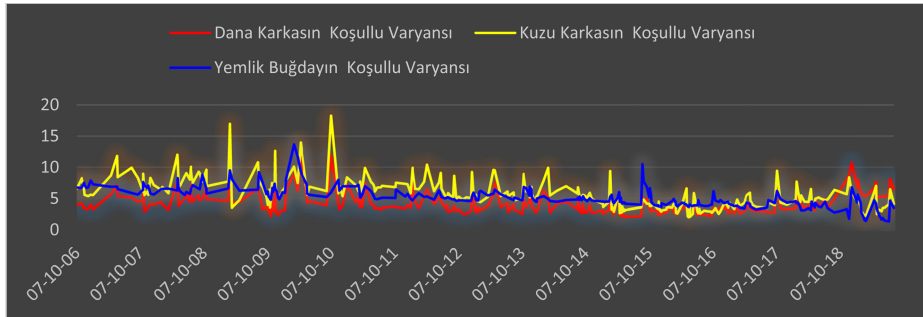
Yemlik buğday getirisinin koşullu varyansı kuzu karkasın kısa dönem şokundan doğrudan anlamlı bir şekilde etkilendiği gözlemlenmiştir. Yemlik buğday piyasasındaki oynaklıklar öncelikle kendi uzun dönem oynaklığından ($h_{3,t} = 0,624$) ve kuzu karkas piyasasındaki uzun dönem oynaklığından ($h_{2,t} = 0,003$) dolaysız bir şekilde etkilenmektedir. Bir piyasadaki fiyat oynaklığının diğer piyasalardaki oynaklığı arttırabileceğini belirtmişlerdir (Askan ve ark., 2020; Buguk ve ark., 2003; Özdemir ve ark., 2020; Pozo & Schroeder, 2012; Tejada & Goodwin, 2009; Trujillo-Barra ve ark., 2012).

Özellikle mısır, buğday, arpa ve soya fasulyesi tarım sektöründe gıda tedarik zincirinin önemli halkalarını oluşturmaktadır. Mısır, buğday ve arpa gibi tahıllar sığır yeminde önemli girdileri oluşturmaktadır (Fiszeder & Orzeszko, 2018). Yemlik buğday piyasası bazı piyasaların çapraz ikili etkileşiminden kaynaklı uzun dönem oynaklıklarından dolayı etkilenmektedir. Örneğin yemlik buğday piyasası dana karkas ve kuzu karkas piyasalarının uzun dönem etkileşiminden dolayı ($h_{12,t} = 0,003$); dana karkas ve yemlik buğdayın koşullu kovaryansından dolayı ($h_{13,t} = -0,041$); kuzu karkas ve yemlik buğday koşullu kovaryansından dolayı ($h_{23,t} = -0,091$) etkilenmektedir. Ülkelerin biyoyakıt üretimlerini arttırmak amacıyla tarımsal ürünleri biyoyakıt üretimine kaydırmaları tarımsal ürünlerin fiyatlarının artmasına yol açarken, aynı zamanda hayvan yetiştiriciliğinde temel girdi kaynağını oluşturmasıyla gıda fiyatlarının artmasına da yol açmıştır (Tejada & Goodwin, 2009). Urak ve ark. (2018) tarafından Türkiye'de yapılan çalışmada buğday ve döviz kuru piyasalarındaki uzun dönem kalıcı oynaklıkların, kendi piyasaları dâhil olmak üzere tüm piyasalar üzerinde kalıcı oynaklıklar oluşturduğunu ifade etmişlerdir. Son olarak dana ve kuzu karkas piyasa getirilerinin koşullu varyanslarında meydana

gelen olumlu ve olumsuz haberlerin piyasalara etkilerinin ($v_{1,t} = 0,030$ ve $v_{2,t} = 0,086$) simetrik olmadığı görülmüştür.

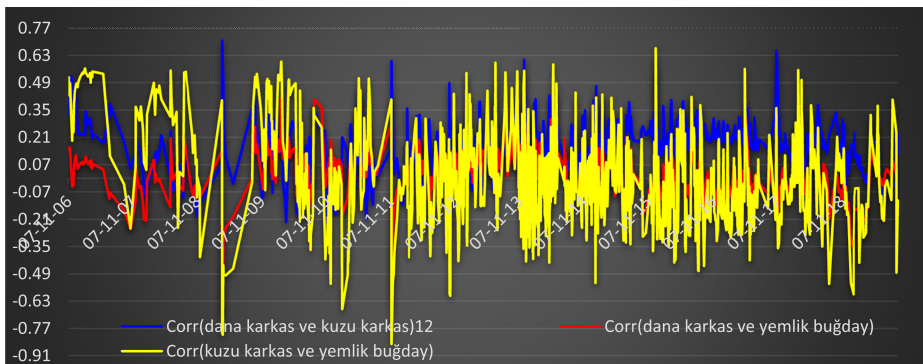
Dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday getirilerinin koşullu varyanslarının zaman içindeki hareketi Şekil 2'de verilmiştir. Dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday getirilerin koşullu varyanslarının sırasıyla 4,46, 5,79 ve 5,35 olduğu tespit edilmiştir. Kuzu karkas getirisinin koşullu varyansının dana karkas getirisinin koşullu varyansından (4,46) daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum incelenen dönemde kuzu karkas arzının daha düşük veya kuzu karkasa olan talebin fazla olmasıyla açıklanabilir. Türkiye'de 2008–2011 döneminde kuzu karkas ve yemlik buğday getirilerin koşullu varyanslarının 2012–2017 dönemine göre yüksek olması aynı dönemde (2008–2011) dünyada finans ve gıda sektörlerinde meydana gelen krizlerin etkili olduğunu söyleyebiliriz. Küresel çapta 2008 yılında finans ve gıda sektörlerinde baş gösteren krizlerde enerji ve metallerin nominal fiyatları %230,00, gıda fiyatları %100,00 ve gübre fiyatları ise dört kat artmıştır (Baffes & Haniotis, 2010). 2017 sonrası dönemde söz konusu ürünlerin oynaklıklarının artması ise Türkiye'de 2017 yılından itibaren uygulamaya konulan tasarruf tedbirleri kapsamında ithalata getirilen kısıtlamaların pozitif yönde etkili olduğunu söyleyebiliriz.

Dana karkas, kuzu karkas ile yemlik buğday getirileri arasındaki koşullu korelasyonun zaman içindeki hareketi Şekil 3'te verilmiştir. Dana karkas ve kuzu karkasın koşullu varyanslarının korelasyonları incelendiğinde ortalama olarak 0.008'lik bir değer olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu durum dana karkas ve kuzu karkasın oynaklık anlamında birbirini tetiklediğini göstermektedir. Şekil 3'teki korelasyonlara bakıldığında; en yüksek oynaklığın 2008–2011 döneminde olduğu görülmektedir. Bu da çalışmamızın sonuçlarını doğrular niteliktedir. Kuzu karkas ve yemlik buğdayın



Şekil 2.

Dana Karkas, Kuzu Karkas ve Yemlik Buğday Getirilerin Koşullu Varyanslarının Zaman İçindeki Hareketi



Şekil 3.

Dana Karkas, Kuzu Karkas ile Yemlik Buğday Getirileri Arasındaki Koşullu Korelasyonun Zaman İçindeki Hareketi

Tablo 1.
Betimleyici İstatistikler

İstatistikler	Getiriler ($R_{i,t}$)			
	$R_{\text{dana karkas, t}}$	$R_{\text{kuzu karkas, t}}$	$R_{\text{yemlik buğday, t}}$	$R_{\text{döviz kuru, t}}$
Ortalama	-0,007	0,013	0,172	0,018
Standart Sapma	3,176	4,400	2,401	4,650
t-istatistik	-0,071 (0,943)	0,098 (0,922)	2,368 (0,018)	0,126 (0,899)
Çarpıklık	0,102 (0,170)	0,109 (0,140)	4,585 (0,000)	0,011 (0,878)
Basıklık	2,693 (0,000)	2,237 (0,000)	61,908 (0,000)	7,217 (0,000)
Jarque-Bera	333,922 (0,000)	231,280 (0,000)	79349,432 (0,000)	2385,031 (0,000)

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

koşullu varyanslarının korelasyonlarına bakıldığında ise dana karkas ve yemlik buğdayın koşullu varyanslarının korelasyonlarının (0,007) iki katından daha yüksek (0,015) bir ilişkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Bu durum iki piyasada (kuzu karkas ve yemlik buğday) meydana gelebilecek oynaklıkların birbirine daha çok yansıtılacağını göstermektedir.

Sonuç ve Öneriler

Tüm sonuçlar dikkate alındığında dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğdayın getiri koşullu varyanslarının çapraz koşullu varyansları dâhil olmak üzere parametre ve birim etkilerinin istatistiki açıdan anlamlı çıkması, bu ürünlerin fiyat getirilerinin koşullu varyanslarında kalıcı etkilere sahip olduğunu ve ayrıca ürün getirilerinin koşullu varyansları arasında kalıcı yayılmaların olduğunu göstermektedir. Türk Lirasının değer kaybetmesi özellikle petrol ve petrol türevi ithal ürünlerin fiyat seviyesinin yükselmesine neden olduğundan enflasyon artışı ile birlikte her üç ürünün de fiyatlarının artmasına ve dolayısıyla oynaklığını

yükselmesine neden olmaktadır. Dolayısıyla ülkede istikrarlı bir para politikası ile döviz kuru piyasasına sahip olmak ekonominin bütününde olduğu gibi özelde dana karkas, kuzu karkas ile yemlik buğday piyasaları arasında zaman boyutunda daha istikrarlı bir ilişkinin sağlanmasına neden olacağı göz ardı edilmemelidir. Dolayısıyla, ülke için gıda tüketiminde son derece önemli bir yeri olan dana ve kuzu karkas piyasalarındaki oynaklıkları içerecek

Tablo 2. Modelin Fiyat ve Getiri Serilerine Ait Korelasyon ve Otokorelasyon İlişkileri				
	$R_{\text{dana karkas, t}}$	$R_{\text{kuzu karkas, t}}$	$R_{\text{yemlik buğday, t}}$	$R_{\text{döviz kuru, t}}$
Korelasyonlar (Fiyat Düzeyleri veya Kapanış Değerleri Arasında (FD_{j,t}, t, i = dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday)):				
FD _{dana karkas, t}		0,991	0,847	0,989
FD _{kuzu karkas, t}			0,855	0,983
FD _{yemlik buğday, t}				0,836
Korelasyonlar (Getiri Serileri Arasında ($R_{j,t}$, j = dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday)):				
$R_{\text{dana karkas, t}}$		0,068	-0,026	-0,004
$R_{\text{kuzu karkas, t}}$			0,072	0,062
$R_{\text{yemlik buğday, t}}$				0,012
Korelasyonlar (Getiri Serilerinin Kareleri Arasında ($R_{j,t}^2$, j = dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday)):				
$R_{\text{danakarkas,t}}^2$		0,262	0,135	0,303
$R_{\text{kuzukarkas,t}}^2$			0,375	0,229
$R_{\text{yemlikbuğday,t}}^2$				0,088

Tablo 3.
Modelin Test Sonuçları

İstatistikler	Getiriler ($R_{i,t}$)		
	$R_{\text{dana karkas, t}}$	$R_{\text{kuzu karkas, t}}$	$R_{\text{yemlik buğday, t}}$
Otokorelasyon Testi (Getiri Serileri, $R_{j,t}$ ve Getiri Seri Karelerinde, $R_{j,t}^2$):			
Ljung-Box Q(10)	219,316 (0,000)	234,166 (0,000)	52,575 (0,000)
Ljung-Box Q ² (10)	78,311 (0,000)	317,310 (0,000)	20,507 (0,025)
HM-Q(10)		209,173 (0,000)	
ARCH Testi (Getiri Serileri ($R_{j,t}$, j = dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday)):			
ARCH-LM(10)	9,044 (0,000)	20,022 (0,000)	1,633 (0,092)
MARCH-LM(10)		835,960 (0,000)	
Durağanlık Birim Kök Testi (Getiri Serileri için ($R_{j,t}$, j = dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday)):			
ADF	-30,540*** (lags=1)	-35,050*** (lags=1)	-21,180*** (lags=1)
KPSS	0,023 (lags=1)	0,019 (lags=1)	0,054 (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 kareli kalıntılarda sıralı bağımlılık testleri için Hosking'in çok değişkenli Q-istatistiğini göstermektedir. Lags gecikme değerlerini ifade etmektedir. MARCH-LM testi altındaki boşluk dizinin ortalama sıfır olması, seri olarak ilişkilendirilmemesi ve sabit bir kovaryans matrisi olduğunu gösterir. ADF, sabit ve trend değişkenleri dikkate alarak Genişletilmiş Dick-Fuller testini, KPSS ise gözlemlenebilir bir zaman serisinin deterministik bir eğilim etrafında sabit olduğu boş bir hipotezi test etmek için kullanılan Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin testini belirtir. Lags seçimleri AIC, BIC ve HQ değerlerine dayanıyor. Lag değerleri gecikmeleri göstermektedir. Kritik değerler, seçilen gecikmelerle değişir. Parantez içindeki değerler p-değerlerini gösterirken *, **, ve *** sırasıyla %10, %5, ve %1 seviyelerinde serilerin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 4.
Ortalama Model VAR (2)-Asimetrik BEKK GARCH (1, 1)'teki Getiri Serilerinin Sonuçları

Parametreler	Getiriler		
	$R_{\text{dana karkas, t}}$	$R_{\text{kuzu karkas, t}}$	$R_{\text{yemlik buğday, t}}$
Sabit Terim (μ)	-0,152 (0,207)	-0,432 (0,493)	-0,359** (0,130)
$R_{\text{dana karkas, t-1}}$	-0,509*** (0,027)	0,141*** (0,035)	0,013 (0,016)
$R_{\text{dana karkas, t-2}}$	-0,099*** (0,028)	0,168*** (0,034)	-0,023 (0,015)
$R_{\text{kuzu karkas, t-1}}$	0,053** (0,019)	-0,535*** (0,028)	0,003 (0,010)
$R_{\text{kuzu karkas, t-2}}$	-0,007 (0,020)	-0,246*** (0,028)	0,011 (0,010)
$R_{\text{yemlik buğday, t-1}}$	0,040 (0,036)	-0,008 (0,046)	0,172*** (0,039)
$R_{\text{yemlik buğday, t-2}}$	0,027 (0,033)	0,023 (0,040)	0,079** (0,035)
$R_{\text{döviz kuru, t-1}}$	-0,033 (0,020)	-0,024 (0,025)	-0,005 (0,014)
$R_{\text{döviz kuru, t-2}}$	-0,022 (0,021)	0,073** (0,025)	-0,036** (0,013)
$R_{\text{ithalat, t-1}}$	-0,472* (0,277)	-0,195 (0,670)	0,821** (0,273)
$R_{\text{ithalat, t-2}}$	0,553** (0,268)	0,537 (0,728)	-0,400 (0,285)

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

programlara ihtiyaç bulunmaktadır. Ayrıca dana ve kuzu karkas ile yemlik buğday üretimindeki girdilerin çoğunluğunun yurt içinde üretimine ağırlık verilerek tarım sektöründeki piyasa oynaklıkları kısmen kontrol altına alınabilir. Çalışmadan elde edilen bulgular neticesinde, politika yapıcılara üretici fiyat belirsizliklerini azaltacak tarım politikalarına yönelmesi gerektiği önerilebilir.

Tarımsal tedarik zincirlerindeki fiyat oynaklık yayılmalarının boyutunu ve yönünü bilmek politika yapıcılar için etkin kararlar almada ve bu kararları uygulamada önemlidir. Belirli bir tedarik zincirindeki fiyat oynaklık yayımları hakkında bilgi verildiğinde politika yapıcıların tedarik zincirinin farklı aşamalarında etkin piyasa programları (örneğin fiyat sabitleme programları) tasarlayarak uygulayabilme fırsatları olacaktır. İç fiyat şoklarının gelecekteki fiyat oynaklığı üzerinde daha ciddi ve önemli bir etkiye sahip olması nedeniyle, üretici sübvansiyonları, tampon stok programları ve fiyat destekleri gibi emtia fiyatını sabitleme programları yüksek fiyat oynaklığına tepki olarak uygulanmaktadır ve fiyat oynaklıklarını azaltılması için uygun fiyat düşürücü mekanizmalar arasındadır.

Bununla birlikte, karar vericilerin diğer piyasalarda fiyat istikrarını sağlamak için ilgili piyasalara odaklanması gerekir. Ayrıca, piyasalardaki sert oynaklıklar, üreticiler ve tüketicilerin refahı için yıkıcı bir faktördür; bu nedenle, üreticilerin daha ucuz ve yeterli girdilere erişebilmeleri sağlanmalıdır. Damızlık hayvan yetiştiriciliği yapan işletmelerine yönelik teşvik ve desteklemelerle besi materyali üretiminin artırılması hedeflenebilir. Etçi sığır ırklarının yetiştiriciliği yapılabilir. Kırsal kalkınma, ürün ve bölge bazlı destekler ve diğer devlet yardımları vasıtasıyla tarım ve gıda işletmelerinde verimliliği artırıcı yatırımların yapılması gibi önlemler alınabilir. Ayrıca, Türkiye'de canlı dana ve canlı koyun

Tablo 5.
VAR (2)-Asimetrik BEKK GARCH (1, 1)'teki Koşullu Varyanslardaki Parametre Tahminleri

Katsayılar	$R_{\text{dana karkas, t}}$	$R_{\text{kuzu karkas, t}}$	$R_{\text{yemlik buğday, t}}$
c_{1i}	2,061*** (0,438)	-	-
c_{2i}	2,439*** (0,673)	-0,307* (0,159)	-
c_{3i}	1,337*** (0,280)	-2,990*** (0,510)	2,237*** (0,080)
a_{1i}	0,024 (0,030)	0,078* (0,045)	0,072** (0,029)
a_{2i}	-0,149*** (0,028)	-0,441*** (0,044)	-0,055*** (0,016)
a_{3i}	-0,034 (0,029)	-0,046 (0,045)	0,429*** (0,043)
b_{1i}	0,945*** (0,014)	-0,122*** (0,024)	-0,026*** (0,008)
b_{2i}	-0,092*** (0,016)	0,759*** (0,029)	-0,057*** (0,012)
b_{3i}	-0,007 (0,015)	-0,018 (0,027)	0,790*** (0,020)
d_{1i}	0,173*** (0,044)	0,339** (0,074)	0,256*** (0,031)
d_{2i}	-0,044 (0,037)	-0,292*** (0,080)	-0,040** (0,021)
d_{3i}	0,007 (0,065)	0,002 (0,092)	-0,093 (0,093)
$Döviz Kuru_{1i}$	-0,637** (0,258)	-	-
$Döviz Kuru_{2i}$	0,994** (0,370)	1,126*** (0,282)	-
$Döviz Kuru_{3i}$	0,058 (0,229)	4,256*** (0,420)	-2,480*** (0,108)
$İthalat_{1i}$	-0,412** (0,205)	-	-
$İthalat_{2i}$	-2,258*** (0,407)	-0,901** (0,348)	-
$İthalat_{3i}$	-1,353*** (0,161)	-3,136*** (0,191)	1,220*** (0,099)

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

fiyatlarının istikrarlı bir yapı kazanmasına yönelik dış ticaret politikaları ile birlikte büyükbaş hayvancılığa ilişkin arz politikaları ile tamamlayıcı olarak küçükbaş arzını destekleyici politikaların geliştirilmesi gerekmektedir. Diğer taraftan, enerji tasarrufunun özendirilmesi gibi önlemler ile birlikte fosil yakıtlara alternatif enerji kaynaklarının ülkede oluşturulması büyük bir olasılıkla genelde tarımsal ürünlerin, özel de ise dana karkas, kuzu karkas ve yemlik buğday piyasalarındaki uzun dönem belirsizliklerini düşürecek beklenmektedir.

VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1) modellerinden farklı olarak VECM ile doğrusal olmayan modeller kullanılarak piyasalar arasındaki oynaklık geçişkenliklerinin nicel varlığı ortaya konulabileceği gibi ortalama denklem modeline fazla değişken (kısa dönem kalıntı ve uzun dönem oynaklık değişkenleri gibi) tanıtımı yapılarak daha zengin bir davranışsal menü başta gıda politikaları düzenleyicilerine ve yatırımcılara sunulabilir.

Tablo 6.
VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1)'deki Koşullu Varyanslarındaki Tanısal Testler

Tanısal Testler	$R_{\text{dana karkas, t}}$	$R_{\text{kuzu karkas, t}}$	$R_{\text{yemlik buğday, t}}$
Ljung-Box Q(6)	13,192 (0,040)	5,032 (0,540)	9,356 (0,155)
Ljung-Box Q (10)	17,809 (0,058)	9,647 (0,472)	12,305 (0,265)
MARCH-Q(6)		195,500 (0,838)	
MARCH-Q(10)		341,760 (0,748)	
MARCH-Q ² (6)		93,560 (1,000)	
MARCH-Q ² (10)		152,670 (1,000)	
McLeod-Li-Q(6)	15,338 (0,018)	7,536 (0,274)	4,098 (0,663)
McLeod-Li-Q(10)	20,322 (0,026)	9,780 (0,460)	6,948 (0,730)
ARCH-LM(6)	2,587 (0,017)	1,269 (0,269)	0,683 (0,664)
ARCH-LM(10)	1,936 (0,037)	0,938 (0,497)	0,695 (0,730)
Hosking's-MQ(6)		65,120 (0,143)	
Hosking's-MQ ² (6)		100,375 (0,213)	
z_i	0,014	0,027	0,036
t-stats($z_i = 0$)	0,474	0,900	1,198
z_i^2	0,972	0,978	0,995
t-stats($z_i^2 = 1$)	-0,930	-0,722	-0,159
AIC		14,206	
SBC		14,561	
Hannan-Quinn		14,340	
Log likelihood		-7713,832	

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 kareli kalıntılarda sıralı bağımlılık testleri için Hosking'in çok değişkenli Q-istatistiğini göstermektedir. MARCH-LM testi altındaki boşluk dizinin ortalama sıfır olması, seri olarak ilişkilendirilmemesi ve sabit bir kovaryans matrisi olduğunu gösterir. Parantez içindeki değerler p-değerlerini gösterirken *, **, ve *** sırasıyla %10, %5, ve %1 seviyelerinde serilerin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 7.
VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH(1, 1)'deki Koşullu Varyanslarındaki Nedensellik ve Wald Testi Sonuçları

Kuzu karkas, yemlik buğday, döviz kuru ve ithalatın dana karkas getirisi üzerinde etkisi yoktur.	$H_0, \Gamma_{21} = \Gamma_{31} = \Gamma_{41} = \Gamma_{51} = \mathbf{0}$	20.502 (0,008)
Dana karkas, yemlik buğday, döviz kuru ve ithalatın kuzu karkas getirisi üzerinde etkisi yoktur.	$H_0, \Gamma_{12} = \Gamma_{32} = \Gamma_{42} = \Gamma_{52} = \mathbf{0}$	48.608 (0,000)
Dana karkas, kuzu karkas, döviz kuru ve ithalatın dana yemlik buğday getirisi üzerinde etkisi yoktur.	$H_0, \Gamma_{13} = \Gamma_{23} = \Gamma_{43} = \Gamma_{53} = \mathbf{0}$	33.924 (0,000)
GARCH İlişki Yok	$H_0, a_{ij} = b_{ij} = d_{ij} = 0$ bütün $i, j = 1, 2, 3$	171313.73 (0,000)
Diyagonal GARCH	H_0, A, B ve D diyagonal dışı bütün elementleri sıfırdır	181.067 (0,000)
Asimetrik İlişki Yok	$H_0, d_{ij} = 0$ bütün $i, j = 1, 2, 3$	88.706 (0,012)
Varyans modelinde kullanılan döviz kurunun köşe dışı parametrelerinin sıfır olduğunu kabul eden sıfır hipotezi ret edilmiştir.		202.074 (0,000)
Varyans modelinde kullanılan ithalatın köşe dışı parametrelerinin sıfır olduğunu kabul eden sıfır hipotezi ret edilmiştir		271.542 (0,000)

Not: İlişkili p-değerleri parantez içinde gösterilmiştir ve *, **, ve *** sırasıyla %10, %5, ve %1 seviyelerinde serilerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 8.
VAR (2)-Asimetrik BEKK-GARCH (1, 1)'deki Koşullu Varyans Denklemindeki Değişkenlerin Marjinal Etkileri

Parametreler	R _{dana karkas, t}	R _{kuzu karkas, t}	R _{yemlik buğday, t}
$\epsilon_{1,t}^2$	0,001 (0,001)	0,006 (0,007)	0,005 (0,004)
$\epsilon_{1,t}\epsilon_{2,t}$	-0,007 (0,009)	-0,069 (0,043)	-0,008* (0,005)
$\epsilon_{1,t}\epsilon_{3,t}$	-0,002 (0,002)	-0,007 (0,008)	0,061** (0,026)
$\epsilon_{2,t}^2$	0,022** (0,008)	0,195*** (0,039)	0,003* (0,002)
$\epsilon_{2,t}\epsilon_{3,t}$	0,010 (0,009)	0,041 (0,039)	-0,047*** (0,014)
$\epsilon_{3,t}^2$	0,001 (0,002)	0,002 (0,004)	0,184*** (0,036)
$h_{1,t}$	0,893*** (0,026)	0,015** (0,006)	0,001 (0,001)
$h_{12,t}$	-0,173*** (0,028)	-0,185*** (0,033)	0,003** (0,001)
$h_{13,t}$	-0,014 (0,028)	0,004 (0,007)	-0,041*** (0,012)
$h_{2,t}$	0,008** (0,003)	0,576*** (0,044)	0,003** (0,001)
$h_{23,t}$	0,001 (0,003)	-0,027* (0,041)	-0,091*** (0,018)
$h_{3,t}$	0,0001 (0,0001)	0,001 (0,001)	0,624*** (0,031)
$v_{1,t}$	0,030** (0,015)	0,115** (0,050)	0,065*** (0,016)
$v_{1,t}v_{2,t}$	-0,015 (0,014)	-0,198** (0,081)	-0,021* (0,011)
$v_{1,t}v_{3,t}$	0,003 (0,022)	0,001 (0,062)	-0,048 (0,049)
$v_{2,t}$	0,002 (0,003)	0,086* (0,047)	0,002 (0,002)
$v_{2,t}v_{3,t}$	-0,001 (0,006)	-0,001 (0,054)	0,008 (0,008)
$v_{3,t}$	0,0001 (0,001)	0,00001 (0,0004)	0,009 (0,017)
Döviz kuru	-1,025** (0,466)	4,299*** (1,473)	-0,330 (0,488)
İthalat	-0,662* (0,369)	-8,433*** (1,876)	-0,138 (0,361)

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

Politika yapıcılar elde edeceği bu verileri ilgili piyasaları yönetmek ve gelecekteki pazar oynaklığını öngörmek için uygun fiyat politikaları kullanmalarını zorunlu kılar. Gelecekte bu konularda yapılacak çalışmalarda bu uyarımızı dikkate almaları önerilmektedir.

Etik Komite Onayı: N/A.

Hakem Değerlendirmesi: Dış Bağımsız.

Yazar Katkıları: Fikir – F.U., A.B.; Tasarım – F.U., A.B., V.D., H.Ö.; Denetleme – F.U., A.B.; Kaynaklar – F.U., A.B.; Malzemeler – F.U., A.B.; Veri Toplanması ve/veya İşlemesi – F.U., A.B.; Analiz ve/veya Yorum – F.U., A.B.; Literatür Taraması – F.U., A.B.; Yazıyı Yazan – F.U., A.B.; Eleştirel İnceleme – F.U., A.B.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması bildirmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadıklarını beyan etmişlerdir.

Ethics Committee Approval: N/A.

Peer-review: Externally peer reviewed.

Author Contributions: Concept – F.U., A.B.; Design – F.U., A.B., V.D., H.Ö.; Supervision – F.U., A.B.; Resources – F.U., A.B.; Materials – F.U., A.B.; Data Collection and/ or Processing – F.U., A.B.; Analysis and/ or Interpretation – F.U., A.B.; Literature Search – F.U., A.B.; Writing Manuscript – F.U., A.B.; Critical Review – F.U., A.B.

Conflict of Interest: The authors declared that they have no conflict of interest.

Financial Disclosure: The authors declared that this study has received no financial support.

Kaynaklar

- Abbott, P. C., & Borot de Battisti, A. (2011). Recent global food price shocks: Causes, consequences and lessons for African Governments and Donors. *Journal of African Economies*, 20(Supplement 1), i12–i62. [\[CrossRef\]](#)
- Adom, P. K. (2014). Determinants of food availability and access in Ghana. what can we learn beyond the regression results? *Studies in Agricultural Economics*, 116(3), 153–164. [\[CrossRef\]](#)
- Ait Sidhoum, A., & Serra, T. (2016). Volatility spillovers in the Spanish food marketing chain. The case of tomato. *Agribusiness*, 32(1), 45–63. [\[CrossRef\]](#)
- 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*, 00, 5–5. [\[CrossRef\]](#)
- Baffes, J., & Hanriot, T. (2010). *Placing the 2006/8 commodity price boom into perspective*. Washington, DC: The World Bank Development Prospects Group.
- Barsky, R. B., & Kilian, L. (2001). Do we really know that oil caused the great stagflation? A monetary alternative. *NBER Macroeconomics Annual*, 16, 137–183. [\[CrossRef\]](#)
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. [\[CrossRef\]](#)
- Buguk, C., Hudson, D., & Hanson, D. (2003). Price volatility in agricultural markets. An examination of U.S. catfish markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 28(1), 86–99.
- Burakov, D. (2016). Oil prices. Exchange rate and prices for agricultural commodities. Empirical evidence from Russia. *Agris On-Line Papers in Economics and Informatics*, 8(2), 33–47. [\[CrossRef\]](#)
- de Gorter, H., Drabik, D., & Just, D. R. (2013). The perverse effects of biofuel public-sector policies. *Annual Review of Resource Economics*. Ithaca, NY: Charles H. Dyson School of Applied Economics and Management, Cornell University. [\[CrossRef\]](#)
- Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11(1), 122–150. [\[CrossRef\]](#)
- Ezekiel, M. (1938). The cobweb theorem. *Quarterly Journal of Economics*, 52(2), 255–280. [\[CrossRef\]](#)
- 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.
- Fernández, J. M. (2014). Long run dynamics of world food, crude oil prices and macroeconomic variables, A Cointegration VAR analysis. *Bristol Economics Discussion*, 14, 646.
- Fiszeder, P., & Orzeszko, W. (2018). Nonlinear Granger causality between grains and livestock. *Agricultural Economy*, 64(7), 328–336.
- Gilbert, C. L. (2010a). How to understand high food prices. *Journal of Agricultural Economics*, 61(2), 398–425. [\[CrossRef\]](#)
- Grier, K. B., Henry, ÓT., Olekalns, N., & Shields, K. (2004). The Asymmetric Effects of Uncertainty on inflation and Output Growth. *Journal of Applied Econometrics*, 19(5), 551–565. [\[CrossRef\]](#)
- Guillen, J., & Artes, R. F. (2015). Price transmission and volatility along the Spanish fresh fish market chain. *New Medit*, 14(1), 4–11.
- Karemera, D., Koo, W., Smalls, G., & Whiteside, L. (2015). Trade creation and diversion effects and exchange rate volatility in the global meat trade. *Journal of Economic Integration*, 30(2), 240–268. [\[CrossRef\]](#)
- Kesavan, T., Aradhyula, S. V., & Johnson, S. R. (1992). Dynamics and price volatility in farmretail livestock price relationships. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 17(2), 348–361.
- Khiyavi, P. K., Moghaddasi, R., Eskandarpur, B., & Mousavi, N. (2012). Spillover effects of agricultural products price volatilities in Iran. *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, 2, 7906–7914.
- Kou, H. H., Ho, L. H., & Lin, W. H. (2015). Do hog breeds matter? *Investigating the Price Volatility in the Taiwan's Auction Market*. *Agricultural Econ-Czech*, 7(61), 314–325.
- López Cabrera, B. L., & Schulz, F. (2016). Volatility linkages between energy and agricultural commodity prices. *Energy Economics*, 54, 190–203. [\[CrossRef\]](#)
- Mitchell, D. (2009). *A note on rising food prices*. Washington, DC: The World Bank.
- Nazlioglu, S., & Soytas, U. (2012). Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar, A panel cointegration and causality analysis. *Energy Economics*, 34(4), 1098–1104. [\[CrossRef\]](#)
- Organization for Economic Co-Operation and Development. (2008). *Rising food prices causes and consequences*. Paris: OECD Publishing.
- Özdemir, F. N., 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 ile tahmin edilmesi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Tarım ve Doğa Dergisi*, 23, 1270–1285.
- Pal, D., & Mitra, S. K. (2017). Diesel and soybean price relationship in the USA, evidence from a quantile autoregressive distributed lag model. *Empirical Economics*, 52(4), 1609–1626. [\[CrossRef\]](#)
- Pozo, V. F., & Schroeder, T. C. (2012). *Price and volatility spillover between livestock and related commodity markets*. 2012. Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association's 2012 AAEA Annual Meeting, Seattle, Washington.
- 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. [\[CrossRef\]](#)
- Rezitis, A. N. (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. [\[CrossRef\]](#)
- Rosegrant, M. W., Zhu, T., Msangi, S., & Sulser, T. (2008). Global scenarios for biofuels, impacts and implications. *Review of Agricultural Economics*, 30(3), 495–505. [\[CrossRef\]](#)
- Salisu, A. A., & Mobolaji, H. (2013). Modeling returns and volatility transmission between oil price and US-Nigeria exchange rate. *Energy Economics*, 39, 169–176. [\[CrossRef\]](#)
- Salisu, A. A., & Oloko, T. F. (2015). Modeling oil price-US stock nexus, A VARMA-BEKK-AGARCH approach. *Energy Economics*, 50, 1–12. [\[CrossRef\]](#)
- Tejeda, H., & Goodwin, B. (2009). *Price volatility, nonlinearity, and asymmetric adjustments in corn, soybean, and cattle markets, implications of ethanol-driven (market) shocks* (pp. 20–21). Paper presented at the 2009 NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management St. Louis: MO.
- 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, 247–262.
- 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. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Tarım ve Doğa Dergisi*, 21(4), 565–579.
- Wang, G. Y., Si, R. X., Li, C. X., Zhang, G. T., & Zhu, N. Y. (2018). Asymmetric price transmission effect of corn on hog, evidence from China. *Czech Academy of Agricultural Sciences*, 64(4), 186–196.
- Ziemer, R. F., & Collins, G. S. (1984). Granger causality and US crop and livestock prices. *Southern Journal of Agricultural Economics*, 16(1), 115–120.