

Türkiye’de Buğday, Arpa, Benzin Reel Fiyatlarının ve Döviz Kurunun Koşullu Varyanslarındaki Oynaklığın VAR(1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) Modeli ile Tahmin Edilmesi

Faruk URAK¹, Gürkan BOZMA², Abdulkaki BİLGİÇ³

¹TRT, Erzurum ve Atatürk Üniversitesi Ziraat Fakültesi Tarım Ekonomisi Bölümü, Erzurum, ²Atatürk Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ³Atatürk Üniversitesi, Ziraat Fakültesi Tarım Ekonomisi Bölümü
✉: abilgic@atauni.edu.tr,

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye’de buğday, arpa, benzin fiyatları ve reel döviz kurunun getirileri arasında nasıl bir oynaklık ve geçişkenlik meydana getirdiğini ve geçişkenliğin simetrik olup olmadığını 2005:M5-2016:M8 döneminde günlük veri setiyle VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modeli kullanılarak elde edilmesi amaçlanmıştır. Yapılan VAR (1) – BEKK – GARCH (1, 1) modeli analiz sonuçlarına göre buğday, arpa, benzin ve reel döviz kuru getirilerinin koşullu varyansları kısa dönemde doğrudan ve dolaylı şoklardan istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilenmediği, fakat getiri serilerinin koşullu varyansları doğrudan ve dolaylı olarak diğer getiri serilerinin uzun dönem belirsizliğinden etkilenmiştir. Çalışmada ayrıca ürün piyasalarında belirsizlik geçişkenliklerinde asimetrik etkilerin mevcut olmadığı sonucuna varılmıştır. İlave olarak, buğday ve arpanın benzin piyasasına karşı koruma oranları ile portföy ağırlıkları ortaya konulmuştur.

DOI :10.18016/ksudobil.361995

Makale Tarihi

Geliş : 5.12.2017
Kabul : 19.02.2018

Anahtar Kelimeler

Tarımsal Ürün Fiyatları,
Benzin Fiyatı,
Koşullu Varyans,
VAR(1)-BEKK GARCH

Araştırma Makalesi

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

ABSTRACT

In this study, it was examined how the volatility and volatility transmission between wheat, barley, gasoline prices and real exchange rate were related, whether the volatility pass-through was symmetric or not using VAR (1) – Asymmetric BEKK – GARCH (1, 1) for the period of 2005:M5-2016:M8 in Turkey. The results obtained from the VAR (1) – Asymmetric BEKK – GARCH (1, 1) model show that the conditional variances of wheat, barley, gasoline and real exchange rate returns were not statistically affected by the direct or indirect shocks in the short term, however, they were directly and indirectly affected by the long-run volatilities of both own and other cross-markets. The study also concluded that there are no asymmetric effects for volatility transmission. In the study, both the hedging ratios and portfolio weights of wheat and barley against gasoline market were determined.

Article History

Received : 28.10.2017
Accepted : 19.02.2018

Keywords

Agricultural Commodity Price,
Gasoline Price,
Conditional Volatility,
VAR (1) – BEKK – GARCH

Research Article

To Cite : Uruk 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. KSU J. Agric Nat 21(4):565-579, DOI : 10.18016/ksudobil.361995.

GİRİŞ

Tarımsal ürünler; insanların beslenmesinde, dünyadaki milyonlarca üreticinin geçimini sağlamasında ve çok sayıdaki sanayi kuruluşunun ham maddesini temin etmesinde oldukça önemli bir unsur olup, bugünkü değerini korumaktadır. Son yıllarda tarımsal ürün ve petrol fiyatlarında dalgalanmalar ve yüksek oranlı artışlar gözlemlenmiştir. Tarımsal ürün fiyatlarındaki

artışların en önemli nedenlerinden biri, bu ürünlerin üretim maliyetlerinde büyük bir paya sahip olan ham petrolün fiyatındaki ve döviz kurundaki artışlar sıralanabilir. Tarımsal ürün fiyatlarıyla petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar, üreticiler ve tüketiciler için belirsizlikler oluşturmaktadır. Tarımsal ürün fiyatlarındaki artışların nedenleri birbiriyle ilişkili olan çeşitli faktörlerin bir sonucudur (Von Braun ve Torero, 2009). Bu nedenle, tarım ürünlerinin

fiyatlarında artışına neden olan faktörler ortadan kalkmadığı sürece uzun vadede tarım ürünleri fiyatlarındaki artışın önüne geçilemez.

Petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar çeşitli alanlarda etkisini göstermektedir. Petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların en önemli yansıması tarımsal ürün fiyatları üzerinde olmaktadır. Abbott ve ark. (2008)'e göre petrol fiyatlarındaki bir artış döviz kurunu yükselterek yerel para biriminin değer kaybetmesi sonucunda gıda fiyatlarının yükselmesine yol açmaktadır. Gıda fiyatlarının giderek artması ve bu artışın süreklilik kazanması sonucunda, nüfuslarını kontrol edebilen gelişmiş ülkelerin gıdaya ulaşılabilirliğinin fazla etkilenmeyeceği, asıl tehdidin dünya nüfusunun yaklaşık yüzde 85'ini oluşturan gelişmekte olan ve az gelişmiş ülkelere yönelik olabileceği düşünülmektedir. Buğdayın gıda olarak tüketilmesi gerekirken etanol üretiminde ham madde olarak kullanılması gıda fiyatlarında artışa neden olmuştur (Dong ve ark., 2008).

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; Mitchell, 2008; Rosegrant ve ark., 2008; Zhang ve ark., 2010 ve Gilbert, 2010). Dünyada 2007'de toplam biyo-etanol üretimi 49671 milyon litre iken 2015 yılında yaklaşık %96 artarak 97206 milyon litreye ulaşmıştır (Renewable Fuels Association, 2017). Etanolün kullanımındaki bu hızlı ve sürekli artışın tarımsal piyasalar üzerindeki potansiyel etkisi son yıllarda daha da belirginleşmiştir (Rajagopal ve Zilberman, 2007). Diğer taraftan petrol fiyatlarının tarımsal ürünlerin girdi maliyeti üzerindeki etkisi tarımsal gıda talebinin büyüklüğü ile doğru orantılıdır (Gilbert, 2010). Başka bir deyişle, tarım ürünlerine karşı talep düzeyi arttıkça tarımda kullanılan petrol ve petrol türevli ürünlerinin talebi de artmakta, bu da yüksek girdi maliyetlerine ve tarım ürünleri fiyatlarının yükselmesine sebep olmaktadır. ABD'de yapılan bir araştırmada mısır, petrol ve benzin fiyatları arasında uzun vadede bu fiyatların birbirlerini etkilediği vurgulanırken (Serra ve ark., 2011), gıda fiyatları petrol fiyatlarındaki dalgalanmalardan önemli derecede etkilendiği ortaya konulmuştur (Baffes, 2007). Benzer şekilde Du ve ark. (2011) tarafından yapılan araştırmada ham petrol, mısır ve buğday piyasaları arasında belirsizlik geçişkenliklerinin (oynaklık etkileşimi) olduğu tespit edilmiştir.

İkinci etkileşim ise nüfus artışının (turist artışı da

eklenebilir) ve bazı ülkelerde (Hindistan ve Çin) çok bariz bir şekilde artan gelir düzeyinin, gıda talebini tetikleyerek tarım ürünleri fiyatlarının yükselmesine sebep olmaktadır (Gilbert, 2010). Bu durumda gıda ürünlerinin üretiminden tüketimine kadar daha fazla petrol ve petrol türev ürünlerine ihtiyaç duyulacağından akaryakıt fiyatlarının yükselmesine de sebep olmaktadır.

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 ve hem de tarımsal ürünlerin ithalatı ve 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). Örneğin, kısa dönemde Türk lirasındaki değer kaybı buğday fiyatını önemli derecede etkilemiştir (Nazlioglu ve Soytas, 2011). 1980-2010 döneminde petrol fiyatları, 24 tarımsal ürün fiyatları ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi Panel Eşbütünlük ve Granger Nedensellik yöntemlerini kullanılarak yapılan çalışmanın sonucuna göre; petrol fiyatlarının tarımsal emtia fiyatlarını önemli derecede etkilediği vurgulanmıştır (Nazlioglu ve Soytas, 2012). Aynı çalışmada doların değer kaybetmesinin tarımsal ürün fiyatları üzerinde pozitif yönlü etki yaptığı ifade edilmiştir. Baffes (2007) petrol fiyatlarındaki değişimin gıda fiyatları üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğu ancak petrol fiyatlarının gıda fiyatları üzerindeki etkisini görmek için tarımsal ürün fiyatlarının ayrı ayrı analiz edilmesi gerektiğini vurgulanmıştır.

Nazlioglu ve Soytas (2011) tarımsal ürün fiyatları üzerindeki petrol fiyatlarının etkisini döviz kurlarını dikkate alarak Türkiye için yapmış olduğu çalışmanın sonuçlarına göre kısa ve uzun dönemde buğday hariç tarımsal ürün fiyatlarının döviz kurunda ve petrol fiyatlarında meydana gelen değişimlere yanıt vermediği tespit edilmiştir. Benzer şekilde Nazlioglu ve ark. (2013) çalışmalarında 1986:01 ve 2011:03 dönemindeki verileri 1986:01-2005:12 (kriz öncesi dönem) ve 2006:01-2011:03 (kriz sonrası dönem) olmak üzere iki döneme ayırarak petrol fiyatları ile seçilmiş tarımsal ürün piyasaları (buğday, mısır, soya fasulyesi ve şeker) arasındaki etkileşimi araştırmışlardır. Çalışmanın sonuçlarına göre kriz sonrasında petrol piyasasındaki riskin mısır, buğday ve soya fasulyesindeki piyasalara yansıdığı tespit edilmiştir. Ayrıca her iki dönemde de buğday piyasasından petrol piyasasına dalgalanma olduğu ifade edilmiştir. Diğer yandan şeker piyasasının petrol piyasasındaki risklere

karşı tepkisiz olduğu görülmüştür. Harri ve ark. (2009), Chang ve Su (2010) ve Serra ve ark. (2011) tarafından elde edilen sonuçlar son yıllarda enerji ve tarım piyasaları arasındaki karşılıklı bağımlılığın arttığı tespit edilmiştir. Algan ve ark. (2016) çalışmalarında enerji fiyatları ile dünya gıda fiyatları arasında kısa ve uzun dönemli ilişkinin olup olmadığını eşbütünleşme analizi ile araştırmışlardır. Çalışmanın sonuçlarına göre enerji fiyatları ile dünya gıda fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu tespit edilmiş ve sonuçlar literatürdeki bulgularla örtüştüğü ortaya konulmuştur. Ayrıca çalışmada enerji fiyatlarının yakıt ve gübre fiyatları yoluyla doğrudan, biyoyakıt etkisiyle de dolaylı olarak gıda fiyatlarını etkilediği ifade edilmiştir. Serra (2011) çalışmasında haftalık uluslararası ham petrol, etanol ve şeker fiyatlarının 2000:07 ve 2009:11 dönemleri arasında Brezilya etanol piyasasındaki oynaklığın yayılmasını araştırmıştır. Çalışmanın sonuçları etanol ve ham petrolün yanı sıra etanol ve şeker fiyat düzeylerinin uzun vadede bir denge paritesi ile bağlantılı olduğunu göstermiştir. Hem ham petrol hem de şeker fiyatlarındaki bir artışın etanol fiyatlarını artırdığı ifade edilmiştir. Ayrıca çalışmada etanol piyasasının uzun vadede şeker fiyat düzeylerini etkilemediği sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan Wu ve Li (2013) çalışmalarında tek değişkenli EGARCH ile BEKK-MVGARCH modellerini kullanarak Çin'de ham petrol, mısır ve etanol piyasalarındaki karşılıklı bağımlılık ve dalgalanmaların yayılma seviyesini incelemek amacıyla 2003:09 ve 2012:08 tarihleri arasındaki haftalık uluslararası ham petrol, mısır ve etanol fiyatlarını kullanmışlardır. Büyük bir dalgalanmayı her zaman büyük dalgalanmaların ve küçük dalgalanmaları ise daima küçük dalgalanmaların takip ettiğini bunun ise bu üç piyasadaki dalgalanmalarının bir miktar öngörülebilir olduğunu ifade etmişlerdir. Asimetrik etki testleri pozitif bir şokun ham petrol piyasasında negatif bir şoktan daha fazla oynaklığı arttırdığını fakat mısır piyasasında ise negatif bir şokun pozitif bir şoktan daha fazla oynaklığı arttırdığı tespit edilmiştir. Ham petrol piyasasından mısır ve etanol piyasasına tek yönlü yayılımlar olduğu ancak mısır piyasası ile etanol piyasası arasında çift yönlü yayılmalar olduğu gözlemlenmiştir. Benzer şekilde Gardebroek ve Hernandez (2013) çalışmalarında MVGARCH, T-BEKK ve DCC modellerini kullanarak ABD'de ham petrol, mısır ve etanol piyasalarındaki karşılıklı bağımlılık ve oynaklık iletim düzeyini incelemek amacıyla 1997:09 ve 2011:10 tarihleri arasındaki haftalık uluslararası ham petrol, mısır ve etanol fiyatlarını kullanmışlardır. Araştırmanın sonuçlarına göre petrol veya etanol ile mısır piyasaları arasında herhangi bir dalgalanmanın olmadığı ancak mısır fiyatlarındaki oynaklığın yarattığı şok etanol fiyatlarındaki oynaklığın kısa sürede şoklanmasına yol açtığı tespit edilmiştir.

Diğer taraftan enerji piyasası ile tarım ürünleri piyasaları arasında bir ilişkinin olmadığını ileri süren çalışmalar da mevcuttur. Örneğin Kaltalioglu ve Soytaş (2009) dünya petrol fiyatlarının, dünya tarımsal ürün fiyatları üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığını ifade etmişlerdir. Benzer şekilde Zhang ve Reed (2008) 2000-2007 dönemi için Çin'de petrol fiyatlarının mısır ve soya fasulyesi fiyatları üzerindeki etkisini incelemek amacıyla yapılan çalışmanın sonuçlarına göre dünya petrol fiyatlarının seçilen tarımsal ürün fiyatlarındaki değişimler üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı saptanmıştır. Campiche ve ark. (2007) tarafından yapılan çalışmada petrol fiyatlarıyla mısır, süpürge darısı, şeker, soya fasulyesi, soya fasulyesi yağı ve hurma yağı fiyatları arasında eş bütünleşmenin olmadığı tespit edilmiştir.

Bu çalışmanın amacı Türkiye'de buğday ve arpa fiyat getirilerindeki dalgalanmalarının hem kendi aralarında ve hem de benzin fiyat ve reel döviz kurunun getirileri arasında nasıl bir oynaklık ve geçişkenlik meydana getirdiği 2005:M1-2016:M8 döneminde günlük veri seti ve VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modeli kullanılarak analiz etmektir. İki tarım ürününün bu iki makro değişkenlerin varyanslarında meydana gelen belirsizlikten nasıl etkilendiğini ve aynı zamanda bu yayılmanın nicel boyutu ortaya konulmuştur. Benzer şekilde, tarım ürünleri fiyat getirilerinde meydana gelen belirsizliklerin benzin fiyat getirisi ile döviz kuru getirisinin belirsizliklerine nasıl yansıdığını da nicel olarak belirlenmiştir.

Bu çalışmanın literatüre iki yönden katkı sağlayacağı düşünülmektedir. İlki; Türkiye'de benzin fiyatı ve reel döviz kuru kaynaklı buğday ve arpa fiyatında meydana gelen dalgalanmaları ele alan tespit edilmiş bir çalışmanın olmamasıyla, literatürdeki bu boşluk doldurulmuş olacaktır. İkincisi; değişkenler için koruma oranları (hedging ratios) hesaplanarak üretici ve tüketicinin gelecekte oluşacak fiyat dalgalanmalarından nasıl korunacağı üzerine politika önerilerinin yapılmış olmasıdır.

Bu çalışma giriş bölümü dâhil olmak üzere dört bölüme ayrılmıştır. Çalışmanın ikinci bölümünde değişkenlere uygulanacak ampirik yöntem ve veri setleri tanımlanmıştır. Takip eden bölümde çalışmanın ampirik sonuçları rapor edilerek tartışılmıştır. Son bölümde ise çalışma özetlenerek ve politika önerileri yapılmıştır.

MATERYAL ve YÖNTEM

Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada buğday ve arpa fiyatları, benzin fiyatı ve reel döviz kuru için Engle ve Kroner (1995) tarafından geliştirilen VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) yöntemi kullanılmıştır. Bu model iki denklemi bünyesinde barındırmakta olup, birinci denklemde ortalama getiri denklemlerini içerirken, ikinci

denklem ise getiri varyanslarını içermektedir. Bu modelde kullanılan getirilerin ortalama denkleminin genel gösterimi eşitlik (1)'deki gibidir.

$$R_{j,t} = \Phi + \sum_{i=1}^p \Gamma_i R_{j,t-i} + \Psi \sqrt{h_t} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, H_t) \text{ ve } H_t = \begin{pmatrix} h_{1,t} & \dots & h_{n,t} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{m,t} & \dots & h_{m,t} \end{pmatrix} \quad (1a)$$

Burada; j=buğday, arpa, benzin ve döviz kuru piyasalarını ifade ederken, i AIC, BIC ver HQ kriterleri tarafından belirlenecek gecikme (lags) düzeyini ifade etmektedir¹. Burada m=n=4'dür (dört adet ürün piyasasını göstermektedir). Getiri ortalamalarındaki vektör ve parametre matrislerinin genel açılımı eşitlik (1b)'deki gibidir:

$$R_{j,t} = \begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \\ R_{3,t} \\ R_{4,t} \end{bmatrix}; \varepsilon_{j,t} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \end{bmatrix}; \sqrt{h_t} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1,t}} \\ \sqrt{h_{2,t}} \\ \sqrt{h_{3,t}} \\ \sqrt{h_{4,t}} \end{bmatrix}; \Phi = \begin{bmatrix} \Phi_1 \\ \Phi_2 \\ \Phi_3 \\ \Phi_4 \end{bmatrix}; \Gamma_i = \begin{pmatrix} \Gamma_{11}^{(i)} & \dots & \Gamma_{1n}^{(i)} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma_{m1}^{(i)} & \dots & \Gamma_{mm}^{(i)} \end{pmatrix}; \Psi = \begin{pmatrix} \Psi_{11} & \dots & \Psi_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Psi_{m1} & \dots & \Psi_{mn} \end{pmatrix} \quad (1b)$$

Eşitlik (1b)'de $R_{j,t}$ ürünlere ait getiri vektörünü ($R_{buğday,t}$, $R_{arpa,t}$, $R_{benzin,t}$, $R_{döviz\ kuru,t}$), Γ_i bir dönem önceki getirilere ait parametre matrisini, h i değişkeninin ortalama denklemindeki volatilitesi (oyunaklığı), Φ her bir getiriyeye ait sabit terim

$$h_{j,t} = c_{jj}^* + (a_{j1}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{j1} a_{j2} \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} + 2a_{j1} a_{j3} \varepsilon_{3,t-1} \varepsilon_{1,t-1} + 2a_{j1} a_{j4} \varepsilon_{4,t-1} \varepsilon_{1,t-1}) + (a_{j2}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2a_{j2} a_{j3} \varepsilon_{3,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 2a_{j2} a_{j4} \varepsilon_{4,t-1} \varepsilon_{2,t-1}) + (a_{j3}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + 2a_{j3} a_{j4} \varepsilon_{4,t-1} \varepsilon_{3,t-1}) + (a_{j4}^2 \varepsilon_{4,t-1}^2) + (b_{j1}^2 h_{1,t-1} + 2b_{j1} b_{j2} h_{2,t-1} + 2b_{j1} b_{j3} h_{3,t-1} + 2b_{j1} b_{j4} h_{4,t-1}) + (b_{j2}^2 h_{2,t-1} + 2b_{j2} b_{j3} h_{3,t-1} + 2b_{j2} b_{j4} h_{4,t-1}) + (b_{j3}^2 h_{3,t-1} + 2b_{j3} b_{j4} h_{4,t-1}) + (b_{j4}^2 h_{4,t-1}) + (d_{j1}^2 \xi_{1,t-1}^2 + 2d_{j1} d_{j2} \xi_{2,t-1} \xi_{1,t-1} + 2d_{j1} a_{j3} \xi_{3,t-1} \xi_{1,t-1} + 2d_{j1} d_{j4} \xi_{4,t-1} \xi_{1,t-1}) + (d_{j2}^2 \xi_{2,t-1}^2 + 2d_{j2} d_{j3} \xi_{3,t-1} \xi_{2,t-1} + 2d_{j2} d_{j4} \xi_{4,t-1} \xi_{2,t-1}) + (d_{j3}^2 \xi_{3,t-1}^2 + 2d_{j3} d_{j4} \xi_{4,t-1} \xi_{3,t-1}) + (d_{j4}^2 \xi_{4,t-1}^2) \quad j=1,2,3,4 \quad (4)$$

Eşitlik (4) buğday, arpa, benzin ve reel döviz kuru piyasalarının kendi şokları ve volatilitesi ile bunların çapraz etkileşimlerinden nasıl etkilendiğini ortaya koymaktadır. Ayrıca eşitlik (4)'te ε_j her bir ürün getirisindeki kısa dönem şoklarını, $\varepsilon_j \varepsilon_k$ ürün getirileri arasındaki çapraz kısa dönem şoklarını, $h_{j,j}$ ürün getirilerindeki belirsizliği (oyunaklığı), $h_{j,k}$ ürün getirilerindeki çapraz belirsizliği (oyunaklığı) ve ξ_j ürün getirilerindeki kısa dönem şokları negatif iken = 1 değilse = 0 olarak kullanılarak kısa dönem asimetrik etkiyi göstermektedir. Hem koşullu ortalama ve hem de varyans denklemlerine ait parametreler, en yüksek olabilirlik teknikleri kullanılarak tahmin edilmektedir. Ayrıca eşitlik (4) doğrusal olmayan (nonlinear) yapıda olduğundan dolayı birim (marjinal) etkilerin ölçülmesi gerekmektedir. Çalışmada bu

parametresini, Ψ her bir getiri oynaklığının karekökünün şimdiki getiri üzerindeki etkisini belirten parametre matrisini ve ε_t hata terimlerini göstermektedir. Bir adet gecikme uzunluğu göz önünde bulundurulduğunda VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modelinin ikinci kısmını içeren varyans denkleminin cebirsel gösterimi eşitlik (2)'deki gibidir:

$$H_t = C'C + B'H_{t-1}B + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + D'\xi_{t-1}\xi'_{t-1}D \quad (2)$$

Burada; H, C, A, B ve D 4x4 boyutunda matrislerdir. C alt köşegen matrisi olup varyans denklemlerinin sabit katsayılarını içerirken, A ve B matrisleri sırasıyla kısa dönem şokları ve uzun dönem volatiliteleri göstermektedir. D matrisi ise asimetrik etkiyi gösteren parametreler olarak ortaya çıkmaktadır. Eşitlik (2)'nin matris yapısı eşitlik (3)'teki gibi gösterilebilir:

$$H_t = CC' + \begin{pmatrix} a_{11} & \dots & a_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1} & \dots & a_{mn} \end{pmatrix} \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \begin{pmatrix} b_{11} & \dots & b_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{m1} & \dots & b_{mn} \end{pmatrix} H_{t-1} + \begin{pmatrix} d_{11} & \dots & d_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{m1} & \dots & d_{mn} \end{pmatrix} \xi_{t-1} \xi'_{t-1} \quad m \text{ ve } n = 1,2,3,4 \quad (3)$$

Eşitlik (3)'te verilen matrisin koşullu varyanslarının analitik yapısı eşitlik (4)'teki gibidir:

marjinal etkilerin standart sapmaları delta metodu kullanılarak hesaplanmıştır.

Kroner ve Ng (1998) takip edilerek buğday ve arpa piyasasının benzin piyasasına karşı optimal portföy ağırlığı aşağıdaki eşitlik kullanılarak hesaplanmıştır:

$$w_t^{i,benzin} = \frac{h_t^{benzin} - h_t^{i,benzin}}{h_t^i - 2h_t^{i,benzin} + h_t^{benzin}} \quad i = \text{buğday, arpa} \quad (5)$$

$$w_t^{i,benzin} = \begin{cases} 0, & \text{eğer } w_t^{i,benzin} < 0 \\ w_t^{i,benzin}, & \text{eğer } 0 \leq w_t^{i,benzin} \leq 1 \\ 1, & \text{eğer } w_t^{i,benzin} > 1 \end{cases} \quad (6)$$

Eşitlik (5)'te $w_t^{i,benzin}$ buğday veya arpanın benzin fiyatlarıyla olan optimal portföy ağırlığını, h_t^{benzin} benzinin koşullu varyansını, $h_t^{i,benzin}$ buğday veya arpanın benzin fiyatıyla olan koşullu kovaryansını, h_t^i

¹ AIC, BIC ver HQ kriterleri modelde bir adet gecikme (lag) olduğunu göstermekte ve bundan sonraki model gösterimleri bu gecikme değeri esas alınarak kurgulanacaktır.

buğday veya arpanın koşullu varyansını ifade etmektedir. Diğer taraftan, Kroner and Sultan (1993) takip edilerek koruma oranları (hedging ratios) aşağıdaki eşitlik ile hesaplanmıştır:

$$\beta_t^{i,benzin} = \frac{h_t^{i,benzin}}{h_t^{benzin}}, i=buğday, arpa \quad (7)$$

Eşitlik (7)'de $\beta_t^{i,benzin}$ buğday veya arpanın, uzun dönemde 1 £'lik benzin fiyatı pozisyonu karşısında kısa dönemde pozisyonu ifade etmektedir.

Veri Seti

Buğday ve arpa fiyatları Türkiye Odalar ve Borsalar Birliği veri tabanından elde edilmiştir. Akaryakıt fiyatları olarak ham petrol fiyatları kullanılmamıştır; çünkü Türkiye'de akaryakıt fiyatlarından alınan yüksek verginin buğday ve arpanın 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 buğday ve arpa arzının yeterli olmaması buğday ve arpa ithalatını artırmaktadır. Bundan dolayı reel döviz kuru buğday ve arpa fiyatlarında dalgalanmayı etkileyebilmektedir. Reel döviz kuru serisi ise Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (TCMB EVDS) sağlanmıştır. Seriler arasındaki oynaklığın incelenmesi için 2005:01-2016:08 dönemindeki günlük veriler kullanılmıştır. İncelenen dönemde toplamda 285 gözlem bulunmakta ve serilerin getirileri $R_{j,t} = 100 * \ln\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}}\right)$ kullanılarak

hesaplanmıştır. Burada $P_{j,t}$ ilgili piyasanın şimdiki reel fiyatını (veya döviz kuru için efektif kapanış değerini) gösterirken, $P_{j,t-1}$ $P_{j,t}$ 'nin bir dönem önceki değerini ifade etmektedir.

Ampirik Bulgular

Çalışmada serilerin reele² çevrilmesinin ardından, analizler getiri serileri elde edilerek yapılmıştır. Getiri serilerinin zamana karşı göstermiş olduğu oynaklık Şekil 1'de verilmiştir.

Çizelge 1'de fiyat ve getiri serilerine ait korelasyon ve otokorelasyon ilişkileri dâhil bazı tanımlayıcı istatistikler verilmiştir.

Çizelge 1'e göre arpa fiyatı buğday fiyatına göre daha yüksek getiriye sahiptir. Bu durumun sebebi olarak incelenen dönemde arpada meydana gelen yüksek arzın etkili olduğu ifade edilebilir.

Buğday ve arpa fiyat getirilerinin standart sapmalarından elde edilen koşulsuz varyanslarına bakıldığında, arpa fiyatının buğday fiyatına göre daha düşük volatiliteye (standart sapma) sahip olduğu görülmektedir. Reel döviz kuru ve benzin fiyatının getirileri ile standart sapmalarına bakıldığında ise benzin fiyatının reel döviz kuruna göre daha düşük getiri ve varyansa sahip olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca reel benzin fiyatının negatif getiriye ve seriler arasındaki en az volatiliteye (standart sapmaya) sahip olduğu saptanmıştır. Getiri serilerine ait eğiklik katsayına bakıldığında getiri serileri asimetric bir dağılıma sahiptir. Basıklık katsayısı ise getiri serilerinin leptokurtic³ (fat-tail) bir dağılım sergilediğini ortaya koymaktadır. Getiri serilerinin leptokurtic dağılım göstermesi serilerde ARCH etkisinin olabileceğini göstermektedir. Jarque-Bera istatistiği getiri serilerinin normal dağılmadığını göstermektedir.

Getiri serilerinde ARCH etkisinin test edilebilmesi için Engle (1982) tarafından önerilen ARCH-LM testi uygulanmıştır. ARCH-LM testi sonucunda getiri serilerinde ARCH etkisi olduğu gözlemlenirken, yalnızca arpa fiyat getiri serisinde ARCH etkisi gözlemlenememiştir. Fiyat ve getiri serilerinin otokorelasyona sahip olup olmadığını gösteren Ljung-Box istatistiği sonuçlarına göre benzinin getiri serisi hariç diğer getiri serileri otokorelasyon içermektedir.

Son olarak, getiri serilerinde durağanlık durumlarının belirlenmesi için Dickey and Fuller (1979) tarafından önerilen ADF birim kök testi uygulanmış ve sonuçlar Çizelge 1'de sunulmuştur. ADF birim kök testine göre seriler I(1) seviyesinde % 1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu saptanmıştır. KPSS test sonuçları ADF birim kök test sonuçlarını doğrulamaktadır. Çizelge 2'de BEK VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modelinin getiri serilerinin ortalama denklem sonuçları verilmiştir.

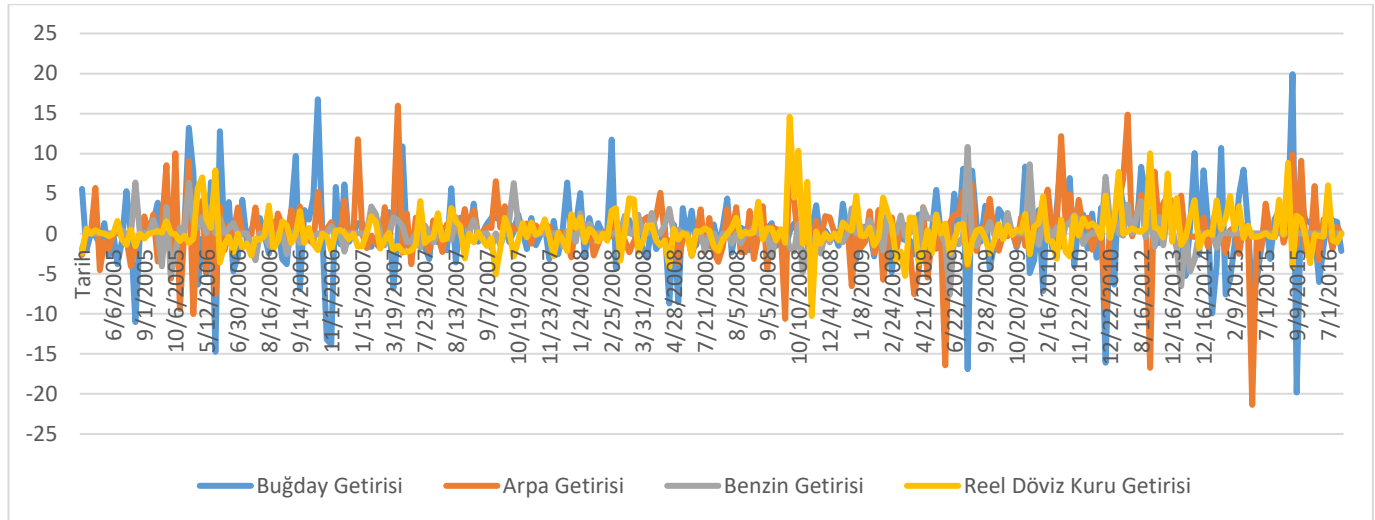
²Buğday ve arpa fiyatları 2003=100 bazlı gıda fiyatları endeksi, Akaryakıt fiyatı ise 2003=100 bazlı enerji fiyatları endeksi kullanılarak reelleştirilmiştir. Döviz kuru serisi ise reel efektif döviz kuru kullanılarak reelleştirilmiştir.

³ Sivri uçlu ve şişman kuyruklu dağılım.

Çizelge 1. Betimleyici İstatistikler

İstatistikler	Getiriler ($R_{j,t}$)			
	$R_{buğday,t}$	$R_{arpa,t}$	$R_{benzin,t}$	$R_{döviz\ kuru,t}$
Ortalama	0.031	0.056	-0.138	0.305
Standart Sapma	4.569	3.788	1.799	3.950
t-istatistiği (ortalama = 0)	0.114 (0.909)	0.250 (0.803)	-1.289 (0.198)	1.299 (0.195)
Eğiklik	-0.512*** (0.000)	-1.160*** (0.000)	0.301** (0.039)	1.622*** (0.000)
Basıklık	4.149*** (0.000)	8.704*** (0.000)	8.537*** (0.000)	8.819*** (0.000)
Jarque-Bera	216.055*** (0.000)	960.341*** (0.000)	866.871*** (0.000)	1044.736*** (0.000)
Korelasyonlar (Fiyat Düzeyleri veya Kapanış Değerleri Arasında ($FD_{j,t}$, $j=buğday, arpa$ ve $benzin$)):				
$FD_{buğday,t}$		0.993	0.989	0.930
$FD_{arpa,t}$			0.979	0.913
$FD_{benzin,t}$				0.903
Korelasyonlar (Seri Getirileri Arasında ($R_{j,t}$, $j=buğday, arpa$ ve $benzin$)):				
$R_{buğday,t}$		0.243	-0.176	-0.049
$R_{arpa,t}$			-0.105	-0.131
$R_{benzin,t}$				-0.001
Korelasyonlar (Seri Getirilerinin Kareleri Arasında ($R_{j,t}^2$, $j=buğday, arpa$ ve $benzin$)):				
$R_{buğday,t}^2$		0.236	0.345	0.315
$R_{arpa,t}^2$			0.112	0.356
$R_{benzin,t}^2$				0.206
Otokorelasyon Testi (Seri Getirileri, $R_{j,t}$ ve Seri Getiri Karelerinde, $R_{j,t}^2$)				
Ljung-Box Q(6)	19.213*** (0.004)	13.898** (0.031)	6.365 (0.384)	22.382*** (0.001)
Ljung-Box Q ² (6)	18.904*** (0.004)	0.601 (0.996)	16.339** (0.012)	12.127* (0.059)
HM-Q(6)	141.767*** (0.002)			
ARCH Testi (Seri Getirileri ($R_{j,t}$, $j=buğday, arpa, benzin$ ve $döviz kuru$))				
ARCH-LM(6)	2.855*** (0.010)	0.095 (0.997)	2.722** (0.014)	1.839** (0.091)
MARCH-LM(6)	1333.96*** (0.000)			
Durağanlık Birim Kök Testi (Seri Getirileri için ($R_{j,t}$, $j=buğday, arpa, benzin$ ve $döviz kuru$)):				
ADF	-12.821*** (lags=2)	-19.672*** (lags=0)	-14.939*** (lags=0)	-16.108*** (lags=4)
KPSS	0.013 (lags=2)	0.060 (lags=0)	0.087 (lags=0)	0.044 (lags=4)

Not: ARCH-LM ve MARCH-LM sırasıyla ARCH etkileri için Lagrange ve çok değişkenli Lagrange testlerini ifade etmektedir. Ljung-Box Q ve Ljung-Box Q² sırasıyla kalıntı ve kalıntı karelerinde sıralı bağımlılık testleri uygularken, HM-Q Hosking'in çok değişkenli kalıntılarda sıralı bağımlılık testini ifade etmektedir. MARCH-LM testi altındaki sıfır hipotezi getiri serinin ortalaması sıfır olması ve sabit bir ortak varyansı öngörmektedir. ADF, sabit ve trend değişkenleri dikkate alarak Genelleştirilmiş 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 ifade etmektedir. Geçikme (lags) seçimleri AIC, BIC ve HQ değerlerine dayanmaktadır. Kritik değerler, seçilen gecikmelerle değişmektedir. Parantez içindeki değerler p-değerlerini yansıtmaktadır. *, ** ve *** sırasıyla 10%, 5% ve 1% seviyelerinde parametrelerin anlamlılık düzeylerini göstermektedir.



Şekil 1. Getirilerde Yıllar İtibariyle Meydana Gelen Değişmeler

Çizelge 2. VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) Modelindeki Getiri Serilerinin Ortalama Denklemlere İlişkin Parametre Tahminleri

Katsayılar	Getiriler			
	R _{buğday,t}	R _{arpa,t}	R _{benzin,t}	R _{döviz kuru,t}
Sabit	-1.340** (-2.202)	-1.201*** (-3.293)	0.040 (0.176)	2.297 (1.610)
R _{buğday,t-1}	-0.255*** (-7.076)	-0.025 (-0.714)	-0.003 (-0.425)	0.034 (1.322)
R _{arpa,t-1}	0.070* (1.896)	-0.160*** (-3.284)	0.005 (0.339)	-0.002 (-0.053)
R _{benzin,t-1}	-0.100 (-0.993)	-0.102 (-1.175)	0.018 (0.879)	0.108* (1.870)
R _{döviz kuru,t-1}	0.011 (0.257)	0.042 (0.735)	0.010 (0.626)	-0.025 (-0.638)
$\sqrt{h_{buğday,t}}$	-0.078 (-1.253)	-0.073 (-1.197)	-0.014* (-1.680)	0.176** (2.034)
$\sqrt{h_{arpa,t}}$	0.170* (1.789)	0.102 (1.514)	0.012 (1.540)	-0.259*** (-2.649)
$\sqrt{h_{benzin,t}}$	0.038 (0.691)	0.053 (1.155)	-0.011 (-0.829)	0.064 (1.471)
$\sqrt{h_{döviz kuru,t}}$	-0.081* (-1.747)	-0.017 (-0.613)	0.010 (0.746)	-0.024 (-0.644)

Not: Parametrelerin t-değerleri parantez içinde verilmiştir. *, ** ve *** sırasıyla 10%, 5% ve 1% seviyelerinde parametrelerin anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Çizelge 2'de görüleceği üzere, buğday hem kendi hem de arpa getirisinin bir dönem gecikmesinden istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde etkilenmektedir. Buğdayın kendi getirisinde meydana gelen bu durum Ezekiel (1938) tarım ürünleri için ortaya koyduğu örümcek ağı teorimi ile açıklanabilmektedir. Buğday piyasasında bir dönem önceki artan getirisi şimdiki getiriyi azaltmaktadır. Benzer bir durumda, arpa için kurulan eşitlikte görülebilir. Arpa piyasasında bir dönem önceki artan getirisi buğday piyasasındaki şimdiki getiriyi artırmakta veya arpa piyasasındaki getiri azalınca buğday piyasasında da getiri azalmaktadır. Bu durum, buğdayın arpa ile olan ilişkisi bu iki ürünün ikame edilebilir olmasıyla ilgili olduğu söylenebilir. Diğer taraftan arpa piyasası yalnızca

kendi gecikmesinden negatif olarak etkilenmektedir. Döviz kuruna bakıldığında yalnızca benzin fiyat getirisinin bir dönem gecikmesinden pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilendiği görülmektedir. Türkiye'nin petrol bağımlısı bir ülke olduğu düşünüldüğünde, benzin fiyatlarındaki yukarı yönlü hareket döviz kurunu baskılayarak yukarıya doğru hareket etmesine neden olacaktır. Yukarıdaki tüm bilgiler ışığında ürün piyasasındaki getirilerin birbirlerine kayda değer bir yayılım sağlamadığı görülmüştür. Diğer taraftan ortalama denklemlerine eklenen oynaklık (varyans) parametrelerine bakıldığında, buğday getirisi arpa fiyatından meydana gelen oynaklıktan (0.170) etkilenmektedir. Döviz kurunda meydana gelen oynaklık artışı ise, buğdayın

getirisini düşürmektedir. Tarım ürünlerinde kullanılan ithal girdilerin döviz kuruna bağlı olması bu durumu açıklamaktadır. Örneğin, Türkiye’de kimyasal gübre kullanımı 2002 yılından 2014 yılına kadar yaklaşık %82 artış göstermiştir. Aynı dönemde gübre fiyatları ise yaklaşık %250-350 artmıştır (www.tarim.gov.tr). İlginç bir şekilde buğday ve arpa piyasalarındaki uzun dönem belirsizlikleri artıktıkça döviz kuru piyasasındaki getiri sırasıyla artmakta ve azalmaktadır.

VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modelindeki varyans denklemindeki değişkenlerin birim etkilerini tartışmadan önce VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modeline ilişkin tanısal test ve birtakım hipotez test sonuçları burada tartışılacaktır. Çizelge 3’te VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modelinin parametre tahminleri, tanısal testleri ve birtakım hipotez testleri verilmiştir.

Çizelge 3’te Panel C kısmında VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modelinde diyagonal VAR testi için kurulan hipotez testi sonucunda Wald istatistiğinin 14.297 ($p > 0.10$) olduğu tespit edilmiştir. Olasılık değerinin %10 anlamlılık seviyesinden büyük olmasından dolayı sıfır hipotezini red etmede başarısız olmuştur. Ayrıca benzin ve reel döviz kuru getirilerinin bir dönem gecikmelerinin buğday ve arpa getirileri üzerindeki etkileride Wald testi kullanılarak test edilmiştir. Benzin ve reel döviz getirilerinin bir dönem gecikmeli değerinin buğday ve arpa getirisi üzerinde etkisi veya etkileri bireysel ve eş anlamlı olarak istatistiki açıdan anlamsız bulunmuştur.

Tüm bu test sonuçları, yukarıda ifade ettiğimiz getiri serileri arasında kayda değer bir ilişkinin olmadığı savını pekiştirmektedir. Bu durumda ortalama getiri serilerinin yalnızca kendi gecikmelerine karşı modellenmesinde herhangi bir sakıncanın olmayacağını ifade etmektedir.

Diğer taraftan GARCH ilişkisinin varlığını test etmek için kurulan hipotezin Wald istatistiğinin olasılık değeri $p < 0.000$ olduğu görülmüştür. Ayrıca varyans eşitliği için kurulan diyagonal dışı elementlerin sıfır olduğuna dair hipotezin olasılık değeri $p < 0.000$ ’dır. Bu durum getiri serileri arasında oynaklık geçişkenliğinin varlığını göstermektedir. GARCH-M hipotezinin Wald istatistiği ise 873.153 ($p < 0.000$) olarak tespit edilmiştir. Ayrıca varyans eşitliğinden elde edilen katsayıların asimetrik özellikler taşıdığı görülmüştür ($p < 0.000$). Bu bağlamda tüm bu test sonuçları volatilité (varyans) değişkenlerinin açıklamasında öngörülen asimetrik BEKK-GARCH modelinin uygunluğunu ifade etmektedir.

Çizelge 3’ün Panel B kısmında ayrıca VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modeli için tanısal birtakım istatistikler verilmiştir. Her bir varyans eşitliğinden elde edilen hata terimlerinin (standardize

edilmiş) 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 fakat benzin getirisinin eşitliğinden elde edilen hata terimlerinin karesinin %5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyon içerdiği görülmüştür. Elde edilen bu sonuçlar her bir getiri değişkeninin volatilitésini (varyansını) açıklamada VAR (1) – 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 benzin getirisinin volatilitésinden elde edilen hata terimlerinin ARCH etkisi içerdiği 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 ($\hat{z}_{j,t} = \frac{\varepsilon_{j,t}}{\sqrt{\hat{h}_{j,t}}}, j = 1, \dots, 4$).

Elde edilen bulgular sonucunda hata terimlerinin ortalamasının 0 fakat varyansının 1’den farklı olduğu tespit edilmiştir. Varyansın birden farklı çıkması bireysel testler sonucunda hata teriminin halen ARCH etkisini barındıran benzinin getiri serisinden kaynaklanmış olabilir.

Çizelge 4’te VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modelinden elde edilen marjinal etkiler verilmiştir. Ele alınan getiri serilerinde koşullu varyanslar kısa dönemde kendi şoklarından ve diğer getiri serileri aralarında meydana gelen şoklardan istatistiki olarak anlamsız bir şekilde etkilenmektedir. Bu durum Türkiye’de tarım ürünleri, benzin ve reel döviz kuru piyasaları iyi ve kötü haberlerden etkilenmediğini göstermektedir. Diğer taraftan buğday getirisinin koşullu varyansı kendi kısa dönem şoklarından istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilenmezken, kendi uzun dönem oynaklığından doğrudan ($h_{1,t} = 0.906$) etkilenmektedir.

Diğer bir ifade ile Türkiye’de buğday getirisindeki belirsizliğin tamamı neredeyse kendi belirsizliğinden kaynaklanmaktadır. Benzer şekilde arpa, benzin ve döviz kuru piyasalarındaki uzun dönem belirsizlikleri ($h_{2,t} = 0.002$, $h_{3,t} = 0.001$ ve $h_{4,t} = 0.011$) artıktıkça, buğday piyasasındaki belirsizlikler de artmaktadır. Fakat buğday piyasası üzerinde döviz kuru piyasasındaki belirsizliğin etkisi diğer iki piyasa (arpa ve benzin) etkisinin yaklaşık 10 katı kadar daha büyüktür. Bu aslında beklenen bir durumdur: tohum, kimyasal ilaçlar, akaryakıt ve petrol türevleri dâhil buğday üretimindeki girdilerinin çoğunluğu döviz endeksli olmasından kaynaklanmaktadır.

Çizelge 3. VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) Modelinin Koşullu Varyansların Parametre Tahminleri

Katsayılar	R _{buğday,t}	R _{arpa,t}	R _{benzin,t}	R _{döviz kuru,t}
Panel A: Koşullu Varyans Tahminleri				
<i>c_{1i}</i>	7.571* (1.912)			
<i>c_{2i}</i>	-5.405** (2.306)	11.668 (1.019)		
<i>c_{3i}</i>	2.922* (1.703)	0.501 (0.262)	0.034 (0.028)	
<i>c_{4i}</i>	12.637 (1.194)	10.035** (2.147)	0.179 (0.033)	0.005 (0.002)
<i>a_{1i}</i>	1.213* (1.677)	-0.682 (-1.381)	0.626 (1.218)	0.287 (1.128)
<i>a_{2i}</i>	-1.379 (-1.619)	-2.764** (-1.989)	-0.875 (-1.464)	-1.860** (-2.236)
<i>a_{3i}</i>	0.672 (0.449)	-4.840** (-2.086)	-0.179 (-0.411)	4.265** (2.024)
<i>a_{4i}</i>	-2.722* (-1.810)	-0.840* (-1.699)	0.933** (2.225)	1.333* (1.654)
<i>b_{1i}</i>	0.952*** (90.492)	-0.040*** (-4.480)	-0.032*** (-3.959)	-0.104*** (-5.869)
<i>b_{2i}</i>	0.081*** (5.379)	0.964*** (75.533)	-0.019** (-2.112)	0.115*** (5.754)
<i>b_{3i}</i>	0.301*** (4.030)	0.076** (2.020)	0.926*** (86.547)	0.201*** (4.750)
<i>b_{4i}</i>	0.184*** (8.915)	-0.149*** (6.178)	-0.078*** (-6.952)	0.910*** (60.744)
<i>d_{1i}</i>	-3.678** (-2.238)	-3.318** (-2.308)	-0.146 (-0.604)	1.140 (1.459)
<i>d_{2i}</i>	4.396** (2.010)	2.151** (2.195)	-2.243* (-1.895)	-0.143 (-0.299)
<i>d_{3i}</i>	5.813** (1.200)	-1.593 (-0.707)	6.267** (2.291)	-2.411 (-1.472)
<i>d_{4i}</i>	-2.065* (-1.673)	2.091 (1.272)	0.945 (1.423)	0.464 (0.967)
Panel B: Tanısal Testler				
Ljung-Box Q(6)	8.971 (0.175)	7.015 (0.319)	1.745 (0.941)	10.282 (0.113)
HM-Q(6)	85.296 (0.774)			
HM-Q(10)	150.275 (0.697)			
Ljung-Box Q ² (6)	5.571 (0.473)	1.529 (0.957)	14.449** (0.025)	2.629 (0.853)
HM-Q ² (6)	93.288 (0.559)			
HM-Q ² (10)	149.347 (0.716)			
McLeod-Li(6)	5.571 (0.473)	1.528 (0.957)	14.448** (0.025)	2.628 (0.853)
MARCH-LM(6)	1050.61*** (0.000)			
MARCH-LM(10)	7672.61*** (0.000)			
<i>z_i</i>	-0.001	-0.002	-0.000	0.002
t-istatistiği(<i>z_i</i> = 0)	-0.634 (0.263)	-0.930 (0.176)	-0.313 (0.376)	0.697 (0.756)
<i>z_i²</i>	0.002	0.002	0.002	0.004
t-istatistiği(<i>z_i²</i> = 1)	-2491.009*** (0.000)	-1994.332*** (0.000)	-2472.063*** (0.000)	-843.190*** (0.000)
AIC	18.943			
SBC	20.167			
Hannan-Quinn	19.434			
Log-olabilirlik Değeri	-2585.427			

Panel C: Wald Testi Sonuçları

Diyagonal VAR	$H_0: \Gamma_{ij}$, diyagonal dışı bütün elementleri sıfırdır	14.297 (0.282)
GARCH İlişki Yoktur	$H_0: a_{ij}=b_{ij}=c_{ij}=0$, bütün $i, j = 1, 2, 3, 4$	176288.511*** (0.000)
Diyagonal GARCH	$H_0: A, B$ ve D diyagonal dışı bütün elementleri sıfırdır	3161.518*** (0.000)
GARCH-M ilişkisi yoktur	$H_0: \psi_{ij}=0$, bütün $i, j = 1, 2, 3, 4$	873.152*** (0.000)
Asimetrik ilişkisi yoktur	$H_0: d_{ij}=0$, bütün $i, j = 1, 2, 3, 4$	31.313** (0.012)
Benzin fiyat getirisinin buğday ve arpa fiyat getirileri üzerinde etkisi yoktur	$H_0: \Gamma_{13} = \Gamma_{23} = 0$	2.239 (0.326)
Reel döviz kuru getirisinin buğday ve arpa fiyat getirileri üzerinde etkisi yoktur	$H_0: \Gamma_{14} = \Gamma_{24} = 0$	0.587 (0.745)
Benzin fiyatı ve Reel döviz kuru getirilerinin buğday ve arpa fiyat getirileri üzerinde etkisi yoktur	$H_0: \Gamma_{13} = \Gamma_{14} = \Gamma_{23} = \Gamma_{24} = 0$	2.753 (0.599)

Not: Panel A'da parantez içindekiler t istatistik değerlerini gösterirken; Panel B ve C' de ilişkili p -değerleri göstermektedir. ARCH-LM ve MARCH-LM sırasıyla ARCH etkileri için Lagrange ve çok değişkenli Lagrange testlerini gösterirken, Ljung-Box Q ve Ljung-Box Q^2 sırasıyla getiri serilerinin kalıntıları veya kalıntı karelerinde sıralı bağımlılık testleri ifade ederken, HM- Q ve HM- Q^2 kalıntı veya kalıntı karelerinde sıralı bağımlılık testleri için Hosking'in çok değişkenli Q -istatistiğini göstermektedir. MARCH-LM testi altındaki sıfır hipotezi serinin ortalaması sıfır olması ve sabit bir ortak varyans öngörmektedir. *, ** ve *** sırasıyla 10%, 5% ve 1% seviyelerinde serilerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Aynı şekilde piyasalar arası ikili çapraz etkileşimlerdeki belirsizlikler buğday piyasasındaki belirsizlikleriyle de ilginç bir şekilde doğrusal bir ilişki içerisinde olduğunu göstermektedir. Bu bağlamda diğer piyasalarda meydana gelen oynaklıklar (belirsizlikler) ya dolaysız (koşullu varyans yoluyla) veya dolaylı (koşullu ortak varyans yoluyla) bir şekilde buğday piyasasına iletilerek bu piyasa üzerinde kalıcı belirsizlikleri meydana getirmektedir. Buğday üretiminde kullanılan girdilerin çoğunluğu petrol ve petrol türevi olması ve aynı zamanda dövize endekli olmaları bu piyasalarda meydana gelen dalgalanmalar dolaylı ve dolaysız bir şekilde buğday piyasasına iletilerek bu piyasada kalıcı belirsizlikleri meydana getirmektedir. Diğer taraftan buğday piyasasında görülen bu yoğun ilişki düzeyi arpa piyasasında görülmemektedir. Bunun sebebi ülkemizde buğday piyasasının yoğun bir işlem hacmine sahip olması ve aynı zamanda çoğu gıda sektörlerine hammadde temin etmek bakımından lokomotif piyasa durumunda olmasına karşın, arpa piyasası bira ve yem sanayi gibi birkaç türev piyasası ile ilişkili olmasına bağlanabilir. Bu bağlamda, arpa getirisi kendi getirisinden kaynaklanan uzun dönem volatiliteden ($h_{2,t} = 0.929$) etkilenirken, doğrudan ($h_{4,t} = 0.022$) ve dolaylı ($h_{1,t}, h_{3,t} = -0.006$, $h_{2,t}, h_{3,t} = 0.146$ ve $h_{3,t}, h_{4,t} = -0.022$) olarak reel döviz kurunda meydana gelen uzun dönem volatiliteden etkilenmektedir.

Benzin piyasasındaki belirsizlikler (volatilité) öncelikle kendi uzun dönem volatilitésinden ($h_{3,t} = 0.857$) ve buğday ve döviz kuru piyasalarındaki uzun dönem belirsizliklerinden dolaysız bir şekilde etkilenmektedir (sırasıyla $h_{1,t} = 0.001$ ve $h_{4,t} = 0.006$).

Benzer şekilde benzin piyasası bazı piyasaların çapraz ikili etkileşiminden kaynaklı uzun dönem belirsizliklerinden dolayı etkilenmektedir. Örneğin, benzin piyasası buğday ve döviz kuru uzun dönem etkileşiminden dolaylı ($h_{1,t}, h_{4,t} = 0.005$); arpa ve reel döviz kurunun koşullu kovaryansından dolaylı ($h_{2,t}, h_{4,t} = 0.003$); buğday ve arpa koşullu kovaryansından dolaylı ($h_{1,t}, h_{2,t} = 0.001$) etkilenmektedir. Diğer taraftan reel döviz kuru kendinden kaynaklanan uzun dönem volatilitésinden ($h_{4,t} = 0.829$) doğrudan etkilenirken, diğer üç piyasaında uzun dönem belirsizliğinden dolaysız ve doğrusal bir şekilde etkilenmektedir (sırasıyla $h_{1,t} = 0.011$, $h_{2,t} = 0.013$ ve $h_{3,t} = 0.04$). Bu nicel değerlere dikkat edilirse, benzin piyasasındaki belirsizliğin döviz kuru piyasası üzerindeki etkisi, tarım ürünleri piyasalarındaki (buğday ve arpa) belirsizlik etkilerinin yaklaşık dört katı kadar daha büyüktür. Böyle bir etki benzin ve döviz kuru piyasaları arasındaki yakın bir ilişkinin sonucunu yansıtmaktadır. Piyasalar arasındaki çapraz etkileşimler döviz kuru piyasasındaki uzun dönem belirsizliğinde farklı etkilere sahip olduğu görülmektedir. Getirilerin koşullu varyansları (Şekil 2) arasındaki korelasyon ilişkisinin incelenmesi ele alınan emtialar ve reel döviz kuru arasındaki oynaklık geçişkenliği (volatility spillover) daha net bir şekilde ortaya koymaktadır (Şekil 3, 4 ve 5). Aynı zaman korelasyon ilişkileri emtialar ve reel döviz kuru arasındaki koruma (hedging) ilişkisi üzerine önbilgi vermektedir. Buğdayın ve arpanın koşullu varyanslarının korelasyonları incelendiğinde ortalama olarak 0.097'lik bir değer olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu durum buğday ve arpanın oynaklık anlamında birbirini tetiklediğini göstermektedir.

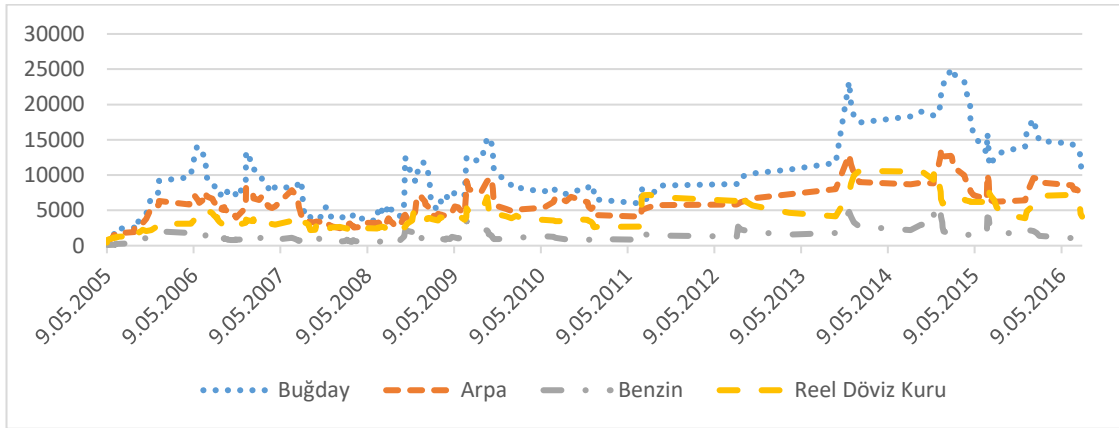
Çizelge 4. VAR (1)-Asimetrik BEKK GARCH (1, 1) Modelindeki Koşullu Varyan Denklemiindeki Değişkenlerin Birim Etkileri

Katsayılar	R _{buğday,t}	R _{arpa,t}	R _{benzin,t}	R _{döviz kuru,t}
$\varepsilon_{1,t}^2$	1.472 (0.838)	0.466 (0.691)	0.392 (0.609)	0.082 (0.564)
$\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t}$	-3.347 (-0.861)	3.772 (0.837)	-1.096 (-0.686)	-1.067 (-0.898)
$\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{3,t}$	1.630 (0.387)	6.606 (0.845)	-0.224 (-0.447)	2.445 (0.942)
$\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{4,t}$	-6.605 (-0.900)	1.146 (0.816)	1.168 (0.837)	0.764 (0.894)
$\varepsilon_{2,t}^2$	1.903 (0.810)	7.639 (0.995)	0.765 (0.732)	3.461 (1.118)
$\varepsilon_{2,t}\varepsilon_{3,t}$	-1.853 (-0.403)	26.755 (1.025)	0.313 (0.440)	-15.869 (-1.116)
$\varepsilon_{2,t}\varepsilon_{4,t}$	7.510 (0.873)	4.644 (0.959)	-1.632 (-0.921)	-4.958 (-0.981)
$\varepsilon_{3,t}^2$	0.451 (0.225)	23.426 (1.043)	0.032 (0.205)	18.190 (1.012)
$\varepsilon_{3,t}\varepsilon_{4,t}$	-3.657 (-0.403)	8.132 (0.992)	-0.334 (-0.421)	11.366 (0.944)
$\varepsilon_{4,t}^2$	7.410 (0.905)	0.706 (0.850)	0.869 (1.112)	1.776 (0.827)
$h_{1,t}$	0.906*** (45.246)	0.002** (2.240)	0.001** (1.979)	0.011*** (2.934)
$h_{12,t}$	0.155*** (5.396)	-0.077*** (-4.368)	0.001** (2.528)	-0.024** (-3.237)
$h_{13,t}$	0.573*** (4.024)	-0.006* (-1.783)	-0.058*** (-3.907)	-0.042*** (-4.220)
$h_{14,t}$	0.350*** (9.003)	0.012*** (3.714)	0.005*** (3.689)	-0.189*** (-5.994)
$h_{2,t}$	0.007*** (2.690)	0.929*** (37.767)	0.0004 (1.056)	0.013*** (2.877)
$h_{23,t}$	0.049*** (2.900)	0.146** (2.031)	-0.036** (-2.134)	0.046*** (3.386)
$h_{24,t}$	0.030*** (4.779)	-0.287*** (-6.511)	0.003* (1.778)	0.209*** (5.791)
$h_{3,t}$	0.091** (2.015)	0.006 (1.010)	0.857*** (43.273)	0.041** (2.375)
$h_{34,t}$	0.111*** (4.631)	-0.022* (-1.772)	-0.145*** (-7.231)	0.367*** (4.658)
$h_{4,t}$	0.039*** (4.457)	0.022*** (3.089)	0.006*** (3.476)	0.829*** (30.372)
$d_{1,t}$	13.526 (1.119)	11.100 (1.154)	0.021 (0.302)	1.299 (0.729)
$d_{1,t}d_{2,t}$	-32.334 (-1.077)	-14.274 (-1.160)	0.653 (0.538)	-0.326 (-0.274)
$d_{1,t}d_{3,t}$	-42.761 (-1.073)	10.574 (0.561)	-1.825 (-0.540)	-5.496 (-0.805)
$d_{1,t}d_{4,t}$	15.188 (1.023)	-13.878 (-0.837)	-0.275 (-0.501)	1.059 (0.723)
$d_{2,t}$	19.324 (1.005)	4.627 (1.098)	5.033 (0.947)	0.020 (0.149)
$d_{2,t}d_{3,t}$	51.111 (1.023)	-6.855 (-0.548)	-28.119 (-1.049)	0.689 (0.309)
$d_{2,t}d_{4,t}$	-18.154 (-0.948)	8.100 (0.838)	-4.240 (-0.824)	-0.133 (-0.278)
$d_{3,t}$	33.797 (1.000)	2.539 (0.354)	29.276 (1.146)	5.812 (0.736)
$d_{3,t}d_{4,t}$	-24.009 (-0.945)	-6.665 (-0.468)	11.846 (0.899)	-2.239 (-0.680)
$d_{4,t}$	4.264 (0.836)	4.374 (0.636)	0.893 (0.711)	0.216 (0.484)

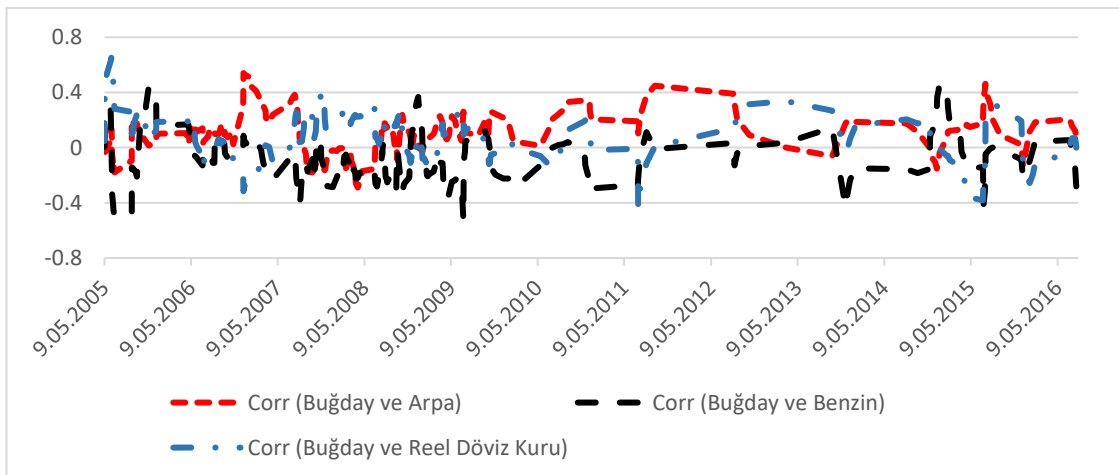
Not: Parantez içindekiler t istatistik değerlerini ve *, ** ve *** sırasıyla 10%, 5% ve 1% seviyelerinde parametrelerin anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Buğday piyasasında artan belirsizlik arpa piyasasına yansiyacaktır (veya tersi bir durumda söz konusu olabilir). Diğer taraftan buğday ve arpanın benzin fiyatıyla arasındaki koşullu korelasyon katsayısı ortalama olarak sırasıyla -0.091 ve -0.065 olarak karşımıza çıkmaktadır. Damba ve ark. (2018), Türkiye için seçilmiş bazı tarım ürünleri ve petrol fiyat arasında benzer ilişkiler elde etmişler, ortaya çıkan bu durumun nedeni olarak yerel dinamikleri ve küresel piyasalarda meydana gelen belirsizlikler olduğunu ifade etmişlerdir. Elde edilen bu bulgulara ek olarak, buğday ve arpanın reel döviz kuruyla arasındaki koşullu korelasyon ile reel döviz kuru ve benzin fiyatları arasındaki koşullu korelasyon pozitif olarak tespit edilmiştir. Buğday ve arpanın benzin fiyatlarıyla optimal portföy ağırlık ve koruma oranlarının hesaplanması üreticiler ve yatırımcılar açısından bizlere daha net bir bakış açısı sunacaktır. Çizelge 5'te optimal portföy ağırlığı ve koruma oranları sunulmuştur.

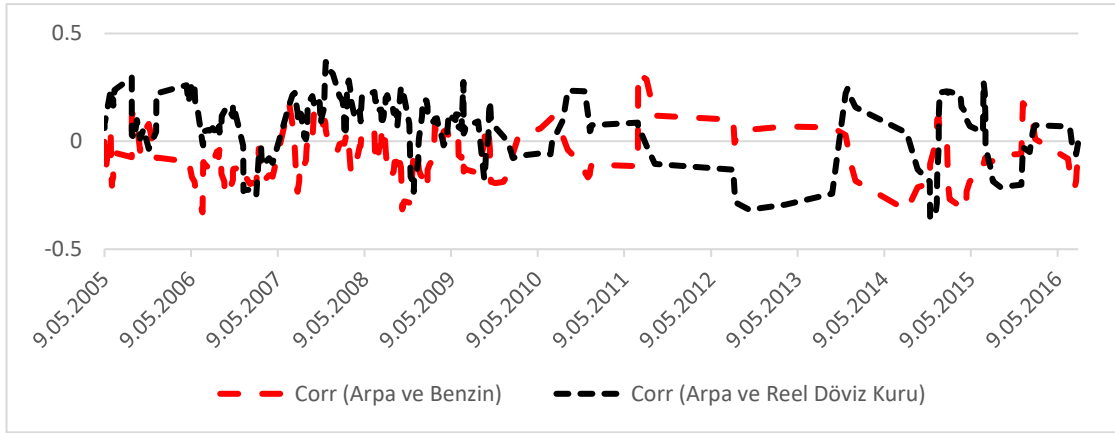
Çizelge 5'ten görüleceği üzere, buğday ve arpanın benzin fiyatıyla olan optimal portföy ağırlığı sırasıyla 0.138 ve 0.187 olarak tespit edilmiştir. Bu sonuca göre, üreticiler veya yatırımcılar, 1 £'lik bir portföyde 13.80 kuruşluk kısmını buğdaya ve 86.20 kuruşluk kısmını benzine yatırmaları gerekmektedir. Diğer taraftan arpada ise 1 £'lik portföy 18.70 kuruşluk arpa ve 81.30 kuruşluk benzin olacak şekilde paylaşılabilir. Koruma oranlarına bakıldığında, buğdayda 1 £'lik uzun pozisyon karşısında yatırımcı 25.3 kuruşluk benzin alarak korunabilir. Arpa için ise 1 £'lik uzun pozisyon karşısında 15.00 kuruşluk benzin alarak yatırımcının kendini koruması gerekmektedir. Bu sonuçlara dikkat edilirse buğdayın arpaya göre daha fazla risk taşıdığını söyleyebiliriz. Bu durum, tarım ürünleri ve gıda piyasasında buğdayın arpaya göre çok yüksek bir işlem hacmine sahip olmasıyla izah edilebilir.



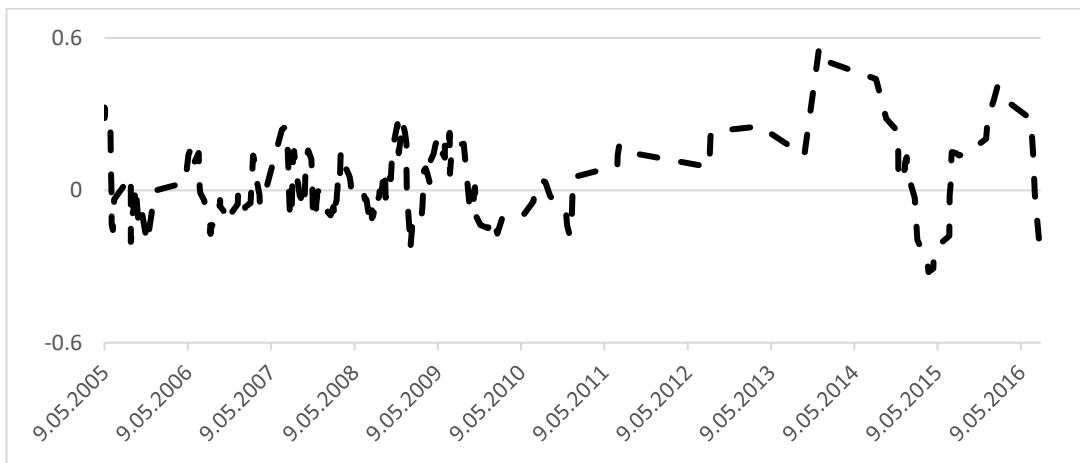
Şekil 2. Getirilerin Koşullu Varyanslarının Zaman İçindeki Hareketi



Şekil 3. Buğday ile Diğer Getiriler Arasındaki Koşullu Korelasyonun Zaman İçindeki Hareketi



Şekil 4. Arpanın Benzin ve Reel Döviz Kuru Getirileri ile Arasındaki Koşullu Korelasyonun Zaman İçindeki Hareketi



Şekil 5: Benzin ile Reel Döviz Kuru Getirileri Arasındaki Koşullu Korelasyonun Zaman İçindeki Hareketi

Çizelge 5: Optimal Portföy Ağırlığı ve Koruma Oranları

	Buğday/Benzin	Arpa/Benzin
$w_t^{i,benzin}$	0.138	0.187
t-istatistiği ($w_t^{i,benzin} = 0$)	41.880*** (0.000)	56.798*** (0.000)
$\beta_t^{i,benzin}$	-0.253	-0.150
t-istatistiği ($\beta_t^{i,benzin} = 0$)	-8.418*** (0.000)	-9.895*** (0.000)

Not: *, ** ve *** sırasıyla 10%, 5% ve 1% seviyelerinde parametrelerin anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

SONUÇ

Yapılan VAR (1) – Asimetrik BEKK – GARCH (1, 1) modeli analiz sonuçlarına göre değişkenlerin getiri koşullu varyanslarının çapraz koşullu varyansları dâhil olmak üzere parametre ve birim etkilerinin istatistiki açıdan önemli çıkması, bu ürünlerin fiyat getirilerinin koşullu varyanslarında kalıcı etkilere sahip olduğunu ve ayrıca ürün getirilerinin koşullu varyansları arasında kalıcı yayılmaların olduğunu göstermektedir. Özellikle buğday ve döviz kuru piyasalarındaki uzun dönem kalıcı belirsizlikler, kendi piyasaları dâhil olmak üzere tüm piyasalar üzerinde kalıcı belirsizlikler oluşturmaktadır. Diğer taraftan

benzin piyasasındaki istikrarsızlık buğday ve döviz kuru piyasası üzerinde kalıcı belirsizlikleri meydana getirmektedir. Bu bağlamda, piyasalar arasında istikrarsızlık yayılımı söz konusu olup, bir sektörden diğer sektörler yayılım etkileri sektörlerin pazar hacimlerine bağlı olarak değişmektedir. Bu uzun dönem kalıcı etkilere karşı piyasaların kısa dönem haberlerden pek fazla etkilenmediği bulgusuna varılmıştır. Benzer şekilde bu kısa dönem haberlerin piyasalar üzerinde negatif etkilerinin pozitif etkilerinden farklı olduğunu öne süren asimetrik bulguların istatistiki açıdan önemsiz olduğu sonucuna varılmıştır.

Yatırımcıların hisse piyasasında ürünlere ilişkin riskten koruma oranları da (hedging ratio) hesaplanmıştır. Dolayısıyla, ülke için gıda tüketiminde son derece önemli bir yeri olan buğday piyasasındaki belirsizlikleri içerecek programlara ihtiyaç duyulmaktadır. Özellikle ekonomiden sorumlu aktörlerin döviz piyasasını kontrol altında tutulmakla buğday piyasasındaki belirsizliğin bir derece sabitleneceği gerçeğini her zaman göz önünde bulundurmalarıdır. Ayrıca buğday üretimindeki girdilerin çoğunluğunun yurt içinde üretimine ağırlık verilerek tarım sektöründeki piyasa belirsizlikleri kısmen kontrol altına alınabilir.

KAYNAKÇA

- Abbott PC, Hurt C, Tyner WE 2008. What's driving food prices? Oak Brook, IL: Farm Foundation: 1-80.
- Algan N, İşcan E, Serin D 2016. Enerji Fiyatlarının Dünya Gıda Fiyatları Üzerine Etkisi: Bir Sınır Testi Yaklaşımı. International Conference on Eurasian Economies. 29-31 August, Kaposvar, Hungary.
- Baffes J 2007. Oil spills on other commodities. *Resource Policy* 32: 126-134.
- Campiche JL, Bryant HL, Richardson JW, Outlaw JL 2007. Examining the evolving correspondence between petroleum prices and agricultural commodity prices. The American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Portland, or. July 29-August 1.
- Chang TH, Su HM 2010. The substitutive effect of biofuels on fossil fuels in the lower and higher crude oil price periods. *Energy* 35: 2807-2813.
- Chen ST, Kuo HI, Chen CC 2010. Modeling the relationship between the oil price and global food prices. *Applied Energy* 87: 2517-2525.
- Damba OT, Bilgic A, Aksoy A 2017. Estimating price volatility transmission between world crude oil and selected food commodities: A BEKK approach. *Atatürk Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi* 48: 41-49.
- Dickey D A, Fuller WA 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a): 427-431.
- Dong X, Ulgiati S, Yan M, Zhang X, Gao W 2008. Energy and emergy 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 RF, Kroner K 1995. Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory* 11: 122-150.
- Ezekiel M 1938. The cobweb theorem. *The Quarterly Journal of Economics* 52(2): 255-280.
- Gardebroeck C, Hernandez 2013. Do energy prices stimulate food price volatility? Examining volatility transmission between US oil, ethanol and corn markets. *Energy Economics* 40: 119-129.
- Gilbert C 2010. How to understand high food prices. *Journal of Agricultural Economics* 61: 398-425.
- Harri A, Nalley L, Hudson D 2009. The relationship between oil, exchange rates, and commodity prices. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 2: 501-510.
- Headey D, Fan S 2008. Anatomy of a crisis: the causes and consequences of surging food prices. *Agricultural Economics* 39: 375-391. doi:10.1111/j.1574-0862.2008.00345.
- Kaltalioglu M, Soytaş U 2009. Price transmission between world food, agricultural raw material, and oil prices, GBATA International Conference Proceedings, 596-603, Prague.
- Kroner KF, Ng VK 1998. Modeling asymmetric comovements of asset returns. *Review of Financial Studies* 11(4): 817-844.
- Kroner KF, Sultan J 1993. Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28(04): 535-551.
- Mitchell D 2008. A Note on Rising Food Prices. Washington, DC, The World Bank.
- Nazlioglu S, Soytaş U 2011. World oil prices and agricultural commodity prices: Evidence from an emerging market. *Energy Economics*, 33(3): 488-496.
- Nazlioglu S, Soytaş U 2012. Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis. *Energy Economics* 34(4): 1098-1104.
- Nazlioglu S, Erdem C, Soytaş U 2013. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics* 36: 658-665.
- 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.
- Rajagopal D, Zilberman D 2007. Review of Environmental, Economic and Policy Aspects of Biofuels. Policy Research Working Paper 4341. The World Bank, Washington, DC.
- Renewable Fuels Association (RFA) 2017. Industry Statistics. <http://www.ethanolrfa>.
- Rosegrant MW, Zhu T, Msangi S, Sulser T 2008. Global Scenarios for Biofuels, Impacts and Implications. *Review of Agricultural Economics* 30(3): 495-505.

- Serra T 2011. Volatility spillovers between food and energy markets: a semiparametric approach. *Energy Economics* 33: 1155–1164.
- Serra T, Zilberman D, Gil JM, Goodwin B K 2011. Nonlinearities in the U.S. corn-ethanol-oil-gasoline price system. *Agricultural Economics* 42(1): 35-45.
- Von Braun, Torero M 2009. Implementing the Physical and Virtual Food Reserves to Protect the Poor and Prevent Market Failure. Washington, DC: International Food Policy Research Institute.
- Wu H, Li S 2013. Volatility spillovers in China's crude oil, corn and fuel ethanol markets. *Energy Policy* 62: 878–886.
- www.tarimdanhaber.com.
- Zhang Q, Reed M 2008. Examining the impact of the world crude oil price on China's agricultural commodity prices: the case of corn, soybean, and pork. Paper presented at the The Southern Agricultural Economics Association Annual Meetings, Dallas, TX, February 2.
- Zhang Z, Lohr L, Escalante C, Wetzstein M 2010. Food versus fuel: what do prices tell us? *Energy Policy* 38: 445–451.