Türkiye'de Fındık, Benzin Reel Fiyatlarının ve Döviz Kurunun Koşullu Varyanslarındaki Oynaklığın Belirlenmesi: VECM BEKK MGARCH Yaklaşımı

Emine AŞKAN[1] Faruk URAK[2] Abdulbaki BİLGİÇ[2] Vedat DAĞDEMİR[2]

[1]Iğdır University Agricultural Faculty Department of Agricultural Economics

[2]Atatürk University Agricultural Faculty Department of Agricultural Economics

Corresponding Author: Abdulbaki Bilgiç

Özet

Enerji, girdi olarak tarımsal üretimde yer almakta ve fındık ticareti dış ticarete konu olduğundan dolayı döviz kurunda meydana gelen belirsizliklerden son derece etkilenmektedir. Bu bağlamda bu çalışmada tarımsal ürünlerin dış ticareti içerisinde Türkiye'ye bir gelir kaynağı olan fındık ürün piyasası ile makro ekonomi piyasalarından olan benzin ve döviz kuru piyasaları arasındaki belirsizlik geçişkenlikleri VECM-BEKK-MGARCH yöntemi ile modellenmiştir. Veriler çeşitli veri bankalarından temin edilerek 21.07.2005-20.3.2018 dönemine ait günlük tarım borsası (fındık için), benzin pompa fiyatı ve döviz kuru verileri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre VECM-BEKK-MGARCH yönteminin uygunluğu yapılan testler sonucu ortaya konulmuştur. Fındık fiyatındaki değişmeler diğer iki piyasadaki fiyat veya kapanış değerlerindeki değişmelerinden etkilenmektedir (Granger nedensellik). Diğer taraftan benzin piyasasındaki değişme diğer iki sektörden etkilenmediği halde, döviz kuru piyasasındaki değişmeler geriye kalan sektörlerdeki değişmelerden etkilendiği Granger nedensellik testleri ile ortaya konulmuştur. Ayrıca özellikle piyasaların volatiliteleri (uzun dönem belirsizlikleri) hem kendi kısa ve uzun dönem volatilitelerinden ve hem de diğer sektörlerin kısa ve uzun dönem volatilitelerinden etkilenmektedir. Bu üç adet piyasalardaki uzun dönem belirsizliklerin piyasalardaki çapraz etkileşimden etkilendiği ortaya konulmuştur. Ayrıca piyasalardaki negatif haberlerin pozitif haberlerden farklı olarak piyasaları etkilediği gözlemlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru, Enerji Piyasası, Fındık Piyasası, Türkiye, VECM-BEKK-MGARCH

Determining Volatility spillovers in the Turkish hazelnut, gasoline and exchange rate chain: BEKK MGARCH-VECM Approach

1. Giriş

Dünya kabuklu fındık üretimi 2016 yılında 757800 ton iken bunun %55.42'si (420000 tonu) Türkiye'de üretilmektedir. Türkiye'yi İtalya (%17.15), Gürcistan (%7.92), Azerbaycan (%6.60), ABD (%4,99) ve İspanya (%2.37) takip etmektedir. Geriye kalan %5.55'lik kısmı ise diğer (Çin, İran, Yunanistan, Fransa, Rusya, Moldova vd) ülkeler oluşturmaktadır (INC 2016, TÜİK 2017). Dünya fındık üretimi son yıllarda artış göstermiştir. Bunun sebebi fındık üretim alanlarının genişlemesi, Azerbaycan ve Gürcistan gibi ülkelerin ABD'nin desteğiyle üretimde daha fazla söz sahibi olmaya başlamasıdır (TMO 2016).

Fındık ihracatımızda Avrupa Birliği (AB)'nin payı 2001 yılı verilerine göre %81,2 iken, bu oran 2016 yılında yaklaşık %4 gerileyerek %77 olarak gerçeklemiştir. Bunun nedeni dünya fındık piyasasında ihracat yapılan ülke sayısının son yıllarda artmasıdır. İhracattaki son 5 yıl ortalamasına göre ilk sırada %22,8 ile Almanya (re- export), ikinci sırada ise %21,02 ile İtalya yer almaktadır. Diğer önemli fındık ihracatçısı ülkeler Azerbaycan, ABD ve İspanya'dır (KİBGS 2016). Üretici olmamalarına rağmen ithal ettiği fındığı kabuklu, iç veya işlenmiş olarak ihraç eden diğer ülkeler ise Hollanda, Belçika- Lüksemburg, Avusturya, İngiltere, İrlanda, İsviçre, Bulgaristan, Macaristan ve Kanada'dır. Re-export ülkelerin tamamına yakını fındığı Türkiye'den almaktadır. Bu da Türkiye'nin fındık işleme endüstrisinin yeterince tam kapasite ile çalışmadığı ve/veya kapasite yetersizliğinin söz konusu olduğunu göstermektedir (KGM 2016).

Dünya fındık üretim ve ihracatının çok önemli bir kısmını Türkiye'nin sağlamasından dolayı iç piyasada uyguladığı politikaların dünya piyasaları ve fiyatlarına etkisi fazla olmaktadır. İhraç fiyatları yüksek olması durumunda, fındık piyasasında Türkiye'ye rakip olan İtalya ve İspanya, AB'nin sağladığı destekler ve nakliye avantajlarını kullanarak dünya piyasalarında daha düşük fiyatlarla satış yapmakta ve böylelikle stoklarını eritmektedirler. Bu nedenle yüksek devir stokları genellikle Türkiye'de oluşmaktadır (Dağdemir ve Yıldız 2017). Türkiye'de üretilen fındığın %15-20 kadarı iç piyasada tüketilmekte, %80-85'i ise ihraç edilmektedir. Türkiye'nin 2012–2016 yılları arasındaki ihracat (yıllık) ortalaması 252 bin ton iç fındık olurken, 2016 yılında fındık ihracatının %58'i natürel iç fındık, %16'sı işlenmiş fındık, %26'sı ise ileri işlenmiş fındık olarak yapılmıştır (KİBGS 2016). Türkiye 2015/16 sezonunda 250 bin ton fındık ihracatı ile yaklaşık 2280 milyar dolar döviz geliri elde etmiştir (KİBGS 2016). Diğer taraftan, son 10 yıllık verilere göre ortalama 114440 ton kabuklu fındık ithalatıyla %22'lik bir paya sahip olan İtalya en çok ithalat yapan ülkedir. Kabuklu fındık ithalatında İtalya'yı sırasıyla Almanya (100920 ton), Fransa (48490 ton), Belçika (22830 ton), Rusya (21190 ton), İsviçre (19400 ton) ve Kanada (16000 ton) takip etmektedir (TUİK 2017). Çikolata

ve şekerleme sanayisinin gelişmiş olduğu bu ülkeler, aynı zamanda fındığın ikamesi olan bademin de önemli alıcısı durumundadırlar. Dünya fındık ticaretinde Almanya fındık üreten bir ülke olamamasına rağmen fındık piyasasında çok etkili bir ülkedir. Bunun nedeni; dünyadaki en büyük fındık ithalatçısı ve tüketicisi ülkelerden biri olmasının yanı sıra Türkiye ve İtalya'dan sonra fındık ihraç eden önemli ülkelerden biri olmasıdır. Ayrıca fındık ticaretinin ve sanayisinin gelişmesi, fındık ithalatçısı firmaların tamamının Hamburg Borsası Mal Birliği çatısı altında çok iyi örgütlenmiş olmaları Almanya'yı piyasada söz sahibi yapmaktadır (Yavuz 2007).

Türkiye'de 1980 sonrası dönemde uygulanan istikrar tedbirleri çerçevesinde ihracatın özendirilmesine yönelik kur politikası uygulaması esas alınmış, 2001 yılından itibaren dalgalı kur rejimi benimsenmiştir. Dış ticaret, bazı özel durumlar dışında tamamen döviz aracılığı ile yapılmaktadır. Dış ticarette ödeme aracı olarak kullanılan döviz kurlarının dalgalanması sonucu ürünlerin ithalat ve ihracat değerlerinde de dalgalanmalar görülebilmektedir. Bu dalgalanmalar, ihracatçı firmaların ve yurt içi fındık işleme sektöründeki yatırımcıların önemli sorunları arasındadır. Türkiye İhracatçılar Meclisi'nin belirli dönemlerde gerçekleştirdiği ihracatçı sorunları eğilim anketi sonuçlarına göre; döviz kurlarının önemli bir sorun teşkil ettiği, bunu enerji maliyetleri ve finansman maliyetlerinin izlediği kaydedilmiştir (TİM 2015). Döviz kuru oynaklığının bir ülke ekonomisi üzerinde çok yönlü etkileri bulunmaktadır. Döviz kuru oynaklığının yatırımlar, ekonomik büyüme, dış ticaret gibi makro değişkenlere etkisi söz konusudur. Diğer taraftan Türkiye'nin ham petrolde dışa bağımlı bir ülke konumunda olması, tarımsal girdilerinin büyük çoğunluğunun petrol türevi olması ve enerji kaynağı olan petrolün (dizel ve benzin) tarımsal üretimde bir girdi olarak kullanılması, petrol piyasasında meydana gelen belirsizlikler dolaysız bir şekilde tarım ürünleri piyasalarında etkili olmaktadır. Bu bağlamda bu iki makro ekonomi piyasalarındaki belirsizlikler, başta yurt içi gıda sektöründe çok önemli bir girdi potansiyeline sahip ve aynı zamanda döviz getirisi yüksek olan fındık piyasasındaki belirsizliği tetiklemekte ve yatırımcıların gelecekteki yatırım kararlarını ve üreticilerin üretim planlarını etkilemektedir.

Bu çalışma, 2005-2018'li yıllarda Türkiye'nin ekonomik gelişimi ile birlikte dış ticaret verilerindeki değişimin tarım sektörü açısından ele alınması, döviz kuru ve benzin fiyatlarındaki oynaklıkların ilgili sektör üzerindeki etkisinin ortaya konulması son derece önemlidir. Genellikle biyoyakıtların alternatif enerji kaynağı olarak 2000'li yılların başında devreye sokulmasıyla gelişmiş ülkelerde tarım ve enerji piyasaları arasındaki bağı pekiştirmiştir. Bu bağın ampirik düzeyinin ne olduğunu ortaya koymak için tarım ekonomistleri kadar ekonomistlerin de ilgi odağı olmuştur. Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkede iki piyasa arasındaki ilişki düzeyinin aracı piyasaya ihtiyaç kalmaksızın (biyoyakıt gibi) ne yönde ve hangi

düzeyde bir iletkenliğin oluştuğunun bilinmesi üretici, yatırımcı ve politika yapıcıları için son derece önemlidir. Bu bağlamda çalışmanın temel amacı; döviz kurunun ve benzin fiyatlarındaki değişimlerin fındık piyasasına geçişkenliği temel hedef olarak belirlenirken, fındık piyasasından diğer iki piyasaya ne tür bir yansıma sağladığı bir önceki amaç gibi bir o kadar ilgi çekici diğer önemli bir araştırma konusudur. Bu çalışmada, Türkiye'de tombul fındık, benzin reel fiyatları ve efektif döviz kurunun düzeyleri arasında nasıl bir oynaklık ve geçişkenlik meydana getirdiğini ve yansımaların simetrik olup olmadığını 21.07.2005-20.3.2018 dönemine ait günlük veri setiyle VECM-BEKK MGARCH modeli kullanılarak elde edilmesi amaçlanmıştır.

2. Materyal ve Yöntem

2.1. Zaman Serisi Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada zaman serisi ekonometrik model kullanılmıştır. Zaman serilerinin sahip olduğu istatistiksel özelliklerinin ön değerlendirmesi uygun ekonometrik bir modelin seçiminde son derece önemlidir (Ait Sidhoum ve Sera, 2016). Bu bağlamda bu çalışmada serilerin istatistiki ön değerlendirmesinde durağanlık, ortak varyans ve kümelemenin varlığı ele alınmıştır. Durağandışılık; ortalama ve varyansın zamanla değişmesine sebep olan yüksek bir otokorelasyonu serilerin bünyesinde barındırma eğilimine sahiptir. Bu bağlamda serilerde durağandışılığı göz ardı eden zaman serisi analizleri sahte sonuçların türetilmesine neden olmaktadır (Ait Sidhoum ve Sera, 2016). Günümüzde zaman serilerinin sahip olduğu istatistiki özellikleri ortaya çıkaran testler mevcuttur. Hem makroekonomi piyasalarında, hem de tarım ürünleri piyasaların çoğunda durağandışılık kaçınılmaz bir özelliktir (Ghoshray, 2011; Kellard and Wohar, 2006; Maslyuk and Smyth, 2008; Serletis and Rangel-Ruiz, 2004; Sidhoum). Zaman serilerinin diğer bir özelliği ise durağandışılık gösteren serilerin doğrusal bileşimleri bir denge ilişkisini sergileyip, bu dengeye uyum sağlamada yerleşik bir eğilim ile eşbütünleşme özelliğini gösterebilirler (Goodwin and Piggott, 2001; Saghaian, 2010; Serra, Gil, & Goodwin, 2006; Ait Sidhoum ve Sera, 2016). Zaman serileri değişkenlerinin doğrusal bileşiminde bir denge söz konusu ise ekonomik ve/veya ekonomik olmayan şoklardan dolayı uzun dönem dengesinde meydana gelen sapmalar, eninde sonunda düzeltilip tekrar uzun dönem paritesine getirilmektedir. Engle ve Granger (1987) hata düzeltme modelleri yardımı ile eş bütünleşen serilerin hem kısa hem de uzun dönem dengelerini ortaya koymayı başardılar. Bu bağlamda, kısa dönem dinamikler şimdiki fiyat değişkenliğinin gecikmiş fiyat değişkenliğinden nasıl etkilendiğini model yardımı ile belirlenirken, uzun dönem dinamikler de zaman serilerinin uzun dönem dengesindeki sapmalara ayarlanmasını belirler (Ait Sidhoum ve Sera, 2016). Diğer taraftan, zaman serileri verilerin ortak varsayımı olan bağımsız ve özdeş dağılımı geçersiz kılan

zamanla değişen ve kümeleme gösteren volatilite ile karakterize edilmesidir. Bu problemin üstesinden gelmek için farklı öneriler araştırmacılar tarafından ortaya atılmıştır. Engle (1982) otoregresif koşullu değişen varyans (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH) modeli ile yukarıdaki problem tanımlanırken, Bollerslev (1986) tarafından ortaya konulan geliştirilmiş genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli, yukarıdaki problemi teşhis etmekte büyük rol oynamıştır. Genelde zaman serileri çalışmaları tek değişkenli oynaklık araştırmalarına odaklanırken, son yıllarda çok değişkenli oynaklık çalışmaları popülaritesini inanılmaz bir şekilde artırmıştır (Ait Sidhoum ve Sera, 2016). Bu bağlamda özellikle son yıllarda çok değişkenli GARCH (MGARCH) modelleri tarım ürünleri ve enerji piyasalarındaki oynaklık iletkenliğini ortaya koymak için kullanılmaya başlamıştır (Beck, 2001; Ramirez ve Fadiga, 2003; Serra, 2011b; Ait Sidhoum ve Sera, 2016).

Bu çalışmada fındık, benzin fiyatları ve reel döviz kuru arasındaki oynaklık ilişkilerini incelemek için iki ana denklemi bünyesinde barındıran Vektör Hata Düzeltme Modeli-BEKK Çok Değişkenli Genelleştirilmiş Otogregresif Koşullu Değişen Varyans (VECM-BEKK-MGARCH) modeli kullanılmıştır. Fındık, benzin fiyatları ve reel döviz kuru için Engle ve Kroner (1995) tarafından geliştirilen BEKK[1]-GARCH yöntemi temel alınarak Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model, VECM) ortalama denklemi açıklamak için kurgulanırken, BEKK Çok Değişkenli Genelleştirilmiş Otogregresif Koşullu Değişen Varyans (BEKK-MGARCH) modeli ortalama denklemin koşullu değişen varyansını açıklamada kullanılmıştır. Görüldüğü gibi bu ana model, iki temel denklemden oluşmaktadır. Modelin birinci kısmı ortalama denklemi içermekte olup VECM yardımı ile açıklanırken, modelin ikinci kısmı koşullu varyans denkleminden oluşmakta ve BEKK-MGARCH modeli yardımı ile açıklanmaktadır. Bu bağlamda modelin birinci kısmı ürün piyasalarındaki fiyat (fındık ve benzin için) veya kapanış değerlerindeki (döviz kuru) değişmelerin birbirlerini nasıl etkilediğini ortaya koyarken, modelin ikinci kısmı piyasalardaki kısa ve uzun dönem ve simetrik ilişkilerin piyasalardaki uzun dönem oynaklıklarını nasıl etkilediklerini ortaya koymaktadır. Bazı çalışmalarda ortalama denklemde VECM yerine Vektör Otoregresif Modelinin (Vector Autoregressive Model, VAR) kullandığını görmekteyiz (Gardebroek ve Hernandez, 2013; Serra ve Zilberman, 3013; Mensi vd. 2014; Sadorsky, 2014; Assefa vd., 2015; Salisu ve Oloko, 2015; Cabrera ve Schulz, 2016; Zhen vd., 2017). Burada vektör hata düzeltme modelinden türetilen ortalama denklem çok değişkenli BEKK-GARCH modeline entegre edilerek türetilmektedir. Bu model için kullanılan ortalama denklemler eşitlik (1)'deki gibidir:

[1] BEKK açılımı; Baba, Engle, Kraft, and Kroner (1990) çalışmasından gelmektedir.

$$\Delta P_t = \delta_i + \alpha_i z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{ik,j} \Delta P_{t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad i,k = h,g,e \quad \text{ve} \quad j = 1,\ldots,p$$

$$\text{Burada;} \begin{pmatrix} \Delta P_t^h \\ \Delta P_t^g \\ \Delta P_t^e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_h \\ \delta_g \\ \delta_e \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_h \\ \alpha_g \\ \alpha_e \end{pmatrix} z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \begin{pmatrix} \beta_{hh,j} & \beta_{hg,j} & \beta_{ge,j} \\ \beta_{gh,j} & \beta_{gg,j} & \beta_{ge,j} \\ \beta_{eh,j} & \beta_{eg,j} & \beta_{ee,j} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta P_{t-j}^h \\ \Delta P_{t-j}^g \\ \Delta P_{t-j}^e \end{pmatrix} \qquad (1)$$

$$\text{ve } \varepsilon_t \sim (0, H_t)$$

Eşitlik (1) şartlı ortalama denklemini göstermekte olup fiyat veya kapanış düzey davranışlarını tanımlamaktadır. Denklemdeki Δ simgesi birinci fark işlemcisini ifade ederken P_t ve P_{t-1} sırasıyla elimizdeki serilerin (fiyatların ve kapanış değerlerin) şimdiki ve gecikmeli düzeylerinin n boyutlu vektörünü ifade etmektedir. Buradaki n sayısı çalışmada ele alınan endojen değişkenlerin toplam sayısını ifade etmektedir (3 adet piyasa). $\varepsilon_{i,t}$ vektörü n sayılı birbirleriyle ilişkili beyaz gürültü kalıntılarını içermektedir. z_{t-1} hata düzeltme değişkeninin gecikmeli değerini ifade etmekte, α_i parametreleri uzun dönem dinamik ilişkiyi göstermekte olup serilerin uzun dönem denge ilişkisinde meydana gelen sapmaların tekrar uzun dönem dengeye ayarlandığı hızı belirtmektedir. Aynı zamanda, kısa dönemdeki dinamik değişmeler $\beta_{ik,j}$ parametreleri tarafından belirlenmekte olup mevcut fiyat veya kapanış değişmelerinin gecikmeli fiyat veya kapanış değişmelerine nasıl tepki verdiğini göstermektedir (burada "i ve k" değişken düzeyi ve "j" gecikme uzunluğunu ifade etmektedir).

Volatilite fiyat veya kapanış serilerimizdeki istikrarsızlığı büyüklüğü ile birlikte ölçmekte olup farklı MGARCH modelleri literatürde önerilmiştir. Burada koşullu ortak varyans matrisinin tahminine izin veren ve aynı zamanda şartlı ortak varyans matrisini kesin tanımlı yapabilme özeliğinde olan BEKK-MGARCH modeli kullanılmıştır. Bu denklemin cebirsel gösterimi eşitlik (2)'deki gibidir:

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

Eşitlik (2)'de C, A, B ve D $3x3$ boyutunda matrislerdir. A ve B matrisi sırasıyla kısa dönem şokları ve uzun dönem volatiliteyi göstermektedir. D matrisi ise asimetrik etkiyi gösteren parametreler olarak karşımıza çıkmaktadır. Burada H_t matrisi pozitif tanımlı olduğu için H_{t-1} matrisi de pozitif tanımlı olmak zorundadır.

Eşitlik (2)'de verilen matrisin koşullu varyanslarının analitik formu eşitlik (4)'teki gibidir:

$$
\begin{aligned}
h_{jj,t} = c_{jj}^{*} + & \left(a_{j1}^{2}\varepsilon_{1,t-1}^{2} + 2a_{j1}a_{j2}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} + 2a_{j1}a_{j3}\varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1}\right) + \\
& \left(a_{j2}^{2}\varepsilon_{2,t-1}^{2} + 2a_{j2}a_{j3}\varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{2,t-1}\right) + \left(a_{j3}^{2}\varepsilon_{3,t-1}^{2}\right) + \\
& \left(b_{j1}^{2}h_{11,t-1} + 2b_{j1}b_{j2}h_{21,t-1} + 2b_{j1}b_{j3}h_{31,t-1}\right) + \\
& \left(b_{j2}^{2}h_{22,t-1} + 2b_{j2}b_{j3}h_{32,t-1}\right) + \left(b_{j3}^{2}h_{33,t-1}\right) + \\
& \left(d_{j1}^{2}\xi_{1,t-1}^{2} + 2d_{j1}d_{j2}\xi_{2,t-1}\xi_{1,t-1} + 2d_{j1}a_{j3}\xi_{3,t-1}\xi_{1,t-1}\right) + \\
& \left(d_{j2}^{2}\xi_{2,t-1}^{2} + 2d_{j2}d_{j3}\xi_{3,t-1}\xi_{2,t-1}\right) + \left(d_{j3}^{2}\xi_{3,t-1}^{2}\right), j = 1,2,3
\end{aligned}
\tag{3}
$$

Eşitlik (3) fındık, benzin ve reel döviz kuru piyasasındaki şartlı varyansların hem kendi kısa dönem şoklardan hem de uzun dönem belirsizliklerden nasıl etkilendiğini ifade etmektedir. Ayrıca eşitlik (3) piyasaların kendi aralarındaki kısa dönem şoklardan ve uzun dönem belirsizliklerden nasıl etkilendiğini göstermektedir. Eşitlik (3)'te $\varepsilon_{j,j}$ her bir ürün fiyatındaki kısa dönem şoklarını, $\varepsilon_{i,j}$ ürün fiyatları arasındaki çapraz kısa dönem şoklarını, $h_{j,j}$ ürün fiyatlarındaki belirsizliği (oynaklığı), $h_{i,j}$ ürün fiyatlarındaki çapraz belirsizliği (oynaklığı) ve $\xi_{\mathrm{j,j}}$ ürün fiyatlarındaki kısa dönem negatif şokların pozitif şoklardan farklı olduğunu göstermektedir. Eşitlik (3) doğrusal olmayan yapıda olduğundan dolayı marjinal etkilerin ölçülmesi gerekmektedir. Bundan dolayı bu çalışmada marjinal etkileri ölçmek için delta metodu standart sapması ile birlikte kullanılmıştır.

2.2. Veri Seti

Çalışmada fındık fiyatı, benzin fiyatı ve reel döviz kuru arasındaki ilişki ele alınmıştır. Fındık fiyatları Türkiye Odalar ve Borsalar Birliği veri tabanından elde edilmiştir. Tombul fındık verileri günlük hafta içi borsa ortalama işlem fiyatlarını kapsamaktadır. Akaryakıt fiyatları olarak ham petrol fiyatları kullanılmamıştır. Çünkü Türkiye'de akaryakıt fiyatlarından alınan yüksek verginin fındık fiyatlarında oynaklığa neden olabileceği düşünülmektedir. Akaryakıt fiyatının göstergesi olarak benzin pompa fiyatı kullanılmış ve veriler EPDK veri tabanından sağlanmıştır. Tombul fındık Türkiye'nin en önemli ihracat ürünlerinin başında geldiğinden dolayı reel döviz kuru fındık fiyatlarında dalgalanmayı etkileyebilmektedir. Reel döviz kuru serisi ise TCMB EVDS tabanından sağlanmıştır. Seriler arasındaki oynaklığın incelenmesi için 2005:07-2018:03 dönemindeki günlük veriler kullanılmıştır. İncelenen dönemde bu üç değişkenin günleri çakıştırılmış ve toplamda 478 gözlem elde edilmiştir. Türkiye'de benzin pompa fiyatları haftada bir/iki veya iki haftada bir değiştiği için benzin

pompa fiyatlarının değiştiği gün baz alınarak diğer değişkenlerin verileri buna göre uyarlanmıştır.

Çalışmada serilerin reele[2] çevrilmesinin ardından, analizler düzey serileri elde edilerek yapılmıştır. Serilerin zamana karşı düzeyleri grafik 1'de verilmiştir. Şekillerde görüldüğü gibi özellikle tombul fındık fiyatları büyük bir değişkenlik sergilemekte ve üç değişkenin de zamana karşı artan bir trend eğiliminde olduğunu göstermiştir. Çizelge 1'de fiyat serilerine ait korelasyon ve otokorelasyon ilişkileri dâhil bazı tanımlayıcı istatistikler verilmiştir. Çizelge 1'e göre fındığın standart sapmasından elde edilen koşulsuz varyansına bakıldığında, benzin ve reel döviz kuru fiyat düzeylerine göre daha yüksek volatiliteye sahip olduğu görülmektedir. Reel döviz kuru ve benzin fiyatının düzeyleri ile standart sapmalarına bakıldığında ise benzin fiyatının reel döviz kuruna göre daha yüksek ortalamaya ve varyansa sahip olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca reel döviz kuru fiyatının seriler arasında en az volatiliteye sahip olduğu saptanmıştır. Düzey serilerine ait eğiklik katsasıyına bakıldığında düzey serileri asimetrik bir dağılıma sahiptir. Basıklık katsayısı ise düzey serilerin leptokurtic[3] (fat-tail) bir dağılım sergilediğini ortaya koymaktadır. Düzey serilerinin leptokurtic dağılım göstermesi serilerde ARCH etkisinin olabileceğini göstermektedir. Düzey serilerinde ARCH etkisinin test edilebilmesi için Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH-LM testi uygulanmıştır. ARCH-LM testi sonucunda düzey serilerinde ARCH etkisi olduğu gözlemlenmiştir. Düzey serilerinin otokorelasyona sahip olup olmadığını gösteren Ljung-Box istatistiği sonuçlarına göre düzey serilerin otokorelasyon içerdiği gözlemlenmiştir. Jarque-Bera istatistiği düzey serilerinin normal dağılmadığını göstermektedir. Son olarak, serilerin durağan olup olmadıklarının test edilmesinde Dickey ve Fuller' (DF) (1979) tarafından geliştirilmiş ADF birim kök testi uygulanmış ve sonuçlar çizelge 1'de sunulmuştur. Her üç seride de ADF birim kök testinde sıfır hipotezi lehine karar verilmiş ve serilerin durağandışı bir özellik sergilediği tespit edilmiştir. Aynı zamanda KPSS testleri de ADF birim kök sonuçlarını doğrulamakta, yani serilerin % 1 anlamlılık düzeyinde durağan olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca serilerin düzeyleri arasında çok yüksek bir korelasyon söz konusudur. Bu bağlamda bir seride meydana gelen kısa ve uzun dönem belirsizlik diğer serilerin düzeylerine rahat bir şekilde taşınabileceğini göstermektedir. Bu yüksek korelasyon, piyasaların işlevselliğinden özellikle dış ticarete konu olmaları bakımından birbirleriyle yakın bir bağ sergilemiş olabilirler.

[2]Fındık fiyatı 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.

3. Bulgular ve Tartışma

VECM-BEKK-MGARCH model analizlerine geçmeden önce üç piyasa arasında eş bütünleşmenin varlığı Johansen yöntemi kullanılarak sorgulanmıştır. Johansen yöntemindeki gecikme uzunluğu AIC, BIC ve HQ kriterleri kullanılarak "iki" olarak tespit edilmiştir. Modelde iki gecikme uzunluğu kullanılarak üç piyasa arasında yalnızca %6 önem düzeyinde bir eş bütünleşme vektörü olduğu tespit edilmiştir (Çizelge 1). Bu eş bütünleşme vektörü göz önünde bulundurulduğunda benzinin reel fiyatında ve döviz kurunun kapanış değerindeki bir birim artış uzun dönem tombul fındık reel fiyatında yaklaşık 10 TL gibi bir düşüşe sebep olmaktadır. Bu bağlamda bu iki değişken uzun dönemde tombul fındık reel fiyatı üzerinde büyük bir etkiye sahiptirler.

VECM-BEKK-MGARCH model sonuçlarına geçmeden önce bazı spesifikasyon test sonuçlarından bahsetmek gerekir. Bu çalışmada üç adet Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Bunlardan ilki, benzin fiyatının, döviz kurunun ve hata düzeltme faktörünün gecikmeli değerlerinin eş anlı olarak tombul fındık fiyatlarındaki şimdiki değişmesinin bir nedenselliği olmadığını öne süren sıfır hipotezi test edilmiş ve yüksek bir istatistiki güven düzeyinde bu hipotez ret edilmiştir ($\chi^2_{5,0.05}$ =168.197, p<0.000). Bu bağlamda benzin, döviz kuru ve hata düzeltme faktöründeki değişmelerin gecikmeli değerleri tombul fındık piyasasındaki fiyat değişmesinin bir Granger nedenidir. Diğer bir anlatımla tombul fındık piyasasındaki fiyat düzeyinin davranışı diğer iki piyasadaki değişmelere ve uzun dönem dengesindeki sapmaya bağlı olmaktadır. Diğer taraftan, yapılan istatistiki test sonucunda benzin piyasası, tombul fındık, döviz kuru ve hata düzeltme faktörünün bir Granger nedenselliği olmadığı görülmüştür ($\chi^2_{5,0.05}$ =8.335, p=0.138). Bu bağlamda benzin piyasasının bu piyasalardaki hareketlilikten ziyade diğer makro ekonomideki değişmelerden etkilendiğini göstermektedir. Fakat döviz kuru piyasasındaki şimdiki değişmelerin tombul fındık fiyatındaki, benzin fiyatındaki ve hata düzeltme faktöründeki gecikmeli değerlerindeki değişmelerden eş anlı olarak etkilendiği belirlenmiştir ($\chi^2_{5,0.05}$ =241.386, p<0.000). Dolayısıyla bu üç değişkendeki gecikmeli değişmeler döviz kurundaki şimdiki değişmeyi belirlemektedir. Bu değişmedeki en büyük payın petrol piyasasındaki değişmenin olabileceği unutulmamalıdır.

Diğer önemli istatistik testlerinden bir tanesi ise değişkenlerin şartlı varyanslarında GARCH etkisinin olmadığını ileri süren hipotezin test edilmesidir. Yapılan istatistiki test sonucunda, A, B ve D matrislerindeki her bir girişin (parametrenin) sıfır olduğunu ileri süren hipotez çok yüksek bir güven düzeyi ile ret edilmiştir ($\chi^2_{25,0.05}$ =1210506, p<0.000). Bu

bağlamda piyasaların şartlı varyanslarını tanımlayan faktörlerin eş anlı olarak istatistiki bir öneme haiz olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan köşegen GARCH etkisinin olmadığını yani bir piyasa diğer piyasaların çapraz etkileşiminden etkilenmediğini öne süren hipotez yüksek bir istatistiki değerle ret edilmiştir ($\chi^2_{18,0.05}$ =1210506, p<0.000). Dolayısıyla piyasalar birbirleriyle ilişkili olduğu ve piyasalardaki uzun dönem belirsizlikler kendi piyasasındaki belirsizliklerden kaynaklandığı gibi diğer piyasalardaki belirsizlikler tarafından da belirlendiğini göstermektedir. Bu çalışmadaki en son spesifikasyon testi ise piyasalardaki negatif ve pozitif haberlerin bir piyasanın uzun dönem belirsizliği üzerinde eşit bir ağırlığa sahip olduğunu ileri süren hipotez çok yüksek bir istatistiki değerle ret edilmiştir ($\chi^2_{6,0.05}$ =1164.594, p<0.000). Dolayısıyla, piyasalarda oluşan negatif ve pozitif havaların piyasaların uzun dönem belirsizlikleri üzerinde farklı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Genellikle negatif haberler piyasaları daha da kötüleştirirken, pozitif haberler negatif haberlerdeki etki kadar varlığını göstermemektedir. Bu bağlamda piyasalarda oluşacak negatif spekülatif haberlerin daha fazla etkili olabileceği, piyasalardaki aktörlerin bu negatif haberlere karşı koruyucu önemlere başvurması gerektiğini göstermektedir.

Diğer taraftan VECM-BEKK-MGARCH modelinde türetilen standartlaştırılmış kalıntıların otokorelasyon taşımadıkları yapılan Ljun-Box Q bireysel ve çok değişkenli Q istatistiki testler yardımı ile ortaya konulmuştur (Çizelge 3). Aynı zamanda VECM-BEKK-MGARCH modelinin standartlaştırılmış kalıntı ve kalıntı karelerinde ARCH etkisinin olmadığı tespit edilmiştir (sırasıyla LM= 387.81, sd=360, p=0.150 ve LM=173.25, sd=360, p=1). Bu bağlamda seçilen VECM-BEKK-MGARCH modeli, verilere uyumlu olduğunu göstermektedir.

VECM-BEKK-MGARCH modelinin birinci denklemine ait (ortalama denklem) parametre tahminleri Çizelge 2'de verilmiştir. Vektör hata düzeltme (Vektör Error Correction, VEC) değişkeni üç piyasada da istatistiki açıdan önemli bulunmuştur. VEC değişkeni tombul fındık fiyatlarındaki şimdiki değişmeyi yaklaşık 0.001 değeri ile üç piyasa arasındaki uzun dönem denge paritesine getirmektedir. Aynı şekilde benzin fiyatındaki şimdiki değişmedeki sapma, yaklaşık olarak 0.0001 değeri ile düzeltilerek piyasalar arasında oluşan uzun dönem dengesine getirilmektedir. Fakat döviz kurundaki şimdiki değişmelerdeki sapmalar gittikçe uzun dönem dengesinden ayrılacağını göstermektedir. Diğer taraftan tombul fındık reel fiyatlarındaki şimdiki değişmelerin genellikle iki gecikmeli piyasaların fiyatlarındaki değişmelerden etkilendiği belirlenmiştir. Benzer şekilde benzin reel fiyatının şimdiki ortalama değerdeki değişmeler kendi piyasasındaki iki dönem gecikmeli değişmesinden negatif

etkileneceği belirlenmiştir. Aynı şekilde döviz kurundaki şimdiki değişmeler genellikle üç piyasanın iki gecikmeli fiyat değişimlerinden negatif olarak etkileneceğini göstermektedir.

VECM-BEKK-MGARCH modelinin ikinci denklemini oluşturan zamanla değişen koşullu varyansların parametre tahminleri Çizelge 3'de verilmiştir. Denklemdeki değişkenlerin koşullu varyans üzerindeki birim etkileri de Çizelge 4'de verilmiştir. Bu kısımda koşullu varyanstaki değişkenlerin marjinal etkileri üzerinde durulacaktır. Aynı zamanda yalnızca istatistiki açıdan önem arz eden marjinal etkiler tartışmaya konu edilecektir.

Tombul fındık piyasasının şartlı varyansı kendi kısa dönem şoklarından pozitif olarak etkilenmektedir. Bu bağlamda, tombul fındık piyasasında görülecek kısa dönem şoklar tombul fındık piyasasının uzun dönem belirsizliği üzerinde kalıcı bir etki meydana getirecektir. Bu piyasadaki kısa dönem şokların artmasıyla birlikte piyasanın uzun dönem belirsizliği artacak, azalmasıyla birlikte piyasanın belirsizliği azalacaktır. Diğer iki piyasanın (benzin ve döviz kuru) kendi kısa dönem şokları tombul fındık piyasası üzerinde istatistiki açıdan kayda değer bir etkileri söz konusu değildir. Bu bağlamda bu iki piyasada oluşacak kısa dönem negatif veya pozitif haberlerin fındık piyasasındaki uzun dönem belirsizliği üzerinde etkileri söz konusu olmayacaktır. Diğer taraftan tombul fındık piyasası ile diğer iki piyasa arasındaki etkileşimden kaynaklı kısa dönem şoklar tombul fındık piyasasının uzun dönem belirsizliği üzerinde etkili olacaktır. Örneğin fındık piyasası ile benzin piyasası arasındaki ortak varyans fındık piyasasının sahip olduğu uzun dönem belirsizliğini artırırken, fındık piyasası ile döviz kuru piyasası arasındaki kısa dönem ortak varyans şokları fındık piyasasının uzun dönem belirsizliğini azaltmaktadır. Benzer şekilde benzin piyasası ile döviz kuru piyasası arasındaki kısa dönem ortak varyans fındık piyasasındaki uzun dönem belirsizliğini azaltmaktadır.

Fındık piyasasının koşullu varyansı hem kendi hem de diğer iki piyasanın koşullu varyansından pozitif olarak etkilenmektedir. Bu bağlamda bu piyasalardaki uzun dönem belirsizliklerin oluşması fındık piyasasındaki belirsizliğin tetikleyici bir unsuru olacaktır. Özellikle döviz kuruna ait uzun dönem belirsizliklerin fındık piyasasının koşullu varyansı üzerindeki birim etkisi fındık dahil diğer iki piyasanın etkisinden daha fazladır. Bu da fındık ürünün dış ticarete birebir konu olmasıyla döviz kurunda meydana gelen belirsizliğin fındık sektörünü daha kötü bir belirsizliğe iteceğini göstermektedir. Benzer şekilde bu üç piyasa arasındaki çapraz ikili etkileşimlerdeki uzun dönem belirsizlikler (uzun dönem ortak varyans) fındık piyasasındaki koşullu varyansı çeşitli yönlerde ve büyüklükte etkilemektedir.

Fındık piyasasında meydana gelebilecek olan asimetrik etkilerin fındık piyasasının sahip olduğu uzun dönem belirsizliğini şekillendirdiği görülmektedir. Dolayısıyla fındık piyasasındaki negatif haberlerin pozitif haberlere göre piyasadaki belirsizliği artıracağı

görülmüştür. Bu bağlamda özellikle hükümetler tarafından fındığın taban fiyatlarının belirlenmesi sürecinde yaşanabilecek olumsuz havanın fındık piyasasında kalıcı etkilere sahip olacağı unutulmamalıdır. Dolayısıyla taban fiyatların spekülasyonlara konu edinmeden yerinde ve zamanında belirlenmesi piyasanın daha sağlıklı ve etkin çalışmasına hizmet edecektir. Diğer taraftan kuraklık gibi doğal afetlerin oluştuğu bir durumda fındık piyasasının bundan daha fazla zarar görmemesi için devletin piyasayı düzeltici araçlarını ivedilikle devreye sokması büyük fayda sağlayacaktır. Aynı şekilde özellikle döviz kurundaki negatif haberlerin pozitif haberlere göre fındık piyasasındaki belirsizlikleri inanılmaz bir büyüklükte artıracağı anlaşılmaktadır. Bu bağlamda döviz kurundaki negatif spekülasyonların pozitif haberlere göre fındık piyasasındaki belirsizlikleri kötüleştireceği, negatif spekülatif haberlerin önüne geçmede büyük fayda sağlanacağı anlaşılmaktadır.

Benzin piyasasının koşullu varyansı yalnızca kendi kısa dönem şoklarından pozitif olarak etkilenirken, kendisi dahil üç piyasa da uzun dönem belirsizlikten pozitif olarak etkilenmektedir. Fakat beklenildiği gibi tombul fındık piyasasının koşullu varyansındaki bir birimlik değişmenin benzin piyasasının sahip olduğu koşullu varyans üzerindeki etkisi düşük bulunmuş, döviz kuru piyasasındaki uzun dönem belirsizliğin benzin piyasasındaki belirsizlik üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Bu bağlamda bu piyasanın kendisi dahil fındık ve döviz kuru piyasalarındaki belirsizlikler benzin piyasasındaki uzun dönem belirsizlikleri belirlemede büyük önem taşımakta olup özellikle benzin ve döviz kuru arasındaki yakın ilişkiden dolayı döviz kuru piyasasındaki uzun dönem belirsizliklerin benzin piyasasına geçişkenliğindeki etkisi azımsanmayacak derecededir. Aynı şekilde piyasalar arasındaki çapraz ikili ilişkilerin benzin piyasasının sahip olduğu koşullu varyansı farklı derecede ve yönde etkilediği görülmüştür. İlginç bir şekilde hem kendi hem de diğer iki piyasadaki negatif haberlerin kendi koşullu varyansını artırdığı gözlemlenmiş, fakat kendi piyasasındaki negatif şokların etkisi çok yüksek bulunmuştur. Bu da beklenilen bir sonuçtur.

Döviz kurunun koşullu varyansı tombul fındık piyasasındaki kısa dönem şoklarından pozitif olarak etkilenirken, aynı zamanda kendi kısa dönem şoklarından da pozitif olarak etkilenmektedir. Ayrıca döviz kuru piyasasının sahip olduğu uzun dönem belirsizlik tombul fındık ile döviz kuru arasındaki ortak varyans ilişkisinden de pozitif olarak etkilenmektedir. Diğer taraftan döviz kurunun uzun dönem koşullu varyansı kendisi dahil diğer iki piyasanın uzun dönem koşullu varyanlarından pozitif olarak etkilenmektedir. Fakat beklenildiği gibi kendi piyasasının etkisi daha yüksektir. Aynı şekilde çapraz etkileşimlerde döviz kuru piyasasındaki koşullu varyansı farklı yönde ve düzeyde etkilemektedir. Diğer taraftan beklenildiği gibi benzin piyasasındaki negatif haberler döviz kuru piyasasının koşullu

varyansını artırmaktadır. İki piyasa birinci dereceden dünya piyasalarına bağlıdır ve buralarda cereyan eden ekonomik ve ekonomik olmayan hadiseler, bu piyasaları dolaysız bir şekilde etkilemektedir. Aynı şekilde kendi piyasasında cereyan eden negatif haberler sahip olduğu uzun dönem belirsizlikleri artırmaktadır. Bu bağlamda döviz kurunda meydana gelen negatif haberler kendi piyasasının sahip olduğu belirsizlikleri gittikçe artırmakta ve ülke ekonomisi üzerinde negatif bir etki bırakmaktadır. Türkiye gibi kırılgan ve ani haberlere şok tepki veren ülkelerde bu tür eylemlerin önüne geçecek caydırıcı yasaların süratle devreye sokulmasında fayda vardır.

VECM-BEKK-MGARCH modelinde türetilen şartlı çapraz ikili korelasyon katsayıları grafik 2, 3 ve 4'de verilmiştir. Tombul fındık ile benzin piyasaları ve tombul fındık ile döviz kuru piyasaları arasında genelde pozitif doğrusal korelasyonlar söz konusu iken benzin piyasası ile döviz kuru piyasaları arasında negatif bir ilişki söz konusudur. Özellikle tombul fındık piyasası ile döviz kuru piyasaları arasındaki belirsizlik geçişkenlikleri diğer ikili piyasaya göre daha belirgin bir yapı sergilemiştir. Bu piyasa belirsizliğindeki geçişkenlik düzeyi iki piyasanın (tombul fındık ve döviz kuru) işlem hacmine ve birbirlerine yakınlık derecesine göre farklılaşmaktadır. Döviz kurundaki belirsizlik artığında tombul fındık piyasasındaki belirsizlikler artmakta, azalmasıyla tombul fındık piyasasındaki belirsizlik azalmaktadır.

4. Sonuçlar

Özellikle son yirmi yılda enerji piyasasındaki alternatif yakıt üretme çapaları (biyoyakıt gibi) enerji sektörü ile tarım sektörü arasındaki bağı giderek artırmıştır. Bu bağlamda böyle bir ilişki düzeyini ortaya koymak için araştırmacıların ilgi odağı olmuştur. Fakat böyle bir bağa ihtiyaç kalmaksızın tarım, enerji ve döviz kuru arasındaki etkileşimlerine hangi yönde ve ne düzeyde olduğu ülkemizdeki yatırımcılar, tüketiciler ve üreticiler için büyük önem arz etmektedir. Bilindiği gibi piyasalardaki belirsizlikler büyük ölçüde yatırımcıları olumsuz yönde etkilediği gibi tüketicileri ve üreticileri de aynı yönde etkilemektedir. Bizler bu çalışmada dış ticarette çok önemli bir gelir kaynağı olan fındık ürünü ile enerji ve döviz kuru piyasaları arasındaki geçişkenliği inceledik. Araştırma sonuçlarına göre piyasalar arasında karşılıklı geçişkenlikler söz konusudur. Bir piyasadaki belirsizlik rahat bir şekilde diğer piyasalardaki belirsizlikleri belirlemekte ve kalıcı bir etkiye sahip olmaktadır.

5. Kaynaklar:

Ait Sidhoum, A., & Serra, T. (2016). Volatility spillovers in the Spanish food marketing chain: the case of tomato. Agribusiness an international journal, 32 (1):45-63.

Assefa, T.T., Meuwissen, M.P.M. Alfons, G.J.M. 2015. "Price Volatility Transmission in Food Supply Chains: A Literature Review", 31(1), 3-13.

Beck, S. (2001). Autoregressive conditional heteroscedasticity in commodity spot prices. Journal of Applied Economics, 16, 115–132.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, J. Econ., 31, 307–327.

Cabrera, B.L. ve Schulz, F. 2016. "Volatility linkages between energy and agricultural commodity prices", Energy Economics, 54, 190-203.

Dickey, D.A. & W.A. Fuller (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, Journal of the American Statistical Association, 74, 427–431.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, 50, 987–1007.

Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Theory, 11, 122–150

Engle, R. F., & Granger, C.W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. Econometrica, 55, 251–276.

FAO. (2012). Food and Agriculture Organization of the United Nations, Çeşitli Yıllar.

Gardebroek, C. ve Hernandez, M.A. 2013. "Do energy prices stimulate food price volatility? Examining volatility transmission between US oil, ethanol and corn markets", Energy Economics, 40, 119–129.

Ghoshray, A. (2011). A reexamination of trends in primary commodity prices. Journal of Development Economics, 95, 242–251.

Goodwin, B. K., & Harper, D. C. (2000). Price transmission, threshold behaviour, and asymmetric adjustment in the US pork sector. Journal of Agricultural and Applied Economics, 32, 543–553.

Goodwin, B. K., & Holt, M. (1999). Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. American journal of Agricultural Economics, 81, 630–637.

Goodwin, B. K., & Piggott, N. E. (2001). Spatial market integration in the presence of threshold effects. American Journal of Agricultural Economics, 83, 302–317.

Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. Journal of Econometrics, 16, 121–130.

INC. (2016). International Nuts and Dried Fruıts, https://www.nutfruit.org, Erişim: 05,08.2017

KGM. (2016). T.C. Gümrük ve Ticaret Bakanlığı, Kooperatifçilik Genel Müdürlüğü, 2016 Yılı Fındık Raporu, Ankara.

Kellard, N., & Wohar, M. E. (2006). On the prevalence of trends in primary commodity prices. Journal of Development Economics, 79, 146–167.

KİBGS. (2016). Karadeniz İhracatçı Birlikleri Genel Sekreterliği Kayıtları

Maslyuk, S., & Smyth, R. (2008). Unit root properties of crude oil spot and futures prices. Energy Policy, 36, 2591–2600.

Mensi, W., Hammoudeh, S., Nguyen, D.K. ve Yoon, S.M. 2014. "Dynamic spillovers among major energy and cereal commodity prices", Energy Economics, 43, 225-243.

Ramirez, O., & Fadiga, M. (2003). Commodity prices with asymmetric—error GARCH models. Journal of Agricultural and Resource Economics, 28, 71–85.

Sadorsky, P. 2014. "Modeling volatility and correlations between emerging market stock prices and the prices of copper, oil and wheat", Energy Econ., 43, 72-81.

Saghaian, S. H. (2010). The impact of the oil sector on commodity prices: Correlation or causation? Journal of Agricultural & Applied Economics, 42, 477–485.

Salisu, A.A. ve Oloko, T.F. 2015. "Modeling oil price–US stock nexus: A VARMA–BEKK–AGARCH approach", Energy Economics, 50, 1-12.

Serra, T., Gil, J.M., & Goodwin, B. K. (2006). Local polynomial fitting and spatial price relationships: Price transmission in EU pork markets. European Review of Agricultural Economics, 33, 415–418.

Serra, T. (2011). Volatility spillovers between food and energy markets: A semiparametric approach. Energy Economics, 33, 1155–1164.

Serra, T. ve Zilberman, D. 2013. "Biofuel-related price transmission literature: A review", Energy Economics, 141–151.

Serletis, A., & Rangel-Ruiz, R. (2004). Testing for common features in North American energy markets. Energy Economics, 26, 401–414.

TİM. (2015). Türkiye İhracatçılar Meclisi, http://www.tim.org.tr, Erişim: 05.09.2017

TMO. (2016). Toprak Mahsulleri Ofisi Genel Müdürlüğü, 2016 Yılı Fındık Sektör Raporu, Ankara.

TÜİK. (2017). Türkiye İstatistik Kurumu http://www.tuik.gov.tr, Erişim: 25.09.2017

Yavuz, G., (2007). Fındık Tarımsal Araştırma Enstitüsü Yayını, Sayı:9, Nüsha:8.

Zhen, M., Rude, J. Qiu, F. 2017. "Price Volatility Spillovers in the Western Canadian Feed Barley, U.S. Corn, and Alberta Cattle Markets", Canadian Journal of Agricultural Economics, 65(3), 1-21.

Çizelge 1. Betimleyici İstatistikler

İstatistikler	Düzeyler ($D_{j,t}$)		
	$Düzey_{f,t}$	$Düzey_{b,t}$	$Düzey_{d,t}$
Ortalama	12.025	6.663	1.525
Standart Sapma	4.313	0.779	0.680**
t-istatistiği (ortalama = 0)	60.956***	187.015***	48.993***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Eğiklik	0.820***	-0.549***	1.266***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Basıklık	-0.231	-1.042***	0.824***
	(0.307)	(0.000)	(0.000)
Jarque-Bera	54.581***	45.671***	141.212***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Korelasyonlar (Fiyat Düzeyleri veya Kapanış Değerleri Arasında ($FD_{j,t}$, j = fındık ve benzin)):			
$FD_{fındık,t}$		0.916	0.926
$FD_{benzin,t}$			0.871
Otokorelasyon Testi (Seri Düzeyleri, $D_{j,t}$)			
Ljung-Box Q(10)	3886.110***	4200.578***	4642.255***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
HM-Q (10)	10216.774***		
	(0.000)		
ARCH Testi (Seri Düzeyleri ($D_{j,t}$, j = fındık, benzin ve döviz kuru))			
ARCH-LM(10)	1109.382***	1546.066***	5363.687***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
MARCH-LM(10)	90213.63*** (0.000)		
Durağanlık Birim Kök Testi (Seri Düzeyleri için ($D_{j,t}$, j = fındık, benzin ve döviz kuru)):			
ADF	-2.681 (lags=7)	-2.392 (lags=3)	-0.137 (lags=7)
KPSS	0.609** (lags=3)	1.464** (lags=1)	1.033** (lags=0)

*Not: ARCH-LM ve MARCH-LM sırasıyla ARCH etkileri için Lagrange ve çok değişkenli Lagrange testlerini ifade etmektedir. Ljung-Box Q kalıntı 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.*

Çizelge 2. Piyasaların ortalama fiyat düzeyini belirleyen faktörler

Vektör Hata Düzeltme Modeli: $P_t^h + 10.167^{***} P^g + 9.006^{***} P^e - 90.257^{***}$

Kısa dönem dinamik parametreler:

$$\begin{pmatrix} \Delta P_t^h \\ \Delta P_t^g \\ \Delta P_t^e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_h \\ \delta_g \\ \delta_e \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_h \\ \alpha_g \\ \alpha_e \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} \beta_{hh,1} & \beta_{hg,1} & \beta_{ge,1} \\ \beta_{gh,1} & \beta_{gg,1} & \beta_{ge,1} \\ \beta_{eh,1} & \beta_{eg,1} & \beta_{ee,1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta P_{t-1}^h \\ \Delta P_{t-1}^g \\ \Delta P_{t-1}^e \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{hh,2} & \beta_{hg,2} & \beta_{ge,2} \\ \beta_{gh,2} & \beta_{gg,2} & \beta_{ge,2} \\ \beta_{eh,2} & \beta_{eg,2} & \beta_{ee,2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta P_{t-2}^h \\ \Delta P_{t-2}^h \\ \Delta P_{t-2}^h \end{pmatrix}$$

VECM tahmini	δ	z_{t-1}	ΔP_{t-1}^h	ΔP_{t-1}^g	ΔP_{t-1}^e	ΔP_{t-2}^h	ΔP_{t-2}^g	ΔP_{t-2}^e
ΔP_t^h	0.047***	-0.001***	-0.032	0.064	-0.419	0.054**	-0.282***	-0.551**
	(4.901)	(-11.539)	(-1.131)	(0.467)	(-1.133)	(1.684)	(-2.770)	(-1.684)
ΔP_t^g	0.004	-0.0001**	-0.006	0.038	-0.151	-0.004	-0.069**	-0.059
	(0.960)	(-2.277)	(-0.658)	(0.695)	(-1.407)	(-0.639)	(-1.989)	(-0.504)
ΔP_t^e	-0.011***	0.0001***	-0.010***	-0.003	-0.031	-0.009***	-0.018**	-0.111***
	(-16.233)	(13.177)	(-3.861)	(-0.371)	(-0.595)	(-4.638)	(-2.265)	(-4.066)

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

Çizelge 3. BEKK-MGARCH modelinin parametre tahmini

BEKK-MGARCH: $C=\begin{pmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{pmatrix}, A=\begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix}, B=\begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix}, D=\begin{pmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{pmatrix}$

	Tombul Fındık		Benzin		Dözviz Kuru	
c_{1i}	0.038***	(3.843)				
c_{2i}	0.089***	(72.896)	0.000	(0.000)		
c_{3i}	-0.001	(-0.486)	-0.000	(-0.000)	-0.000	(-0.000)
a_{1i}	0.717***	(62.396)	0.004	(0.745)	0.028***	(18.225)
a_{2i}	0.267**	(2.505)	0.062	(1.194)	0.002	(0.131)
a_{3i}	-0.792***	(-3.012)	0.882***	(12.617)	0.591***	(38.062)
b_{1i}	0.798***	(280.341)	-0.014***	(-6.506)	-0.014***	(-37.264)
b_{2i}	-0.473***	(-7.044)	0.337***	(18.169)	0.130***	(37.046)
b_{3i}	1.758***	(17.250)	-0.380***	(-14.062)	0.730***	(142.165)
d_{1i}	0.688***	(23.159)	-0.035***	(-3.498)	-0.004	(-1.176)
d_{2i}	-0.172***	(-0.732)	0.284***	(7.037)	-0.079***	(-4.439)
d_{3i}	9.114***	(13.553)	2.798***	(15.321)	-0.390***	(-4.876)
Çok değişkenli Q istatistiği						

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

Çizelge 4. BEKK-MGARCH Modelindeki Koşullu Varyan Denklemindeki Değişkenlerin Birim Etkileri

Katsayılar	$H_{fındık,t}$	$H_{benzin,t}$	$H_{döviz\ kuru,t}$
$\varepsilon_{1,t}^2$	0.514***	0.000	0.001***
	(31.198)	(0.372)	(9.113)
$\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t}$	0.383**	0.0005	0.000
	(2.434)	(0.583)	(0.130)
$\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{3,t}$	-1.134***	0.007	0.033***
	(-3.034)	(0.729)	(13.223)
$\varepsilon_{2,t}^2$	0.071	0.004	0.000
	(1.253)	(0.597)	(0.065)
$\varepsilon_{2,t}\varepsilon_{3,t}$	-0.423**	0.110	0.002
	(-1.883)	(1.171)	(0.131)
$\varepsilon_{3,t}^2$	0.627	0.778***	0.350***
	(1.506)	(6.309)	(19.031)
$h_{1,t}$	0.636***	0.0002***	0.0002***
	(140.171)	(3.253)	(18.632)
$h_{12,t}$	-0.755***	-0.009***	-0.004***
	(-6.938)	(-5.410)	(-24.153)
$h_{13,t}$	2.804***	0.010***	-0.021***
	(16.831)	(5.642)	(-34.585)
$h_{2,t}$	0.224***	0.113***	0.017***
	(3.522)	(9.085)	(18.523)
$h_{23,t}$	-1.663***	-0.256***	0.189***
	(-6.883)	(-12.157)	(29.932)
$h_{3,t}$	3.090***	0.144***	0.533***
	(8.625)	(7.031)	(71.082)
$d_{1,t}$	0.474***	0.001**	0.000
	(11.579)	(1.749)	(0.588)
$d_{1,t}d_{2,t}$	-0.236	-0.020***	0.001
	(-0.739)	(-3.439)	(1.102)
$d_{1,t}d_{3,t}$	12.543***	-0.197***	0.003
	(9.843)	(-3.619)	(1.048)
$d_{2,t}$	0.030	0.081***	0.006**
	(0.366)	(3.518)	(2.219)
$d_{2,t}d_{3,t}$	-3.131	1.588***	0.062***
	(-0.754)	(5.085)	(2.709)
$d_{3,t}$	83.056***	7.828***	0.152**
	(6.777)	(7.660)	(2.438)

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

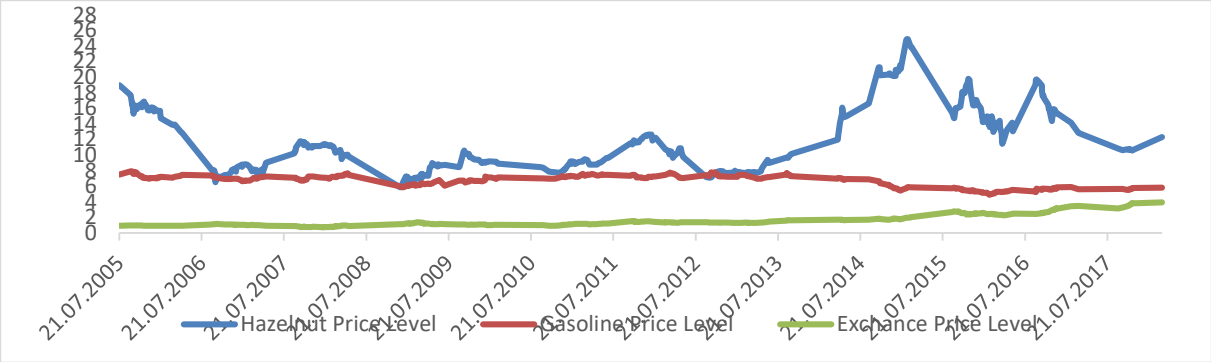

Figure 1. Hazelnut, gasoline real price and exchange rate levels.

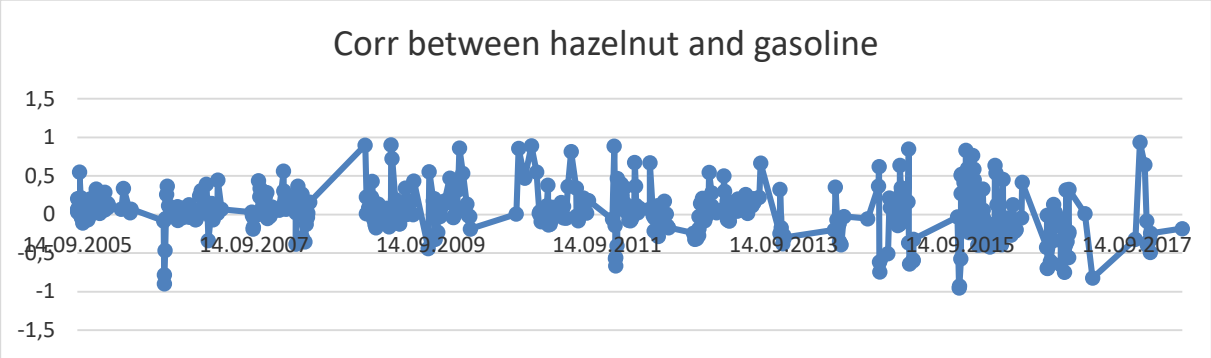

Figure 2. The correlations between hazelnut real prices and gasoline real prices over time.

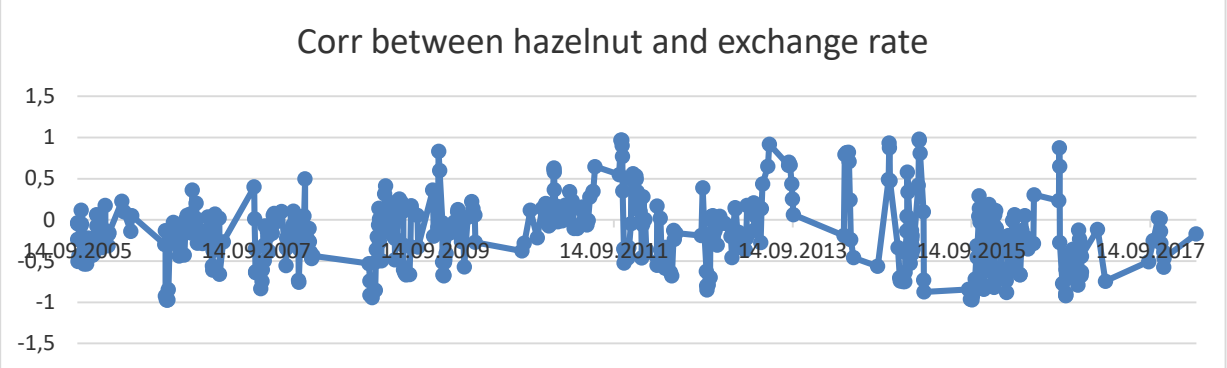

Figure 3. The correlations between hazelnut real prices and exchange rate closure over time.

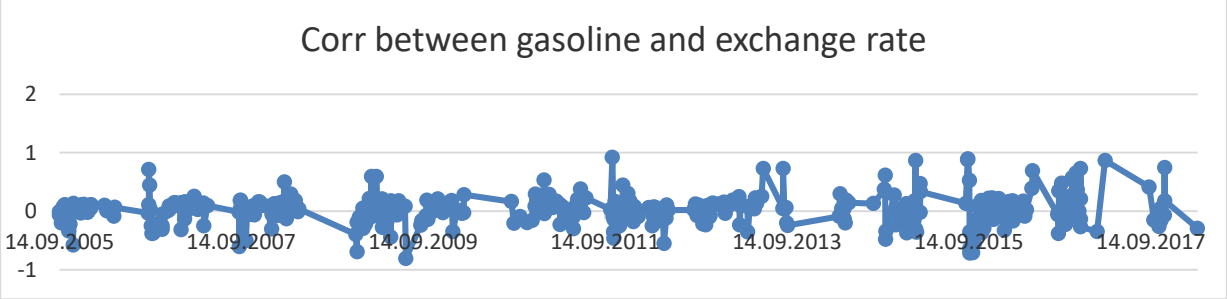

Figure 4. The correlations between gasoline real prices and exchange rate closure over time.