Türkiye'de Antep Fıstığı, Benzin Reel Fiyatlarının ve Döviz Kurunun Koşullu Varyanslarındaki Oynaklığın VAR(1)-BEKK GARCH Modeli ile Tahmin Edilmesi

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

[1]Iğdır University Agricultural Faculty Department of Agricultural Economics

[2]Atatürk University Agricultural Faculty Department of Agricultural Economics

Corresponding Author: Vedat Dağdemir

Özet

Bu çalışmada, Türkiye'de fıstık, benzin fiyatları ve reel döviz kurunun getirileri arasında nasıl bir oynaklık ve geçişkenlik meydana getirdiğini ve geçişkenliğin simetrik olup olmadığını 18.04.2005-23.12.2016 döneminde günlük veri setiyle VAR(1)-BEKK GARCH modeli kullanılarak elde edilmesi amaçlanmıştır. Yapılan VAR(1)-BEKK GARCH modeli analiz sonuçlarına göre fındık, benzin ve reel döviz kuru getirilerinin koşullu varyansları kısa dönemde doğrundan ve dolaylı şoklardan istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilenmemektir. Diğer taraftan, serilerin koşullu varyansları, doğrudan ve dolaylı olarak diğer serilerin uzun dönem belirsizliğinden etkilenmektedir. Beklendiği gibi reel döviz kurundaki ve benzin fiyatlarındaki uzun dönem belirsizlikten dolayı fıstık piyasası doğrudan ve dolaylı olarak etkilenmektedir. Çalışmada ayrıca ürün piyasalarında belirsizlik geçişkenliklerinde asimetrik etkilerin mevcut olmadığı sonucuna varılmıştır.

Anahtar kelimeler: Tarımsal Ürün Fiyatları; Benzin Fiyatı; Koşullu Varyans ve VAR(1)-BEKK GARCH

Estimating Volatility Transmission in Real Prices of Peanut and Gasoline and Exchange Rate in Turkey Using VAR (1)-BEKK GARCH Model

Abstract

Key Words: Agricultural Commodity Price; Gasoline Price; Conditional Volatility and VAR (1)-BEKK GARCH

1. Giriş

Antep fıstığı, dünya ticaretinde önemli bir yeri olan sert kabuklu bir meyvedir. Dünya Antep fıstığı ihracatında ABD ve İran iki önemli tedarikçi ülkedir. 2016 yılı itibariyle dünya genelinde Antep fıstığı üretiminde %38.45'lik pay ile lider durumda bulunan ülke ABD'dir. ABD 2015 yılında 313811 ton üretime sahipken, üretim ve sulama tekniklerini geliştirmek suretiyle üretim hacmini artırmış ve 2016 yılında 406646 ton ile ilk sıraya yerleşmiştir. 2015 yılında 430000 ton üretim ile ilk sırada yer alan İran 2016 yılında 315151 ton üretimi ile %29.80'lük pay ile ikinci sırada yerini almıştır. Türkiye ise dalgalı üretim yapısı ile 2015 yılında 144000 ton üretime sahipken, 2016 yılında 170000 ton üretimi ile %16.07'lik pay ile üçüncü sırada yer almaktadır. Diğer önemli üretici ülkeler Çin %7.88, Suriye %5.37, Yunanistan %0.60, İtalya %0.35, Afganistan %0.27, Avusturalya %0.13 ve diğer ülkeler %1.08'lik pay ile 2016 yılında üretimlerini sürdürmüşlerdir (FAO, 2018).

İran menşeli fıstıkları fiyatının göreceli olarak daha düşük ve fıstıkların iri taneli ve çıtlak olması İran fıstıklarının dünya çapında talep edilmesine neden olmaktadır. Ancak üretim esnasında oluşan aflatoksin, ithalatçı ülkelerin zaman zaman İran fıstığı ithalatına engel koymalarına neden olmuş ve geçtiğimiz yıllarda özellikle Avrupa Birliği (AB) ile ABD bu konuda ciddi önlemler almaya başlamışlardır.

Çin Halk Cumhuriyeti'nde yetişen Antep fıstığı farklı bir biyolojik familyadan (Pistacia chinensis) olup, söz konusu ağacın meyveleri insan tüketimine elverişli değildir. Çin Halk

Cumhuriyeti'nde söz konusu bitkinin üretimine son yıllarda ağırlık verilmiş olup, bu bitki biyodizel yakıt üretimi çalışmaları için yetiştirilmektedir.

Dünya Antep fıstığı pazarı incelendiğinde, ürünün geniş ölçekte yeniden ihracata tabi tutulduğu; bu çerçevede Hong Kong, Almanya, Hollanda, Lüksemburg gibi üretici olmayan ülkelerin de üçüncü ülke menşeli ürünleri yeniden ihraç etmek suretiyle bu pazarda önemli rol oynadığı görülmektedir.

Uluslararası pazarlarda İran ve ABD menşeli fıstıkların fiyatlarının düşük, meyvesinin iri taneli ve çıtlak oranının yüksek olması daha çok tercih edilmesine neden olmaktadır.

Ülkemiz menşeli fıstıkların daha küçük ve fiyatının yüksek olması uluslararası pazarlarda rekabetçilik anlamında zorluk yaratmakla birlikte, ülkemiz fıstıklarının tadının daha yoğun olması uluslararası pazarlarda önemli bir avantaj sağlamaktadır. Bu bağlamda söz konusu ürünlerin tanıtımında bu özelliğin vurgulanmasının pazarlamada önemli olduğu düşünülmektedir. Yine önemli bir üretici konumunda bulunan ABD'nin de son yıllarda ülkemiz Antep fıstığı ithalatçısı durumuna gelmesi bu özelliğinin pazarlanmasının etkin olduğunu göstermektedir.

2016 yılı "International Trade Center" verilerine göre dünyada yaklaşık 2.83 milyar (2,833,328 bin) dolara ulaşan dünya Antep fıstığı ihracatında en büyük payın 1.033 milyar (1,033,605 bin) dolar ile ABD'de olduğu, bu ülkeyi 969 milyon (969,897 bin) dolar ile İran'ın takip ettiği görülmektedir. Türkiye ise yaklaşık 6 milyon (6,412 bin) dolar ile 12. sırada yer almaktadır (TRADEMAP 2018).

2016 yılı "International Trade Center" verilerine göre dünyada yaklaşık 2.43 milyar (2,428710 bin) dolarlık dünya Antep fıstığı ithalatında (719,523 bin dolar) %29.63 ile ilk sırada Hong Kong yer almaktadır. Bunu sırası ile (460,762 bin dolar) %18.97 ile Vietnam, (137,835 bin dolar) %5.68 ile Almanya, (116,156 bin dolar) %4.78 ile Çin, (95,245 bin dolar) %3.92 ile Lüksemburg, (93,640 bin dolar) %3.86 ile Hollanda, (88,518 bin dolar) %3.64 ile İspnaya, (86,010 bin dolar) %3.54 ile Belçika, (71,169 bin dolar) %2.93 ile Fransa, 67846 bin dolar) %2,79 ile İtalya ve diğer ülkeler ise (492,006 bin dolar) %20.26 ile pazarda yer almaktadır (TRADEMAP, 2018).

2016 TRADEMAP yılı verilerine göre Re-export durumda Antep fıstığını alıp dış piyasalara yönlendiren 392,206 bin dolar ile Hong Kong ilk sırada yer almaktadır. Bunu sırası ile Birleşik Arap Emirlikleri %92.24 (30,277 bin dolar), ABD %7.12 (2,319 bin dolar), Ürdün %0.05 (209 bin dolar), Gürcistan %0.03 (128 bin dolar), Kanada %0.02 (79 bin dolar) ile takip etmektedir.

Dünya'da Yakındoğu, Akdeniz Bölgesi ve Asya'nın batı bölgelerinde yetişen Antep fıstığı (Latincesi Pistacia vera), adını, Türkiye'de ağırlıklı olarak yetişen Gazi Antep yöresinden almaktadır. Türkiye'de Antep fıstığı yetiştirilen toplam il sayısı 44 olup, bu iller Güneydoğu Anadolu, Akdeniz, Ege ve hatta İç Anadolu Bölgeleri'nde bulunmakla birlikte, üretimde en çok söz sahibi olan iller Gaziantep, Kahramanmaraş, Adıyaman, Şanlıurfa, Mardin, Kilis, Diyarbakır ve Siirt'tir (FAOSTAT, 2018). 1993 yılından 2016 yılına gerçekleşen toplam üretim alanı ve üretim miktarı değişimi incelendiğinde, Türkiye üretimindeki periyodisite özelliği de görünür olmaktadır (Şekil 2). 1993 yılında 202.632 hektar alanda üretim yapılırken, 2016'da bu alan 313.432 hektara yükselmiştir. Üretim miktarının 2016 yılında ulaştığı seviye ise 2014'ün 80 bin tonunu da aşarak 170 bin ton olarak gerçekleşmiştir (TÜİK, 2017).

Türkiye İstatistik Kurumu'nun 2016 yılı verilerine göre Gaziantep, Türkiye Antep fıstığı üretim alanlarının 133.538 hektar ile % 43' ünü oluşturmaktadır (TÜİK. 2017). Gaziantep'i 112.989 ha alan (% 36) ile Şanlıurfa, 26.989 ha (% 8) alan ile Adıyaman takip etmektedir. Toplam üretimimizin % 93'ü Gaziantep, Şanlıurfa, Adıyaman ve Siirt illerinde yapılmaktadır. Üretim miktarı bakımından Gaziantep, 75.298 ton üretimle toplam miktarın % 44'ünü, Şanlıurfa 48.106 ton ile % 28'ini oluşturmaktadır.

Antep fıstığı üretiminde girdi olarak petrolün rolü çok yüksektir. Ülkemiz petrolde dışa bağımlı bir ülke konumunda olmasından dolayı, petrol piyasasında meydana gelenek her hangi bir hareketlilik tarımsal üretimde çoğu girdilerin (petrol türevli ürünlerin) maliyetini dolaysız bir şekilde etkilemektedir. Aynı zamanda petrolün dolar bazında işlem görmesi döviz kuru piyasası ile petrol piyasası arasında bir ilişkiyi meydana getirmektedir. Diğer taraftan Antep fıstığının dış ticarete konu olması, Antep fıstığı, petrol ve döviz piyasaları arasında bir bağ oluşturmaktadır. Dolayısıyla bu çalışmada, VAR-BEKK MGARCH Ortalama Denklem modeli yardımı ile tarımsal ürün olarak Antep fıstığı, enerji piyasası olarak benzin ve döviz kuru piyasaları arasındaki belirsizliğin yön ve büyüklüğü ortaya konulması amaçlanmıştır. Bu üç piyasanın koşullu varyansındaki kısa ve uzun dönem belirsizliği etkileyen faktörlerin yön ve büyüklükleri ortaya konulduğu gibi, piyasaların ortalama getirilerinde etkili olan faktörlerde belirlenmiştir. Ayrıca Antep fıstığının benzin piyasasına karşı riskten korunma oranı ve portföy ağırlığı ortaya konulmuştur. Bu bağlamda bu çalışma ile her üç piyasa belirsizliğinin birbirlerini nasıl tetiklediği, asimetrik bir etkinin olup olmadığı ve asimetrik geçişkenliğinin nicel boyutu ortaya konularak ilgili sektörlerdeki yatırımcıların daha doğru ve ileriyi öngörebilir bir şekilde sağlıklı yatırım kararlarını almalarında yardımcı olacaktır.

2. Materyal ve Yöntem

2.1. Ekonometrik Yöntemi

Bu çalışmada fıstık, benzin fiyatları ve reel döviz kuru arasındaki oynaklık ilişkileri incelemek için iki model kullanılmıştır. Fıstık, benzin fiyatları ve reel döviz kuru için Engle ve Kroner (1995) tarafından geliştirilen BEKK[1]-GARCH(1,1) yöntemi kullanılmıştır. Bu model için kullanılan ortalama denklemler eşitlik (1)'deki gibidir:

$$R_t = \Phi + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i R_{t-i} + \Psi\sqrt{h_t} + + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim (0, H_t) \text{ ve } H = \begin{pmatrix} h_{11,t} & \cdots & h_{1n,t} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{m1,t} & \cdots & h_{mn,t} \end{pmatrix}, \text{ burada m=n=3} \quad (1)$$

$$R_t = \begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \\ R_{3,t} \end{bmatrix}; \ \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix}; \ \sqrt{h_t} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1,t}} \\ \sqrt{h_{2,t}} \\ \sqrt{h_{3,t}} \end{bmatrix}; \ \Phi_t = \begin{bmatrix} \Phi_1 \\ \Phi_2 \\ \Phi_3 \end{bmatrix};$$

$$\Gamma_i = \begin{pmatrix} \Gamma_{11}^{(i)} & \cdots & \Gamma_{1n}^{(i)} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma_{m1}^{(i)} & \cdots & \Gamma_{mn}^{(i)} \end{pmatrix}; \Psi = \begin{pmatrix} \Psi_{11} & \cdots & \Psi_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Psi_{m1} & \cdots & \Psi_{mn} \end{pmatrix}$$

Eşitlik (1)'de Rt ürünlere ait getiri vektörünü, Γ_i bir dönem önceki getirilere ait parametre matrisini, h i değişkeninin ortalama denklemindeki volatilitesini (oynaklığı), Φ her bir getiriye ait sabit terim parametresini, Ψ her bir getiri oynaklığının karekökünün şimdiki getiri üzerindeki etkisini belirten parametre matrisini ve ε_t hata terimlerini göstermektedir. BEKK-GARCH(1,1) modelinin cebirsel gösterimi eşitlik (2)'deki gibidir:

$$H_t = C'C + \sum_{j=1}^{f} B_j' H_{t-j} B_j + \sum_{k=1}^{g} A_k' \varepsilon_{t-k} \varepsilon_{t-k}' A_j + D' \xi_{t-1} \xi_{t-1}' D \quad (2)$$

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

İlk model için Eşitlik (2)'de H, 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. İlk model için Eşitlik (2)'nin matris formu eşitlik (3)'teki gibidir:

$$H_{t+1} = CC' + \begin{pmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1} & \cdots & a_{mn} \end{pmatrix} \varepsilon_t \varepsilon' \begin{pmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1} & \cdots & a_{mn} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & \cdots & b_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{m1} & \cdots & b_{mn} \end{pmatrix} H_{t-1} \begin{pmatrix} b_{11} & \cdots & b_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{m1} & \cdots & b_{mn} \end{pmatrix} \quad (3)$$
$$+ \begin{pmatrix} d_{11} & \cdots & d_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{m1} & \cdots & d_{mn} \end{pmatrix} \xi_t \xi' \begin{pmatrix} d_{11} & \cdots & d_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{m1} & \cdots & d_{mn} \end{pmatrix} \qquad \text{m ve n} = 1,...3$$

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

$$\begin{aligned} h_{jj,t+1} = {} & c^*_{jj} + \left(a^2_{j1}\varepsilon^2_{1,t} + 2a_{j1}a_{j2}\varepsilon_{2,t}\varepsilon_{1,t} + 2a_{j1}a_{j3}\varepsilon_{3,t}\varepsilon_{1,t}\right) + \left(a^2_{j2}\varepsilon^2_{2,t} + 2a_{j2}a_{j3}\varepsilon_{3,t}\varepsilon_{2,t}\right) \\ & + \left(a^2_{j3}\varepsilon^2_{3,t}\right) + \left(b^2_{j1}h_{11,t} + 2b_{j1}b_{j2}h_{21,t} + 2b_{j1}b_{j3}h_{31,t}\right) \\ & + \left(b^2_{j2}h_{22,t} + 2b_{j2}b_{j3}h_{32,t}\right) + \left(b^2_{j3}h_{33,t}\right) + \\ & + \left(d^2_{j1}\xi^2_{1,t} + 2d_{j1}d_{j2}\xi_{2,t}\xi_{1,t} + 2d_{j1}a_{j3}\xi_{3,t}\xi_{1,t}\right) + \left(d^2_{j2}\xi^2_{2,t} + 2d_{j2}d_{j3}\xi_{3,t}\xi_{2,t}\right) \quad (4) \\ & + \left(d^2_{j3}\xi^2_{3,t}\right) \qquad\qquad j = 1,...3 \end{aligned}$$

Eşitlik (4) fındık fiyatının, reel döviz kurunun ve benzin fiyatının kendi şokları ve volatilitesi ile diğer değişkenlerin fiyat getirilerinin şokları ve volatilitesinden nasıl etkilendiğini ortaya koymaktadır. Ayrıca eşitlik (4)'te $\varepsilon_{j,j}$ her bir ürün getirisindeki kısa dönem şoklarını, $\varepsilon_{i,j}$ ürün getirileri arasındaki çapraz kısa dönem şoklarını, $h_{j,j}$ ürün getirilerindeki belirsizliği (oynaklığı), $h_{i,j}$ ürün getirilerindeki çapraz belirsizliği (oynaklığı) ve $\xi_{j,j}$ ürün getirilerindeki kısa dönem şokları negatif iken = 1 değilse = 0 olarak katlanarak kısa dönem asimetrik etkiyi göstermektedir. Eşitlik (4) nonlinear formda olduğundan dolayı marjinal etkilerin ölçülmesi gerekmektedir. Bundan dolayı bu çalışmada marjinal etkileri ölçmek için Delta metodu kullanılmıştır.

2.2. Veri Seti

Çalışmada fıstık fiyatı, reel döviz kuru ve benzin fiyatları arasındaki ilişki ele alınmıştır. Fıstık 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 fıstık fiyatlarında oynaklığa neden olabileceği düşünülmektedir. Akaryakıt fiyatının göstergesi olarak benzin pompa fiyatı kullanılmış ve veriler EPDK veri tabanından sağlanmıştır. Fıstık Türkiye'nın başlıca en önemli ihracat ürünlerin başında geldiğinden dolayı reel döviz kuru fıstık fiyatlarında dalgalanmayı etkileyebilmektedir. Reel döviz kuru serisi ise TCMB EVDS tabanında sağlanmıştır. Seriler arasındaki oynaklığın incelenmesi için 18.04.2005-23.12.2016 dönemindeki günlük veriler kullanılmıştır. İncelenen dönemde toplamda 339 gözlem bulunmaktadır.

3. Ampirik Bulgular

Çalışmada analizler, serilerin reelleştirilmesinin[2] ardından getiri serileri elde edilerek yapılmıştır. Çizelge 1'de fiyat ve getiri serilerine ait bazı tanımlayıcı istatistikler verilmiştir.

Çizelge 1. Betimleyici İstatistikler:

İstatistikler	Getiriler		
	RtNpr (i=1)	RtGPr (i=2)	Rteffexhr (i=3)
Ortalama	0.094	0.191	0.250
Std. dev.	10.726	1.861	2.355
t-statistics (mean = 0)	0.350	1.988	2.058**
	(0.726)	(0.048)	(0.040)
Eğiklik	0.197	1.311***	-1.619***
	(0.119)	(0.000)	(0.000)
Basıklık	56.769***	8.148***	19.431***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Jarque-Bera	50625.417***	1150.798***	6095.578***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Fiyat Düzeyleri veya Kapanış Değerleri için Korelasyonlar :			
RtNpr		0.960	0.964
RtGPr			0.976
Seri Getirileri için Korelasyonlar :			
RtNpr		-0.061	0.041
RtGPr			-0.046
Seri Getirilerinin Kareleri Arasındaki Korelasyonlar:			
RtNpr		0.029	0.047
RtGPr			0.655
Fiyat Düzeylerindeki otokorelasyonların veya Kapanış Değerlerinin Test Edilmesi:			
Ljung-Box Q(10)	75.968***	18.648**	23.514***
	(0.000)	(0.045)	(0.009)
Ljung-Box Q^2(10)	79.930***	23.602	38.352***
	(0.004)	(0.260)	(0.008)
HM-Q(10)	250.732*** (0.000)		
Fiyat Düzeylerindeki ARCH veya Kapanış Değerlerinin Test Edilmesi:			
ARCH-LM(20)	26.754***	1.995**	1.830**
	(0.000)	(0.033)	(0.054)
MARCH-LM(20)	2310.150*** (0.000)		
Seri Getirileri için Durağanlık Birim Kök Testi:			
ADF	-13.791***	-18.625***	-17.517***
	(lags=3)	(lags=0)	(lags=0)
KPSS	0.051 (lags=3)	0.069 (lags=0)	0.026 (lags=0)

*Not: ARCH-LM ve MARCH-LM sırasıyla ARCH etkileri için Lagrange ve çok değişkenli Lagrange testlerini gösterirken, Ljung-Box Q ve HM-Q sırasıyla kalıntılarda ve / veya kareli artıklarda sıralı bağımlılık testleri için Hosking'in çok değişkenli Q-istatistiğini göstermektedir. MARCH-LM testi altındaki boşluk dizinin ortalama sıfır olması, seri olarak ilişkilendirilmemesi ve sabit bir kovaryans matrisi olduğunu gösterir. ADF, sabit ve trend değişkenleri dikkate alarak Artırılmış Dick-Fuller testini, KPSS ise gözlemlenebilir bir zaman serisinin deterministik bir eğilim etrafında sabit olduğu boş bir hipotezi test etmek için kullanılan Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin testini belirtir. Lags seçimleri AIC, BIC ve HQ değerlerine dayanıyor. Kritik değerler, seçilen gecikmelerle değişir. Parantez içinde ilişkili p-değerleri bulunur. *, ** ve *** sırasıyla 10%, 5% ve 1% seviyelerinde serilerin anlamlı olduğunu göstermektedir. Ayrıca RtNpr fıstık fiyatlarının getirisini, RtGPr benzin fiyatlarının getirisini ve Rteffexhr ise reel döviz kuru getirisini göstermektedir.*

Çizelge 1'e göre fıstığın standart sapmasından elde edilen koşulsuz varyansına bakıldığında, benzin ve reel döviz kuru fiyat getirilerine göre daha yüksek volatiliteye sahip

[2]Fındık 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.

olduğu görülmektedir. Reel döviz kuru ve benzin fiyatı arasındaki getiri ve oynaklığa bakıldığında ise benzin fiyatının reel döviz kuruna göre daha düşük getiri ve oynaklığa sahip olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca reel benzin fiyatının seriler arasındaki en az volatiliteye sahip olduğu saptanmıştır. Getiri serilerine ait eğiklik katsayına bakıldığında asimetrik bir dağılıma sahiptir. Basıklık katsayısı ise serilerin leptokurtic (fat-tail) bir dağılım sergilediğini ortaya koymaktadır. Getiri serilerinin leptokurtic dağılım göstermesi serilerde ARCH etkisinin olabileceğini göstermektedir. Seviye ve getiri serilerinde ARCH etkisinin test edilebilmesi için Engle (1982) tarafından önerilen ARCH-LM testi uygulanmıştır. ARCH-LM testi sonucunda seviye değerlerinde ve getiri serilerinde ARCH etkisi olduğu gözlemlenmiştir. Jarque-Bera istatistiği getiri serilerinin normal dağılmadığını göstermektedir. Fiyat ve getiri serilerinin otokorelasyona sahip olup olmadığını gösteren Ljung-Box istatistiği sonuçlarına göre getiri serileri otokorelasyon içermektedir. Son olarak, serilerin 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 durağandır.

Çizelge 2. **Ortalama Getiriler için Parametre Tahminleri**

Parametreler	Getiriler		
	RtNpr (i=1)	RtGPr (i=2)	Rteffexhr (i=3)
Φ_t	-13.673***	0.612	0.867**
	(-42.535)	(1.496)	(2.011)
Γ_{i1}	0.047	-0.007	0.020**
	(0.331)	(-0.581)	(1.794)
Γ_{i2}	-0.423	0.313	0.371**
	(-0.165)	(1.456)	(1.670)
Γ_{i3}	-9.841**	-0.704**	-0.413***
	(-2.092)	(-2.178)	(-1.815)
Ψ_{i1}	0.073	-0.103**	-0.050
	(0.259)	(-1.812)	(-1.204)
Ψ_{i2}	9.082***	-0.069	-0.604**
	(16.399)	(-0.669)	(-1.002)
Ψ_{i3}	-1.563	0.207**	0.332
	(-1.591)	(1.759)	(1.560)
Θ_{i1}	-0.669***	0.016	-0.035**
	(-5.530)	(1.187)	(-1.995)
Θ_{i2}	0.102	-0.251	-0.442**
	(0.039)	(-1.217)	(-2.058)
Θ_{i3}	10.144**	0.715**	0.429**
	(2.150)	(2.186)	(1.906)

*Not: Parantez içinde ilişkili t-değerleri bulunur. *, ** ve *** sırasıyla 10%, 5% ve 1% seviyelerinde serilerin anlamlı olduğunu göstermektedir.*

Çizelge 2 üzerinden görüleceği üzere, fıstık fiyat getirileri, reel döviz kuru getirisinin bir dönem gecikmesinden istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilenmektedir. Diğer bir ifadeyle reel döviz kuru getirisinin bir dönem gecikmesi fıstık fiyat getirilerini düşürmektedir. Benzinin fiyat getirileri ise reel döviz kuru getirisinin bir dönem gecikmesinden istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilenmektedir. Başka bir ifadeyle reel döviz kuru getirisinin bir dönem gecikmesi benzin fiyat getirilerini düşürmektedir. Döviz kuruna bakıldığında fıstık ve benzin fiyat getirisinin bir dönem gecikmesinden pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilenirken, kendi fiyat getirisinin bir dönem gecikmesinden ise negatif olarak etkilendiği görülmektedir. Diğer bir ifadeyle fıstık ve benzin fiyat getirisinin bir dönem gecikmesi reel döviz kuru getirisini artırmaktadır. Fıstık fiyat getirisinin bir dönem gecikmesi reel döviz kuru getirisini artırması bir bakıma ihracatı artırmaya ve ithalatı ise azaltmaya katkı sağladığını söyleyebiliriz. Antep fıstığının 2002 yılında toplam ihracatı 8.428 (1000 $) iken, 2015 yılında bu rakam %509.17 artarak 51.341 (1000 $)'a yükselmiştir (TÜİK, 2017). Çalışmamızda elde edilen sonuçlar bu durumu desteklemektedir. Ulusal paranın mal ve hizmet değişiminde yaygın olarak kullanılan para birimleri karşısındaki değerinin düşüklüğü ya da yüksekliği ihracata, ithalata ve cari

işlemler dengesine doğrudan etki eder. Reel döviz kuru bu nedenle oldukça önemlidir ve reel döviz kurunun düşmesi, ulusal paranın değerinin artmasına ve dolayısıyla dışarıdan temin edilen mal ve hizmetlerin ucuzlamasından dolayı ithalatın artmasına; reel döviz kurunun yükselmesi ise, ulusal paranın değerinin düşmesine ve dolayısıyla da yerel mal ve hizmetlerin ucuzlamasından dolayı ihracatın artmasına neden olabilmektedir. Ayrıca Türkiye'nin petrol bağımlısı bir ülke olduğu düşünüldüğünde, benzin fiyatlarındaki yukarı yönlü hareket döviz kurunu baskılayarak yukarıya doğru hareket etmesine neden olacaktır. Türkiye petrollü ithal ettiğinden dolayı benzin fiyatlarındaki her artış Türkiye'den daha fazla dövizin ülke dışına çıkmasına ve böylelikle döviz kurunda yukarı yönlü bir artışın olması beklenen bir durumdur. Bu durum ayrıca ekonomik teoriye de uygundur. Ortalama denklemlerine eklenen oynaklık parametrelerine baktığımızda, fıstık ve reel döviz kuru fiyat getirileri benzin fiyatından meydana gelen oynaklıktan etkilendiği görülmektedir. Benzin fiyat getirileri ise fıstık ve reel döviz kuru fiyatlarından meydana gelen oynaklıktan sırasıyla negatif ve pozitif etkilenmektedir. Fıstık getirisinin koşullu varyansı kendi kısa dönem şoklarından istatistiki olarak anlamlı bir şekilde negatif etkilenirken, reel döviz kurunda meydana gelen kısa dönem şoklarından ise pozitif etkilenmektedir. Benzin fiyat getirisinin koşullu varyansının hem kendi hem de fındık piyasasının kısa dönem şoklarından istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde etkilenmediği ancak; reel döviz kuru piyasasının kısa dönem şoklarından pozitif etkilendiği görülmektedir. Reel döviz kuru fiyat getirisinin koşullu varyansı kendi kısa dönem şoklarından pozitif etkilenirken, fıstık ve benzin piyasalarının kısa dönem şoklarından ise istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde negatif etkilendiği saptanmıştır. Bu durum Türkiye'de tarım ürünleri, reel döviz kuru ve benzin fiyatlarının iyi ve kötü haberlerden etkilendiğini göstermektedir. Çizelge 3'de VAR-GARCH BEKK modelinden elde edilen marjinal etkiler verilmiştir.

Çizelge 3. Ortalama Model VAR-Asimetrik BEKK GARCH'teki Koşullu Varyansın Marjinal Etkiler

Parametreler	RtNpr (i=1)	RtGpr (i=2)	Rteffexhr (i=3)
$\varepsilon_{1,t}^2$	0.044	0.002*	0.000
	(0.837)	(1.891)	(0.408)
$\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t}$	0.123	-0.005	0.001
	(0.833)	(-0.969)	(0.420)
$\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{3,t}$	0.033	-0.011**	-0.012
	(0.266)	(-1.977)	(-0.817)
$\varepsilon_{2,t}^2$	0.085	0.003	0.001
	(0.381)	(0.515)	(0.194)
$\varepsilon_{2,t}\varepsilon_{3,t}$	0.046	0.013	-0.029
	(0.211)	(0.996)	(-0.388)
$\varepsilon_{3,t}^2$	0.006	0.015	0.185**
	(0.121)	(1.574)	(2.571)
$h_{1,t}$	0.325***	0.006	0.023*
	(3.455)	(0.859)	(1.886)
$h_{12,t}$	2.420***	-0.067*	-0.120**
	(2.951)	(-1.748)	(-2.066)
$h_{13,t}$	1.543***	0.041*	-0.153***
	(2.977)	(1.946)	(-3.602)
$h_{2,t}$	4.507	0.196**	0.156
	(1.294)	(8.018)	(0.961)
$h_{23,t}$	5.747***	-0.239***	0.400**
	(4.135)	(-3.024)	(2.153)
$h_{3,t}$	1.832*	0.073	0.257***
	(1.876)	(1.511)	(2.660)
$d_{1,t}$	0.031	0.000	0.000
	(0.429)	(0.340)	(0.307)
$d_{1,t}d_{2,t}$	-0.982	0.003	-0.008
	(-0.729)	(0.817)	(-0.533)

$d_{1,t}d_{3,t}$	0.147	-0.002	0.005
	(0.682)	(-0.683)	(0.477)
$d_{2,t}$	7.865*	0.023	0.087
	(1.785)	(0.580)	(1.035)
$d_{2,t}d_{3,t}$	-2.347	-0.030	-0.095
	(-0.657)	(-0.828)	(-0.673)
$d_{3,t}$	0.175	0.009	0.026
	(0.336)	(0.975)	(0.433)

Not: Parantez içindekiler t istatistiğini göstermektedir.

Seriler arasındaki kısa dönem şok ve volatilite geçişkenliği durumları BEKK-GARCH(1,1) yöntemi kullanılarak incelenmiş ve sonuçlar Çizelge 3'te sunulmuştur. Fıstık getirisinin koşullu varyansı kendi kısa dönem şoklarından istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilenmezken, kendi uzun dönem oynaklığından doğrudan ($h_{1,t}$ = 0.325) etkilenmektedir. Benzin fiyatlarının uzun dönem volatilitesi ise fıstığ'ın koşullu varyansını dolaylı ($h_{1,t}h_{3,t}$ = 2.420) olarak etkilemektedir. Buna göre, benzin fiyatları ile fıstığın kovaryansında geçmişte meydana gelecek oynaklık artışı fıstığ'ın bugünkü koşullu varyansını ve benzin fiyatlarının koşullu uzun dönem varyansı artırmaktadır. Reel döviz kuru getirisinin koşullu varyansı kendi kısa dönem şoklarından ve uzun dönem volatilitesinden sırasıyla ($\varepsilon_{3,t}^2$ = 0.185), ($h_{3,t}$ = 0.257) etkilenirken, fıstığın ve benzinin uzun dönem volatilitesinden ise sırasıyla ($h_{1,t}$ =0.023), ($h_{12,t}$ = -0.120) doğrudan etkilenmektedir. Diğer taraftan ise benzin fiyat getirisinin koşullu varyansı fıstığın kısa dönem şoklarından doğrudan ve dolaylı olarak sırasıyla ($\varepsilon_{1,t}^2$ = 0.002), ($\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{3,t}$ = -0.011) etkilenirken, kendi uzun dönem volatilitesinden ise ($h_{2,t}$ = 0.196) doğrudan istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilenmektedir. Bu durum Türkiye'de tarım ürünleri, reel döviz kuru ve benzin fiyatlarının iyi ve kötü haberlerden etkilendiğini göstermektedir. Ayrıca fıstık piyasasında artan belirsizlik benzin piyasasına yansıyacağını göstermektedir. Benzin fiyat getirileri ayrıca fıstığın uzun dönem volatilitesinden doğrudan ($h_{1,t}$=0.006) istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde etkilenmezken, dolaylı ($h_{1,t}h_{2,t}$ = -0.067) ve benzin ve reel döviz kuru koşullu kovaryasından ($h_{2,t}h_{3,t}$ = -0.239) olarak etkilenmektedir. Benzin ve reel döviz kurunun iyi ve kötü haberlerden farklı etkilendiğini gösteren parametrelerin istatistiki açıdan anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle benzin ve reel döviz kuru piyasalarının olumlu ve olumsuz haberlerden aynı derecede etkilendiği söylenebilir. Ancak benzin piyasasındaki kısa dönem şokların fıstık piyasası üzerindeki pozitif etkisinin ($d_{2,t}$ = 7.865) daha fazla olduğu tespit edilmiştir. Çizelge 4'de Asimetrik GARCH BEKK (1,1) modelinin tanısal testleri ve birtakım hipotez testleri verilmiştir.

Çizelge 4. Ortalama Model VAR-Asimetrik BEKK GARCH'teki Koşullu Varyansların Parametre Tahminleri

Estimates	RtNpr (i=1)	RtGPr (i=2)	Rteffexhr (i=3)
Panel A: Koşullu Varyans Tahminleri			
c_{1i}	-1.377		
	(-0.866)		
c_{2i}	0.840***	1.193***	
	(23.151)	(21.844)	
c_{3i}	0.724	0.461	-0.000
	(1.193)	(0.650)	(-3.035)
a_{1i}	0.211*	0.043***	-0.014
	(1.673)	(3.783)	(-0.816)
a_{2i}	0.291	-0.054	-0.034
	(0.762)	(-1.030)	(-0.388)
a_{3i}	0.079	-0.122***	0.430***
	(0.243)	(-3.147)	(5.143)
b_{1i}	0.570***	0.076*	-0.151***
	(6.909)	(1.717)	(-3.772)
b_{2i}	2.123***	-0.443***	0.395*

	(2.588)	(-16.036)	(1.923)
b_{3i}	1.354***	0.270***	0.507***
	(3.751)	(3.022)	(5.321)
d_{1i}	-0.175	-0.010	0.014
	(-0.857)	(-0.681)	(0.613)
d_{2i}	2.804***	-0.153	-0.295**
	(3.570)	(-1.159)	(-2.070)
d_{3i}	-0.418	0.096**	0.161
	(-0.671)	(1.951)	(0.866)
Ljung-Box Q(10)	18.981	16.966	15.029
	(0.041)	(0.075)	(0.131)
HM-Q(10)		113.802 (0.046)	
HM-Q(20)		1413.03 (0.000)	
Ljung-Box Q^2(20)	0.446	18.785	53.204
	(0.999)	(0.043)	(0.000)
		113.802 (0.046)	
		187.378 (0.338)	
HM-Q^2(10)			
HM-Q^2(20)			
McLeod-Li(10)	0.446	18.785	53.204
	(0.999)	(0.043)	(0.000)
MARCH-LM(10)		16091.810 (0.000)	
MARCH-LM(10)		19720.610 (0.000)	
z_i	-0.008	0.018	0.062
t-stats(z_i =0)	-0.160 (0.873)	0.370 (0.711)	1.152 (0.250)
z_i^2	0.952	0.983	1.084
t-stats(z_i^2 =1)	-0.009 (0.999)	-0.040 (0.000)	0.023 (0.000)
AIC		14.715	
SBC		15.384	
Hannan-Quinn		14.980	
Log Likelihood		14.718	
Panel C: Wald Testi Sonuçları			
Diyagonal VAR	H_0: Γ_{ij} diyagonal dışı bütün elementleri sıfırdır		20.368 (0.002)
GARCH İlişki Yok	H_0: $a_{ij} = b_{ij} = d_{ij} = 0$ bütün i, j =1,2,3		4394.318 (0.000)
Diyagonal GARCH	H_0: A, B ve D diyagonal dışı bütün elementleri sıfırdır		1285.397 (0.000)
GARCH-M İlişkisi Yok	H_0: $\Psi_{ij} = 0$ bütün i, j =1,2,3		2788.884 (0.000)
Asimetrik İlişki Yok	H_0: $d_{ij} = 0$ bütün i, j =1,2,3		28.287 (0.000)
Benzin fiyat getirisinin fıstık fiyat getirileri üzerinde etkisi yoktur	H_0: $\Gamma_{12} = 0$		0.027 (0.869)
Reel döviz kuru getirisinin fıstık fiyat getirileri üzerinde etkisi yoktur	H_0: $\Gamma_{13} = 0$		4.377 (0.036)
Benzin fiyatı ve Reel döviz kuru getirilerinin fıstık fiyat getirileri üzerinde etkisi yoktur	H_0: $\Gamma_{12} = \Gamma_{13} = 0$		4.475 (0.107)

*Not: Panel A'da parantez içindekiler t istatistiğini 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 HM-Q sırasıyla rezidülerde ve / veya kareli artıklarda sıralı bağımlılık testleri için Hosking'in çok değişkenli Q-istatistiğini göstermektedir. MARCH-LM testi altındaki boşluk dizinin ortalama sıfır olması, seri olarak ilişkilendirilmemesi ve sabit bir kovaryans matrisi olduğunu gösterir.. Parantez içinde ilişkili p-değerleri bulunur. *, ** ve *** sırasıyla 10%, 5% ve 1% seviyelerinde serilerin anlamlı olduğunu göstermektedir.*

Çizelge 4'de Panel C kısmında VAR GARCH-BEKK modelinde diyagonal VAR testi için kurulan hipotez testi sonucunda Wald istatistiğinin 20.368 ($p<0.10$) olduğu tespit edilmiştir. Olasılık değerinin %10 anlamlılık seviyesinden küçük olmasından dolayı hipotez

reddedilmiştir. GARCH ilişkisin varlığının test etmek 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 2788.884 (p<0.000) olarak tespit edilmiştir. Ayrıca varyans eşitliğinden elde edilen katsayıların asimetrik özellikler taşıdığı görülmüştür (p<0.000). Benzin ve reel döviz kuru getirilerinin bir dönem gecikmelerinin fıstık getirileri üzerindeki etkilerde ayrıca Wald testi kullanılarak test edilmiştir. Benzin getirisinin bir dönem gecikmeli değerinin fıstık getirisi üzerindeki etkisi istatistiki açıdan anlamsız iken, reel döviz kuru getirisinin bir dönem gecikmeli değerinin fıstık getirisi üzerindeki etkisi istatistiki açıdan anlamlı olarak tespit edilmiştir. Benzin ve reel döviz kuru getirilerinin birlikte bir dönem gecikmeli değerlerinin fıstık getirisi üzerindeki etkisi istatistiki açıdan anlamsız olarak tespit edilmiştir.

Çizelge 5'in Panel B kısmında ayrıca VAR GARCH-BEKK 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 kullanılarak test edilmiştir. Testler sonucunda hata terimlerinin ve karelerinin otokorelasyon içermediği fakat benzin ve reel döviz kuru getirisinin eşitliğinden elde edilen hata terimlerinin karesinin sırasıyla %5 ve %1 anlamlılık seviyesinde otokorelasyon içerdiği görülmüştür. Elde edilen bu sonuçlar VAR GARCH-BEKK 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 ve reel döviz kuru getirilerinden 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 ($\hat{z}_{jt}=\frac{\varepsilon_{jt}}{\sqrt{\hat{h}_{jt}}}, j=1,...,4$). Elde edilen bulgular sonucunda hata terimlerinin ortalamasının 0 fakat varyansının 1'den farklı olduğu tespit edilmiştir.

Fıstığın benzin fiyatlarıyla optimal portföy ağırlık ve koruma oranlarının hesaplanması üreticiler ve yatırımcılar açısından bizlere daha net bir bakış açısı sunacaktır. Kroner ve Ng (1998) takip edilerek optimal portföy ağırlığı aşağıdaki eşitlik kullanılarak hesaplanmıştır:

$$w_t^{i,benzin}=\frac{h_t^{benzin}-h_t^{i,benzin}}{h_t^{i}-2h_t^{i,benzin}+h_t^{benzin}} \quad i=Fıstık \tag{5}$$

$$w_t^{i,benzin}=\begin{cases}0, & eğer\ \ w_t^{i,benzin}<0\\ w_t^{i,benzin}, & eğer\ \ 0\le w_t^{i,benzin}\le 1\\ 1, & eğer\ \ w_t^{i,benzin}>1\end{cases} \tag{6}$$

Eşitlik (5)'te $w_t^{i,benzin}$ fıstığın benzin fiyatlarıyla olan optimal portföy ağırlığını, h_t^{benzin} benzinin koşullu varyansını, $h_t^{i,benzin}$ fıstığın benzin fiyatıyla olan koşullu kovaryansını, h_t^{i} fıstığın koşullu varyansını ifade etmektedir. Diğer taraftan, Kroner and Sultan (1993) takip edilerek koruma oranları aşağıdaki eşitlik ile hesaplanmıştır:

$$\beta_t^{i,benzin}=\frac{h_t^{i,benzin}}{h_t^{benzin}} \qquad i=Fıstık \tag{7}$$

Eşitlik (7)'de $\beta_t^{i,benzin}$ fıstığın, uzun dönemde 1₺'lik benzin fiyatı pozisyonu karşısında kısa dönemde pozisyonu ifade etmektedir. Çizelge 5'de optimal portföy ağırlığı ve koruma oranları sunulmuştur.

Çizelge 5. Optimal Portföy Ağırlığı ve Koruma Oranları

	Fıstık/ Benzin
$w_t^{i,gasoline}$	0.067
t-stats ($w_{i,gasoline} = 0$)	40.516^{***} (0.000)
$\beta_t^{i,crude\ oil}$	-0.104
t-stats ($\beta_{i,gasoline} = 0$)	-3.036^{**} (0.003)

Çizelge 5'den görüleceği üzere, fıstığın benzin fiyatıyla olan optimal portföy ağırlığı 0.067 olarak tespit edilmiştir. Bu sonuca göre, üreticiler veya yatırımcılar, 1₺'lık bir portföyde 6.70 kuruşluk kısmını fıstığa ve 93.30 kuruşluk kısmını ise benzine yatırmaları gerekmektedir. Koruma oranlarına bakıldığında, fıstıkta 1₺'lık uzun pozisyon karşında yatırımcı 10.40 kuruşluk benzin alarak korunabilir.

4. Sonuç

Yapılan VAR(1)-BEKK GARCH 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. Yatırımcıların hisse piyasasında ürünlere ilişkin riskten koruma oranları da (hedging ratio) hesaplanmıştır.

5. Kaynaklar

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.

FAOSTAT, 2018. "Antep Fıstığı Üretim Miktarı ve Alan Verileri". "FAOSTAT istatistikleri" http://www.fao.org/faostat/en/#data/QC (Erişim: 20.04.2017).

TARDEMAP, 2018. " International Trade Center" TRADEMAP İstatistikleri - Erişim 2018

TUİK, 2017. "Türkiye İstatistik Kurumu Bitkisel Üretim İstatistikleri Veri Tabanı" http://rapory.tuik.gov.tr/22-10-2017-22:13:07-30174803232535882016677359 45.html (Erişim 15.04.2017).

Kroner, K.F. and Sultan, J. (1993) Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures. Journal of Finance and Quantitative Analysis, 28, 535-551.

Kroner, K. & V, Ng, (1998) 'modelling asymmetric comovements of asset returns' review of financial studies, 4, 817-844.

Rahman, S. & A. Serletis (2012): Oil price uncertainty and the Canadian economy: Evidencefrom a VARMA, GARCH-in-Mean, asymmetric BEKK model, Energy Economics, 34(2),603–610 .