

*EKONOMİ*

**VADELİ PAMUK EMTİASI GETİRİSİ İLE PAMUK REEL  
PIYASA DİNAMİKLERİNİN ETKİLEŞİMİ**

*Geliş Tarihi: 4.10.2019 Kabul Tarihi: 30.10.2019*

**Orhan ÖZAYDIN<sup>1</sup>** ORCID ID: 0000-0003-2585-1437

**Serkan ÇANKAYA<sup>2</sup>** ORCID ID: 0000-0003-3010-0697

**ÖZET**

Emtia vadeli işlem piyasaları hem koruma hem de portföy çeşitlemesi sağladığı için yakın tarihimizde piyasa katılımcılarının ciddi ilgi kaynağı olmuştur. Bu süreçte vadeli işlem piyasalarına birçok katılımcı dahil olmuş ve onların arz talepleri fiyatları yönlendirmiştir. Bu çalışmada, 2009-2018 yılları arası vadeli pamuk emtiası getirilerinin, temel arz talep kanunları çerçevesinde Amerika Tarım Bakanlığının aylık yayınladığı WASDE beklenen pamuk üretim, tüketim, stok gibi miktar verileri ile nasıl etkilendiği anlaşılmasına çalışılmıştır. Bir zaman serisi olan getiri verisinin ARCH etkisi göstermesi sebebiyle koşullu değişen varyans modelleri kullanılarak oluşturulan ortalama ve varyans denklemlerinde getiri ile reel piyasa dinamik verilerinin etkileşimde olduğu, oynaklığın etkilendiği görülmüştür.

*Anahtar Kelimeler: Vadeli İşlemler, Emtia Piyasaları, Arz ve Talep.*

*Jel Kodları: G13, Q02, Q11*

*ECONOMICS*

**COTTON COMMODITY FUTURES RETURN AND REAL COTTON COMMODITY  
MARKET DYNAMICS INTERACTION**

**ABSTRACT**

Commodity futures have been a major source of interest for market participants in our recent history as they provide both protection and portfolio diversification. In this process, many participants joined the futures markets and supply and demands led the prices in new balance. In this study, it is tried to understand how the yields of cotton commodities between 2009 and 2018 are affected by the quantity data such as cotton production, consumption and stock expected by WASDE which is published monthly by the US Department of Agriculture within the framework of basic supply and demand laws. It is observed that yield and real market dynamic data are interacted and volatility is influenced in the equations of variance created using autoregressive conditional heteroskedasticity models due to the ARCH effect of return data.

*Keywords: Futures, Commodity Markets, Supply and Demand.*

*Jel-Classification: G13, Q02, Q11*

<sup>1</sup> Dr., İstanbul Ticaret Üniversitesi, Finansal Ekonomi Doktora Programı, orhanozaydin@gmail.com

<sup>2</sup> Doç.Dr., İstanbul Ticaret Üniversitesi, Finans Enstitüsü, scanakaya@ticaret.edu.tr

## 1.GİRİŞ

Vadeli işlem piyasalarının iki önemli fonksiyonu risk transferi ve spot (nakit) fiyatların keşfidir. Vadeli işlem piyasalarının risk transferi fonksiyonunun işlevi, korumacıların karşısında riski transfer edebilecekleri piyasa katılımcıları bulmaları ile sağlanır. Bu yöntem tarihte çok eskilere dayansa da yakın geçmişimizde teknoloji ve küreselleşme sonucunda daha da yaygınlaşmıştır. Portföy çeşitleme aracı olması ve fayda sağlaması adına son yıllarda vadeli işlem piyasaları yatırımcıların dikkatini çekmiştir. 2008 krizi ile birlikte spekülörlerin vadeli işlem piyasalarındaki varlıkları sorgulanır hale gelmiştir. ABD Vadeli Emtia Ticaret Komisyonu'na (CFTC: Commodity Futures Trading Commission) kayıtlı vadeli işlem aracı kuruluşlarının (FCM: Futures Commission Merchant) müşteri hesaplarındaki yirmi yıllık gelişmeye bakıldığında ilginin büyüklüğü anlaşılmaktadır; 2002 yılında 64.3 milyar USD olan vadeli işlem fonları devamlı artışını sürdürmüş ve 2002 yılına göre 2018 yılında %354 artışla 291.8 milyar dolar gerçekleşmiştir (CFTC, 2018).

Fiyatlara etken olan temel arz-talep kanununa göre, reel miktarsal talebin (tüketimin) artması fiyatları arttıracaktır, reel miktarsal arzın (üretim) artması fiyatları azaltacaktır ve emtiaya özel olarak stokların artması (düşük talep yüksek arz) sebebiyle fiyatları azaltacaktır yönündedir. Literatürden örneklere bakıldığında; Macdonald (2009), ABD arz ve talep dinamiklerinin ABD arazi pamuk fiyatını etkilediği; Chua ve Tomek (2010), mısır emtiasında beklenen üretim vadeli fiyatları düşürdüğünü; James (2015), 2002 ile 2008 arasında petrol ve bakır emtiasında talebin fiyatı etkilediği; Janzen (2013) pamuk emtiasında stokların fiyatları etkilediğini söylemişlerdir. Bu çalışmada daha önce literatürde fazla yer bulmamış vadeli pamuk emtiası getirisi özelinde inceleme yapılmıştır. Getiri verisi NYSE:ICE ( New York Kıtalar Arası Borsası) vadeli işlem borsası fiyatlarından derlenmiştir. Hem literatür çerçevesinde hem de raporlar ışığında, reel piyasa dinamiklerini oluşturan miktarsal arz ve talep verilerinin -üretim, tüketim, stok- (reel dinamik verileri) vadeli pamuk emtiası getirisi ile etkileşimde olabileceği düşünülmektedir. Çalışmada reel dinamikler olarak anılan pamuk üretim, tüketim ve stok verileri, ABD Tarım Bakanlığı (USDA: United States Department of Agriculture) tarafından yayımlanan Dünya Tarım Arz ve Talep Tahminleri (WASDE: World Agricultural Supply and Demand Estimates) raporlarından derlenmiştir. Son 10 yılın ortalamasına göre, yıllık 6.4 milyon ton üretim ile Çin dünyada birinci sıradadır, ABD 2.6 milyon ton ihracat ile dünyanın en büyük ihracatçısı konumundadır ve 720.000 ton üretim ile Türkiye dünya pamuk üretiminde başı çeken ilk 7 ülkeden biridir (USDA, 2019). Dünya pamuk arz ve talebinde Çin ve ABD önemli rol oynamaktadır dolayısıyla çalışmada bu iki ülke verileri ayrıca ele alınmıştır.

Getiri verisindeki ARCH etkisi sebebiyle koşullu değişen varyans yöntemi ile çalışılmıştır. Uygun ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH yöntemleri üzerinden modeller oluşturulmuştur. Bağımlı değişken aylık vadeli pamuk getirisidir. Bağımsız değişkenler dünya üretim, tüketim, stok/kullanım, ithalat-ihracat, Çin ve Çin dışı ülkelerin üretim, tüketim, stok/kullanım verileridir. Getiri verisi ile reel dinamik verileri ikili kombinasyonlarla modellenmiştir. Yani, bağımsız değişken olarak alınan her bir reel dinamik verisi ayrı olarak getiri verisi ile modellenmiştir.

Koşulları sağlayan anlamlı uygun koşullu değişen varyans modelleri seçilmiştir. Nihayetinde koşulları sağlayan 10 ekonometrik modele ulaşılmıştır. Genel olarak bulgulara bakıldığında, tüketim verileri anlamlı istatistiki sonuçlar vermiş, getiri ile pozitif ilişkili olduğu gözlenmiştir. Çin stok/kullanım verisinin getiri ile negatif ilişkili olduğu görülmüştür. Koşullu değişen varyans modellerinde arz verileri (üretim) ile getiri arasında anlamlı bir sonuca ulaşılamamıştır. Getiri oynaklığını talep (tüketim) verilerinin düşürdüğü görülmüştür. Piyasalarda talebin artmasının piyasa derinliği sağlaması sebebiyle fiyatlarda oynaklığı düşürücü etki olduğu düşünülmektedir. Yapılan Granger nedensellik analizinde vadeli pamuk emtiası getirisi, beklenen reel dinamiklerin Granger nedeni çıkmıştır. Tek yönlü bir ilişki vardır, tersi sonuçlar anlamlı çıkmamıştır. Çalışmanın ikinci bölümünde teori ve literatür hakkında bilgi verilmiştir. Üçüncü bölümünde kullanılan veri hakkında bilgi verilmiş, uygulanan ekonometrik yöntem açıklanmıştır. Dördüncü bölümde bulgular paylaşılmıştır.

## 2. TEORİ VE LİTERATÜR

Pamuk reel piyasası verilerinin hem spot hem de vadeli emtia getirileri ile etkileşimde olduğu geçmiş literatürde incelenmiştir. Bir piyasada fiyatlar temel olarak arz ve talep kanunları çerçevesinde oluşur ve vadeli işlem piyasaları için de bu kavram geçerlidir (Hull, 2012). Temel arz-talep kanununda fiyat belirleme yaklaşımı, fiyatın arz ve talep arasında oluşan denge noktasıdır. Arz ve talep kanunu emtia fiyatlarındaki değişimi dört maddede açıklar. i) Birinci kanun, eğer talep artarsa ve arz değişmezse fiyatlar ve miktarlar yükselecektir; ii) ikinci kanun, eğer talep düşerse ve arz değişmezse fiyatlar ve miktarlar düşecektir; iii) üçüncü kanun, eğer talep değişmez ve arz artarsa fiyatlar düşecektir ve miktarlar artacaktır; iv) son kanun, eğer talep değişmez ve arz azalırsa fiyatlar yükselecektir ve miktarlar düşecektir. Pamuk gibi depolanabilir emtialar söz konusu olduğunda, denge fiyatlarında eş zamanlı olarak üretim ve talep faktörlerinin etkili olması yanında, gelecekte beklenen arz ve talep beklentilerine karşı mevcut stokların tutulma isteği de fiyat belirlenmesinde etkili olacaktır (Janzen, 2013). Her ayın 12. günü USDA tarafından yıllık sezonsal tahmin verilerinin içeren WASDE raporu yayınlanmaktadır. Bu veriler dünyanın dört bir tarafındaki ajanslar vasıtasıyla USDA tarafından toplanmaktadır. İşlenen araziler, ticaret hacmi, uydu görüntüleri ve iklim koşulları gibi etkenler dikkate alınarak miktarsal tahminleme yapılır. Piyasa katılımcıları her ay USDA tarafından yayınlanan bu emtia raporlarını yorumlayarak vadeli işlem piyasalarında pozisyonlarını almaktadırlar. Teori ve literatür çalışmalarına göre, talebin (tüketimin) artması fiyatları arttıracığı, arzın (üretimin) artması fiyatları azaltacağı ve emtia özelinde stokların artması ise (düşük talep yüksek arz) fiyatları azaltacağı yönündedir.

Stokların pamuk fiyatlarını etkilediğini gösteren çalışmalardan biri Goreux'a (2007) aittir. Stokların bağımsız değişken olduğu ve spot fiyatlarının bağımlı değişken olduğu regresyon modelleri üzerinde çalışmıştır. Fiyat verisi için pamuk emtiasında spot fiyatlar olarak kabul edilen Cotlook A index verisini kullanmıştır. Cotlook A index fiyatlarının hem Çin hariç dünya stokları ve Çin stokları ile ilişkisini incelemiştir. Pamuk Cotlook A index, dünya ülkelerinin pasifik limanlarına CIF

tarifeli verdiği spot fiyatlardan en ucuz ilk 5 fiyatının ortalamasından oluşmaktadır. Goreux çalışmasında, Çin hariç dünya stoklarının ve Çin stoklarının artışının fiyatları aşağı doğru etkilediği ve Çin hariç dünya stoklarının değişiminin Çin stokları değişimine göre çok daha fazla fiyata etkisi olduğu sonucuna varmıştır. Bu çalışmada da vadeli pamuk emtiası getirisi üzerinde Çin dışı ülkelerin stok etkilerinin, Çin stok etkilerine göre daha fazla olduğu gözlenmiştir.

Macdonald (2009), ABD çiftlik arazi pamuğu fiyatlarının tahmini için fiyatın bağımlı değişken olduğu, ABD pamuk arzının, ABD stok/kullanım oranının ve Çin net ithalat verisinin bağımsız değişken olduğu tahmin modeli oluşturmuştur. 1973 ile 2007 yılları arası arazi pamuk fiyatları tarihsel verileri USDA'nın Ulusal Tarım İstatistik Servisi (NASS: National Agricultural Statistics Service)'den ve miktar verilerini USDA'nın WASDE raporundan almıştır. USDA'nın WASDE raporunda beklenen üretim, tüketim, ithalat, ihracat, dönem başı stoklar ve dönem sonu stoklar raporlanmaktadır. Macdonald, ABD arz verisini ithalatlar ve üretim olarak, ABD talep verisini ise ihracat ve tüketim olarak almıştır. Bir ülke özelinde düşünüldüğünde, arz ve talebi MacDonald gibi gruplamak mantıklıdır. Ülkenin ekonomisine fiziki pamuk olarak giren pamuk emtiası miktarını arz olarak (ya da üretim ve ithalat toplamı) tanımlanırken, ülkenin ekonomisinden fiziki pamuk olarak çıkan pamuk emtia miktarını talep olarak (ya da tüketim ve ihracat toplamı) tanımlamıştır. USDA'da WASDE raporunda bu aynı gruplamayı yapmıştır. Macdonald, fiyatın %68'i pamuk fiyat modelinde kullanılan değişkenler ile açıkladığını söylemektedir. Modelde ABD pamuk arzı ve Çin net ithalat verisi olasılık değerleri anlamlı çıkmıştır, ABD stok kullanım oranı anlamlı çıkmamıştır. Arzdaki yüzdeler artışların, fiyatı yüzdeler olarak düşürdüğünü ve Çin net ithalatındaki yüzdeler artışların, fiyatı yüzdeler olarak arttırdığını söylemiştir. Macdonald, ABD arz ve talep reel dinamiklerinin ABD arazi pamuk fiyatına etkilerini göstermiştir. Bu çalışmada ise dünya pamuk reel dinamiklerinin vadeli pamuk emtia işlem fiyatlarına etkisi araştırılmıştır.

Hem vadeli tarım emtia fiyatları hem de WASDE raporları verilerini içeren bir araştırma yapan Chua ve Tomek (2010), gelecekteki ekonomik beklentilerin emtia fiyatlarını etkileyen önemli bir unsur olduğu düşünerek mısır emtiasının vadeli işlem fiyatlarının beklenen üretim, stok ve talep verileri ile nasıl etkilendiğini ortaya koymak için ekonometrik model çalışmışlardır. 1989 ile 2009 yılları arası mısır vadeli işlem fiyatlarını CBOT'dan ve beklenen üretim, stok ve tüketim verilerini USDA'nın WASDE raporundan temin etmişlerdir. Fiyatın bağımlı değişken olduğu modelde, beklenen arz artışları olduğunda vadeli mısır emtia fiyatlarının düştüğünü görmüşlerdir.

James (2015), yapmış olduğu çalışmasında 2002 ile 2008 yılları arasındaki bakır ve petrol emtiasının hem spot hem de vadeli fiyatlardaki dalgalanmaların sebebini araştırmıştır. Fiziksel stoklara olan dışsal talep şoklarını ve yatırımcıların finansal türev araçlarına olan spekülasyon taleplerini çalışan James, modelini yapısal VAR (Structural VAR) üzerinden kurmuştur. Hem spot hem de vadeli işlem piyasalarında dayanak varlık olan emtiaya karşı beklenmedik küresel miktarsal taleplerin,

emtiaların fiyatlarını güçlü olarak arttırdığını çalışmada söylemektedir. Bu dönemdeki talep yönlü artışın nedeni Çin ve Hindistan'ın hızlı bir şekilde büyümesi, şehirleşme ve orta sınıfın refahının artması sonucunda bu emtialara olan talebin arttırmasıyla açıklanmaktadır.

Jacks ve Stuermer (2016), yaptıkları çalışmada geniş bir veri aralığı kullanmıştır. 1870'den 2013 yılına kadar 145 yılı kapsayan ve çeşitli tarım, metal ve hafif emtialardan oluşan 12 emtia verisi ile çalışmışlardır. Aylık veriler üzerinde yapısal VAR modeli kullanmışlardır. Emtia talep şokları ve emtia özelindeki stok talep şoklarının, arz şoklarından ziyade reel emtia fiyat yükselişlerinin öncü tetikleyicisi olduğunu anlamışlardır. Özellikle tarım ve pamuk gibi hafif tarım emtia ürünleri için stok ve emtia özelinde talep şoklarının fiyat yükselişlerinin önemli bir sürücüsü olduğunu belirtmektedirler. Farklı emtialarda talep şoklarının fiyat farklılaşmasına katkısı olduğunu söylemektedirler. Son olarak, emtia arz şoklarının bazı emtialarda fiyat sıçramalarını açıklamada rol oynadığını görmüşlerdir.

Janzen (2013), araştırmasında net arz şoklarının pamuk fiyatlarını arttırdığından bahsetmiş ve pamuk fiyatlarının aşırı yükselmesinde ya da düşüşünde mevcut stok miktarlarının da etkisi olduğunu söylemiştir. Ayrıca, 2008 yılında istisna yaşanarak talep kaynaklı bir fiyat yükselişinin olduğunu söylemektedir. Janzen, araştırmasını 1960 ile 2011 yılları arasındaki aylık veriler üzerinden çalışmıştır. Fiyat verileri için en yakın vadedeki pamuk vadeli işlem kontratlarını almıştır. Reel ekonomik dinamikler olarak bahsettiği arz ve talep verileri için USDA raporlarını kullanmıştır. Bulgularına göre; reel ekonomik aktivitelerin pamuk fiyatlarının değişiminde etkili olduğunu ve bu arz talep değişimlerinin dönemlere göre fiyatların yüksek oynaklığına sebep olduğunu söylemiştir. 1973/74, 1990/91, 1995/96, 2010/11 sezonları için net arz şoklarının pamuk vadeli emtiası fiyatının en fazla değişmesinde etkili olduğu sezonlar olduğunu söylemiştir. Fakat 2007/08 sezonunda net arz şoklarının fiyatların sapmalarında etkili bir sebep olmadığını belirtmiştir. Bu çalışmada ise 2009-2018 vadeli işlem fiyatları üzerinde beklenen arzın getiriye ve oynaklığa karşı etkili olmadığı görülmüştür. Bu çalışmadaki verilerin güncel olması bu farklılığın temel sebebi olabilmektedir. Janzen'in çalışması ile bu çalışma kıyaslandığında, son 10 yılda arz verilerinin pamuk vadeli emtia getirisi üzerine etkisi kaybolmuştur denilebilir. Yine bu çalışmada, Janzen'in de bulguları arasında olan, talep ve stok/kullanım reel dinamiklerinin getiriye etkilediği görülmüştür.

### **3. VERİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM**

Çalışmada kullanılan veriler ve ekonometrik yöntem bu başlıkta anlatılmıştır.

#### **3.1. Veri**

Vadeli pamuk emtiası fiyat verilerinden oluşturulan getiri verileri ve WASDE raporlarından alınan beklenen üretim-tüketim-stok miktarsal verilerinden oluşturulan pamuk reel piyasa dinamik verileri aşağıdaki başlıklarda anlatılmaktadır.

### 3.1.1. Getiri Verisi

Küresel krizin boy gösterdiği 2008 yılından sonraki 2009-2018 yılları arası veri aralığı olarak seçilmiştir. 2009-2018 yılları arasındaki son 10 yıl, pamuk fiyatları önceki 10 yıla göre (1999-2008) daha yüksek bir ortalama etrafında dalgalanmıştır. Bu iki 10 yıl arasındaki ortalama fiyatlar yükselmiş ve bu yüksek fiyatlar piyasada kabul bulmuştur. 2008 krizi öncesi tüm emtialarda yükselen talepler fiyatları yükseltici etken olmuştur. 2008 Krizi sonrası özellikle gelişen ülkelerdeki talep daralması sonucu, fiyatlarda genel düşüş olmuş, sonraki yıllarda piyasaların toparlanması ile birlikte emtiaya olan talepler yine artmış ve pamuk fiyatları yükselmiştir. Önceki yıla göre 2010 yılında talebin ciddi artması ve arzın yeterli olmaması sebebiyle dönem başı stoklar ciddi erimiştir. Özellikle piyasadaki bu durumunun etkisi ve spekülörlerin yapay fiyat oluşumu sebebiyle 2011 yılında pamuk fiyatları tarihi zirvelerini görmüştür. 2010 ve 2011 yılındaki pamuk fiyatların yukarı yönlü gitmesinin ana sebebi bu şekilde açıklanabilir. 1990 yıllarında Çin'in de başı çektiği, çoğu ülkede üretimin liberalize edilmesi sonucu bu yıllardan günümüze emtia talebi ve dolayısıyla pamuk talebi artmıştır. Geçen son 30 yılda Çin ve Hindistan gibi ülkelerin orta sınıfının gelişmesi pamuk talebini arttırmasında rol oynamıştır (James, 2015). Bu çalışmada vadeli pamuk emtiası fiyat getirileri ile reel piyasa dinamikleri olan dünya pamuk arz, talep ve stok beklentilerinin etkileri araştırılmıştır. Fiyat verileri için, NYSE:ICE borsasında işlem gören en yakın vadeli pamuk no.2 kontratı günlük kapanış verileri üzerinden aylık toplam fiyat verilerine ulaşılmıştır. WASDE raporundaki veriler aylık yayınlanmasında ötürü getiri verisi de aylık frekansa çevrilmiştir. Ortalama hesaplamalarıyla 10 yıl için 120 aylık fiyat getiri verisi oluşturulmuştur. Literatüre bakıldığında genel olarak en yakın vadeli işlem fiyatları kullanıldığı görülmüştür. Bu çalışmada da en yakın vadeli kontrat fiyat verisi kullanılmıştır.

$$\text{Getiri AY (t)} = \text{LN} ( \text{Fiyat (t)} / \text{Fiyat (t-1)} )$$

(1)

### 3.1.2. Reel Piyasa Dinamikleri: Arz ve Talep

Amerika Tarım Bakanlığı dünya genelinde tarım emtialarının arzının ve talebinin takibini yapabilmek adına ve kendi politikalarına yön verme amacıyla çeşitli kaynaklardan düzenli bilgi toplayarak hazırladığı belli başlı raporları halka açık olarak da paylaşmaktadır. Bu raporlar, belirlenmiş tarım emtialarının dünya genelini kapsayacak şekilde miktarsal olarak raporlandığı ve gelecek sezon tahmin verilerinin bulunduğu rakamları içermektedir. Bu raporlardan bir tanesi de WASDE Raporudur. Raporun içeriğinde, dünyada ve ülke bazında sezon sonu itibariyle yıllık beklenen üretim, tüketim, ihracat, ithalat ve dönem sonu stok tahminleri yer almaktadır. WASDE raporu, her ay düzenli olarak ayın 9 ile 12'si arasında USDA'nın web sitesinde yayınlanmaktadır. Raporun en önemli özelliklerinde bir tanesi hazırlanmış safhalarıdır. Bilginin doğru ve aynı anda piyasaya yayılması adına USDA, yayınladığı raporlara azami önem vermektedir. Bilginin son kullanıcılar tarafından etkin olarak piyasada kullanılabilmesi için ve paylaşılacak bilginin piyasayı etkileyecek derecede önemli olduğu için WASDE raporu USDA'nın Güney Binasında yüksek güvenlik altında hazırlanmaktadır. Sabahtan kapılar kilitlenmekte,

pencerelerin gölgelikleri kapatılmakta ve ortam tüm telefon internet bağlantılarından izole edilmektedir. Bir analist ancak kimliğini güvenlik görevlisine göstererek içeri girebilmekte ve rapor üzerinde çalışabilmektedir. Tüm dünya ile iletişim raporun yayınlanacağı ABD saatiyle öğleden sonra 12:00'ye kadar kesilir (NASS, 2019). Pamuk reel piyasa dinamikleri olarak nitelendirilen arz ve talep verileri ve bunlarla birlikte pamuğun stoklanabilen bir emtia olması sebebiyle dönem sonu stok verileri USDA'nın WASDE raporundan alınmıştır. Aylık olarak yayınlanan WASDE raporunda dünya ve ülkelerin emtia arz ve talepleri tam bir bilanço tutarlığında raporlanmaktadır. Yani raporda arz ve talep birbirine eşittir:

$$\text{Toplam Arz} : \text{Başlangıç Stokları} + \text{Üretim} + \text{İthalat}$$

$$\text{Toplam Talep} : \text{Dönem Sonu Stokları} + \text{Tüketim} + \text{İhracat}$$

olarak formülize edilmiştir (NASS, 2019). Macdonald (2009) çalışmasında, ABD arz verisini ithalatlar ve üretim olarak, ABD talep verisini ise ihracat ve tüketim olarak almıştır. Bir ülke özelinde düşünüldüğünde, arz ve talebi MacDonald gibi gruplamak mantıklıdır. Ülkenin ekonomisine fiziki pamuk olarak giren pamuk emtiasının miktarı arz olarak tanımlanırken, ülkenin ekonomisinden fiziki pamuk olarak çıkan pamuk emtiasının miktarı talep olarak tanımlanabilir. USDA'da, WASDE raporunda aynı gruplamayı yapmıştır. Ülke özelinde düşünüldüğünde yukarıdaki hesaplama doğru bir bakış açısı sunmaktadır. Macdonald (2009), Chua ve Tomek (2010) vb. diğer literatürlerde dönem başı ve dönem sonu verileri, arz ve talep verileri içine dahil edilmemiştir. Bunun sebebi üretim, tüketim, ihracat ve ithalat verileri raporda her ay güncellenen yıllık beklenen verilerdir. Dönem başı stoklar bir önceki yılsonu itibarıyla ve 12 ay boyunca bu verilerde değişiklik olmamaktadır. Dönem sonu stokları da üretim ve tüketim verilerinden oluşmaktadır. Çalışmada dönem başı stokları dikkate alınmamış, dönem sonu stokları ayrıca bir değişken olarak değerlendirilmiştir. Bununla birlikte araştırılan hemen hemen her literatür ve raporda stok kullanım oranlarının fiyat ile ilişkisi araştırıldığı görülmüştür. Bu çalışmada da stok yerine stok kullanım oranı verisine yer verilmiştir. Ülke özelinden çıkıp dünya geneline baktığımızda; dünya konsolidasyonunda ülkelerin birbirleri ile yaptıkları ihracatlar ve ithalatlar eşit olacaktır. Bu sebeple dünya toplamında arz ve talep unsurları değerlendirilirken ithalat ve ihracat verileri dışarda tutulmuştur. Yani dünya arzı = dünya üretimi, dünya talebi = dünya tüketimi olarak değerlendirilmiştir. Çalışmada kullanılan verilerin adları, kısaltmaları ve açıklamaları tablo 1'de görüntülenmektedir. Bundan sonra tüm bu reel piyasa verilerini genel tanımlama adına "reel dinamik" verileri denilecektir. Bunun yanında çalışmanın bütününe daha iyi anlaşılması için veriler üç üst grupta toplanmıştır: i) Arz verileri: WPR, XCS; ii) Talep verileri: WUS, UEX, WIM ya da WEX, CUS, XCD; iii) Stok verileri: WEN, CEN, WSU, CSU, XCR.

**Tablo 1. WASDE Raporuna Göre Pamuk Emtiası Reel Dinamik Verileri Açıklamaları**

| WASDE Raporu Verileri                             | Kısaltma | Açıklama  |
|---|----------|---|
| * Dünya Üretim (Arz) : World Production           | WPR      | Dünya toplam üretim verilerinin LN farkı                            |
| * Dünya Tüketim (Talep) : World Use               | WUS      | Dünya toplam tüketim verilerinin LN farkı                           |
| Dünya Dönem sonu stok : World End                 | WEN      | Dünya dönem sonu stok verilerinin LN farkı                          |
| Dünya İhracat : World Export                      | WEX      | Dünya toplam ihracat verilerinin LN farkı                           |
| * Dünya İthalat : World Import                    | WIM      | Dünya toplam ithalat verilerinin LN farkı                           |
| * ABD İhracat : US Export                         | UEX      | ABD ihracat verilerinin LN farkı                                    |
| * Çin Talep (Tüketim)                             | CUS      | Çin ihracatı olmadığı için "tüketim" in LN farkı olarak alınmıştır. |
| Çin Dönem Sonu Stok : China End                   | CEN      | Çin dönem sonu stokları LN farkı                                    |
|   |          |   |
| WASDE Raporu verilerinden hesaplanan ek veriler   | Kısaltma | Açıklama  |
| * Dünya Dönem Sonu Stok / Kullanım : Stock-to-Use | WSU      | WEN / WUS rasyosunun LN farkı                                       |
| * Çin Dönem Sonu Stok / Kullanım                  | CSU      | CEN / CUS rasyosunun LN farkı                                       |
| * Çin Hariç Dönem Sonu Stok / Kullanım            | XCR      | Çin hariç stok/kullanım rasyosunun LN farkı                         |
| * Çin Hariç Arz (Üretim + İthalat)                | XCS      | Çin hariç üretim ve ithalat toplamı LN farkı                        |
| * Çin Hariç Talep (Tüketim + İhracat)             | XCD      | Çin hariç tüketim ve ihracat toplamı LN farkı                       |

\* İşaretili veriler çalışmada değişken olarak kullanılmıştır.

Bu bölümde tablo 1’de listelenen tüm veriler için model kurulmamıştır. Sadece “ \* ” işaretli veriler üzerinde ekonometrik modeller çalışılmıştır. İşaretili olmayan veriler, diğer verileri türetmek için kullanılmıştır. Dünya dönem sonu stok verisi (WEN) ile dünya dönem sonu stok/kullanım verisi (WSU) için korelasyon güçlü ve pozitif olarak %95 çıkmıştır (Tablo 2). Özünde aynı bilgiyi içeren bu iki veri arasından, genel literatür ve raporlarda kullanıldığı üzere, stok/kullanım rasyosu seçilmiştir. Aynı durum Çin dönem sonu stokları (CEN) ve Çin stok/kullanım (CSU) rasyosu için de geçerlidir ve bu iki verinin korelasyonu %97’dir. Çalışmada Çin stok/kullanım rasyosu üzerinden ilerlenmiştir. Dünya ihracat (WEX) ve dünya ithalat (WIM) verilerinin korelasyonu %99.96 çıkmıştır. Dünya toplamında ülkelerin karşılıklı olarak yaptığı ihracat ve ithalat rakamları eşit olacaktır ve dolayısıyla bu iki veri arasında güçlü korelasyonun çıkması beklenen bir durumdur. Çalışmada tekrar olmaması için WIM verisi üzerinden ilerlenmiştir. Ayrıca WIM (ithalat) ve WEX (ihracat) verisinin, getiri verisi G\_A ile yakın korelasyonda olduğu görülmüştür, korelasyon katsayıları %26.8 çıkmıştır.

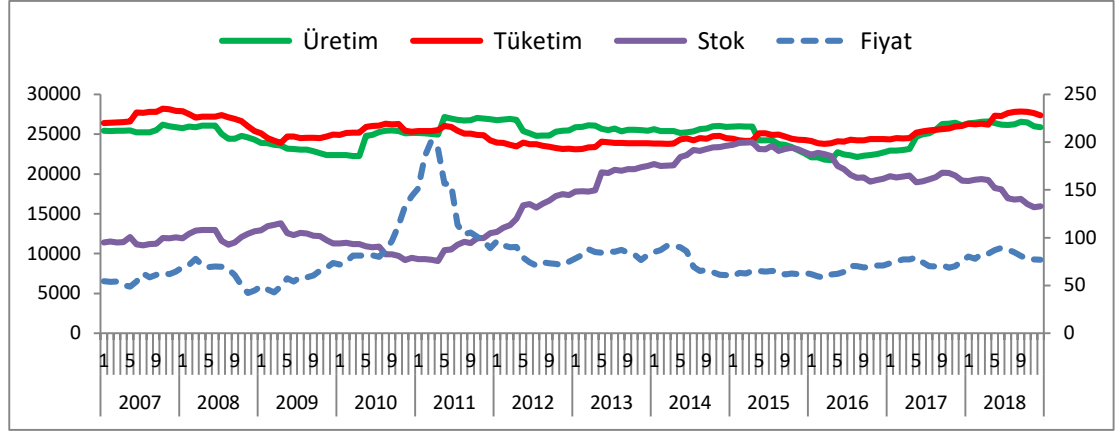


**Tablo 2. Vadeli Pamuk Aylık Getiri ve Reel Dinamikler Korelasyon Matrisi**

|     | G_A     | WPR     | WUS     | WEN     | WEX     | WIM     | UEX     | CUS     | CEN     | WSU     | CSU     | XCR     | XCS     | XCD     |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| G_A | 1       | -0.1114 | 0.0945  | -0.4838 | 0.2672  | 0.2681  | 0.1911  | 0.0825  | -0.1898 | -0.4610 | -0.1928 | -0.4164 | -0.0571 | 0.2259  |
| WPR | -0.1114 | 1       | 0.1604  | 0.1049  | 0.2490  | 0.2417  | 0.1549  | 0.2890  | -0.1925 | 0.0447  | -0.2490 | 0.3565  | 0.8567  | 0.1955  |
| WUS | 0.0945  | 0.1604  | 1       | -0.2001 | 0.1701  | 0.1682  | -0.0115 | 0.6393  | -0.2170 | -0.4840 | -0.3622 | -0.2928 | 0.4236  | 0.6392  |
| WEN | -0.4838 | 0.1049  | -0.2001 | 1       | -0.4311 | -0.4296 | -0.2821 | -0.2314 | 0.6627  | 0.9542  | 0.6586  | 0.5386  | 0.0263  | -0.3528 |
| WEX | 0.2672  | 0.2490  | 0.1701  | -0.4311 | 1       | 0.9996  | 0.1822  | 0.0922  | -0.2461 | -0.4369 | -0.2462 | -0.2997 | 0.3309  | 0.7786  |
| WIM | 0.2681  | 0.2417  | 0.1682  | -0.4296 | 0.9996  | 1       | 0.1805  | 0.0890  | -0.2454 | -0.4350 | -0.2448 | -0.2993 | 0.3248  | 0.7785  |
| UEX | 0.1911  | 0.1549  | -0.0115 | -0.2821 | 0.1822  | 0.1805  | 1       | 0.1084  | -0.1547 | -0.2484 | -0.1679 | -0.0625 | 0.1270  | 0.1146  |
| CUS | 0.0825  | 0.2890  | 0.6393  | -0.2314 | 0.0922  | 0.0890  | 0.1084  | 1       | -0.2488 | -0.4018 | -0.4847 | 0.0227  | 0.2974  | 0.1945  |
| CEN | -0.1898 | -0.1925 | -0.2170 | 0.6627  | -0.2461 | -0.2454 | -0.1547 | -0.2488 | 1       | 0.6581  | 0.9678  | -0.1502 | -0.2258 | -0.2248 |
| WSU | -0.4610 | 0.0447  | -0.4840 | 0.9542  | -0.4369 | -0.4350 | -0.2484 | -0.4018 | 0.6581  | 1       | 0.6988  | 0.5704  | -0.1058 | -0.5102 |
| CSU | -0.1928 | -0.2490 | -0.3622 | 0.6586  | -0.2462 | -0.2448 | -0.1679 | -0.4847 | 0.9678  | 0.6988  | 1       | -0.1416 | -0.2812 | -0.2536 |
| XCR | -0.4164 | 0.3565  | -0.2928 | 0.5386  | -0.2997 | -0.2993 | -0.0625 | 0.0227  | -0.1502 | 0.5704  | -0.1416 | 1       | 0.1971  | -0.4218 |
| XCS | -0.0571 | 0.8567  | 0.4236  | 0.0263  | 0.3309  | 0.3248  | 0.1270  | 0.2974  | -0.2258 | -0.1058 | -0.2812 | 0.1971  | 1       | 0.4583  |
| XCD | 0.2259  | 0.1955  | 0.6392  | -0.3528 | 0.7786  | 0.7785  | 0.1146  | 0.1945  | -0.2248 | -0.5102 | -0.2536 | -0.4218 | 0.4583  | 1       |

### 3.1.3. Verilere İlk Bakış

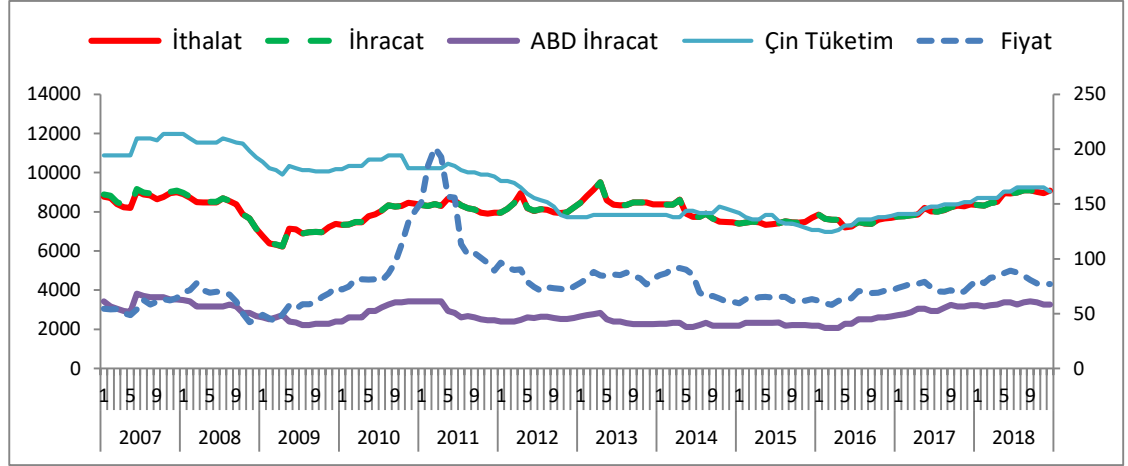
Pamuk emtiası için incelenen reel piyasa dinamiklerine iki ayrı grafikte bakılmıştır. Bu grafiklerdeki veriler mutlak rakamlardır ve seviye değerleridir. Grafiklerin sol eksen başlığı tonaj bilgisini (bin ton) göstermekte, sağ eksen başlığı ise fiyat bilgisini (c/lb) göstermektedir. Dünya üretim, tüketim, stok ile fiyat verisinin olduğu şekil 1'de 2010 sonuna kadar tüketimin üretimden fazla seyrettiği ve bu zaman zarfında da fiyatlarda artışlar olduğu gözlenmektedir. 2010'dan 2015'in başlarına kadar kriz sonrası alım gücündeki zayıflama etkisi ve fiyatların yükselmesinden dolayı tüketim düşme eğiliminde seyretmiş, üretim ise daha yavaş bir düşüş eğiliminde olmuştur. Bu süre zarfında üretimin tüketimden fazla olması sebebiyle pamuk stoklarında artış meydana gelmiştir. Grafik üzerinden bakıldığında, stoklardaki değişimle fiyat değişiminin negatif ilişkili olduğu gözle görülebilmektedir. Stokların 2015'te zirve yaptığı dönemlerde fiyatlar son 10 yıl ortalamasının altında seyretmiştir. Üretimin düştüğü dönemlerde ise pamuk emtiası fiyatının yükseldiği görülmektedir.



Şekil 1. 2007-2018 Yılları Arası Dünya Pamuk Üretim, Tüketim, Stok ve Vadeli Fiyatları

Kaynak: USDA, <https://www.usda.gov/oce/commodity/wasde/> raporlarından derlenmiştir, 2007-2018.

Dünya ihracat, ithalat, ABD ihracat, Çin tüketim ile fiyat verisinin olduğu şekil 2’de ilk göze çarpan görüntü, ithalat ve ihracat verilerinin üst üste kesiştiğidir. Dünya toplamında ülkelerin birbirlerine yaptıkları ihracat ve ithalat toplamalarının birbirine eşit olduğu şekil 2’deki grafiklerde de görülmektedir. Genel olarak bakıldığında dünya ihracat ve ithalatının seyri ile fiyatın ilişkisinin pozitif korelasyonu kısmen görülmektedir. Grafik üzerinden, dünya ticaret hacminin artmasıyla birlikte fiyatlarda artışlar, dünya ticaret hacminin azalmasıyla fiyatlarda düşüşler görülmektedir. Çin tüketimleri 2015’e kadar azalarak devam etmiştir. Dünya ihracatında birinci olan ABD ihracat rakamları, dünya ihracat rakamları ile aynı yönde devam etmiş, son yıllarda ise artış yönünde olduğu görülmektedir.



**Şekil 2. 2007-2018 Yılları Arası Dünya Pamuk İthalat, İhracat, ABD İhracat, Çin Tüketim ve Vadeli Fiyatları**

Kaynak: USDA, <https://www.usda.gov/oce/commodity/wasde/> raporlarından derlenmiştir, 2007-2018.

### 3.2. Ekonometrik Yöntem

Vadeli pamuk emtiası getirisi ile pamuk emtiası piyasası temel miktarsal arz ve talep dinamikleri arasında ekonometrik modeller kurulmuştur. Fiyat getirisinin her farklı modelde bağımlı değişken olduğu ve üretim, tüketim, stok, ihracat-ithalat gibi reel dinamik verilerinin ayrı modellerde bağımsız değişkenler olduğu modeller denenmiştir. Nihayetinde, 10 adet reel dinamik verisinin bağımsız değişken olduğu, 10 farklı model oluşturulmuştur. Öncelikle değişkenlerin birim kök analizleri yapılmıştır. Sonrasında getiri serisinin otokorelasyon sınaması yapılmıştır. Daha sonra kurulan modellerin kalıntılarında görülen ARCH etkisi sebebiyle koşullu değişen varyans modelleri kullanılmıştır. Geçmişte yapılan çalışmalarda finansal zaman serileri üzerine sık kullanılan ARCH, GARCH, TGARCH ve EGARCH modelleri ile farklı arch ve garch gecikmeli kombinasyona sahip modeller kurulmuş ve koşulları sağlayan en uygun model seçilerek katsayılar üzerinde yorumlamalar yapılmıştır. Koşullu değişen varyans ortalama modelleri üzerinden bağımlı ve bağımsız değişkenler arası etkileşim incelenmiştir. Varyans modeline ayrıca bağımsız değişken olarak reel dinamik verileri eklenmiş ve getirinin oynaklığına etkisi incelenmiştir. Ayrıca değişkenler için uygun gecikmeler bulunarak getiri ve pozisyonlar arasında Granger nedensellik yönlerine bakılmıştır.

ARCH ve GARCH modelleri, değişken oynaklığa sahip finansal zaman serileri için varyansın sabit kalmadığını öngören ve doğrusal olmayan ekonometrik modellerdir. Çalışmada ARCH, GARCH modelleri yanında en iyi modeli tahmin etmek amacıyla literatürde de sıkça kullanılan EGARCH ve TGARCH modelleri de incelenmiştir. Bu modellerin özelliği, varyans denklemi sayesinde oynaklıktaki değişimleri de

yorumlama fırsatı vermeleridir. ARCH ve GARCH modelleri, değişken oynaklığa sahip finansal zaman serileri için varyansın sabit kalmadığını öngören ve doğrusal olmayan ekonometrik modellerdir. ARCH modelleri finansal piyasa analizlerinde yaygınca kullanılan bir yöntemdir (Gökbulut & Pekkaya, 2014). Çalışmada ARCH, GARCH modelleri yanında en iyi modeli tahmin etmek amacıyla literatürde de sıkça kullanılan EGARCH ve TGARCH modelleri de incelenmiştir.

### 3.2.1. ARCH Modeli

EKK gibi geleneksel zaman serileri modellerinde hata terimlerinin sabit olduğu varsayılır. Engle (1982), bu varsayımdan farklı olarak modelin hata terimleri olan  $u_t$  nin t dönemindeki varyansının (şimdiki) değeri, geçmiş dönem hata terimleri  $u_{(t-1,2,...,n)}$  karelerine bağlı olacak şekilde değişkenlik arz eden otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelini ileri sürmüştür.

$$x_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2)$$

Yukardaki ortalama modelin q gecikmeli hata terimli varyansı aşağıdaki gibi modellenir:

$$h_t = \sigma_t^2 = \omega + u_{t-1}^2 \alpha_1 + u_{t-2}^2 \alpha_2 + u_{t-3}^2 \alpha_3 \dots + u_{t-q}^2 \alpha_q = \omega + \sum_{i=1}^q u_{t-i}^2 \alpha_i \quad (3)$$

Buna ARCH(q) süreci denir ve  $\omega \geq 0$ ;  $\alpha_i > 0$ ;  $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$  koşulu aranır. (Brooks, 2008, s. 388)

Hata terimlerinin koşullu varyansının parametrik olarak modellenmesine izin veren koşullu varyans yöntemi sayesinde finansal verilerin tahmininde yeni bilginin varyansı ya da oynaklığı nasıl etkelediği modellenebilmektedir. Buna bağlı olarak oynaklığın zaman içinde nasıl değiştiği izlenebilmektedir. Varyans denklemini kullanarak finansal varlık getirilerinde ortaya çıkan beklenmedik gelişme değerleri belirlenebilir. Koşullu değişen varyans, ortalama modelin hata terimlerinin (beklenmeyen şokların veya haberlerin) karesine bağlı olan bir fonksiyon olarak bu modelde tanımlanmıştır.

ARCH metodu kullanılmadan önce ortalama modelin ARCH etkisini içerip içermediği test edilmelidir. ARCH LM (Engle, 1982) ve Q (McLeod ve Li, 1982) testleri, ARCH etkisinin varlığını tespit etmek üzere literatürde sözü geçen en önemli iki testtir (Özden, 2008). Modelin hata kareleri arasında birinci ve daha yüksek gecikmede otokorelasyon sürecine dayanan ARCH LM testi genellikle tercih edilmektedir. LM testi için kurulacak hipotez aşağıdaki gibi olacaktır (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2006).

H0: Hataların beyaz gürültü sürecine sahip olması,  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q$ ;

H1: ARCH etkisine sahip hataların varlığı, en az bir  $\alpha_i > 0$

T'nin gözlem sayısı olduğu yerde, ARCH LM test istatistik değeri  $LM_{ARCH} = (T-q) \cdot R^2$  formülü ile hesaplanır (Güriş & Çağlayan, 2000, s. 135-139). LM test istatistiği, q serbestlik dereceli Ki-kare  $\chi_q^2$  dağılımına sahiptir. H0 hipotezinin reddedilmesi ile birlikte otokorelasyon olduğu anlaşılan en küçük kareler artıklarının kareleri ARCH etkisinin varlığını modelde ortaya çıkaracaktır. Etkinin varlığı görüldükten sonra modeldeki ortalama denklemi ve koşullu varyans denklemi tahmin edilebilmektedir.

### 3.2.2. GARCH Modeli

Bollerslev (1986), ARCH modellerini genelleştiren kullanışlı bir modeli GARCH olarak tanıtmıştır. Daha fazla geçmiş bilgiye ve esnek gecikme yapısına sahip olan bir model yapısı geliştirmiştir. GARCH modeline göre koşullu varyans, sadece geçmiş dönem hata karelerinin gecikmeli değerlerine değil, bağımlı değişkenin geçmiş dönem koşullu varyansının geçmiş dönem değerlerine de bağlıdır. Bu model, oynaklığı, piyasaya beklenmedik bilgi şoklarının bir fonksiyonu olarak parametrize etmektedir.

Genel bir GARCH(p,q) süreci, hata karelerinin gecikme uzunluğu q (arch gecikmesi) ve otoregresif kısmının gecikme uzunluğu da p (garch gecikmesi) ile ifade edildiğinde,

$\omega \geq 0$ ;  $\alpha_i \geq 0$ ;  $\beta_j \geq 0$ ;  $\sum_{j=1}^p \beta_j + \sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$ ; koşulları sağlanma şartıyla;

$$h_t = \sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p h_{t-j} \beta_j + \sum_{i=1}^q u_{t-i}^2 \alpha_i \quad (4)$$

denklemi şeklinde yazılabilir. Modelin parametrelerinin kestirimlerinde “En Çok Olabilirlik” (Max. Likelihood) yöntemi kullanılmaktadır. Koşullu varyans denklemi oluşturulduktan sonra modelin geçerliliği açısından tahmin edilen ARCH ve GARCH modelinin parametrelerinde iki koşul aranmaktadır. İlki negatif olmama koşuludur; varyansın pozitif olması için koşullu varyans denkleminin sabit katsayısının sıfırdan büyük ( $\omega > 0$ ) ve diğer değişkenlerin katsayılarının sıfıra büyük eşit olmasıdır ( $\alpha_i \geq 0$ ;  $\beta_j \geq 0$ ;  $i=1,2,\dots,q$ ). İkinci koşul ise, otoregresif modellerle ilgili durağanlık koşuludur. Koşullu varyans denkleminin sabit dışındaki diğer tüm parametrelerin toplamının birden küçük çıkması gerekmektedir, böylece durağanlık şartı sağlanmış olacaktır (Özden, 2008).

### 3.2.3. EGARCH Modeli

GARCH modelleri, pozitif ve negatif şoklara karşı oynaklığın simetrik tepki verdiğini varsaymaktadır. Fakat bu varsayımın geçerli olmadığı ihtimaller de mümkündür ve oynaklığın olası şoklara karşı asimetrik tepki verdiği durumlar da söz konusudur. Finansal zaman serilerindeki kaldıraç etkisinin modellenmesinde yeterli olmayan GARCH modelleri yerine ilk olarak Nelson (1991) tarafından bu eksikliğin giderilmesi için üstel GARCH (EGARCH) modelleri geliştirilmiştir.

$$\log(h_t) = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^q \alpha_i \frac{|u_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \frac{u_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \quad (5)$$

EGARCH modelinde koşullu varyansın doğal logaritması kendi gecikmeli değerlerine ve gecikmeli hata terimi karesi yerine standartlaştırılmış hata terimine  $\frac{|u_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}}$  koşulludur. Aynı zamanda koşullu varyans  $h_t$ , gecikmeli hata terimlerinin hem büyüklüğüne hem de işaretine bağlıdır. EGARCH modelinde koşullu değişen varyansın logaritması alındığından parametreler pozitif olmaktadır. Bunun sonucu olarak ARCH ve GARCH modellerindeki parametrelerin 0'dan büyük olma koşulu ( $\alpha_i$  ve  $\beta_i$  parametrelerinde sınırlamalar yoktur) gerekmemektedir (Brooks, 2008, s. 406). Burada  $\gamma_i \neq 0$  ise, asimetrik etkinin bulunduğunu ve  $\gamma_i < 0$  ise kaldıraç etkisinin olduğunu söylemektedir. Yani aynı büyüklükteki negatif şokların oynaklığa etkisinin pozitif şoklardan daha fazla olduğunu işaret etmektedir. Ayrıca  $\sum_{j=1}^p \beta_j$ 'nin mutlak değerinin küçük olması oynaklığın kalıcılığının (sürekliliğinin) az olduğunu göstermektedir (Özden, 2008).

#### 3.2.4. TGARCH Modeli

TGARCH'tır (Threshold GARCH ya da eşikli GARCH) modeli, pozitif ve negatif şokların etkisinin simetrik olmadığını dikkate alan alternatif diğer bir model türüdür. TGARCH modellerinde,  $u_{t-i} = 0$  eşik değer olarak kabul edildiğinde, pozitif şokların  $u_{t-i} > 0$  (olumlu haberlerin) koşullu varyans üzerindeki etkisinin, negatif şokların  $u_{t-i} < 0$  (olumsuz haberlerin) koşullu varyans üzerindeki etkisinden daha az olacağını varsaymaktadır. TGARCH modeline  $D_{t-i}$  kukla değişkeni eklenerek bu etki modele dahil edilmektedir. Buna göre, TGARCH(p,q) modeli,

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i D_{t-i} u_{t-i}^2 \quad (6)$$

$$D_{t-i} = \begin{cases} 1, & u_{t-i} < 0 \\ 0, & u_{t-i} \geq 0 \end{cases}$$

şeklinde yazılmaktadır. Bu modelde eğer  $\gamma_i \neq 0$  ise yeni haberlerin etkisinin farklı olacağı söylenebilmektedir. Bununla birlikte olumlu haberin etkisi  $\alpha_i$  kadar olurken, olumsuz haberin etkisi  $\gamma_i + \alpha_i$  kadar olacaktır.  $0 > \gamma_i$  ise olumsuz haberin oynaklık üzerindeki etkisinin olumlu haberin etkisinden daha fazla olacağını yani  $i$ 'inci düzeyden kaldıraç etkisinin olduğu söylenir. Eğer  $\gamma_i = 0$  ise, yeni haberlerin oynaklık üzerindeki etkisinin asimetrik olmadığı anlamına gelmektedir ve bu durumda TGARCH modeli GARCH modeline eşit olacaktır (Özden, 2008). Varyansın pozitiflik gereksimi nedeniyle, bu modelde negatif olmama koşulu aranmaktadır ve denklemin değişkenleri olan  $\omega > 0$ ;  $\alpha_i \geq 0$ ;  $\beta_j \geq 0$ ;  $\alpha_i + \gamma_i \geq 0$  sağlamalıdır. Bununla birlikte,  $\alpha_i + \gamma_i \geq 0$  koşulu sağlandıktan sonra  $\gamma_i < 0$  olması halinde model kabul edilebilir (Brooks, 2008, s. 405). Ayrıca, TGARCH modeli ile EGARCH modeli

arasındaki fark, TGARCH modelinde kaldıraç etkisinin kuadratik, EGARCH'da ise üstel olmasıdır (Mapa, 2004).

### 3.2.5. Oynaklık

Oynaklığı açıklamada farklı yazarlar farklı tanımlamalarda bulunmuşlardır. Oynaklık (değişkenlik ya da volatilité), bir enstrümanın fiyatında meydana gelen değişimin istatistiksel ölçüsüdür (Butler, 1999, s. 190). Oynaklık, portföy riskini gösteren portföy getirilerinin standart hatası (sapması) ile ölçülür (Chris & Gita, 2003). Oynaklık, finansal bir varlığın tahmin değeri etrafında oluşan belirsizliktir (Giannopoulos & Eales, 1996). Oynaklık, finansal piyasalarda zaman içinde oluşan değişimdir. Bu değişimin ölçülmesinde finansal faktörün standart sapması ya da varyans analizi yöntem olarak kullanılabilir. Diğer bir tanımlamada oynaklık, belirlenen zaman boyunca, bir finansal varlığın fiyatında beklenen değişikliklerin ölçülmesi olarak tanımlanmaktadır (Jorion, 2005, s. 360). Burada yapılan tanımlamalardan çıkarımla, oynaklığın bir risk ölçütü olduğu kadar, piyasanın yönüne dair beklentileri yansıttığı da düşünülmektedir (Kayahan, Aydemir, & Akçay, 2008).

Finansal piyasalara bakıldığında, uygulamada oynaklıktan söz edilirken genellikle varyansın karekökü olan standart sapmadan bahsedilir (Sinclair, 2008, s. 16). Varyans ( $\sigma^2$ ) ve standart sapmaya ( $\sigma$ ) ilişkin hesaplamalar aşağıdaki şekilde yapılmaktadır.

$$\sigma^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (r_t - \mu)^2 \quad (7)$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (r_t - \mu)^2} \quad (8)$$

$r_t$  : t günündeki getiri,  $\mu$ : T günlük dönemdeki ortalama getiriyi sembolize etmektedir.

Oynaklık çoğu zaman geçmiş verilere dayalı olarak standart sapma ile ölçülmekte, bunun yanında varyans da oynaklık ölçüm aracı olarak kullanılabilir. Standart sapma varyansın karekökü olduğundan dolayı iki verinin oynaklığını karşılaştırırken hangi ölçüm aracının kullanıldığına fazla önemi olmamaktadır (Telçeken, 2014, s. 9).

### 3.2.6. Granger Nedensellik

Robert F. Engle ile birlikte 2003 yılında ekonomi alanında Nobel Ödülünü alan Clive W. Granger'in (1969) geliştirdiği nedensellik testleri, 1969 yılında *Econometrica*'da yayımlanan makalesi ile ün bulmuştur (Atukeren, 2011). İki değişken arasındaki sebep sonuç ilişkisi bağlamında korelasyon analizleri bilgi içermemektedir. Granger'in çalışması, iki değişken arasındaki ilişkinin kuvveti

dışında, bu ilişkinin değişkenler arasındaki yönünü de kapsamaktadır. Granger pragmatik ve işlevsel bir yaklaşımla iki seri arasında nedensellik ilişkisini ortaya koymuştur. Ancak buna gerçek bir neden sonuç ilişkisi denilemez ve iktisadi yorumlarla desteklenmesi gereklidir. Granger nedensellik kavramı şu şekilde açıklanır: İki zaman serisine  $St$  ve  $Rt$  diyelim; eğer  $Rt$ , sadece  $Rt$ 'nin geçmiş verilerinden ziyade, hem  $St$  hem de  $Rt$  geçmiş verilerini kullanarak daha iyi tahmin ediliyorsa;  $St$ ,  $Rt$ 'nin Granger sebebidir ya da nedenidir denilir. Diğer bir deyişle,  $Rt$  serisi kendi gecikmeleri dışında başka bir  $St$  serisinin gecikmeleri ile daha iyi tahmin edilebiliyorsa  $St$ ,  $Rt$ 'nin Granger nedenidir.

Getiri ve pozisyon verilerinin, Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn bilgi kriterlerine bakılarak gecikme uzunlukları bulunmuştur. Serilerin Granger nedensellik testi yapılmadan önce kendi seviyelerinde durağan olması gereklidir.

Çalışmada Granger nedensellik hipotezi aşağıdaki şekilde kurulmuştur:  $H_0$  hipotezi:  $X$ ,  $Y$ 'nin Granger nedeni değildir.  $H_1$  hipotezi:  $X$ ,  $Y$ 'nin Granger nedenidir. Pozisyon ve getiri arasında yapılan Granger nedensellik testlerinde hesaplanmış olasılık değerine bakılmıştır. Anlamlı şekilde düşük olan olasılık değerleri için  $H_0$  hipotezi reddedilir; bu durumda  $X$ ,  $Y$ 'nin Granger nedenidir, denilebilir.

#### **4.BULGULAR**

Aylık beklenen reel dinamik değişimleri ile aylık toplam fiyat üzerinden oluşturulmuş getiri serileri, koşullu değişen varyans modelleri ile incelenmiştir. Kurulan koşullu varyans modellerinde aylık getiri bağımlı değişkendir. Ortalama modeli ve varyans modeline dışsal değişken olarak reel dinamik verileri eklenmiştir. Böylece, ortalama model sayesinde veriler arasındaki ilişki kuvveti tespit edilmiş olunacaktır. Ayrıca varyans denklemi sayesinde reel dinamik verilerinin değişiminin getiri oynaklığı üzerinde nasıl bir etkisi olduğu da görülecektir. Devam eden bölümde, getiri ve reel dinamik verileri arasında Granger nedensellik analizlerine bakılıp veriler arası etkileşim yönü anlaşılmasına çalışılmıştır.

##### **4.1. Birim Kök, Otokorelasyon ve ARCH etkisi Sınaması**

Verilerin birim kök, otokorelasyon ve ARCH etkisi sınımaları aşağıdaki başlıklarda ayrı ayrı gösterilmektedir.

###### **4.1.1. Birim Kök Sınaması**

Öncelikle aylık getiri ve reel dinamik serilerinin durağan olup olmadıklarına bakılmıştır. Genişletilmiş Dikey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testleri kullanılarak serilerde sabitli birim kök araştırması yapılmıştır. Bu bölümde kullanılan aylık getiri ve reel dinamik değişimi serilerinin birim kök içermediği yani durağan olduğu görülmüştür (Tablo 3).



**Tablo 3. Vadeli Pamuk Getiri ve Reel Dinamik Serilerinin Birim Kök Analizi İstatistik Sonuçları**

|            | Sabit Terimli Birim Kök Test İstatistik Sonuçları |              |              |
|------------|---|--------------|--------------|
|            | ADF   | PP           | KPSS         |
|            | t-İstatistik                                      | t-İstatistik | t-İstatistik |
| <b>G_A</b> | -7.5392   | -7.8012      | 0.1614       |
| <b>WPR</b> | -9.9639   | -9.9792      | 0.0763       |
| <b>WUS</b> | -9.6952   | -9.9880      | 0.2511       |
| <b>WIM</b> | -10.4894  | -10.9523     | 0.1857       |
| <b>UEX</b> | -9.7750   | -9.9214      | 0.1215       |
| <b>CUS</b> | -8.4488   | -8.7011      | 0.4527       |
| <b>WSU</b> | -5.7627   | -9.7273      | 0.3270       |
| <b>CSU</b> | -5.0812   | -8.0980      | 0.3636       |
| <b>XCR</b> | -9.7440   | -10.0877     | 0.1014       |
| <b>XCS</b> | -10.2427  | -10.2421     | 0.0859       |
| <b>XCD</b> | -10.0923  | -10.3854     | 0.1107       |

\* Tüm seriler için birim kök yoktur, sonuçlar tüm testlerde %1 olasılık düzeyinde anlamlıdır.

#### 4.1.2. Otokorelasyon Sınaması

Bir zaman serisi değişkeninin gecikmeli değerleri arasındaki birlikte değişimin bir ölçüsü otokorelasyon ve otokovaryans olarak adlandırılır (Sevütekin & Nargeleçekenler, 2010, s. 251). Kurulan bir modelin sağlıklı olabilmesi için hata terimlerinin kovaryansı sıfır olmalıdır yani hata terimleri istatistiksel olarak birbirlerinden etkilenmemeli, otokorelasyon sorunu olmamalıdır. Kurulan modelin bağımlı değişkeni olan ve kendi serisinin kendi gecikmeleri ile ilişkisi olması, diğer bir deyişle, modelin kalıntıları arasında bir ilişki söz konusu olduğunu söyleyen otokorelasyonun varlığı, tahmin modelinde yanıltıcı sonuçlar ortaya çıkarabilmektedir. Sağlıklı bir model kurabilmek için bunun giderilmesi gerekmektedir. Literatürde ardışık bağımlılık ve seri korelasyon adı da verilen bu sorun, bağımlı ve/veya bağımsız değişkenin geçmiş değerlerinin modele dahil edilerek dinamik modeller kurulması ile giderilebilmektedir. Bununla birlikte, zaman serileri için otokorelasyon fonksiyonları belirli bir gecikmede kesilmeyebilir, sifira çok yavaş yaklaşabilirler. Bu durumda zaman serisi hem otoregresif (AR) hem hareketli ortalama (MA) bileşenlerini içerebilmektedir (Sevütekin & Nargeleçekenler, 2010, s. 165).

Seri LM testi hipotezi; H0: hipotezi kalıntılar arasında otokorelasyon yoktur şeklinde kurulurken, H1: hipotezi otokorelasyon varlığını kabul eder. G\_A seri için otokorelasyon olup olmadığı tespit etmek amacıyla sabitli kurulan:

$$G_{A_t} = C + \varepsilon_t \quad (9)$$

modelinde bir gecikmeli seri korelasyon LM testi sonucunda, T'nin gözlem sayısı olduğu yerde,  $T \cdot R^2$  değeri 14.3656 ve Ki-Kare olasılık değeri %0 çıkmıştır. İkinci gecikme için de olasılık değeri %0 çıkmıştır.  $H_0$  reddedilir, modelin kalıntılarında ya da seride otokorelasyon sorunu ortaya çıkmaktadır. Bu sorunu bağımlı değişkenin kendi geçmiş değerleri modellere eklenerek giderilebilmektedir. Program yardımıyla model (9) üzerinde yapılan sabitli ve gecikmeli AR ve MA modeli kombinasyon denemelerinde AR(1) modeli en düşük Schwarz kriter değerini vermiştir (Tablo 4). Ayrıca G\_A getiri serisinin kolegram grafiği incelendiğinde birinci dereceden gecikme olduğu da görülmüştür.

**Tablo 4. Vadeli Pamuk Aylık Getirisinin (G\_A) ARMA Gecikmeleri Schwarz Kriter Tablosu**

| AR / MA | 0       | 1       | 2       | 3       | 4       | 5       | 6       | 7       | 8       | 9       | 10      |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 0       | -2.5597 | -2.5893 | -2.5772 | -2.5676 | -2.5386 | -2.4959 | -2.4533 | -2.4255 | -2.4002 | -2.4059 | -2.3763 |
| 1       | -2.6289 | -2.6060 | -2.5662 | -2.5345 | -2.4959 | -2.4845 | -2.4440 | -2.4043 | -2.4224 | -2.3938 | -2.3517 |
| 2       | -2.6058 | -2.5649 | -2.5653 | -2.5459 | -2.5094 | -2.4550 | -2.4020 | -2.3998 | -2.3936 | -2.3695 | -2.3270 |
| 3       | -2.5671 | -2.5248 | -2.5435 | -2.5157 | -2.4677 | -2.4308 | -2.3750 | -2.3358 | -2.3585 | NA      | -2.2880 |
| 4       | -2.5269 | -2.5318 | -2.4893 | -2.4690 | -2.4180 | -2.3854 | NA      | -2.3145 | -2.3123 | NA      | -2.2456 |
| 5       | -2.5102 | -2.4725 | -2.4299 | -2.4537 | -2.4122 | -2.3658 | NA      | NA      | -2.2729 | -2.2577 | NA      |
| 6       | -2.4716 | -2.4300 | -2.3960 | -2.3869 | -2.3704 | -2.3487 | NA      | -2.2816 | -2.2786 | NA      | -2.1927 |
| 7       | -2.4293 | -2.3873 | -2.3749 | -2.3462 | -2.3310 | NA      | -2.2793 | -2.2405 | -2.1841 | -2.2183 | -2.1785 |
| 8       | -2.4084 | -2.3659 | -2.3539 | -2.3180 | -2.3015 | -2.2886 | -2.2455 | NA      | -2.2045 | -2.1815 | -2.1417 |
| 9       | -2.3665 | -2.3477 | -2.3252 | -2.2849 | -2.2464 | -2.2402 | -2.1996 | -2.1920 | -2.1756 | -2.1397 | NA      |
| 10      | -2.3491 | -2.3128 | -2.2748 | -2.2609 | -2.2182 | -2.1976 | -2.1864 | NA      | -2.1369 | -2.1028 | -2.0606 |

\* İterasyon sonucunda Schwarz kriteri en düşük veren AR(1) çıkmıştır.

AR(1) süreci olarak getirinin 1 gecikmesinin eklendiği model aşağıdaki gibi oluşmuştur:

$$G_{A_t} = C + \theta \cdot G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (10)$$

AR(p) süreçlerinde otokorelasyon fonksiyonu MA(q)'daki gibi koşullu değildir ve p gecikme sonrası için otokorelasyon fonksiyonunun sıfır ya da sıfıra çok yakın bir değer verdiği kontrol edilmelidir (Sevütekin & Nargeleçekenler, 2010, s. 143,165). Denklem 10'daki modelin iki gecikmeli otokorelasyon testi için Seri LM testi yapılmıştır. Test istatistik sonuçlarında  $T \cdot R^2$  değeri 2.4142 ve Ki-Kare olasılık değeri %29.91 çıkmıştır. Bu test sonuçlarına göre, G\_A serisinde AR(1) süreci uygulanmasıyla otokorelasyon kalkmıştır. Ayrıca kaleogram grafiğinde de otokorelasyonun kalktığı görülmüştür.

**4.1.3. ARCH Etkisi Sınaması**

Verilere ARCH yöntemi kullanılmadan önce ortalama modelin ARCH etkisi içerip içermediği test edilmelidir. Yöntem bölümünde bahsedildiği üzere ARCH LM testi ile hem EKK hem de ARCH modellemeleri ile kurulan modellerin ARCH etkisi olup olmadığına bakılmıştır. Getiri ile pamuk reel dinamik verileri ikili kombinasyonlar kurularak ayrı modellerle modellenmiştir. Her modelde getiri bağımlı değişken olarak alınırken, bağımsız değişken olan reel dinamik verileri modellerde değişerek ele alınmıştır. İlk başta kurulan EKK modelleri üzerinden kalıntılarda ARCH etkisi varlığının olup olmadığı incelenmiştir. Daha sonraki bölümde değişkenlere uygun koşullu değişen varyans modeli seçildikten sonra ARCH LM testleri tekrar yapılmıştır. 120 aylık serilerden oluşan verilerin ARCH etkisi varlığının tespiti için ARCH LM testi 1, 3, 5 gecikmede yapılmıştır. Dünya üretim (WPR) verisi ile kurulan model hariç diğer 9 bağımsız değişken ile kurulan modellerde %10 olasılık seviyesinde ARCH etkisinin varlığı görülmüştür. Hem bu sorunu ortadan kaldırıp sağlıklı modeller elde etmek, hem de konu değişkenlerin getiri varyansına etkisini görebilmek için koşullu değişen varyans modelleri ile çalışılmıştır. Denenen modellerde farklı ARCH süreçleri (ARCH, GARCH, EGARCH, TGARCH modelleri) farklı arch ve garch gecikmeli değişkenlere uygulanmıştır. ARCH etkisinin kalktığı ve koşullara uyan modeller seçilmiştir. Seçilen bu modeller üzerinden bulgular paylaşılmıştır. Tablo 5’de EKK modelleri üzerindeki ARCH LM test sonuçları görülmektedir. ARCH süreci oluşturulmadan önce EKK yöntemi ile kurulan tüm modellerin test istatistiki değerleri ek tablo 1’de detaylı görülebilmektedir.

**Tablo 5. Vadeli Pamuk Aylık Getirisinin (G\_A) Bağımlı Değişken Olduğu Modellerin ARCH LM Sınama Sonuçları**

| ARCH LM: | $c + WPR_t + \theta G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t$ |          | $c + WUS_t + \theta G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t$ |          | $c + WIM_t + \theta G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t$ |          | $c + UEX_t + \theta G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t$ |          |
|----------|--|----------|--|----------|--|----------|--|----------|
|          | T*R-Kare   | Olasılık | T*R-Kare   | Olasılık | T*R-Kare   | Olasılık | T*R-Kare   | Olasılık |
| ARCH(1)  | 0.0432   | 0.8354   | 0.0087   | 0.9257   | 0.0050   | 0.9436   | 0.1114   | 0.7385   |
| ARCH(3)  | 4.4474   | 0.2170   | 10.6698  | 0.0137   | 12.8917  | 0.0049   | 5.3748   | 0.1463   |
| ARCH(5)  | 8.2873   | 0.1411   | 12.2947  | 0.0310   | 15.5784  | 0.0082   | 9.1370   | 0.1037   |

| ARCH LM: | $c + CUS_t + \theta G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t$ |          | $c + WSU_t + \theta G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t$ |          | $c + CSU_t + \theta G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t$ |          |
|----------|--|----------|--|----------|--|----------|
|          | T*R-Kare   | Olasılık | T*R-Kare   | Olasılık | T*R-Kare   | Olasılık |
| ARCH(1)  | 0.0351   | 0.8515   | 0.3055   | 0.5805   | 0.0281   | 0.8668   |
| ARCH(3)  | 10.3072  | 0.0161   | 3.4859   | 0.3226   | 9.9013   | 0.0194   |
| ARCH(5)  | 12.6510  | 0.0269   | 10.7859  | 0.0558   | 11.8213  | 0.0373   |

| ARCH LM: | $c + XCR_t + \theta G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t$ |          | $c + XCS_t + \theta G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t$ |          | $c + XCD_t + \theta G_{A_{t-1}} + \varepsilon_t$ |          |
|----------|--|----------|--|----------|--|----------|
|          | T*R-Kare   | Olasılık | T*R-Kare   | Olasılık | T*R-Kare   | Olasılık |
| ARCH(1)  | 0.3228   | 0.5700   | 0.0001   | 0.9941   | 0.0095   | 0.9222   |
| ARCH(3)  | 1.2041   | 0.7520   | 5.6694   | 0.1288   | 14.1164  | 0.0028   |
| ARCH(5)  | 10.2630  | 0.0681   | 9.3560   | 0.0957   | 15.5317  | 0.0083   |

#### 4.2. Reel Dinamiklerin Uygun Koşullu Varyans Modeli Üzerinde Getiri ve Getiri Oynaklığına Etkileri

Denenen ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri için arch gecikmeleri (0, 1 ve 2 gecikmeli hata terimlerinin karelerinin gecikmeleri) ve garch gecikmeleri (1 ve 2 gecikmeli varyansın gecikmeleri) farklı kombinasyonlar halinde değişkenler üzerinde denenmiştir. Koşulları sağlayan ve en düşük Akaike, Schwarz, Hanna-Quin kriterlerinin olduğu modeller seçilmiştir. Bu seçilen modellerin istatistiki sonuçları çalışmanın ekler bölümünde ek tablo 2'de detaylı paylaşılmıştır. Bağımlı değişkenin aylık pamuk vadeli emtia getirisi (G\_A) olduğu ve pamuk emtiası reel dinamik değişkenlerinin bağımsız değişken olduğu, koşulları sağlayan 10 tane farklı koşullu değişen varyans modeli belirlenmiştir. Her bir reel dinamik verisi ile kurulan ayrı modellerin ortalama denklemi ve varyans denklemi üzerinde getiri ile etkileşimleri araştırılmıştır. Tüm koşullu değişen modeller için tekrar ARCH LM testi 1, 3 ve 5 gecikmede yapılmıştır. Tüm gecikmeler için olasılık değeri %10 anlamlılık düzeyinin çok üzerinde çıkmıştır ve modellerde ARCH etkisinin kalktığı anlaşılmıştır. Ayrıca varyans modeline eklenen bağımsız reel dinamik değişkeni sayesinde, bu değişkenin getirinin oynaklığına etkisi incelenmiştir. Her bir reel dinamik değişkeni ile kurulan koşullu değişen varyans modelleri incelenmiştir ve bulgular paylaşılmıştır.

$$G_{Ht} = (0.0036) + (0.3487)*AR(1)t + (-0.3967)*WPRt + \varepsilon_t \quad (11)$$

EKK yöntemi ile kurulan WPR değişkeni için ARCH etkisi görülmemiştir, model EKK olarak bırakılmıştır (Ek Tablo 2). EKK denkleminde bakıldığında dünya üretimi olan WPR değişkeni %10 olasılık seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Dünya üretim ile getiri arasındaki negatif ilişki modelde görülmektedir. Bu değişkenden sonraki 9 reel dinamik değişkeni ile oluşturulan EKK modellerinde ARCH etkisi görülmüştür ve koşullu değişen varyans modelleri kurulmuştur.

$$G_{Ht} = (0.0001) + (0.2817)*AR(1)t + (0.9807)*WUS_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$ht = (0.0006) + (0.2938)*u(t-1)^2 + (0.1198)*h(t-1) + (0.4541)*h(t-2) + (-0.048)*WUS$$

ortalama denklemi için denenen koşullu değişen varyans modelleri arasında koşulları sağlayan ve Akaike, Schwarz kriterlerinin ek küçük olduğu GARCH(1,2) modeli seçilmiştir (Ek Tablo 2). ARCH LM testine göre 1, 3 ve 5 gecikmede %10 olasılık anlamlılık düzeyine göre ARCH etkisi kalkmıştır. Ortalama denkleminde otoregresif değişken katsayısı ve pamuk dünya toplam tüketim değişkeni (WUS) katsayısı %5 olasılıkla anlamlı çıkmıştır. Ortalama denkleminde göre dünya tüketimindeki %1'lik bir artış getiride %0.98'lik bir artışa tekabül etmektedir. Talebin ya da tüketimin artmasıyla fiyatların artış yönlü olması teoriye göre beklenen bir durumdur. Getiri oynaklığını temsil eden varyans denkleminde, arch ve garch katsayıları %1 olasılık seviyesinde anlamlıdır. Getirinin kendi geçmiş varyansından pozitif yönde etkilendiği ve yine verinin geçmiş hata terimi karelerinin de varyans pozitif etkilediği görülmektedir. Hata terimleri ile ifade edilen getirideki beklenmedik gelişmeler, getiri oynaklığını etkilemektedir. Varyans denkleminde WUS dışsal değişkeninin %1 olasılık seviyesinde anlamlı olduğu görülmüştür, değişken katsayısı -0.048 çıkmıştır. Beklenen tüketimin artmasının getiri oynaklığını düşüren bir etkisi olduğu görülmüştür. Tüketimin artması sonucu piyasaya giren mal ve oyuncuların artması sebebiyle derinleşen piyasalarda getirinin oynaklığının düşmesi bu durumu açıklayabilir.

$$G_{Ht} = (0.0013) + (0.2218)*AR(1)t + (0.7264)*WIM_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$ht = (0.0003) + (0.3776)*u(t-1)^2 + (0.5999)*h(t-1) + (-0.003)*WIM$$

ortalama denklemi için denenen koşullu değişen varyans modelleri arasında koşulları sağlayan ve Akaike, Schwarz kriterlerinin ek küçük olduğu GARCH(1,1) modeli seçilmiştir (Ek Tablo 2). ARCH LM testine göre 1, 3 ve 5 gecikmede %10 olasılık anlamlılık düzeyine göre ARCH etkisi kalkmıştır. Ortalama denkleminde otoregresif değişken katsayısı ve pamuk dünya toplam ithalat değişkeni (WIM) katsayısı %5 olasılıkla anlamlı çıkmıştır. Ortalama denkleminde göre dünya

ithalatındaki %1'lik bir artış getiride %0.72'lik bir artışa tekabül etmektedir. İthalatın artmasıyla fiyatların artış yönlü olduğu anlaşılmıştır. Artan dünya ticaret hacmi ve ülkelerin artan ithalat taleplerinin sonuçları fiyatlara artış yönlü yansımaktadır. Getiri oynaklığını temsil eden varyans denkleminde, arch ve garch katsayıları %10 olasılık seviyesinde anlamlıdır. Getirinin geçmiş varyansından pozitif yönde etkilendiği ve yine verinin geçmiş hata terimi karelerinin de varyansı pozitif etkilediği görülmektedir. Hata terimleri ile ifade edilen getirideki beklenmedik gelişmeler, getiri oynaklığını etkilemektedir. Varyans denkleminde WIM dışsal değişkeninin anlamlı olmadığı görülmüştür, getiri oynaklığı ile anlamlı bir ilişki bulunmamıştır.

$$G\_Ht = (0.0037) + (0.2684)*AR(1)t + (0.1835)*UEXt + \epsilon t \quad (14)$$

$$ht = (0.0003) + (0.1985)*u(t-1)^2 + (0.7306)*h(t-1) + (-0.0028)*UEX$$

ortalama denklemi için denenen koşullu değişen varyans modelleri arasında koşulları sağlayan ve Akaike, Schwarz kriterlerinin ek küçük olduğu GARCH(1,1) modeli seçilmiştir (Ek Tablo 2). ARCH LM testine göre 1, 3 ve 5 gecikmede %10 olasılık anlamlılık düzeyine göre ARCH etkisi kalkmıştır. Ortalama denkleminde otoregresif değişken katsayısı %1 olasılıkla anlamlı çıkmıştır ve pamuk ABD ihracat değişkeni (UEX) katsayısı anlamlı çıkmamıştır. USDA'nın, ICAC'ın (Uluslararası Pamuk Danışma Komitesi) ve diğer pamuk raporlarında ABD ihracat rakamları sıkça geçmektedir. Vadeli işlem piyasalarında işlem yapan piyasa katılımcılarının bu veriyi takip edip etmedikleri ve fiyatların ABD ihracat verisi ile ilişkisinin olup olmadığına bakılmıştır. Fakat modele göre anlamlı bir ilişki bulunmamıştır. Getirinin oynaklığı temsil eden varyans denkleminde, arch ve garch katsayıları %5 olasılık seviyesinde anlamlıdır. Getirinin kendi geçmiş varyansından pozitif yönde etkilendiği ve yine verinin geçmiş hata terimi karelerinin de varyansı pozitif etkilediği görülmektedir. Hata terimleri ile ifade edilen getirideki beklenmedik gelişmeler, getiri oynaklığını etkilemektedir. Varyans denkleminde UEX dışsal değişkeninin anlamlı olmadığı görülmüştür, getiri oynaklığı ile anlamlı bir ilişki bulunmamıştır.

$$G\_Ht = (0.0063) + (0.2241)*AR(1)t + (0.7314)*CUS t + \epsilon t \quad (15)$$

$$ht = (0.0002) + (0.2485)*u(t-1)^2 + (0.7225)*h(t-1) + (0.0126)*CUS$$

ortalama denklemi için denenen koşullu değişen varyans modelleri arasında koşulları sağlayan ve Akaike, Schwarz kriterlerinin ek küçük olduğu GARCH(1,1) modeli seçilmiştir (Ek Tablo 2). ARCH LM testine göre 1, 3 ve 5 gecikmede %10 olasılık anlamlılık düzeyine göre ARCH etkisi kalkmıştır. Ortalama denkleminde otoregresif değişken katsayısı %10 ve Çin tüketim verisi (CUS) %1 olasılıkla anlamlı çıkmıştır. Ortalama denkleminde göre Çin pamuk talebinde %1'lik bir artış

getiride %0.73'lik bir artışa tekabül etmektedir. Talebin artmasıyla fiyatların artış yönlü olması beklenen bir durum olup, son 30 yılda Çin'in liberalleşen üretiminin emtia talebini arttıran önemli bir etken olduğu bilinmektedir. Getiri oynaklığını temsil eden varyans denkleminde, arch ve garch katsayıları %5 olasılık seviyesinde anlamlıdır. Getirinin kendi geçmiş varyansından pozitif yönde etkilendiği ve yine verinin geçmiş hata terimi karelerinin de varyansı pozitif etkilediği görülmektedir. Hata terimleri ile ifade edilen getirideki beklenmedik gelişmeler, getiri oynaklığını etkilemektedir. Varyans denkleminde CUS dışsal değişkeninin anlamlı olmadığı görülmüştür, getiri oynaklığı ile anlamlı bir ilişki bulunmamıştır.

$$G\_Ht = (0.0025) + (0.3305)*AR(1)t + (-0.5849)*WSUt + \epsilon t \quad (16)$$

$$ht = (0.002) + (0.0385)*u(t-1)^2 + (0.0875)*u(t-2)^2 + (0.3413)*h(t-1) + (-0.1235)*D(t-1)*u(t-1)^2 + (0.025)*WSU$$

ortalama denklemi için denenen koşullu değişen varyans modelleri arasında koşulları sağlayan ve Akaike, Schwarz kriterlerinin ek küçük olduğu TGARCH(2,1) modeli seçilmiştir (Ek Tablo 2). ARCH LM testine göre 1, 3 ve 5 gecikmede %10 olasılık anlamlılık düzeyine göre ARCH etkisi kalkmıştır. Ortalama denkleminde otoregresif değişken katsayısı ve dünya stok/kullanım değişkeni (WSU) katsayısı %1 olasılık değeri ile anlamlı çıkmıştır. Ortalama denkleminde göre dünya stok/kullanım oranındaki %1'lik bir artış getiride %0.58'lik bir düşüşe tekabül etmektedir. Teori ve literatürde de geçtiği üzere, stoklanabilen emtialarda stokların artışı fiyatların düşüşüne sebep olabilmektedir (Janzen, 2013). Bu modeldeki WSU değişkeninin katsayısı bunu destekler niteliktedir. Getirinin oynaklığı temsil eden varyans denkleminde, arch ve garch katsayıları anlamlı sonuç vermemiştir, oynaklıkla ilgili anlamlı bulgular çıkmamıştır.

$$G\_Ht = (0.0056) + (0.2277)*AR(1)t + (-0.1516)*CSUt + \epsilon t \quad (17)$$

$$ht = (0.0003) + (0.2448)*u(t-1)^2 + (0.6861)*h(t-1) + (-0.0013)*CSU$$

ortalama denklemi için denenen koşullu değişen varyans modelleri arasında koşulları sağlayan ve Akaike, Schwarz kriterlerinin ek küçük olduğu GARCH(1,1) modeli seçilmiştir (Ek Tablo 2). ARCH LM testine göre 1, 3 ve 5 gecikmede %10 olasılık anlamlılık düzeyine göre ARCH etkisi kalkmıştır. Ortalama denkleminde otoregresif değişken katsayısı ve Çin stok/kullanım değişkeni (CSU) katsayısı %10 olasılık değeri ile anlamlı çıkmıştır. Ortalama denkleminde göre Çin stok/kullanım oranındaki %1'lik bir artış getiride %0.15'lik bir düşüşe tekabül etmektedir. Bu etki dünya stok/kullanım rasyosu etkisinden daha düşük bir etkidir. Yani dünya stok/kullanım oranı, Çin stok/kullanım oranına göre getiri üzerinde daha etkilidir denilebilir. Getirinin oynaklığı temsil eden varyans denkleminde, arch ve garch katsayıları %10 olasılık seviyesinde anlamlıdır. Getirinin kendi geçmiş varyansından

pozitif yönde etkilendiği ve yine verinin geçmiş hata terimi karelerin de varyansı pozitif etkilediği görülmektedir. Hata terimleri ile ifade edilen getirideki beklenmedik gelişmeler, getiri oynaklığını etkilemektedir. Varyans denkleminde CSU dışsal değişkeninin anlamlı olmadığı görülmüştür. Çin stok/kullanım rasyosu değişiminin getiri oynaklığı ile anlamlı bir ilişkisi bulunmamıştır.

$$G\_Ht = (-0.0014) + (0.2251)*AR(1)t + (-0.6082)*XCRt + \epsilon t \quad (18)$$

$$ht = (0.0022) + (0.0061)*u(t-1)^2 + (0.4549)*h(t-1) + (0.0237)*XCR$$

ortalama denklemi için denenen koşullu değişen varyans modelleri arasında koşulları sağlayan ve Akaike, Schwarz kriterlerinin ek küçük olduğu GARCH(1,1) modeli seçilmiştir (Ek Tablo 2). ARCH LM testine göre 1, 3 ve 5 gecikmede %10 olasılık anlamlılık düzeyine göre ARCH etkisi kalkmıştır. Ortalama denkleminde otoregresif değişken katsayısı ve Çin dışı ülkeler toplam stok/kullanım değişkeni (XCR) katsayısı %10 olasılık değeri ile anlamlı çıkmıştır. Ortalama denkleminde göre XCR oranındaki %1'lik bir artış getiride %0.608'lik bir düşüğe tekabül etmektedir. Getiri oynaklığı temsil eden varyans denkleminde, arch ve garch katsayıları anlamlı sonuç vermemiştir, oynaklıkla ilgili anlamlı bulgular çıkmamıştır.

$$G\_Ht = (0.0044) + (0.2615)*AR(1)t + (0.1169)*XCSt + \epsilon t \quad (19)$$

$$ht = (0.0003) + (0.1614)*u(t-1)^2 + (0.7398)*h(t-1) + (0.0247)*XCS$$

ortalama denklemi için denenen koşullu değişen varyans modelleri arasında koşulları sağlayan ve Akaike, Schwarz kriterlerinin ek küçük olduğu GARCH(1,1) modeli seçilmiştir (Ek Tablo 2). ARCH LM testine göre 1, 3 ve 5 gecikmede %10 olasılık anlamlılık düzeyine göre ARCH etkisi kalkmıştır. Ortalama denkleminde Çin hariç ülkeler arz değişkeni (XCS) katsayısı anlamlı çıkmamıştır. Getiri oynaklığı temsil eden varyans denkleminde, arch ve garch katsayıları %5 olasılık seviyesinde anlamlıdır. Getirinin kendi geçmiş varyansından pozitif yönde etkilendiği ve yine verinin geçmiş hata terimi karelerinin de varyansı pozitif etkilediği görülmektedir. Hata terimleri ile ifade edilen getirideki beklenmedik gelişmeler, getiri oynaklığını etkilemektedir. Varyans denkleminde göre XCS dışsal değişkeninin %10 seviyesinde anlamlı olduğu görülmüştür, Çin hariç ülkeler arz değişkeninin artmasının getiri oynaklığını arttırdığı söylenebilmektedir.

$$G\_Ht = (0.0014) + (0.1753)*AR(1)t + (0.896)*XCDt + \epsilon t \quad (20)$$

$$ht = (0.0009) + (0.3568)*u(t-1)^2 + (0.5131)*h(t-1) + (-0.0588)*XCD$$



ortalama denklemi için denenen koşullu varyans değişen modelleri arasında koşulları sağlayan ve Akaike, Schwarz kriterlerinin ek küçük olduğu GARCH(1,1) modeli seçilmiştir (Ek Tablo 2). ARCH LM testine göre 1, 3 ve 5 gecikmede %10 olasılık anlamlılık düzeyine göre ARCH etkisi kalkmıştır. Ortalama denkleminde otoregresif değişken katsayısı ve Çin hariç ülkeler talep değişkeni (XCD) katsayısı %1 olasılık değeri ile anlamlı çıkmıştır. Ortalama denkleminde göre Çin hariç dünyanın geri kalan ülkelerin pamuk talebindeki %1'lik bir artışı getiride %0.896'lık bir artışa tekabül etmektedir. Diğer önceki bulgular arasında genel talep verileri olan dünya toplam tüketimi (WUS), Çin tüketimi (CUS) ve Çin dışı ülkelerin talep (XCD) verilerinin getiri karşısında kurulan modellerde anlamlı sonuçlar vermiş ve aynı davranışı sergilemişlerdir. Getiri oynaklığı temsil eden varyans denkleminde, arch katsayısı ( $\alpha$ ) %1 olasılık seviyesinde anlamlıdır. Getirinin kendi geçmiş hata terimi karelerinin, varyansı pozitif yönde etkilediği görülmektedir. Yani hata terimleri ile ifade edilen getirideki beklenmedik gelişmeler, getiri oynaklığını etkilemektedir. Garch katsayısı ( $\beta$ ) %1 olasılık seviyesinde anlamlı çıkmıştır ve getirinin kendi geçmiş varyanslarının oynaklığa olan etkisi görülmektedir. Varyans denkleminde göre XCD dışsal değişkeninin %1 seviyesinde anlamlı olduğu görülmüştür. Çin hariç ülkelerin talep değişkeninin artması getiri oynaklığını azalttığı söylenebilir. Aynı etki dünya tüketim verisi (WUS) ile getiri oynaklığı arasında da görülmüştür.

Tablo 6 üzerinden özet sonuçlara bakıldığında, pamuk emtiası talep verileri kapsamında olan beklenen dünya tüketim, dünya ithalat, Çin tüketim ve Çin dışı ülkeler talep (WUS, WIM, CUS, XCD) değişkenleri modellerde %1 olasılık seviyesinde anlamlıdır ve getiri ile pozitif ilişkileri vardır. Yani talep arttıkça getiri artmaktadır. Stok verileri olan dünya, Çin ve Çin hariç ülkeler stok/kullanım verileri (WSU, CSU, XCR), getiri ile anlamlı negatif ilişkili sonuçlar vermiştir. Stokların artması sonucu getiri azalacaktır ya da tersi olacaktır. Varyans denkleminde talep verilerinden olan dünya tüketim verisindeki artışlar getiri oynaklığını düşürmektedir. Alıcılı piyasalarda ticaret hacminin artması ve piyasaların derinleşmesi sebebiyle bu etkinin oluşabileceği söylenebilir. Diğer reel dinamik değişkenleri için getiri oynaklığına ait anlamlı sonuçlar çıkmamıştır.

**Tablo 6. Vadeli Pamuk Getirisinin Bağımlı Değişken Olduğu Koşullu Varyans Modellerinde Anlamlı Sonuçlar Veren Reel Dinamik Değişkenleri**

| Ortalama Denklemi | WUS    | WIM    | CUS    | WSU     | CSU     | XCR     | XCD    |
|-------------------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|--------|
| Dışsal değişken   | 0.9807 | 0.7264 | 0.7314 | -0.5849 | -0.1516 | -0.6082 | 0.9235 |
| Olasılık p        | 1%     | 0%     | 0%     | 0%      | 9%      | 0%      | 1%     |

| Varyans Denklemi | WUS     | XCS    | XCD     |
|------------------|---------|--------|---------|
| Dışsal değişken  | -0.0480 | 0.0247 | -0.0588 |
| Olasılık p       | 0%      | 8%     | 0%      |

\* Modelleri ile ilgili detaylı istatistiki sonuçlar tablo ek 2'de paylaşılmıştır.

### 4.3. Granger Nedensellik Analizi

Serilerin Granger nedensellikleri ikili kombinasyonlarda bakılmıştır. Getiri değişkeni ve diğer reel dinamik değişkenleri ile bu ikili kombinasyonlar kurulmuştur. Verilerin gecikmeleri Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn bilgi kriterlerine bakılarak bulunmuştur ve bulunan gecikmeler Granger nedensellik analizleri için kullanılmıştır. Modellerdeki gecikme sayısının belirlenmesinde genel olarak Schwarz test kriteri dikkate alınmıştır. Tüm modeller için bir gecikme alınmıştır. Schwarz test kriteri 10 modelin 9'unda bir gecikme vermiştir. Diğer tek model için Hannan-Quinn ve Akaike istatistik sonuçlarına bakılarak bir gecikme alınmıştır (Ek tablo 3).

Testlerdeki olasılık değerleri anlamlı çıkması durumunda H0: Granger nedeni değildir hipotezi reddedilir ve Granger nedeni olarak kabul edilir. Tablo 7'de %5 olasılık anlamlılık düzeyinin altında olan değişkenler arası Granger nedensellikler gösterilmektedir, detaylı istatistik sonuçlar ek tablo 4'de gösterilmektedir.

**Tablo 7. Reel Dinamik ve Getiri Değişkenleri Granger Nedensellik Analizleri**  
**Özet Tablo**

|     |   |     |
|-----|---|-----|
| UEX | → | G_A |
| G_A | → | WIM |
| G_A | → | WSU |
| G_A | → | CSU |
| G_A | → | XCD |

*\*Sonuçlar %5 olasılık değerinde anlamlı sonuçlar vermiştir, detaylı tablo EK8'dedir.*

Granger nedensellik testi olasılık değerlerini incelediğimizde, genel olarak reel dinamiklerin getirinin Granger nedeni olmadığı sadece ABD ihracat verisinin (UEX) getirinin Granger nedeni olduğu görülmüştür. Her ne kadar ABD ihracat verisi USDA raporlarında önemli bir yere sahipse de kurulan koşullu değişen varyans modelinde UEX verisinin getiri ile anlamlı ilişkisi olmadığı anlaşılmıştır. Getiri verisi (G\_A), dünya ve Çin dönem sonu stok/kullanım verilerinin (WSU ve CSU) Granger nedenidir. Her iki kullanılan fiyat ve stok/kullanım verisi, ileri tarihli beklenen verilerdir. Bu nedensellik sonucu, vadeli fiyatlardaki değişimin ya da fiyat beklentilerinin piyasanın stok tutma eğilimini göstermesi olarak açıklanabilir. Vadeli fiyatlardaki değişimler ise ülkeler arası beklenen ticaret hacminin (WIM) Granger nedenidir. Getiri, Çin dışı ülkeler talep hacminin (XCD) Granger nedenidir sonucu çıkmıştır.

## 5.SONUÇ

Arz ve talebin fiyatları etkileyen önemli dinamikler olduğu bilinmekte olup piyasa katılımcılarının mal, emtia, menkul kıymet ve benzeri varlıkların piyasaya yeni gelen beklenen arz ve talep bilgilerine göre kendi pozisyonlarını ayarlaması ve fiyat beklentilerini buna göre şekillendirmesi etkin piyasa hipotezine göre rasyonel davranıştır. Literatür kısmında da belirtildiği üzere emtia fiyatlarının şekillenmesinde temel arz ve talep dinamiklerinin etkisi önemlidir. Dünya ticaretinde önemli yer tutan ve ülkemizde tekstil sektörü tarafından fiyatları yakından izlenen vadeli pamuk emtiası getirisinin, beklenen üretim, tüketim, stok ve ihracat-ithalat gibi reel dinamiklerle etkileşimi bu çalışmanın inceleme konusu olmuştur. Pamuk emtiasında faaliyet gösteren katılımcılara bu etkileşimde izlemeleri gereken parametreler hakkında fikir verilmiştir.

Literatürden farklı emtiaları da içeren çalışmalara bakıldığında; Macdonald (2009), ABD arz ve talep dinamiklerinin ABD arazi pamuk fiyatını etkilediği; Chua ve Tomek (2010), mısır emtiasında beklenen üretim vadeli fiyatları düşürdüğünü; James (2015), 2002 ile 2008 arasında petrol ve bakır emtiasında talebin fiyatı etkilediği; Janzen (2013) pamuk emtiasında stokların fiyatları etkilediğini söylemişlerdir. Genel arz talep kanunu ve literatür çerçevesinde vadeli pamuk getirisinin beklenen reel piyasa miktar dinamikleri ile etkileşimde olduğu düşünülmektedir. Bu çalışmada, 2009-2018 yılları arası USDA'nın WASDE raporundan alınan, 120 aylık veriden oluşan sezonluk beklenen dünya üretim, tüketim, stok, ihracat-ithalat verileri kullanılmıştır. Bu verilerle birlikte raporlarda öne çıkan ve fiyatları etkilediği düşünülen Çin tüketim-üretim-stok, Çin dışı ülkeler tüketim-üretim-stok ve ABD ihracat verileri de çalışmaya dahil edilmiştir. Bu verilerin NYSE:ICE vadeli pamuk fiyatlarıyla etkileşimine bakılmıştır. Temel arz-talep kanununda fiyat belirleme yaklaşımı, fiyatın arz ve talep arasında oluşan denge noktasıdır. Arz ve talepten anlaşılan ilk etapta üretim ve tüketim olmaktadır. Bununla birlikte stoklanabilen emtialarda stokların da fiyat üzerinde etkileri olduğu literatürde anlatılmıştır. Buradan yola çıkarak üretim ve tüketim verileri ile birlikte stok/kullanım oranı verileri de çalışmada kullanılmıştır. Reel dinamik verileri üç gruba ayrılmıştır: i) arz verileri: dünya üretim ve Çin dışı ülkeler arz (WPR, XCS); ii) talep verileri: dünya tüketim, ABD ihracat, dünya ihracat ya da ithalat, Çin tüketim ve Çin dışı dünya ülkeleri talep (WUS, UEX, WIM ya da WEX, CUS, XCD); iii) stok verileri: dünya stokları, Çin stokları, dünya stok/kullanım, Çin stok/kullanım, Çin hariç ülkeler stok/kullanım (WEN, CEN, WSU, CSU, XCR).

Ekonometrik yöntem olarak koşullu değişen varyans modelleri kullanılmıştır. Getiri her modelde bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Reel dinamikler ise farklı modellerde tek başına bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Nihayetinde, 10 bağımsız değişken reel dinamik verisi için koşulları sağlayan 10 adet denkleme ulaşılmıştır. Ortalama denklemler üzerinde genel sonuçlara bakıldığında talep verileri olarak adlandırdığımız beklenen dünya tüketim, dünya ithalat, Çin tüketim ve Çin dışı ülkeler talep değişkenlerinin (WUS, WIM, CUS, XCD) katsayıları vadeli pamuk emtiası getirisi ile kurulan modelde %1 olasılık seviyesinde anlamlıdır ve getiri ile aralarında pozitif ilişki vardır. Talep arttıkça getiri artmaktadır ya da tersi

olmaktadır. Talep verilerinden olan ABD ihracat verisi (UEX) için anlamlı bir sonuç çıkmamıştır. Stok verileri olan dünya, Çin ve Çin hariç ülkeler stok/kullanım verilerindeki (WSU, CSU, XCR) değişim, getiri ile anlamlı negatif ilişkili sonuçlar vermiştir. Stokların artması sonucu getiri azalacaktır ya da hepsi için tersi olacaktır. Arz veri grubunda olan dünya üretim verisi WPR, EKK modelinde anlamlı sonuçlar vermiş, Çin dışı ülkeler arz verisi (XCS) için anlamlı sonuçlar bulunmamıştır.

Varyans denkleminde talep verilerinin dünya tüketim (WUS) ve Çin hariç ülkeler tüketim (XCD) verisindeki artışlar getiri oynaklığını düşürmektedir. Bunun bir sebebi alıcılı piyasalarda ticaret hacminin artması ve piyasaların derinleşmesi nedeniyle bu etkinin çıkabileceği söylenebilir. Çin hariç ülkeler stokların ve Çin hariç ülkeler arzın artması getiri oynaklığını arttırmaktadır. Yani piyasalarda stok ve arz artışı görüldüğünde getiri oynaklığı artmaktadır. Granger nedensellik analizinde; getiri verisi, talep ve stok/kullanım verilerinin Granger nedeni olarak çıkmıştır. Vadeli fiyatlardaki değişimin ya da fiyat beklentilerinin piyasanın stok tutma eğilimini göstermektedir.

Sonuç olarak, tüm bu bulgular ışığında, WASDE arz verilerinin vadeli pamuk emtiası getirilerini etkilemediği anlaşılmış olup, vadeli pamuk getirilerini takip eden yatırımcı ya da araştırmacıların WASDE raporunda yayınlanan beklenen talep ve stok değişim verilerini de izlemesi önerilmiştir.

**KAYNAKÇA**

- Atukeren, E. (2011). Granger-Nedensellik Sınamalarına Yeni Yaklaşımlar. *Atatürk Ü. İİBF Dergisi*, 137-153.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge.
- Butler, C. (1999). *Maturing Value at Risk*. GB: Financial Times Prentice Hall.
- CFTC. (2018). *Agency Financial Report*.
- Chris, B., & Gita, P. (2003). Volatility Forecasting for Risk Management. *Journal of Forecasting*, 2.
- Chua, H. W., & Tomek, W. G. (2010). On the Relationship of Expected Supply and Demand to Futures Prices. *Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management*. St. Louis.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Giannopoulos, K., & Eales, B. (1996). Educated Estimates. *Futures and Options*, April, 25.
- Goreux, L. (2007). *COTTON : Review of the World Situation*. International Cotton Advisory Committee (ICAC) Volume 60 - Number 6.
- Gökbulut, R. İ., & Pekkaya, M. (2014). Estimating and Forecasting Volatility of Financial Markets Using Asymmetric GARCH Models: An Application on Turkish Financial Markets. *International Journal of Economics and Finance; Vol. 6, No. 4;*.

- Granger , C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, 424-438.
- Güriş, S., & Çağlayan, E. (2000). *Ekonometri Temel Kavramlar*. Der Yayınları.
- Hull, J. (2012). *Options, Futures and Other Derivatives*. Peardon.
- Jacks, D. S., & Stuermer, M. (2016). *What Drives Commodity Price Booms and Busts?* Federal Reserve Bank of Dallas Research Department.
- James, A. T. (2015). *An Investigation of Commodity Spot and Futures Prices*.
- Janzen, J. P. (2013). *Three Essays on Price Discovery in the Cotton Futures Market*.
- Jorion, P. (2005). *Financial Risk Manager-Handbook*. Wiley Finance.
- Kayahan, C., Aydemir, O., & Akçay, B. (2008). Döviz Piyasalarında Ewma Modeli Kullanılarak Hesaplanan Volatilite Tahminlerinin Test Edilmesi. *SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 503-522.
- Macdonald, S. (2009). *U.S. Cotton prices and the world cotton market: Forecasting and structural change*. USDA Economic Research Report Number 80.
- Mapa, D. S. (2004). A Forecast Comparison of Financial Volatility Models: GARCH (1,1) is not Enough. *The Philippine Statistician*, 1-10.
- NASS. (2019). *Understanding USDA Crop Forecast*. Washington, D.C.: USDA National Agricultural Statistics Service.
- Nelson, D. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica* 59(2), 347-70.
- Özden, Ü. H. (2008). İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitesinin Analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 339-350.
- Sevüktekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2006). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitesinin Modellenmesi ve Önrporlanması. *Ankar Üniversitesi SVF Dergisi*, 243-265.

Sevütekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Nobel.

Sinclair, E. (2008). *Volatility Trading*. New Jersey: John Wiley & Sons Inc.

Telçeken, N. (2014). *Volatilite Endeksleri, Önemi ve Türkiye Volatilite Endeksi*. İstanbul.

USDA. (2019). *PSD Online*. Şubat 22, 2019 tarihinde  
<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/about#C1>  
adresinden alındı

## EKLER

Ek Tablo 1. Vadeli Pamuk Aylık Getiri ve Reel Dinamikler ile Kurulan EKK Modelleri Test İstatistik Sonuçları

| Bağımlı Değişken : G_A<br>Model İstatistikleri | c + WPR <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + WUS <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + WIM <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + UEX <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + CUS <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + WSU <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + CSU <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + XCR <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + XCS <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + XCD <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          |
|--|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|
|  | Katsayı   | Olasılık | Katsayı   | Olasılık | Katsayı   | Olasılık | Katsayı   | Olasılık | Katsayı   | Olasılık | Katsayı   | Olasılık | Katsayı   | Olasılık | Katsayı   | Olasılık | Katsayı   | Olasılık | Katsayı   | Olasılık |
| <b>Bağımsız Değişken</b>                       | -0.3967   | 0.0877   | 0.4755  | 0.2599   | 0.4826  | 0.0120   | 0.1959  | 0.0587   | 0.3390  | 0.2513   | -0.7430   | 0.0000   | -0.1063   | 0.3405   | -0.5820   | 0.0000   | -0.3296   | 0.2742   | 0.9637  | 0.0164   |
| <b>C</b>                                       | 0.0036  | 0.7006   | 0.0031  | 0.7411   | 0.0023  | 0.7905   | 0.0031  | 0.7364   | 0.0040  | 0.6849   | 0.0044  | 0.5937   | 0.0040  | 0.6658   | 0.0027  | 0.7568   | 0.0041  | 0.6684   | 0.0015  | 0.8678   |
| <b>AR(1)</b>                                   | 0.3487  | 0.0005   | 0.3439  | 0.0003   | 0.3137  | 0.0015   | 0.3251  | 0.0003   | 0.3483  | 0.0002   | 0.2714  | 0.0105   | 0.3204  | 0.0026   | 0.3352  | 0.0010   | 0.3515  | 0.0002   | 0.3284  | 0.0008   |
| <b>R-squared</b>                               | 0.1332  |          | 0.1269  |          | 0.1607  |          | 0.1341  |          | 0.1279  |          | 0.2676  |          | 0.1296  |          | 0.2662  |          | 0.1267  |          | 0.1522  |          |
| <b>Adjusted R-squared</b>                      | 0.1106  |          | 0.1041  |          | 0.1388  |          | 0.1115  |          | 0.1052  |          | 0.2485  |          | 0.1069  |          | 0.2471  |          | 0.1039  |          | 0.1301  |          |
| <b>S.E. of regression</b>                      | 0.0642  |          | 0.0645  |          | 0.0632  |          | 0.0642  |          | 0.0644  |          | 0.0590  |          | 0.0644  |          | 0.0591  |          | 0.0645  |          | 0.0635  |          |
| <b>Sum squared resid</b>                       | 0.4744  |          | 0.4779  |          | 0.4594  |          | 0.4739  |          | 0.4773  |          | 0.4009  |          | 0.4764  |          | 0.4016  |          | 0.4780  |          | 0.4640  |          |
| <b>Log likelihood</b>                          | 159.8050  |          | 159.3734  |          | 161.7378  |          | 159.8760  |          | 159.4436  |          | 169.8588  |          | 159.5673  |          | 169.7217  |          | 159.3574  |          | 161.1326  |          |
| <b>F-statistic</b>                             | 5.8912  |          | 5.5702  |          | 7.3414  |          | 5.9373  |          | 5.6233  |          | 14.0089   |          | 5.7069  |          | 13.9072   |          | 5.5606  |          | 6.8831  |          |
| <b>Prob(F-statistic)</b>                       | 0.0009  |          | 0.0013  |          | 0.0002  |          | 0.0008  |          | 0.0012  |          | 0.0000  |          | 0.0011  |          | 0.0000  |          | 0.0013  |          | 0.0003  |          |
| <b>Akaike bilgi kriteri</b>                    | -2.6186   |          | -2.6113   |          | -2.6511   |          | -2.6198   |          | -2.6125   |          | -2.7875   |          | -2.6146   |          | -2.7852   |          | -2.6111   |          | -2.6409   |          |
| <b>Schwarz bilgi kriteri</b>                   | -2.5252   |          | -2.5179   |          | -2.5576   |          | -2.5263   |          | -2.5191   |          | -2.6941   |          | -2.5212   |          | -2.6918   |          | -2.5176   |          | -2.5475   |          |
| <b>Hannan-Quinn kriteri</b>                    | -2.5806   |          | -2.5734   |          | -2.6131   |          | -2.5818   |          | -2.5746   |          | -2.7496   |          | -2.5766   |          | -2.7473   |          | -2.5731   |          | -2.6030   |          |
| <b>Durbin-Watson stat</b>                      | 2.0619  |          | 2.0654  |          | 2.0743  |          | 2.0450  |          | 2.0640  |          | 2.0318  |          | 2.0528  |          | 2.0410  |          | 2.0587  |          | 2.0722  |          |

| ARCH LM: | c + WPR <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + WUS <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + WIM <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + UEX <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + CUS <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + WSU <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + CSU <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + XCR <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + XCS <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          | c + XCD <sub>t</sub> + θG <sub>A,t-1</sub> + ε <sub>t</sub> |          |
|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|---|----------|
|          | T*R-Kare  | Olasılık | T*R-Kare  | Olasılık | T*R-Kare  | Olasılık | T*R-Kare  | Olasılık | T*R-Kare  | Olasılık | T*R-Kare  | Olasılık | T*R-Kare  | Olasılık | T*R-Kare  | Olasılık | T*R-Kare  | Olasılık | T*R-Kare  | Olasılık |
| ARCH(1)  | 0.0432  | 0.8354   | 0.0087  | 0.9257   | 0.0050  | 0.9436   | 0.1114  | 0.7385   | 0.0351  | 0.8515   | 0.3055  | 0.5805   | 0.0281  | 0.8668   | 0.3228  | 0.5700   | 0.0001  | 0.9941   | 0.0095  | 0.9222   |
| ARCH(3)  | 4.4474  | 0.2170   | 10.6698   | 0.0137   | 12.8917   | 0.0049   | 5.3748  | 0.1463   | 10.3072   | 0.0161   | 3.4859  | 0.3226   | 9.9013  | 0.0194   | 1.2041  | 0.7520   | 5.6694  | 0.1288   | 14.1164   | 0.0028   |
| ARCH(5)  | 8.2873  | 0.1411   | 12.2947   | 0.0310   | 15.5784   | 0.0082   | 9.1370  | 0.1037   | 12.6510   | 0.0269   | 10.7859   | 0.0558   | 11.8213   | 0.0373   | 10.2630   | 0.0681   | 9.3560  | 0.0957   | 15.5317   | 0.0083   |



Ek Tablo 2. Vadeli Pamuk Aylık Getiri ve Reel Dinamikler ile Kurulan Koşullu Varyans Modelleri İçinden Seçilen Modeller ve Test İstatistik Sonuçları

| Dışsal değişken:             | WPR     | WUS        | WIM        | UEX        | CUS        | WSU         | CSU        | XCR        | XCS        | XCD        |
|------------------------------|---------|------------|------------|------------|------------|-------------|------------|------------|------------|------------|
| Seçilen Model:               | EKK     | GARCH(1,2) | GARCH(1,1) | GARCH(1,1) | GARCH(1,1) | TGARCH(2,1) | GARCH(1,1) | GARCH(1,1) | GARCH(1,1) | GARCH(1,1) |
| <b>Ortalama Denklemi</b>     |         |            |            |            |            |             |            |            |            |            |
| <b>C</b>                     | 0.0036  | 0.0001     | 0.0013     | 0.0037     | 0.0063     | 0.0025      | 0.0056     | -0.0014    | 0.0044     | 0.0014     |
| <b>p</b>                     | 0.7006  | 0.9928     | 0.8067     | 0.6246     | 0.3002     | 0.7651      | 0.4106     | 0.8770     | 0.5487     | 0.8162     |
| <b>AR(1)</b>                 | 0.3487  | 0.2817     | 0.2218     | 0.2684     | 0.2241     | 0.3305      | 0.2277     | 0.2251     | 0.2615     | 0.1753     |
| <b>p</b>                     | 0.0005  | 0.0134     | 0.0344     | 0.0093     | 0.0549     | 0.0012      | 0.0510     | 0.0647     | 0.0195     | 0.0805     |
| <b>Dışsal değişken</b>       | -0.3967 | 0.9807     | 0.7264     | 0.1835     | 0.7314     | -0.5849     | -0.1516    | -0.6082    | 0.1169     | 0.8960     |
| <b>p</b>                     | 0.0877  | 0.0132     | 0.0000     | 0.1560     | 0.0025     | 0.0000      | 0.0903     | 0.0011     | 0.7578     | 0.0000     |
| <b>Varyans Denklemi</b>      |         |            |            |            |            |             |            |            |            |            |
| <b><math>\omega</math></b>   | -       | 0.0006     | 0.0003     | 0.0003     | 0.0002     | 0.0020      | 0.0003     | 0.0022     | 0.0003     | 0.0009     |
| <b>p</b>                     | -       | 0.0104     | 0.1923     | 0.0889     | 0.3898     | 0.0625      | 0.1296     | 0.1119     | 0.0686     | 0.0007     |
| <b><math>\alpha_1</math></b> | -       | 0.2938     | 0.3776     | 0.1985     | 0.2485     | 0.0385      | 0.2448     | 0.0061     | 0.1614     | 0.3568     |
| <b>p</b>                     | -       | 0.0011     | 0.0538     | 0.0353     | 0.0093     | 0.6629      | 0.0574     | 0.9451     | 0.0470     | 0.0000     |
| <b><math>\alpha_2</math></b> | -       | -          | -          | -          | -          | 0.0875      | -          | -          | -          | -          |
| <b>p</b>                     | -       | -          | -          | -          | -          | 0.3549      | -          | -          | -          | -          |
| <b><math>\beta_1</math></b>  | -       | 0.1198     | 0.5999     | 0.7306     | 0.7225     | 0.3413      | 0.6861     | 0.4549     | 0.7398     | 0.5131     |
| <b>p</b>                     | -       | 0.0000     | 0.0002     | 0.0000     | 0.0000     | 0.2577      | 0.0000     | 0.2192     | 0.0000     | 0.0000     |
| <b><math>\beta_2</math></b>  | -       | 0.4541     | -          | -          | -          | -           | -          | -          | -          | -          |
| <b>p</b>                     | -       | 0.0000     | -          | -          | -          | -           | -          | -          | -          | -          |
| <b><math>\gamma</math></b>   | -       | -          | -          | -          | -          | -0.1235     | -          | -          | -          | -          |
| <b>p</b>                     | -       | -          | -          | -          | -          | 0.0000      | -          | -          | -          | -          |
| <b>Dışsal değişken</b>       | -       | -0.0480    | -0.0030    | -0.0028    | 0.0126     | 0.0250      | -0.0013    | 0.0237     | 0.0247     | -0.0588    |
| <b>p</b>                     | -       | 0.0011     | 0.7261     | 0.6456     | 0.2882     | 0.0088      | 0.6467     | 0.0060     | 0.0827     | 0.0011     |
| Akaike                       | -       | -2.8151    | -2.8642    | -2.7591    | -2.8086    | -2.8668     | -2.7846    | -2.8648    | -2.7693    | -2.8657    |
| Schwarz                      | -       | -2.6283    | -2.7007    | -2.5956    | -2.6452    | -2.6566     | -2.6211    | -2.7013    | -2.6058    | -2.7022    |
| Hannan-Quinn                 | -       | -2.7392    | -2.7978    | -2.6927    | -2.7423    | -2.7814     | -2.7182    | -2.7984    | -2.7029    | -2.7993    |
| ARCH-LM (1) p                | -       | 0.3179     | 0.5416     | 0.7925     | 0.5130     | 0.9544      | 0.6279     | 0.8202     | 0.4533     | 0.5206     |
| ARCH-LM (3) p                | -       | 0.7913     | 0.8777     | 0.9724     | 0.9217     | 0.7206      | 0.9570     | 0.7138     | 0.8463     | 0.8033     |
| ARCH-LM (5) p                | -       | 0.9305     | 0.9563     | 0.9924     | 0.9683     | 0.1644      | 0.9913     | 0.0468     | 0.9371     | 0.8957     |

Ek Tablo 3. Vadeli Pamuk Aylık Getirisi ve Reel Dinamiklerin Granger Nedensellik Analizi İçin Gecikme

## Test Kriterleri

|      |  | G_A - WPR  |            |            |      |  | G_A - WUS  |            |            |
|------|--|------------|------------|------------|------|--|------------|------------|------------|
| Gec. |  | AIC        | SC         | HQ         | Gec. |  | AIC        | SC         | HQ         |
| 0    |  | -7.666909  | -7.618364  | -7.647213  | 0    |  | -8.85326   | -8.804716  | -8.833564  |
| 1*   |  | -7.766771* | -7.621137* | -7.707683* | 1*   |  | -8.95704   | -8.811406* | -8.897951* |
| 2    |  | -7.753707  | -7.510984  | -7.655226  | 2    |  | -8.986465* | -8.743742  | -8.887984  |
| 3    |  | -7.701015  | -7.361202  | -7.563142  | 3    |  | -8.929869  | -8.590057  | -8.791996  |
| 4    |  | -7.67624   | -7.239339  | -7.498976  | 4    |  | -8.879856  | -8.442955  | -8.702592  |
| 5    |  | -7.629133  | -7.095142  | -7.412476  | 5    |  | -8.853221  | -8.31923   | -8.636564  |
| 6    |  | -7.590677  | -6.959597  | -7.334628  | 6    |  | -8.81097   | -8.17989   | -8.554921  |
| 7    |  | -7.569616  | -6.841446  | -7.274174  | 7    |  | -8.752127  | -8.023958  | -8.456686  |
| 8    |  | -7.534023  | -6.708764  | -7.199189  | 8    |  | -8.734923  | -7.909664  | -8.400089  |

|      |  | G_A - WIM  |            |            |      |  | G_A - UEX  |            |            |
|------|--|------------|------------|------------|------|--|------------|------------|------------|
| Gec. |  | AIC        | SC         | HQ         | Gec. |  | AIC        | SC         | HQ         |
| 0    |  | -7.214583  | -7.166038* | -7.194887  | 0    |  | -6.329272  | -6.280728  | -6.309576  |
| 1*   |  | -7.309572* | -7.163938  | -7.250484* | 1*   |  | -6.44522   | -6.299586* | -6.386132* |
| 2    |  | -7.290381  | -7.047657  | -7.1919    | 2    |  | -6.456710* | -6.213987  | -6.35823   |
| 3    |  | -7.248444  | -6.908632  | -7.110572  | 3    |  | -6.403867  | -6.064055  | -6.265994  |
| 4    |  | -7.216119  | -6.779217  | -7.038854  | 4    |  | -6.348009  | -5.911107  | -6.170744  |
| 5    |  | -7.186651  | -6.65266   | -6.969994  | 5    |  | -6.288387  | -5.754396  | -6.07173   |
| 6    |  | -7.181588  | -6.550508  | -6.925539  | 6    |  | -6.25181   | -5.62073   | -5.99576   |
| 7    |  | -7.111493  | -6.383323  | -6.816051  | 7    |  | -6.195237  | -5.467068  | -5.899796  |
| 8    |  | -7.073586  | -6.248327  | -6.738752  | 8    |  | -6.17377   | -5.348512  | -5.838937  |

|      |  | G_A - CUS  |            |            |      |  | G_A - WSU  |            |            |
|------|--|------------|------------|------------|------|--|------------|------------|------------|
| Gec. |  | AIC        | SC         | HQ         | Gec. |  | AIC        | SC         | HQ         |
| 0    |  | -7.917945  | -7.8694    | -7.898249  | 0    |  | -6.706879  | -6.658334  | -6.687182  |
| 1*   |  | -8.075968* | -7.930334* | -8.016880* | 1*   |  | -6.813877  | -6.668243* | -6.754788* |
| 2    |  | -8.053334  | -7.810611  | -7.954854  | 2    |  | -6.834229* | -6.591506  | -6.735749  |
| 3    |  | -8.008631  | -7.668818  | -7.870758  | 3    |  | -6.810116  | -6.470303  | -6.672243  |
| 4    |  | -7.975369  | -7.538467  | -7.798104  | 4    |  | -6.742513  | -6.305611  | -6.565248  |
| 5    |  | -7.951577  | -7.417586  | -7.73492   | 5    |  | -6.774446  | -6.240455  | -6.557789  |
| 6    |  | -7.936543  | -7.305463  | -7.680494  | 6    |  | -6.775936  | -6.144855  | -6.519886  |
| 7    |  | -7.872968  | -7.144798  | -7.577526  | 7    |  | -6.724461  | -5.996292  | -6.42902   |
| 8    |  | -7.829456  | -7.004197  | -7.494622  | 8    |  | -6.73327   | -5.908011  | -6.398436  |

|      |  | G_A - CSU  |            |            |      |  | G_A - XCR  |            |            |
|------|--|------------|------------|------------|------|--|------------|------------|------------|
| Gec. |  | AIC        | SC         | HQ         | Gec. |  | AIC        | SC         | HQ         |
| 0    |  | -5.223817  | -5.175273  | -5.204121  | 0    |  | -6.362457  | -6.313912  | -6.342761  |
| 1*   |  | -5.462481* | -5.316847* | -5.403393* | 1*   |  | -6.481071  | -6.335437* | -6.421983* |
| 2    |  | -5.462348  | -5.219625  | -5.363867  | 2    |  | -6.483103* | -6.240379  | -6.384622  |
| 3    |  | -5.421648  | -5.081836  | -5.283776  | 3    |  | -6.434384  | -6.094572  | -6.296512  |
| 4    |  | -5.382199  | -4.945298  | -5.204935  | 4    |  | -6.37325   | -5.936348  | -6.195985  |
| 5    |  | -5.374823  | -4.840832  | -5.158166  | 5    |  | -6.359426  | -5.825435  | -6.142769  |
| 6    |  | -5.355123  | -4.724043  | -5.099074  | 6    |  | -6.323545  | -5.692465  | -6.067496  |
| 7    |  | -5.327147  | -4.598978  | -5.031706  | 7    |  | -6.316717  | -5.588548  | -6.021276  |
| 8    |  | -5.334674  | -4.509415  | -4.99984   | 8    |  | -6.302486  | -5.477227  | -5.967652  |

|      |  | G_A - XCS  |            |            |      |  | G_A - XCD  |            |            |
|------|--|------------|------------|------------|------|--|------------|------------|------------|
| Gec. |  | AIC        | SC         | HQ         | Gec. |  | AIC        | SC         | HQ         |
| 0    |  | -8.09462   | -8.046076  | -8.074924  | 0    |  | -8.847707  | -8.799162  | -8.82801   |
| 1*   |  | -8.195933  | -8.050300* | -8.136845* | 1*   |  | -8.947615  | -8.801981* | -8.888527* |
| 2    |  | -8.214211* | -7.971488  | -8.115731  | 2    |  | -8.974797* | -8.732074  | -8.876316  |
| 3    |  | -8.185204  | -7.845392  | -8.047331  | 3    |  | -8.93898   | -8.599167  | -8.801107  |
| 4    |  | -8.183583  | -7.746682  | -8.006319  | 4    |  | -8.896793  | -8.459892  | -8.719529  |
| 5    |  | -8.173635  | -7.639645  | -7.956978  | 5    |  | -8.872323  | -8.338332  | -8.655665  |
| 6    |  | -8.146999  | -7.515919  | -7.89095   | 6    |  | -8.840668  | -8.209588  | -8.584619  |
| 7    |  | -8.125976  | -7.397807  | -7.830535  | 7    |  | -8.77775   | -8.049581  | -8.482309  |
| 8    |  | -8.094998  | -7.26974   | -7.760164  | 8    |  | -8.771953  | -7.946694  | -8.437119  |

**Ek Tablo 4. Vadeli Pamuk Aylık Getiri ve Reel Dinamikler Arasındaki Granger Nedensellik Test İstatistikleri**

|                                 | F-İstatistik | Olasılık | Granger Nedensellik Yönü                               |
|---------------------------------|--------------|----------|--|
| WPR Granger neden değildir, G_A | 0.3555       | 0.5522   | Granger nedeni değildir                                |
| G_A Granger neden değildir, WPR | 0.0772       | 0.7816   | Granger nedeni değildir                                |
| WUS Granger neden değildir, G_A | 1.0491       | 0.3079   | Granger nedeni değildir                                |
| G_A Granger neden değildir, WUS | 1.7970       | 0.1827   | Granger nedeni değildir                                |
| WIM Granger neden değildir, G_A | 0.0020       | 0.9642   | Granger nedeni değildir                                |
| G_A Granger neden değildir, WIM | 4.5347       | 0.0353   | G_H, %5 anlamlılık düzeyinde WIM'nin Granger nedenidir |
| UEX Granger neden değildir, G_A | 6.4812       | 0.0122   | UEX, %5 anlamlılık düzeyinde G_A'nın Granger nedenidir |
| G_A Granger neden değildir, UEX | 0.0352       | 0.8514   | Granger nedeni değildir                                |
| CUS Granger neden değildir, G_A | 0.1708       | 0.6801   | Granger nedeni değildir                                |
| G_A Granger neden değildir, CUS | 0.0430       | 0.8362   | Granger nedeni değildir                                |
| WSU Granger neden değildir, G_A | 0.1722       | 0.6789   | Granger nedeni değildir                                |
| G_A Granger neden değildir, WSU | 5.8417       | 0.0172   | G_A, %5 anlamlılık düzeyinde WSU'nun Granger nedenidir |
| CSU Granger neden değildir, G_A | 0.3449       | 0.5582   | Granger nedeni değildir                                |
| G_A Granger neden değildir, CSU | 5.4834       | 0.0209   | G_A, %5 anlamlılık düzeyinde CSU'nun Granger nedenidir |
| XCR Granger neden değildir, G_A | 0.6652       | 0.4164   | Granger nedeni değildir                                |
| G_A Granger neden değildir, XCR | 1.2617       | 0.2637   | Granger nedeni değildir                                |
| XCS Granger neden değildir, G_A | 0.00834      | 0.9274   | Granger nedeni değildir                                |
| G_A Granger neden değildir, XCS | 0.68501      | 0.4096   | Granger nedeni değildir                                |
| XCD Granger neden değildir, G_A | 1.22308      | 0.2710   | Granger nedeni değildir                                |
| G_A Granger neden değildir, XCD | 4.91424      | 0.0286   | G_A, %5 anlamlılık düzeyinde XCD'nin Granger nedenidir |