

Vadeli Pamuk Emtiasında Kontrat Pozisyonlarının ve Pamuk Reel Piyasa Dinamiklerinin Vadeli Pamuk Emtiası Getirisi Üzerine Etkileri

Orhan ÖZAYDIN¹

Makale Gönderim Tarihi: 02.10.2019

Makale Kabul Tarihi: 16.03.2020

Öz

Emtia vadeli işlem piyasaları hem koruma hem de portföy çeşitlenmesi sağladığı için yakın tarihimizde piyasa katılımcılarının ciddi ilgi kaynağı olmuştur. Fakat bu ilginin büyüklüğü, spekülasyon hareketlerin fiyatlara etkisinin olabileceği endişesini doğurmuştur. Bu çalışmada, 2009-2018 yılları arası vadeli pamuk emtiası getirilerinin, spekülasyonların ellerinde tuttuğu uzun ve kısa kontrat pozisyonları ve piyasanın reel üretim, tüketim, stok gibi miktar verileri ile nasıl etkilendiği anlaşılmaya çalışılmıştır. Koşullu değişen varyans modeli EGARCH(1,1) kullanılarak oluşturulan ortalama ve varyans denkleminde, spekülasyonların pozisyonlarının ve stok/kullanım oranlarının getiri ile etkileşimde olduğu görülmüştür. Reel piyasa miktar verisi stok/kullanım oranının, kontrat pozisyon verisi spekülasyon pozisyonlarından getiri üzerinde daha etkin olduğu anlaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Vadeli İşlemler, Emtia Piyasaları, Türev Piyasa Katılımcıları, Arz ve Talep.

Jel Kodları: G13, Q02, Q11

¹ Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Gelişim Üniversitesi, Uluslararası İşletmecilik ve Ticaret, oozaydin@gelisim.edu.tr, Orcid ID: 0000-0003-2585-1437

Cotton Commodity Futures Contract Positions and Real Cotton Commodity Market Dynamics Effects on Cotton Futures Returns

Abstract

Commodity futures have been a major source of interest for market participants in recent history. However, the magnitude of this interest has raised the concern that speculative movements may have an impact on prices. It is tried to understand how cotton commodity returns between 2009-2018 are affected by long and short contract positions held by speculators and real market data such as production, consumption and stock. By help of EGARCH(1,1) model, it was seen that the position of speculators and the stock/usage ratios interacted with the return. The stock/use ratio, was found to be more effective on yield than speculator positions.

Keywords: Futures, Commodity Markets, Derivative Market Participants, Supply and Demand.

Jel-Classification: G13, Q02, Q11

1. Giriş

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, Agency Financial Report, 2018).

Masters, beklenmedik spekülâtif alımların baskısı vadeli emtia fiyatlarında balona sebebiyet vermekte ve bunun da spot fiyatları arttırır.

masına neden olmakta tezini savunmuştur (Masters & White, 2008). Literatür genelinde yapılan birçok araştırmada, spekülörlerin emtia piyasalarında istikrarı bozucu aktivitelerinin genelde olmadığı anlaşılsa da (Irwin & Sanders, 2012a) emtia ve dönem özelinde spekülatif baskıların fiyat üzerindeki etkileri de görülmüştür. Literatürden verilecek birkaç örneğe bakıldığında, James (2015) bakır ve petrol; Irwin (2012b) soya, mısır ve buğday; Brunetti ve diğerleri (2011) petrol ve doğalgaz gibi emtia üzerinde yaptığı çalışmalarda spekülatif aktivitelerin fiyat ile ilişkisinin bulunmadığını söylemiştir. Bununla birlikte, Daley (2013) petrol; Manera ve diğerleri (2013) soya ve mısır; Guillemint ve diğerleri (2013) ve Apperson (2017) pamuk emtiasında spekülatif hareketlerin fiyat ile ilişkisini ortaya koymuşlardır. Bunun yanında, fiyatlara etken olan temel reel miktar arz-talep teorisine göre, reel miktarsal talebin (tüketimin) artması fiyatları arttıracak, reel miktarsal arzın (üretim) artması fiyatları azaltacak ve emtiaya özel olarak stokların artması (düşük talep yüksek arz) sebebiyle fiyatları azaltacak 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 pamuk emtiası özelinde inceleme yapılmıştır. Son 10 yılın ortalamasına göre yıllık 6.4 milyon ton üretim ile Çin dünyada birinci sıradadır ve 720.000 ton üretim ile Türkiye dünya pamuk üretiminde başı çeken ilk 7 ülkeden biridir. 2018 CFTC Agency Raporuna göre pamuğun da içinde olduğu tarım emtia ticaret hacmi, toplam vadeli işlemler (FX, faiz, enerji, metal, tarım) hacminin %9'unu oluşturmaktadır. Aynı yıl için vadeli pamuk emtiasının açık pozisyonları ise tarım emtiaları içinde %5'in altındadır (CFTC, 2018a). Hem literatür çerçevesinde hem de raporlar ışığında, vadeli pamuk emtiası piyasasının diğer emtia piyasalarına göre daha az işlem görmesinin sonucunda, spekülatif katılımcıların vadeli kontrat "pozisyonlarının" ve "reel dinamik" verilerinin -üretim, tüketim, stok- getiri ile etkileşimde olabileceği düşünülmektedir. Bu iki olgunun getiri üzerindeki etkisinin aynı modelde incelendiği bir çalışmaya geçmiş literatürde rastlanmamıştır. Bu veri setlerinin ayrı ayrı getiri ile etkileşiminin olup olmadığı anlaşılabilirliği gibi bunun yanında bu iki veri setinden hangisinin getiri üzerinde daha baskın olduğu da incelenmiş olacaktır. 2009-2018

yılları arası aylık verilerin kullanıldığı çalışmada, vadeli pamuk emtiası getirisi bağımlı değişken olarak, pozisyon ve reel dinamik verileri bağımsız değişken olarak ele alınmıştır. Getiri verisi ile oluşturulan EKK modelinde ARCH LM etkisi olması sebebiyle koşullu değişen varyans modelleri arasından koşulları sağlayan model EGARCH(1,1) modeli kurulmuştur. Tüm değişkenlerin tek modelde toplandığı EGARCH(1,1) modelinin ortalama denkleminde, spekülâtorlerin hem kısa hem uzun pozisyonları anlamlı sonuçlar vermiştir. Aylık spekülâtif uzun net pozisyon değişimlerinin aylık getiri ile pozitif, aylık spekülâtif kısa pozisyon değişimlerinin aylık getiri ile negatif ilişkili olduğu görülmüştür. Yine ortalama denklemde, Çin dışı ülkeler stok/kullanım oranı ve Çin stok/kullanım oranı istatistiki anlamlı sonuçlar vermiştir. Her iki stok/kullanım oranlarının getiri ile negatif ilişkide olduğu görülmüştür. Pozisyon ve reel dinamik verilerinin getirinin üzerindeki etkilerini karşılaştırdığımızda ise, stok/kullanım verilerinin, spekülâtif pozisyonlarının değişimlerine göre getiri üzerinde daha büyük etkiye sahip olduğu anlaşılmıştır. Modelin varyans denkleminde bakıldığında, geçmiş varyansın ve hata terimlerinin karelerinin getiri oynaklığını etkilediği görülmüştür. Ayrıca verilere uygulanan Granger nedensellik analizine göre getirinin, ithalat, Çin stok/kullanım oranı ve Çin dışı tüketim verilerinin Granger nedeni olduğu sonuçları görülmüştür.

Çalışmanın ikinci bölümünde vadeli işlem fiyatları ile ilgili teori ve devamında fiyatları etkilediği düşünülen pozisyon ve reel dinamik verileri hakkında yapılan literatür çalışmaları bulunmaktadır. Üçüncü bölümde veri ve ekonometrik yöntem anlatılmış, dördüncü bölümde ekonometrik bulgular gösterilmiştir. Sonuç bölümünde ayrıca öneriler paylaşılmıştır.

2. Teori ve Literatür

Piyasa katılımcılarının ve reel dinamik verilerinin vadeli emtia getirileri ile etkileşimde olduğu geçmiş literatürlerde ele alınmıştır. Yapılan taramalarda bu ayrı iki unsur, münferiden bağımsız değişkenler olarak getiri verisiyle ilişkilendirilmiştir. Bu sebeple yapılan literatür çalışmaları her iki olgu için ayrı başlıklarda anlatılmıştır. Bu çalışmada, bu iki veri seti tek modelde birleştirmiştir.

2.1. Piyasa Katılımcılarının Pozisyonlarının Vadeli Emtia Getirileriyle Etkileşimi

Bir piyasada fiyatlar temel olarak arz ve talep kanunları çerçevesinde oluşur ve vadeli işlem piyasaları için de bu kavram geçerlidir

(Hull, 2012). Vadeli işlem piyasalarında korumacılar, karşılarında riski transfer edebilecekleri spekülâtör ya da endeks yatırımcılarını aramaktadırlar. Katılımcıların piyasadaki uzun ya da kısa açık pozisyon verileri, kontratlara olan arz ve talebi direkt anlamamıza yardımcı olmaktadır. Katılımcıların uzun pozisyon alma eğilimleri mala sahiplik isteğini gösterir ve sonuçta dayanak varlığa ait kontrat değeri. Ters durumda kısa pozisyon alma eğilimleri malı satış yapma ya da açığa satma isteğini gösterir ve dolayısıyla dayanak varlığa ait kontrat fiyatları düşecektir. Beklentiler modelinde vadeli fiyatlar, alım satımına konu olan dayanak varlığın spot fiyatının vadeli işlem sözleşmesindeki teslimat gününe kadar ne tutarda değişeceğine ilişkin beklentilere bağlıdır. Yani, beklentiler hipotezine göre kontratın vadeli fiyatı ile vade sonu spot fiyatın aynı olması beklenmektedir. Keynes'in (1930) beklentiler modeline eleştirileri olmuştur. Piyasalarda alıcı ve satıcı olmaları sebebiyle, korumacılar, örneğin çiftçi ve esas tüccarlar nete kısa pozisyonlarda olma eğiliminde olmalarının yanında spekülâtörler uzun pozisyonlarda bulunma eğilimindedir. Bu işleyiş iki taraf arasında risk-prim dağılımının oluşmasına sebep olmuştur. Keynes, piyasa katılımcılarının pozisyon baskıları sebebiyle birbirlerine ek risk primi ödemeye razı olarak vadeli fiyatların beklenenden farklı olarak değişebileceğini söylemiştir. Literatür genelinde yapılan birçok araştırmada, spekülâtörlerin emtia piyasalarında piyasaya likidite sağladıkları ve piyasanın istikrarını bozucu aktivitelerinin genelde olmadığı anlaşılsa da emtia ve dönem özelinde spekülâtif baskıların emtia fiyatları üzerindeki etkileri de görülmüştür.

Brunetti ve diğerleri (2011), spekülâtif hareket eden hedge fonu yatırımcısı ve swap teklifcisi (swap broker) gibi piyasa oyuncularının hareketlerinin fiyat değişimi ve oynaklık üzerine bir etkisi olup olmadığını araştırmışlardır. Spekülâtörlerin finansal piyasaları istikrarsızlaştırdığı üzerine küçük kanıtlar bulmuşlardır. Bunun yanında spekülâtif ticaretlerin piyasa koşullarına göre tepki göstermekte olduğunu ve spekülâtif ticaretin oynaklık seviyelerini düşürdüğünü görmüşlerdir. Bu sonuç spekülâtörlerin piyasaya sağladığı likidite hipotezi ile uyumludur. Çalışmanın detayına bakıldığında, 2005 ile 2009 yılları arasındaki NYMEX'deki petrol ve doğalgaz, CBOT'daki mısır ve eMini-Dow vadeli işlem kontratlarının günlük getiri verileri üzerinde CFTC'nin yayınladığı vadeli işlem piyasalarının katılımcılarının pozisyon değişimlerinin ilişkisini araştırmışlardır. Korelasyon analizi, eşzamanlı modeller ve Granger nedensellik analizleri yöntemlerini kullanmışlardır. Genel sonuçlar olarak, Granger nedensellik analizlerinde görünen, spekülâtif grupların pozisyonların-

daki deęişimler fiyat deęişimlerine liderlik etmemektedir. Seçilen vadeli emtia getirilerinde, spekülâtif grupların piyasaya likidite sağladığı, piyasa bozmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Yukarıdaki çalışmaların yanında, Manera ve diğerleri (2013), 1986-2010 yılları arasındaki 4 enerji (petrol, ısınma yağı, benzin ve doğalgaz) ve 7 tarım (kakao, kahve, mısır, yulaf, soya, soya yağı ve buğday) toplam 11 emtia vadeli fiyat getirileri ile piyasa oyuncularının pozisyonlarının ilişkisini araştırmışlardır. Veri olarak, emtia verilerinin spekülâtif uzun ve spekülâtif kısa verilerini haftalık olarak CFTC'den almışlardır. En yakın kontratın günlük vadeli fiyatları üzerinden haftalık ortalama getiri hesaplayarak, verinin frekansını haftalığa getirmişlerdir. Öncelikle, getirinin bağımlı deęişken, pozisyonların bağımsız deęişken olduğu EKK regresyon modeli kurmuşlardır. Fakat modelde ARCH etkisi olması nedeniyle ve varyans modelleri yardımı ile getiri oynaklığı hakkında bilgi sahibi olmak için koşullu deęişen varyans modelleri ile çalışmışlardır. Her emtia için genel olarak GARCH(1,1) modeli kullanmışlar, ortalama ve varyans modeline dışsal deęişken olarak spekülâtif net uzun pozisyonları eklemiştirler. Gaz, kakao ve yulaf emtiasında spekülâtif uzun pozisyonların getiri oynaklığını düşürücü etkisi olduğunu; soya ve mısır için spekülâtif pozisyonların getiri oynaklığını arttırıcı etkisi olduğunu bulmuşlardır.

Pamuk emtiasını çalışmasına dahil eden Guillemint ve diğerleri (2013), 2006 Ocak ile 2012 Eylül tarihleri arasındaki 12 vadeli emtia için getiri ve endeks oyuncularının ilişkisini incelemiştirler. Haftalık getiri ile endeks ve spekülâtif katılımcılarının pozisyon farklarının ilişkilerini eşzamanlı olarak EKK ve 2SLS ile kurduğu modelde incelemiştirler. 2SLS yöntemini, ayrıca bağımlı deęişkenlerin artıklarının bağımsız deęişkenler ile korelasyon ilişkisine sahip olmasından dolayı kullanmışlardır. 12 emtia içinden EKK yöntemine göre 8 pozisyon deęişkeninin katsayısı ve 2LSL yöntemine göre de 7 pozisyon deęişkeninin katsayısı anlamlı bulunmuştur. Pamuk özelinde iki yöntem ile de katsayılar anlamlı bulunmuş ve korumacı grupta pozisyon almayan endeks katılımcılarının hareketlerinin fiyat ile pozitif yönlü ilişkide olduğu görülmüştür. Yani pozisyon sayısındaki yukarı yönlü deęişim ile getiri yukarı yönlü deęişmektedir.

Apperson (2017), 2006 ile 2015 yılları arasında pamuk, soya, mısır ve buğday tarım emtialarını çalışmıştır. En yakın vadeli kontratın fiyat oynaklıkları ile endeks ticareti yapanların pozisyon oynaklıkları arasında bir Granger nedensellik ilişkisi olup olmadığını araştırmıştır.

Genel olarak endeks piyasa katılımcılarının pozisyonlarının oynaklıklarının fiyat oynaklıklarına anlamlı bir etkisinin olmadığını görmüştür. Pamuk emtası özelinde 2008/09 sezonunda endeks katılımcılarının pozisyonlarının artan etkisi fiyat oynaklığını anlamlı olarak arttırmıştır. Yani pozisyon değişimi oynaklığın Granger nedeni çıkmıştır. Bunların yanında endeks oyuncularının net pozisyonlarındaki değişimler, kısa ya da uzun, fiyat oynaklığını arttırdığını görmüştür.

2.2. Reel Dinamik Verilerinin Vadeli Emtia Getirileriyle Etkileşimi

Temel teoride fiyat belirleme yaklaşımı, fiyatın arz ve talep arasında oluşan denge noktasıdır. Genel anlamda temsil edilen denge noktasının bileşenleri olarak üretim arzı ve tüketim de talebi temsil etmektedir. Bunun yanında, pamuk gibi depolanabilir emtialar söz konusu olduğunda gelecekte beklenen arz ve talep beklentilerine karşı mevcut stokların tutulma isteği de fiyatın belirlenmesinde etkili olacaktır (Janzen, 2013). Bu çalışmada reel dinamikler başlığı altında anılan 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. Her ayın 12. günü yıllık sezonsal tahmin verilerinin içeren bu rapor 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. Temel teoriye göre, talebin (tüketimin) artması fiyatları arttıracak, arzın (üretimin) artması fiyatları azaltacak ve emtiaya özel olarak stokların artması (düşük talep yüksek arz) sebebiyle fiyatları azaltacak yönündedir.

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. Macdonald, ABD arz verisini ithalatlar ve üretim olarak, ABD talep verisini ise ihracat ve tüketim olarak almıştır. Bir ülke özelinde düşünüldüğünde, arz ve talebi MacDonal gibi gruplamak mantıklıdır. Ülke'nin 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 artışıların, fiyatı yüzdeler olarak düşürdüğünü ve Çin net ithalatındaki yüzdeler artışıların, 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.

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 artışı olduğu zamanda vadeli mısır emtia fiyatlarının düştüğünü 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 değişiminde etkili olduğu sezonlar olduğunu söylemiştir. Fakat 2007/08 sezonunda net arz şoklarının fiyatların sapmalarında etkili bir sebep olmadığını belirtmiştir. Bu çalışmada, Jansen'in de bulguları arasında olan, talep ve stok/kullanım reel dinamiklerinin getiriye etkilediği görülmüştür.

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 ve stok 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. Bu çalışmada da Pamuk emtiası özelinde benzer sonuçlar çıkmıştır. Stok/kullanım ve talep verilerinin getiri ile ilişkili olduğu, arz verilerinin getiri üzerinde etkili olmadığı anlaşılmıştır.

3. Veri ve Ekonometrik Yöntem

3.1. Veri

Veri aralığı olarak küresel krizin boy gösterdiği 2008 yılından sonraki 2009-2018 yılları çalışmada kullanılmıştır. Fiyat verileri için NYSE:ICE borsasında işlem gören Pamuk no.2 günlük kapanış verileri kullanılmıştır. Yıl içerisinde işlem gören sırasıyla mart, mayıs, temmuz, ekim ve aralık vadeli kontratlarının en yakın vadeli olanlarından derlenmiştir. Çalışmada kullanılan bağımsız değişkeni temsil eden haftalık COT pozisyon verileri, en yakın vadeli ve sonraki tüm kontratlar için pozisyon sayılarını raporlamaktadır. Tüm vadelerdeki kontrat ağırlıklarına göre en yüksek pozisyon verileri en yakın vadeli kontratta işlem görmesi (Lehecka, 2013) ve bununla birlikte genel olarak literatürde en yakın vadeli işlem fiyatları kullanılması nedeniyle bu çalışmada da en yakın vadeli kontrat fiyat verisi kullanılmıştır. Fiyat verilerinden logaritmik getiri verileri elde edilmiştir. Aylık vadeli pamuk getiri verisi modellerde "G_A" olarak gösterilmektedir.

Spekülatörlerin pozisyon verileri her haftanın Cuma günü yayınlanan CFTC'nin COT-Ek raporunda uzun ve kısa açık pozisyon olarak CFTC'nin internet sitesi üzerinde halkın kullanımına açık olarak paylaşılmaktadır. Pozisyon değişimi değişkenleri arasından korumacı olmayanlar -spekülatörler ve endeks yatırımcıları- net uzun pozisyon verileri (KXN_AY) ve spekülatör kısa pozisyon verileri (SPK_AY), haftalık yayınlanan CFTC'nin COT-Ek raporundan aylık toplamaların yüzdesel değişimi olarak derlenmiştir. Korumacı olmayan uzun net pozisyonlar (KXN_AY) ve spekülatif kısa pozisyonlar (SPK_AY) için orijinali haftalık frekansta olan veriler, aylık toplanarak değişim çevrimi yapılmıştır ve veriler aylık

frekansa çevrilmiştir. Aylık pozisyonların logaritmik ve yüzdesel değişim farkları üzerinden araştırmalar yapılmıştır (Tablo 1).

Tablo 1: CFTC'nin COT-Ek raporundan temin edilen katılımcı pozisyon verileri

COT Raporu Pozisyon Adı	Kısaltma	Modellerde Kullanılan Dönüşümler
Non-commercial long – spekülâtif uzun	SPU	Spekülatör aylık uzun pozisyon sayıları
Non-commercial short – spekülâtif kısa	SPK	Spekülatör aylık kısa pozisyon sayıları
Index trader long – endeks yatırımcılar uzun	EOU	Endeks Katılımcıları aylık uzun pozisyon sayıları
Index trader short – endeks yatırımcılar kısa	EOK	Endeks Katılımcıları aylık kısa pozisyon sayıları
Non-commercial short – spekülâtif kısa	SPK_AY	Aylık spekülatör kısa pozisyonların LN farkları : $LN(SPK(t) / SPK(t-1))$
Non Hedgers Net – korumacılar hariç net	KXN_AY	$(SPU(t) - SPK(t) + EOU(t) - EOK(t)) / (SPU(t-1) - SPK(t-1) + EOU(t-1) - EOK(t-1))$

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 beklenti raporundan alınmıştır. Raporun içeriğinde, dünya ve ülke bazında sezon sonu itibarıyla yıllık beklenen üretim, tüketim, ihracat, ithalat ve dönem sonu stok tahminleri yer almaktadır. Aylık olarak yayınlanan WASDE raporunda dünya toplamının ve ülkelerin emtia arz ve talepleri tam bir bilanço tutarlılığında raporlanmaktadır ve nihayetinde bu raporda arz ve talep birbirine denkleştirilmiştir. Pamuk vadeli getirisinin, talep ve stok/kullanım verileri ile anlamlı sonuçlar verdiği görülmüştür (Özaydın, 2019). Bu çalışmada arz verisi dışarıda bırakılmış ve kurulacak model üzerinde tüketim ve stok/kullanım verileri çalışılmıştır. Çin'in geçen son 10 yılda ortalama pamuk üretiminde ve tüketiminde dünya lideri olmasının ve Çin'in reel dinamik verilerinin USDA'nın pamuk raporlarında özellikle paylaşılmasının vadeli pamuk emtiası fiyatları üzerinde etkisi olduğu düşünülmektedir. Bununla birlikte Çin dışında kalan ülkelerin de konsolide etkisi incelenmiştir. Kullanılan veriler tablo 2'de gösterilmiştir. Konsolide dünya talep verisi, Çin tüketim (CUS) ve Çin dışı ülkeler talep (XCD) bilgilerinin toplamını içermektedir ve bu veriler çalışmaya dahil edilmiştir. Konsolide dünya stok/kullanım verisini oluşturan iki tamamen ayrışık veri olan Çin stok/kullanım (CSU) ile Çin dışı ülkeler stok/kullanım (XCR) verileri çalışmaya dahil edilmiştir. Bunlarla birlikte, dünya konsolide ihracat ve ithalat verileri arasındaki korelasyon %99.96 çıkmıştır –ülkeler

arası karşılıklı ticaretin toplamda eşit olması beklenen bir durumdur- ve dünya ithalat (WIM) verisi çalışmaya dahil edilmiştir. Özetle bu bölümde incelenecek pamuk reel dinamik verileri olarak CUS, XCD, CSU, XCR ve WIM verileri olmuştur.

Tablo 2: USDA'nın WASDE raporundan temin edilen pamuk reel piyasası verileri

WASDE Raporu Verileri	Kısaltma	Açıklama
Çin Talep (Tüketim)	CUS	Çin'in tüketim verisi, LN farkı (Çin'in ihracatı yoktur)
Çin Hariç Talep (Tüketim + İhracat)	XCD	Çin hariç ülkeler tüketim ve ihracat toplamı LN farkı
Çin Dönem Sonu Stok / Kullanım	CSU	Çin stok/kullanım rasyosunun LN farkı
Çin Hariç Dönem Sonu Stok / Kullanım	XCR	Çin hariç ülkeler stok/kullanım rasyosunun LN farkı
Dünya İthalat : World Import	WIM	Dünya toplam ithalat verilerinin LN farkı

3.2. Ekonometrik Yöntem

Değişkenlerin birim kök analizleri sonrasında kurulan EKK modellerin kalıntılarında görülen ARCH etkisi sorunu sebebiyle koşullu değişen varyans modelleri kullanılmıştır. 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. Literatürde yapılan çalışmalarda finansal zaman serileri üzerine sık kullanılan ARCH, GARCH modelleri yanında en iyi modeli tahmin etmek amacıyla diğer sıkça kullanılan EGARCH ve TGARCH modelleri de kullanılmıştır. Koşulları sağlayan en uygun model seçilerek katsayılar üzerinde yorumlamalar yapılmıştır. Denenen koşullu varyans modelleri içinde koşulları sağlayan ve test kriterlerine göre anlamlı sonuç veren EGARCH modeli seçilmiştir.

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 olamayan GARCH modelleri yerine ilk olarak Nelson (1991) tarafından bu eksikliğin giderilmesi için üstel GARCH (EGARCH) modelleri geliştirilmiştir.

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

EGARCH modelinde koşullu varyansın doğal logaritması kendi gecikmeli değerlerine ve gecikmeli hata terimi karesi yerine standartlaştırılmış hata terimine 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 (α_i ve β_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 γ_i 'nin mutlak değerinin küçük olması oynaklığın kalıcılığının (sürekliliğinin) az olduğunu göstermektedir (Özden, 2008).

Kurulan model dışında veriler arasında Granger nedenselliğinin olup olmadığı ayrıca incelenmiştir. Granger (1969), nedensellik analizinde 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. Granger nedensellik kavramı şu şekilde açıklanır: İki zaman serisinden, St ve Rt ; Rt serisi kendi gecikmeleri dışında başka bir St serisinin gecikmeleri ile dahi 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.

4. Bulgular

Aylık pozisyon değişimleri ile aylık reel dinamik verilerinin bağımsız değişken olduğu, aylık toplam vadeli fiyat üzerinden oluşturulmuş getiri serilerinin bağımlı değişken olduğu koşullu değişen varyans modelleri kurulmuştur. Ortalama model üzerinden bağımsız değişkenlerin, bağımlı değişken olan getiri üzerindeki etkileri karşılaştırılmıştır. Varyans modeli sayesinde getiri oynaklığının, getirinin hata terimi kareleri ve gecikmiş varyansı ile etkileşimi incelenmiştir. Devam eden bölümde, getiri ile diğer veriler arasında Granger nedensellik analizlerine bakılıp veriler arası etkileşim yönü anlaşılmaya çalışılmıştır. Çalışmada Eviews ekonometrik modelleme uygulaması kullanılmıştır.

4.1. Birim Kök, Otokorelasyon Sınaması

Vadeli pamuk emtiası aylık getiri verisinin, pozisyon serilerinin 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, pozisyon değişimleri ve reel dinamik değişimleri serilerinin birim kök içermediği yani verilerin durağan olduğu görülmüştür (Tablo 3).

Tablo 3: Aylık Pozisyon ve Reel Dinamik Verilerinin Birim Kök Analizi Test İstatistik Tablosu

	Sabit Terimli Birim Kök Test İstatistik Sonuçları		
	ADF	PP	KPSS
	t-İstatistik	t-İstatistik	t-İstatistik
G_A	-7.5392	-7.8012	0.1614
KXN_AY	-9.2302	-9.1401	0.0521
SPK_AY	-9.4469	-9.9010	0.0539
CUS	-8.4488	-8.7011	-9.9214
XCD	-10.0923	-10.3854	0.1107
CSU	-5.0812	-8.0980	0.3636
XCR	-9.7440	-10.0877	0.1014
WIM	-10.4894	-10.9523	0.1857

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

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. Seri LM testi hipotezi; H_0 : hipotezi kalıntılar arasında otokorelasyon yoktur şeklinde kurulurken, H_1 : hipotezi otokorelasyon varlığını kabul eder. G_A aylık getiri serisi için otokorelasyon olup olmadığı tespit etmek amacıyla sabitli kurulan;

$$G_A_t = C + \varepsilon_t \quad (2)$$

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 sonucu vermiştir. İkinci gecikme için de olasılık değeri %0 çıkmıştır.

H0 reddedilir, modelin kalıntılarında ya da seride otokorelasyon sorunu ortaya çıkmaktadır. Bu sorunu bağımlı değişkenin kendi geçmiş değerleri modellere eklenerek giderilebilmektedir. Program yardımıyla model (2) 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:

$$G_A_t = C + \theta * G_A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

AR(p) süreçlerinde otokorelasyon fonksiyonu, MA(q) otokorelasyon fonksiyonu 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 3'deki modelin iki gecikmeli otokorelasyon testi için Seri LM testi yapılmıştır. Test istatistik sonuçlarında T*R² 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.

4.2. Getirinin, Pozisyon ve Reel Dinamiklerle Birlikte Modellenmesi

Toplam 120 aylık veri serilerinden oluşan piyasa oyuncuları verileri (KXN_AY, SPK_AY) ile reel dinamik verileri (CUS, XCD, CSU, XCR, WIM), kurulan EKK modelinde bağımsız değişken olarak kullanılmış,

vadeli işlem fiyat getirisi G_A bağımlı değişken olacak şekilde modellenmiştir.

$$G_A = C + \theta_1 KXN_AY + \theta_2 SPK_AY + \theta_3 WIM + \theta_4 CSU + \theta_5 CUS + \theta_6 XCR + \theta_7 AR(1) \quad (4)$$

Kurulan ilk modelde WIM, CUS ve XCD verileri istatistiki olarak %10 olasılık değeri üzerinde anlamsız çıkmıştır. Bu durumda anlamlı sonuçlar veren diğer değişkenlerle kurulan yeni EKK modeli aşağıdaki gibi oluşmuştur. Son modelde değişken katsayıları %10 olasılık düzeyinde anlamlıdır (Denklem 5). İlerleyen kısımlarda bu modelde ARCH etkisi olup olmadığına bakılacaktır.

$$G_A = C + \theta_1 KXN_AY + \theta_2 SPK_AY + \theta_3 CSU + \theta_4 XCR + \theta_5 AR(1) \quad (5)$$

Sağlıklı bir model kurulabilmesi adına bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağıntı sorunu olmaması gerekmektedir. Seri korelasyon ve ARCH etkisi sınaması yanında, EKK yöntemi ile kurulan modelde birden fazla bağımsız değişken bulunması sebebiyle çoklu doğrusal bağlantı sorunu olması ihtimaline karşı varyans büyütme faktörü (VIF: Variance Inflation Factor) testi yapılmıştır. Regresyon analizi sırasında VIF, faktörlerin birbirleriyle korele olup olmadığını (multicollinearity) değerlendiren, bu da p-değerlerini etkileyebilir ve model güvenilir olmayacaktır. Bağımsız değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantının varlığını tespit etmek için varyans büyütme faktörü (VIF) değerleri kontrol edilmektedir. Araştırmacının kriterlerine göre değişmesi ile birlikte, Hair ve diğerleri (1995) bir modeldeki bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı olmaması için VIF değerinin maksimum "10" olmasını önermişlerdir. Modellerde birden fazla bağımsız değişken olduğu için bu değişkenler arasında çoklu doğrusal bağıntı olup olmadığını anlamak üzere VIF değerleri incelenmiş, sonuç değerlerin 1 ile 2 arasında olduğu görülmüştür. Kurulan modelde değişkenler arası çoklu doğrusal bağıntı sorunu görülmemiştir (Tablo 5).

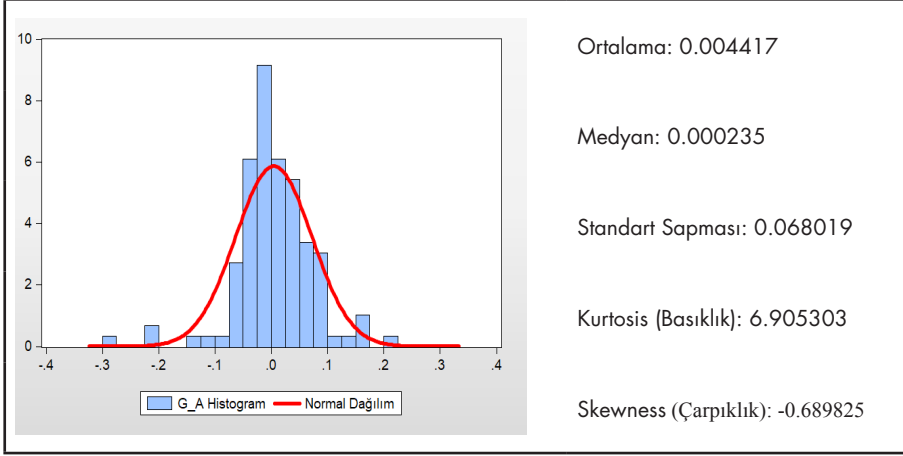
Tablo 5. Çoklu Doğrusal Bağıntı Testi VIF Değerleri

Değişken:	KXN_AY	SPK_AY	CSU	XCR	AR(1)
VIF Değerleri:	1.5945	1.8753	1.2147	1.4873	1.3679

Heteroskedasticity (değişen varyans) etkisi, dağılımı sivri ve kuyruklu olan yüksek frekanslı finansal getiri verilerinde görülmektedir (Gökbulut & Pekkaya, 2014). Şekil 1'deki aylık getirilerden oluşan G_A serisinin histogramına ve normal dağılımına bakıldığında basıklığı ifade

eden kurtosis sayısı 6.905303 çıkmıştır. Bir seride kurtosis değeri 3'ten fazla ise bu serinin yanlardan basık ve sivri olduğu söylenebilmektedir. Seride ARCH etkisinin görülmesinin ihtimali yüksektir. ARCH yöntemi kullanılmadan önce ortalama modelin ARCH etkisini içerip içermediği test edilmelidir.

Şekil 1. Aylık Getiri Serisinin Histogramı ve Normal Dağılımı



EKK üzerinde kurulan modelde (Denklem 5) ARCH etkisinin olup olmadığı ARCH LM testi ile kontrol edilmiştir. EKK modeli üzerinde görülen ARCH etkisi LM test sonuçları tablo 6'da görülmektedir. Beşinci gecikmede hipotez reddedilir ve ARCH etkisi vardır denilir. Bu sonuçların devamında, değişkenlere uygun koşullu varyans modeli belirlendikten sonra ARCH LM testleri tekrar yapılmıştır.

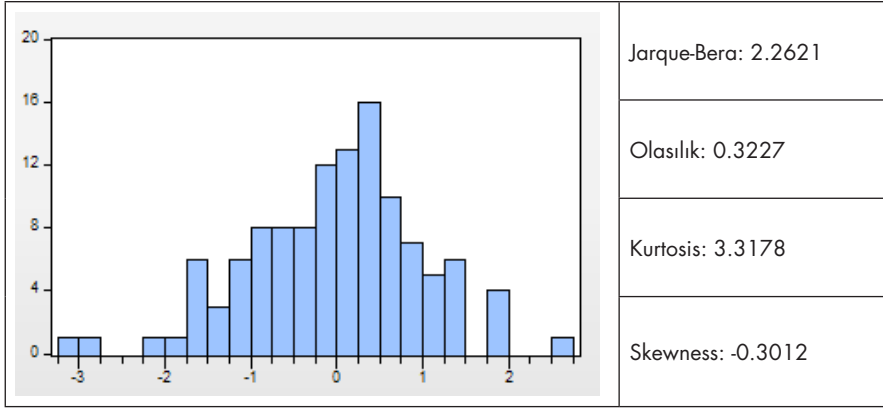
Koşullu değişen varyans modelleri arasından ARCH, GARCH, TGARCH ve EGARCH modelleri farklı arch ve garch gecikmeleri ile denenmiştir. Koşulları sağlayan, Akaike ve Schwarz test kriterlerinin düşük olduğu ve varyans denkleminin değişkenlerinin anlamlı sonuçlar verdiği model EGARCH(1, 1) modeli olarak tespit edilmiştir. Kurulan koşullu değişen varyans modelinde ARCH etkisi olup olmadığı tekrar kontrol edilmiştir ve ARCH etkisinin beşinci gecikmede kalktığı görülmüştür (Tablo 6). Kurulan modelin kalıntılarının dağılımı normaldir. Jarque-Bera test hipotezine göre, test istatistiğinin olasılık değerinin %10'dan büyük olması dağılımın normal olduğunu göstermektedir (Şekil 2). Dağılımın kurtosisi 3.3178 çıkmıştır, normal dağılımda kurtosis 3 değeri olması beklenir. Hata terimlerinin dağılımın kurtosisinin 3'den kısmen büyük olması finan-

sal serilerde görünen leptokurtik dağılıma (yanlardan basık ve sivri) örnek teşkil etmektedir. Bununla birlikte kurtosis değeri 3'e yakın çıkmıştır.

Tablo 6. Kurulan EKK ve EGARCH(1,1) modelinde Arch LM Sınaması Test İstatistikleri Sonuçları

Model	Gecikme	T*R-kare	Ki-Kare olasılık
EKK	1	0.0527	0.8185
EKK	5	20.6047	0.0010
EGARCH(1,1)	1	0.0920	0.7617
EGARCH(1,1)	5	1.4061	0.9236

Şekil 2. Kurulan EGARCH(1,1) Modelinin Kalıntıların Histogramı ve Jarque-Bera Test Sonuçları



Ortalama modelde bağımsız değişkenler %10 olasılık seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Tablo 7'de EGARCH(1,1) modelinin istatistik sonuçları görülmektedir. Model üzerinde, korumacı olmayanların (spekülatör ve endeks yatırımcıları) uzun net pozisyonlarındaki (KXN_AY) yüzde 1'lik bir artış getiride yüzde 0.0686'lık bir artışa neden olmaktadır. Spekülatörlerin kısa pozisyonlarındaki yüzde 1'lik bir artış getiride eksi yüzde 0.0317'lik bir düşüşe neden olmaktadır. Uzun pozisyonların getiri üzerindeki mutlak etkisi kısa pozisyonlara göre daha fazladır. Reel dinamik verilerini incelediğimizde, modelde sadece stok/kullanım oranları anlamlı sonuçlar vermiştir. Çin dışı ülkeler stok/kullanım oranındaki (XCR) yüzde 1'lik bir artış getiride eksi yüzde 0.2664'lük bir düşüşe neden olmaktadır. Çin stok/kullanım oranlarındaki (CSU) yüzde 1'lik bir artış getiride eksi yüzde 0.1299'lük bir düşüşe neden olmaktadır. Yani stok/kullanım oranlarının yükselmesi, bir başka açıdan stokların yükselmesi,

getiriyi düşürmektedir. Çin dışı ülkelerin stok/kullanım oranlarının, Çin stok/kullanım oranına göre getiri üzerinde daha etkili olduğu görülmektedir. Spekülatif pozisyon değişimlerinin getiri üzerinde etkisi var ise de bir reel dinamik değişkeni olan stok/kullanım oranları kadar getiri üzerinde etkisi görülmemiştir. Varyans modelinde sabit hariç arch ve garch değişkenlerinin katsayıları %10 olasılık seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Modelin geçmiş varyansı ve hata terimlerinin kareleri getiri oynaklığını etkilemektedir.

Tablo 7. Aylık Getirinin (G_A) Bağımlı Değişken Olduğu EGARCH(1,1) Model İstatistikleri

Bağımsız Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-istatistik	Olasılık
Ortalama Denklem				
C	0.0033	0.0036	0.9150	36%
KXN_AY	0.0686	0.0237	2.8932	0%
SPK_AY	-0.0317	0.0171	-1.8550	6%
XCR	-0.2664	0.1186	-2.2466	2%
CSU	-0.1299	0.0571	-2.2750	2%
AR(1)	0.1584	0.0902	1.7557	8%
Varyans Denklemi				
Ω	-0.1073	0.0713	-1.5044	13%
A	-0.1442	0.0878	-1.6416	10%
γ	0.1543	0.0358	4.3052	0%
β	0.9679	0.0014	710.7136	0%

4.3. Granger Nedensellik Analizi

Serilerin Granger nedensellikleri ikili kombinasyonlarda bakılmıştır. Verilerin gecikmeleri Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn bilgi kriterlerine bakılarak bulunmuştur ve bulunan bu gecikmeler Granger nedensellik analizleri için kullanılmıştır. Modellerdeki gecikme sayısının belirlenmesinde genel olarak Schwarz kriteri dikkate alınmış olup tüm modeller için bir gecikme alınmıştır. Schwarz, 7 modelin 6'sında "bir" gecikme vermiştir; diğer model için Hannan-Quinn ve Akaike test istatistik sonuçlarına bakılarak kalan bu model için de bir gecikme alınmıştır (Ek tablo 1)

Testlerdeki olasılık değerleri anlamlı çıkması durumunda H_0 : Granger nedeni değildir hipotezi reddedilir ve birinci seri, ikinci serinin Granger nedeni olarak kabul edilir. Tablo 8'de %5 olasılık anlamlılık düzeyinin altında olan değişkenler arası Granger nedensellikler göste-

rilmektedir. Detaylı istatistiki sonuçlar ise ek tablo 2'de bulunmaktadır. Aylık pozisyon verilerinin ortalamalarının aylık getiri üzerine Granger nedensellik olduğuna dair anlamlı sonuçlar çıkmamıştır. Günlük sık frekanslı verilerden oluşan vadeli fiyatların, aylık frekanstaki pozisyon etkilerine karşı olan tepkilerini hızlı bir şekilde düzeltip günler içinde etkinin kaybolması, Granger nedensellik analizlerinde istatistiki anlamlı sonuçlara ulaşamamasının bir sebebi olabilir, bu ise ayrı bir araştırma konusudur. Sonuç olarak, aylık getirinin ithalat, Çin stok/kullanım oranı ve Çin dışı tüketim verilerinin Granger nedeni olduğu sonuçları görülmüştür.

Tablo 8. Getirilerin Aylık Reel Dinamik Serileri ile Granger Nedensellik Yönleri

G_A	→	WIM
G_A	→	CSU
G_A	→	XCD

*Sonuçlar %5 olasılık değerinde anlamlı sonuçlar vermiştir, detaylı tablo EK10'dadır.

5. Sonuç

Son yıllarda küreselleşmenin ilerlemesi ve teknolojinin gelişmesi ile birlikte vadeli emtia piyasalarına olan ilgi hem korumacılar hem de spekülâtörler tarafından artmıştır. Masters, vadeli piyasalardaki artan hacmi ve 2008 krizinde oluşan fiyatları işaret ederek, beklenmedik spekülâtif alımların baskısı vadeli emtia fiyatlarında balona sebebiyet vermekte ve bunun da spot fiyatları arttırmasına neden olmakta tezini savunmuştur (Masters & White, 2008). Literatürde, spekülâtörlerin emtia piyasalarındaki aktivitelerinin genel olarak istikrarı bozucu olmadığı yapılan araştırmalarla anlaşılrsa da (Irwin & Sanders, 2012a) emtia ve dönem özelinde spekülâtif baskıların fiyat üzerindeki etkileri de görülmüştür. Dönem ve emtia özelinde spekülâtif baskıların fiyat üzerinde kısıtlı etkileri olduğunu gösteren çalışmalardan örnek verilirse, Daley (2013) petrol; Manera ve diğerleri (2013) soya ve mısır; Guillemint ve diğerleri (2013) ve Apperson (2017) pamuk emtiasında spekülâtif hareketlerin fiyat ile ilişkisini ortaya koymuşlardır. Arz-talep teorisine göre, reel miktarsal talebin artması fiyatları arttıracağı, reel miktarsal arzın artması fiyatları azaltacağı ve emtiaya özel olarak stokların artması sebebiyle fiyatları azaltacağı yönündedir. Konuyla ilgili geçmiş 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.

Vadeli pamuk emtiası getirisinin spekülörlerin vadeli kontrat "pozisyonlarının" ve "reel dinamik" verilerinin -üretim, tüketim, stok- getiri ile etkileşimde olabileceği düşünülmektedir. Bu iki olgunun getiri üzerindeki etkisi aynı modelde incelenmiştir. Piyasa katılımcılarının pozisyonlarının ve reel dinamik değişkenlerinin hem kendi aralarında hem de getiri üzerindeki etkileşimleri karşılaştırmalı olarak tek bir model üzerinde çalışılmıştır. 2009-2018 aylık getiri verileri üzerinde kurulan EKK modelinde ARCH etkisi olduğu tespit edilmiştir ve sonrasında koşulları sağlayan EGARCH(1,1) modeli oluşturulmuştur. Model üzerinde, korumacı olmayanlar net uzun pozisyonlar (KXN_AY), spekülörler kısa pozisyonlar (SPK_AY), Çin dışı ülkeler stok/kullanım oranı (XCR) ve Çin stok/kullanım oranı (CSU) istatistiki anlamlı sonuçlar vermiştir. Pozisyon verilerinde, aylık spekülatif uzun net pozisyon değişimlerinin aylık getiri ile pozitif, spekülatif kısa pozisyon değişimlerinin aylık getiri ile negatif ilişkili olduğu görülmüştür. Her iki stok/kullanım oranlarının getiri ile negatif ilişkide olduğu görülmüştür. Çin dışı ülkelerin stok kullanım oranlarının Çin stok kullanım oranına göre getiri üzerinde daha fazla etkisi vardır. Pozisyon ve reel dinamik verilerinin getirinin üzerindeki etkilerini karşılaştırdığımızda ise stok/kullanım verilerinin, spekülatif pozisyonlarının değişimlerine göre getiri üzerinde daha büyük etkiye sahip olduğu anlaşılmıştır. Getirinin varyansının kendi geçmiş değerlerinden ve hata terimi karelerinden etkilendiği görülmüştür. Ayrıca Granger nedensellik analizine göre getirinin ithalat, Çin stok/kullanım oranı ve Çin dışı tüketim verilerinin Granger nedeni olduğu görülmüştür. Fakat tersi olan pozisyon ve reel dinamik verileri getirinin Granger nedeni çıkmamıştır. WASDE raporları frekansına uyum sağlama adına günlük frekanslı verilerden oluşan vadeli fiyatlara ve haftalık frekanstaki pozisyon verilerine aylık çevrim yapılmıştır. Aylık frekanslı veriler, Granger nedensellik analizlerinde istatistiki anlamlı sonuçlara ulaşılamamasının bir sebebi olabilir, bu ise ayrı bir araştırma konusudur.

Vadeli pamuk emtiası, az sayıda çalışmaya konu olmuştur ve incelenen çalışmalarda genel bulguların dışında sonuçlar görülmüştür. Genel literatüre göre dünyada başı çeken petrol, faiz, fx gibi vadeli işlemlerin getirileri ve fiyatları üzerine spekülatif pozisyonların belirli etkileri olmadığıdır. Fakat emtia ve dönem özeline göre bulgular deęi-

şiklik göstermektedir. Pamuk emtiasında getiri ve pozisyon etkileşiminin bulgularının çıkması, piyasanın daha sığ olmasından kaynaklı olabilir. Bu konu, ileride yapılacak ayrı bir çalışma ile araştırmaya açıktır. Ayrıca şu an Türkiye’de dar olan vadeli emtia piyasalarının gelişmesini beklemeden, piyasadaki açık pozisyon verileri toplanarak ileride oluşabilecek spekülâtif atakların önüne geçebilecek bir denetleme sisteminin kurulması faydalı olacaktır. Son olarak, vadeli pamuk emtiası piyasalarında işlem yapacak korumacı ve yatırımcıların, bekledikleri ya da bütçeledikleri fiyat üzerinden vadeli işlem piyasalarında fiyat ararken, çalışmada ele alınan spekülâtor katılımcılarının pozisyonlarının ve reel dinamik unsurlarının getiri üzerindeki sonuçlarına göre önem sırasında izlenmesi ve piyasa katılımcılarının kendi fiyat belirleme analizlerine bu unsurları dahil etmeleri önerilmiştir.

KAYNAKÇA

- Apperson, G. P. (2017). *Agricultural Commodity Futures Price Volatility: A Market Regulatory Policy*.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge.
- Brunetti, C., Büyükşahin, B., & Harris, J. H. (2011). *Speculators, Prices and Market Volatility*.
- CFTC. (2018). *Agency Financial Report*.
- CFTC. (2018a). *Commitments of Traders Report*.
- 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.
- Clarke, R. G., Silva, H. d., & Thorley, S. (2013). *Fundamentals of Futures and Options*. CFA Institute.
- Daley, C. E. (2013). *Investigation Of Crude Oil Speculation And Subsequent Economic Implications*.
- 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.
- Guilleminot, B., Ohana, J.-J., & Ohana, S. (2013). *The Interaction of Speculators and Index Investors in a Agricultural Derivatives Markets*.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1995). *Multivariate Data Analysis*, 3. baskı. New York: Macmillan Publishing Company.
- Hull, J. (2012). *Options, Futures and Other Derivatives*. Peardon.
- Irwin, S. H., & Sanders, D. R. (2012a). Testing the Masters Hypothesis in Commodity Futures Markets. *Energy Economics*, 34, 256-269.
- Irwin, S. H., & Sanders, D. R. (2012b). Financialization and Structural Change in Commodity Futures Markets. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 44, 371-396.
- 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*.
- Keynes, J. (1930). *A Treatise on Money*. Harcourt.
- Lehecka, G. V. (2013). *Hedging and Speculative Pressures: An Investigation of the Relationships among Trading Positions and Prices in Commodity Futures Markets*.

- Macdonald, S. (2009). *U.S. Cotton prices and the world cotton market: Forecasting and structural change*. USDA Economic Research Report Number 80.
- Manera, M., Nicolini, M., & Vignati, I. (2013). Futures price volatility in commodities markets: The role of short term vs long term speculation. *USAAE Working Paper No. 13*, 128.
- Masters, M. W., & White, A. K. (2008). *How Institutional Investors Are Driving Up Food And Energy Prices (Special Report)*.
- Nelson, D. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica* 59(2), 347-70.
- Özaydın, O. (2019). *Vadeli Pamuk Emtiası Getirilerinin Piyasa Oyuncuları ve Reel Piyasa Dinamikleri ile Etkileşimi*. İstanbul.
- Özden, Ü. H. (2008). İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitesinin Analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 339-350.
- Sevütekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Nobel.

EKLER**Ek Tablo 1.** Aylık Pozisyonlar ve Reel Beklentilerin Getiri ile Granger Nedensellik Analizi için Bulunan Gecikme Sayıları Test Kriterleri

		G_A - KXN_AY					G_A - SPK_AY		
Gec.		AIC	SC	HQ	Gec.		AIC	SC	HQ
0		-3.070715	-3.02217	-3.051019	0		-2.089089	-2.040545	-2.069393
1*		-3.207448	-3.061814*	-3.148359*	1*		-2.192601*	-2.046968*	-2.133513*
2		-3.220713*	-2.97799	-3.122233	2		-2.180208	-1.937485	-2.081727
3		-3.159875	-2.820063	-3.022002	3		-2.118945	-1.779133	-1.981072
4		-3.111076	-2.674174	-2.933811	4		-2.085932	-1.64903	-1.908667
5		-3.102196	-2.568205	-2.885539	5		-2.078855	-1.544864	-1.862197
6		-3.082479	-2.451399	-2.82643	6		-2.047256	-1.416176	-1.791207
7		-3.062503	-2.334334	-2.767062	7		-1.982813	-1.254643	-1.687371
8		-3.047292	-2.222033	-2.712458	8		-1.977904	-1.152645	-1.64307

		G_A - WIM					G_A - CUS		
Gec.		AIC	SC	HQ	Gec.		AIC	SC	HQ
0		-7.214583	-7.166038*	-7.194887	0		-7.917945	-7.8694	-7.898249
1*		-7.309572*	-7.163938	-7.250484*	1*		-8.075968*	-7.930334*	-8.016880*
2		-7.290381	-7.047657	-7.1919	2		-8.053334	-7.810611	-7.954854
3		-7.248444	-6.908632	-7.110572	3		-8.008631	-7.668818	-7.870758
4		-7.216119	-6.779217	-7.038854	4		-7.975369	-7.538467	-7.798104
5		-7.186651	-6.65266	-6.969994	5		-7.951577	-7.417586	-7.73492
6		-7.181588	-6.550508	-6.925539	6		-7.936543	-7.305463	-7.680494
7		-7.111493	-6.383323	-6.816051	7		-7.872968	-7.144798	-7.577526
8		-7.073586	-6.248327	-6.738752	8		-7.829456	-7.004197	-7.494622

		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 - XCD		
Gec.		AIC	SC	HQ
0		-8.847707	-8.799162	-8.82801
1*		-8.947615	-8.801981*	-8.888527*
2		-8.974797*	-8.732074	-8.876316
3		-8.93898	-8.599167	-8.801107
4		-8.896793	-8.459892	-8.719529
5		-8.872323	-8.338332	-8.655665
6		-8.840668	-8.209588	-8.584619
7		-8.77775	-8.049581	-8.482309
8		-8.771953	-7.946694	-8.437119

Ek Tablo 2. Getiri ile Aylık Pozisyon ve Reel Dinamik Değişkenleri Arasındaki Granger Nedensellik Test İstatistikleri

	F-İstatistik	Olasılık	Granger Nedensellik Yönü
KXN_AY Granger neden değildir, G_A	0.6178	0.4335	Granger nedeni değildir
G_A Granger neden değildir, KXN_AY	0.0000	0.9967	Granger nedeni değildir
	F-İstatistik	Olasılık	Granger Nedensellik Yönü
SPK_AY Granger neden değildir, G_A	0.3979	0.5294	Granger nedeni değildir
G_A Granger neden değildir, SPK_AY	1.2376	0.2682	Granger nedeni değildir
	F-İstatistik	Olasılık	Granger Nedensellik Yönü
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
	F-İstatistik	Olasılık	Granger Nedensellik Yönü
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
	F-İstatistik	Olasılık	Granger Nedensellik Yönü
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
	F-İstatistik	Olasılık	Granger Nedensellik Yönü
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
	F-İstatistik	Olasılık	Granger Nedensellik Yönü
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

