

ULUSLARARASI SOSYAL ARAŞTIRMALAR DERGİSİ THE JOURNAL OF INTERNATIONAL SOCIAL RESEARCH

Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi/The Journal of International Social Research

Cilt: 14 Sayı: 79 Ağustos 2021 & Volume: 14 Issue: 79 August 2021

www.sosyalarastirmalar.com

Issn: 1307-9581

VADELİ İŞLEM SÖZLEŞMELERİNİN (FUTURES) GETİRİ, HACİM VE VOLATİLİTESİNDE MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERİN ROLÜ: VADELİ İŞLEM OPSİYON PİYASASI (VİOP) ÜZERİNE BİR UYGULAMA

*THE ROLE OF MACROECONOMIC INDICATORS ON THE FUTURE CONTACTS FOR VOLATILITY,
RETURN AND VOLUME: AN APPLICATION ON THE TERM FUTURE AND OPTIONS EXCHANGE*

Utku Altunöz *

Öz

Bu çalışmanın amacı vadeli işlem opsiyon piyasasında işlem gören BİST 30, Dolar ve Euro vadeli işlem kontratlarının volatiliteleri, getirileri ve işlem hacimleri üzerinde makroekonomik göstergelerin gücünü belirlemektir. 2008-2019 periyodunda için yapılan analizde volatilité ölçümü için GARCH- EGARCH modeli ve getiri ile hacim ölçümü için adımsal regresyon modeli tercih edilmiştir. Elde edilen sonuçlarla finansal danışmanlar, portföy yöneticileri ile borsa ve türev enstrümanlarına ilgi duyan tasarruf sahipleri tarafından getiri üzerinde etkili olan değişkenler izlenebilecek ve bu durum portföy çeşitlendirmesi yapma ve riski azaltma konusunda yol gösterici olabilecektir.

Anahtar Kelimeler: Vadeli İşlem Opsiyon Borsası, Makroekonomik Göstergeler, GARCH, EGARCH, Adımsal regresyon.

Abstract

The aim of this study is to determine the power of macroeconomic indicators on the volatility, returns and trading volumes of BIST 30, Dollar and Euro futures contracts traded in the futures option market. In the analysis for 2008-2019 period, GARCH - EGARCH model was used for volatility measurement and stepwise regression model was used for return and volume measurement. With the results obtained, variables that affect the returns can be monitored by financial consultants, portfolio managers, and savings owners interested in stock market and derivative instruments, and this can be a guide in portfolio diversification and risk reduction.

Keywords: Future and Options Exchange, Macroeconomic Indicators, GARCH, EGARCH, Stepwise Regression.



1. GİRİŞ

Gerek küreselleşme olgusu gerekse finansal piyasaların derinleşmeye başlaması finansal piyasalarda olası riskleri de beraberinde getirmiştir. Bu bağlamda finansal piyasalarda meydana gelen riskleri daha iyi yöneterek risklerin oluşturacağı olumsuzluklardan korunmak adına vadeli işlem piyasaları oluşturulmuştur. Son zamanlarda volatilité finansal piyasaların çokça kullanılan kavramlarından biri haline gelmiş olup herhangi bir değişkenin, belirli bir ortalama değere göre çok yüksek azalış yada artış göstermesi anlamına gelmektedir (Güneş ve Saltoğlu, 1998: 14). Vadeli işlemlerin oluşturulmasının temel nedeni yatırımcıların karşılaşılabilecekleri faiz oranı, döviz kuru ve emtia fiyatlarında meydana gelecek volatilitenin yaratacağı riskten korunmaktır. Günümüz dünyasında vadeli işlem piyasalarında birçok varlık üzerine hazırlanmış vadeli işlem sözleşmeleri yatırımcıların kullanımına sunulmaktadır.

Geçmiş orta çağa dayanan vadeli işlemler hem Avrupa'da hem de tarımın geliştiği diğer yerlerde tahılın hasattan önce tarlada satın alınması şeklindeki uygulamalarda karşımıza çıkmaktadır (Hull, 1993: 12). Her ne kadar organize olmasa da finans tarihinde ilk vadeli işlem M.Ö. 5.YY'da Anadolu'da bilge Thales tarafından zeytin rekoltesinin tahminine yönelik uygulanmıştır (Aşıkoglu ve Kayahan, 2008: 159). Vadeli işlem benzeri sözleşmeler modern anlamda Amsterdam ve Japonya'da kullanılmaya başlanmıştır. Modern anlamda ilk borsanın kurulması ise 19. da gerçekleşmiştir. Bu bağlamda 1848 yılında birçok tahıl üreticisinin girişimi ile Şikago Ticaret Kurulu (Chicago Board of Trade-CBOT) kurulmuştur (Demir, 2015: 39). İleriki yıllarda Şikago Ticaret Kurulu'nun işlem çeşitliliği yumurta ve tereyağı işlemleri de eklenerek genişletilmiş ve günümüzün en büyük ikinci borsası haline gelmiştir.

Bretton Woods sonrası dönemde faiz ve döviz volatilitesindeki artış vadeli işlemlerin finansal ürünler için de kullanılmasını gerekli kılmıştır. Tarihte ilk finansal araçlarla alakalı vadeli işlem sözleşmesi (future) 1972 yılında Chicago Mercantile Exchange (CME) bünyesinde yedi para birimi üzerine, dövizde dayalı olacak şekilde işleme açılmıştır (Chisolm, 2004: 4). Bunu 1975'de CBOT'un işleme koyduğu tahvil, 1982'de faiz vadeli işlem sözleşmeleri ve opsiyon sözleşmeleri takip etmiştir. 80'li yıllarla birlikte finansal piyasalar opsiyon sözleşmeleri ile tanışmıştır. Sağladığı ekonomik yararlar ve kullanım kolaylığı nedeniyle türev piyasalar günümüz liberal ekonomilerinin vazgeçilmez unsurları haline gelmiştir (Canpolat, 2009: 7). Türev işlemlerin yapıldığı başlıca borsaları Chicago Mercantile Exchange, London International Financial Futures Exchange, Eurex, , Bolsa de Mercaderias & Futuros, , Korea Exchange, Chicago Board Of Trade, Chicago Board Options Exchange, International Securities Exchange, New York Mercantile Exchange, Philadelphia Stock Exchange olarak sıralayabiliriz.

Türkiye'de türev ürünlerle alakalı yasal düzenlemelerin ilkinin 1983 yılında oluşturulan Türk Parası Kıymetini Koruma hakkında 28 sayılı kararda görebilmekteyiz. Söz konusu kararla TCMB tarafından belirlenen esaslar çerçevesinde vadeli döviz alım veya satımı (forward) yapılabilmesi mümkün hale getirilmiştir (Özalp, 2003: 92). 1987 yılındaki talimatta, bankaların döviz işlemleri ile alakalı uygulamaları daha açık hale getirilmiş ve vadeli döviz ticareti adı altında forward ve swap uygulamaları ile vadeli işlem kurlarının nasıl belirleneceği örneklendirilmiştir. 1995 tarihinde Merkez Bankası, Döviz ve Efektif Piyasaları Genel Müdürlüğü bünyesinde vadeli (forward) döviz alım-satım piyasası faaliyet göstermeye başlamıştır. Forward işlemlerin gelişimini etkileyen en önemli faktörlerden biri, 1988'den itibaren bankalar arası para piyasası ve spot döviz piyasasının işlemeye başlamasıdır. 1997 yılında Türkiye'nin ilk organize türev piyasa işlemleri altın vadeli işlem kontratlarıyla Vadeli İşlemler ve Opsiyon Piyasası'nda gerçekleştirilmiş olup 1 kg ve 100 ons şeklinde iki farklı büyüklükteki sözleşme işlem görmüştür (Nurcan, 2005: 37). 1997 yılının gelindiğinde o zamanki ismiyle İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) ulusal 30 endeksi oluşturularak endeks vadeli işlem sözleşmelerinin işlem görmesine zemin hazırlanmıştır (Özalp, 2003: 104). 2001 yılında İMKB bünyesinde İMKB vadeli işlemler piyasası faal hale gelmiş fakat istenilen derinliğe ulaşamamıştır. Bu nedenle VOB'un kuruluşuyla 2005 tarihinde kapatılmıştır. Söz konusu tarihte ekonomik krizin de etkisi ile sabit kur terk edilerek dalgalı kura geçilmiş ve kurdaki ciddi oynaklığın önlenmesi amacıyla ilk olarak TL/\$ döviz vadeli işlem sözleşmeleri (futures) işlem görmeye başlamıştır (Ersoy, 2011: 69). Söz konusu piyasalara olan ilginin beklenen seviyenin çok altında olduğu Tablo 1'de izlenebilmektedir.



Tablo 1: İMKB Vadeli İşlemler Piyasası ve İAB Vadeli İşlemler ve Opsiyon Piyasası'nın Gelişimi.

	İstanbul Altın Borsası Vadeli İşlemler ve Opsiyon Piyasası			İMKB Vadeli İşlemler Piyasası		
	Sözleşme Sayısı	İşlem Sayısı	İşlem değeri (USD)	Sözleşme sayısı	İşlem Sayısı	İşlem değeri (USD)
1997	445	61	13.511.486	-	-	-
1998	30	3	833.443	-	-	-
1999	47	10	1.197.131	-	-	-
2000	167	17	2.188.447	-	-	-
2001	50	4	971.071	26	20	2.600.000
2002	0	0	0	4	2	400.000
2003	0	0	0	0	0	0
2004	0	0	0	0	0	0
Toplam	739	95	18.701.580	30	22	3.000.000

Kaynak: Ersoy,2011:69.

Tablo 1'e göre vadeli işlemler piyasalarına gösterilen ilgi 1997-2004 yılları arasında beklentilerin çok uzağında kalmış olup derinliğin artırılması amacıyla bazı önlemler alınmıştır. Bu bağlamda 2004 yılında sözleşme büyüklüğü 100.000 ABD dolarından 10.000 ABD dolarına düşürülmüş, döviz piyasasında genel olarak gözlenen istikrar ve düşük volatilité dikkate alınarak işlem teminatı % 20'den % 12'ye indirilmiş, işlem teminatı olarak TL ödemeli hazine bonusu ve devlet tahvilleri de teminata kabul edilmiş ve TL/ABD Doları sözleşmeleri ile aynı özelliklere haiz TL/Euro sözleşmeleri işleme açılmıştır (İMKB, 2003: 12). Ancak yapılan bu değişiklikler amacına ulaşamamış ve Tablo 1'de görüldüğü üzere toplamda sadece 22 adet işlem gerçekleşmiştir.

Türkiye'de 2005 yılında İzmir'de Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası (VOB) kurulmuştur. 2013 yılında Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasası (VİOP) ile birleşen Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası tek bir çatı altında hizmet vermeye başlamıştır. Dolar/Ons Altın, TL/Gram Altın, EUR/USD, TL/Euro, RUB/TRY, CNH/TRY TL/dolar SASX 10 Endeks ve BİST 30 Endeks VİOP'ta işlem gören finansal vadeli işlem sözleşmeleridir. Ege Pamuk, Anadolu Kırmızı Buğday, Baz Yük Elektrik, Çelik Hurda, Vadeli İşlem Sözleşmesi de VİOP'ta işlem görmeye devam eden emtia vadeli işlem sözleşmeleri olmuştur (Demir, 2015:35).

Çalışmada vadeli işlem kontratlarının volatilitesi, getirisi ve hacmi üzerinde makroekonomik göstergelerin rollerinin analizi amaçlanmaktadır. Çalışmanın özgünlüğü literatürde volatilité, oynaklık ve hacmin aynı anda ele alındığı çalışmanın yok denecek kadar az olmasıdır. Diğer bir özgünlüğü ise konusunda en son verilerin kullanılmasıdır. Analiz edilen tarihler bakımından gerek 2008 küresel krizinin etkileri gerekse 2018 yılında Türkiye ile ABD arasında yaşanan siyasi gerginliğin ekonomiye olumsuz yansımaları ve meydana gelen kur şokunun etkisi de izlenebilecektir.

2. LİTERATÜR

Konuyla ilgili yabancı literatürde Crain ve Lee (1995) vadeli işlemler ile döviz piyasası arasındaki etkileşimi 1990-1993 periyodu için Granger nedensellik yöntemi ile araştırdıkları çalışmalarında vadeli işlemlerden döviz piyasasına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığına ulaşmışlardır. Haddad (2003) makroekonomik göstergelerden ABD ulusal bütçe açığı ile S&P 500 endeksi etkileşimini Granger nedensellik testiyle incelediği çalışmasında bütçe açığının vadeli işlem fiyatları üzerinde güçlü bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bhargava ve Malhotra (2007) yapmış oldukları çalışmada açık pozisyon ile döviz vadeli işlem hacmi ilişkisini İngiliz sterlini, Alman markı, Japon yeni ve Kanada doları için analiz etmişlerdir. 1980-2000 yıllarını kapsayan çalışmada GARCH, Granger Nedensellik ve VAR yöntemleri kullanılmış ve değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine ulaşılmıştır. Kim ve Min (2008) döviz piyasası ile vadeli işlem piyasası arasındaki ilişkiyi 1999-2005 yılları için VAR, Granger nedensellik ve EGARCH yöntemleri ile analiz ettikleri çalışmalarında çift yönlü nedensellik ilişkisinin varlığına ulaşmışlardır. Chai ve Guo (2009), 2008-2019 yılları için Dow Jones, Nikkei 225 endeks, NASDAQ 100 ve S&P 500 endeksleri için spot ve futures fiyatları etkileşimini incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre NASDAQ 100 endeksinde herhangi bir etkileşim tespit edememişlerken geri kalan endekslerde eşbütünleşme ilişkisinin varlığına ulaşmışlardır. Lafuente (2009) S&P 500 hisse senedi endeksi ve vadeli işlem sözleşmesi arasındaki volatilité ilişkisini VAR modeli ile incelediği çalışmasında yeni bilginin vadeli piyasada daha hızlı yayıldığı ve volatilitenin vadeli piyasadan spot piyasaya



doğru tek yönlü olduğu sonucuna ulaşmıştır. Cummings ve Lee (2011) çalışmalarında kriz dönemlerinde vadeli işlemlerde işlem hacmi ve volatilitenin seyrini analiz etmişlerdir. Çalışmaya göre kriz dönemlerinde makro ekonomik haberlere vadeli işlemler piyasaları hacim ve volatilité anlamında çok daha şiddetli tepki vermektedir. Elder vd.(2012)'nin metal vadeli sözleşmelerindeki volatilité ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında dayanıklı mal siparişleri ve tarım dışı ücretlerle alakalı haberlerin volatilitéyi en çok etkilediğini, ekonomiyle alakalı olağan dışı gelişmelerin altın ve gümüş vadeli işlem kontratlarının olumsuz yönde etkilediğini tespit etmişlerdir. Bununla birlikte bu durumdan bakır vadeli işlem kontrat fiyatları olumlu etkilenmiştir.

Ulusal literatüre bakıldığında; Durmuşkaya ve Mayıl (2004) Türkiye’de yabancı yatırımcıların vadeli işlem piyasaları üzerindeki etkilerini incelediği çalışmalarında 2005-2015 yılları için Granger ve Toda-Yamamoto analizlerini kullanmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre yabancı yatırımcılar ile Endeks 30 vadeli işlem kontratları arasında getir oranları bakımından herhangi bir nedensellik ilişkisine ulaşamamıştır. Baklavacı (2007) çalışmasında Türkiye’de vadeli işlemlerin spot piyasalarda fiyat oluşumu ve bu doğrultuda volatilitenin değişmesinde önemli bir bilgi kaynağı olup olmadığını 2005-2006 periyodunda günlük veriler ile analiz etmiştir. Ulaştığı sonuçlara göre vadeli işlem fiyat hacmi ve fiyat değişiklerinin spot piyasalarda bilgi akışını etkilemektedir. Ayrıca getiriler volatilitéyi önemli şekilde arttırmaktadır. Çevik ve Pekkaya (2007) spot ve vadeli işlemler piyasaları etkileşimini o dönemki isimleriyle VOB’ta işlem gören İMKB100 Endeksi, ABD doları ve Euro vadeli işlem fiyatlarının spot fiyatları ile nedensellik ilişkisini dinamik nedensellik yöntemiyle inceledikleri çalışmalarında İMKB100 Endeksinde spot vadeli işlemi etkilediği, döviz tarafında ise vadeli işlem fiyatlarının spot fiyatlarını etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Demirelli vd. (2010) döviz fiyatları ile döviz vadeli işlem fiyatları etkileşimini 2005-2009 yılları için Granger yöntemi ile araştırdıkları çalışmalarında döviz piyasasından vadeli işlemlere doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine ulaşmışlardır. Kayalidere, Aracı ve Aktaş (2012) çalışmalarında o dönemki isimleriyle VOB-İMKB 30, VOB-TL/Dolar vadeli işlem değişkenlerini kullanarak spot ve türev piyasalarındaki etkileşimi analiz etmişlerdir. Söz konusu çalışma sonucunda göre İMKB 30 endeksinde tek yönlü, ABD dolarında ise çift yönlü nedenselliğe yönelik bulgular elde edilmiştir. Ünlü ve Ersoy (2012) vadeli işlem sözleşmeleri ile doları spot döviz kuru ilişkisini 2007-2011 yılları için Granger nedensellik testiyle analiz ettikleri çalışmalarında günlük kapanış fiyatlarının kullanmışlardır. Çalışma sonucunda vadeli işlemlerde geçerli olan fiyatların spot fiyatların nedeni olmadığı, bununla beraber kısa ve uzun dönemde her iki piyasa arasında karşılıklı etkileşim olduğu anlaşılmıştır. Özgümüş vd. (2013) vadeli işlem sözleşmelerindeki volatilité ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi 2005-2011 yılları için test ettikleri çalışmalarında S&P 500 getirisi ile vadeli işlem volatilitésinin aynı yönde, altın fiyatları ve enflasyon ile future volatilitésinin ise ters yönde olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Özdemir ve Kula (2017) çalışmalarında döviz vadeli işlemler ile döviz piyasası oynaklığı arasındaki ilişkiyi ARCH, GARCH, EGARCH ve Granger nedensellik yöntemleri ile test etmişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre vadeli işlem piyasası ile döviz piyasası oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. İşeri ve Kaçmaz (2017) Türkiye’de spot ve vadeli piyasalar arasındaki volatilité ilişkisini araştırdıkları çalışmalarında GARCH, TARARCH EGARCH ve PARCH Modellerini kullanmışlardır. Çalışma sonucunda vadeli piyasaların spot piyasadaki volatilitéyi azalttığı anlaşılmıştır.

3. AMPIRIK ANALİZ

Çalışmanın ampirik analiz kısmında Vadeli İşlemler Opsiyon Borsası’nda işlem gören BİST30 endeks sözleşmesi ile EURO ve dolar döviz sözleşmelerinin volatilitesi, getirileri ve işlem hacmi üzerinde makroekonomik göstergelerin rolü 2008 -2019 yılları için aylık bazda getiri, işlem hacmi ve koşullu değişen varyans değerleri göz önünde tutularak analiz edilecektir. Böylece 2008 krizinin etkisi ile 2018 yılında ABD ile yaşanan siyasal krizlerin etkileri de anlaşılabilecektir. Çalışmada kullanılan değişkenler tablo 2’de izlenebilmektedir.



Tablo 2: Değişkenler, Sembolleri ve Elde Edilen Kaynaklar.

BAĞIMLI DEĞİŞKENLER		
Değişken	Sembol	Elde Edilen Kaynak
Bist 30 Vadeli İşlem Getirileri	FXU30	Borsa İstanbul
Bist Dolar Vadeli İşlem Getirileri	FUSDTRY	Borsa İstanbul
Bist Euro Vadeli İşlem Getirileri	FEURTRY	Borsa İstanbul
Bist 30 Vadeli İşlem Hacimleri	FXU30H	Borsa İstanbul
Bist Dolar Vadeli İşlem Hacimleri	FUSDTRYH	Borsa İstanbul
Bist Euro Vadeli İşlem Hacimleri	FEURTRYH	Borsa İstanbul
Bist 30 Vadeli İşlem Volatiliteleri	FXU30V	Borsa İstanbul
Bist Dolar Vadeli İşlem Volatiliteleri	FUSDTRYV	Borsa İstanbul
Bist Euro Vadeli İşlem Volatiliteleri	FEURTRYV	Borsa İstanbul
BAĞIMSIZ DEĞİŞKENLER		
Değişken	Sembol	Elde Edilen Kaynak
Dış ticaret Açığı /GSYİH	DTA/GSYİH	Ticaret Bakanlığı
Büyüme	GSYİH	TÜİK
Enflasyon	enf	TCMB
Reel Faiz	i	TCMB
M3 Para Arzı	M3	TCMB
Külçe Altın	gold	Borsa İstanbul
Dow Jones Endeks Getirisi	dow	Bloomberg ve Investing
Sanayi Üretim endeksi	SÜE	TÜİK
Bütçe Açığı /GSYİH	BA/GSYİH	Hazine ve Maliye Bakanlığı
İşsizlik/GSYİH	iş/GSYİH	TÜİK
Ülke Risk Primi	CDS	Bloomberg ve Investing

Tablo 2’de bağımsız değişkenler seçilirken konuyla alakalı literatür de göz önünde tutularak ekonomiler için önem arz eden temel makro ekonomik göstergelerin çoğu analize dahil edilmiştir. M3 para arzı TÜFE endeksi yardımı ile reel hale dönüştürülmüştür. Dünyanın en önemli endüstri endekslerinden Dow Jones’un analize dahil edilmesindeki temel neden yurt dışındaki endekslerde meydana gelecek değişimlerin VİOP üzerindeki etkisini tespit edebilmektir. Çalışmada hisse senedi serileri için getiriler eşitlik (1)’deki formülle hesaplanacaktır.

$$R_n = \frac{P_n - P_{n-1}}{P_{n-1}} (1)$$

Eşitlik (1)’de P_n gün sonu kapanış fiyatını, P_{n-1} bir gün önceki gün sonu kapanış fiyatını ve R_n getiriyi ifade etmektedir. Ayrıca logaritması alınan değişkenler için kullanılan formül eşitlik (2)’deki izlenebilmektedir.

$$r_n = \ln(1 + R_n) (2)$$

Çalışmada değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Kolaylık nedeniyle logaritmayı temsil eden sembol kullanılmamıştır. Ayrıca üç aylık periyotta açıklanan büyüme rakamları aylığa çevrilerek analize dahil edilmiştir. Alışlagelmiş ekonometri modelleri, analize dahil edilen birçok zaman serisi için meydana gelecek dalgalanma ve oynaklıkları görmezden gelmektedir. Bunun temel nedeni hata teriminin varyansını sabit kabul etmeleridir. Bu konuyla ilgili Engle (1982), zaman serilerinin şartlı ortalama ve varyansının aynı zamanlı olacak şekilde modellenebileceğini göstermiştir. Bu yöntemin temelini şartlı beklentilerin şartsız beklentilerden üstün olması oluşturmaktadır. Bu bağlamda şartlı varyansın sabit olmadığı varsayımında referans alınacak basit bir yöntem, kalıntı tahminlerinin karelerini kullanarak şartlı varyansı ardışık bağımlı (AR) süreç olarak modellemektir. Bu duruma eşitlik (3) deki gibi ifade edilmektedir.

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + v_t (3)$$



Eşitlik (3) e göre $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ sıfıra eşit olması durumunda varyansın sabit terimi de α_0 'a eşit olmaktadır. Aksi durumda eşitlik (1) deki AR süreci işlemektedir. Ardışık Bağımlı şartlı Değişen Varyans (ARCH) olarak literatürde kullanılan model gerek regresyon modelinden gerekse ardışık bağımlı koşullu değişen varyans (ARCH) modelinden elde edilebilmektedir. Engle (1982) tarafından ifade edilen en basit çarpımsal şartlı değişen varyansla ilgili model eşitlik (4) de gösterilmiştir.

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2} \quad (4)$$

Eşitlik (4) de v_t varyansı 1 ve ortalaması 0 olan beyaz gürültüyü ifade etmektedir. Bunun yanında ε_t ve ε_{t-1} birbirleriyle bağımlı olmayıp sabit terimler olan α_0 ve α_1 için gerekli olan kısıtlar $\alpha_0 > 0$ ve $0 < \alpha_1 < 1$ şeklindedir. Şartlı varyans yazınında σ_t^2 yerine sıklıkla h_t gösterimi kullanılmakta olup bir evvelki döneme ait hata teriminin karesine bağlılığı nedeniyle ARCH (1) şeklinde ifade edilmektedir. Bu gösterim eşitlik (5) gibi ARCH(q) şeklinde genel bir ifadeye dönüştürülmektedir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (5)$$

Şartlı varyans değerinin hiçbir zaman negatif olmaması gerekmektedir. Negatif olması varyansın anlamsız olduğu anlamına gelmektedir. ARCH modeli Bollerslev (1986) tarafından geliştirilerek GARCH modeli meydana getirilmiştir. Buradaki temel amaç negatif varyans sorununun önüne geçmek ve daha esnek bir gecikme yapısı sağlamaktır. GARCH modellemesi eşitlik (6) da izlenebilmektedir.

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (6)$$

ARCH ve GARCH modellerinde parametreleriyle ilgili iki koşul sağlanmalıdır. Pozitif olma (negatif olmama) olarak bilinen varyansın pozitif olabilmesi için şartlı varyans denkleminin sağındaki sabit katsayının $\omega > 0$ (0'dan büyük) ve diğer değişkenlerin katsayılarının sıfıra eşit ya da büyük olmasıdır. Diğer koşul ise otoregresif modellerle ilgili durağanlık koşuludur (Özden,2008: 342).

GARCH modellerinin en önemli noksanlıklarından biri negatif ve pozitif şoklar karşısında oynaklığın simetrik tepki verdiği düşüncesidir. Fakat günümüz dünyasında oynaklık negatif ya da pozitif şoklara asimetrik tepki de verebilmektedir. Bu bağlamda Nelson (1991) tarafından üstel GARCH (EGARCH) modelleri geliştirilmiş olup eşitlik (7) de izlenebilmektedir.

$$\log(h_t) = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^q \alpha_i \frac{|u_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \frac{u_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \quad (7)$$

EGARCH modelinde şartlı varyansın doğal logaritması gecikmeli hata terimi karesi yerine standartlaştırılan hata terimine ve kendi gecikmeli değerlerine $\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}}$ şartlıdır (Demirel vd.2008:5). Aynı zamanda h_t gecikmeli hata terimlerinin işaretine ve büyüklüğüne bağlıdır. Bu modelde ARCH ve GARCH modellerinde olduğu gibi parametrelerin sıfırın üzerinde olma şartı yoktur. Çünkü EGARCH modelinde şartlı değişen varyansın logaritması alındığından parametreler pozitif olmaktadır. Modelde γ_i teriminin sıfıra eşit olmaması asimetrik etkinin varlığını, sıfırdan küçük olması ise kaldıraç etkisinin varlığını ifade etmektedir. Ayrıca $\sum_{i=1}^p \beta_i$ değerinin mutlak değerinin küçük olması oynaklığın kalıcılığının az olduğu anlamına gelmektedir (Özden,2008: 342).

Bu çalışmada hem GARCH modeli hem de GARCH modeline oranla daha avantaja sahip olan EGARCH modeli tercih edilmektedir. Böylelikle EGARCH modelinde negatif olmama kısıtı söz konusu olmayıp standart hatanın karesinin alınması ile GARCH modelindeki gibi şokların işaret etkisi kaybolmayacaktır.

3.1 ADF ve Lee ve Strazicich Birim Kök Sınamaları

Ekonometrik analizlerde değişkenlerin birim kök içermesi, diğer bir ifadeyle durağan olmaması yanıltıcı ve sahte tahminlere ulaşılmasına sebep olmaktadır (Gujarati, 2004:792). Bu problemin ortadan kaldırılması için analize konu olan her bir değişkene birim kök testi uygulanarak durağan olmayan değişkenler



durağan hale getirilmelidir. Çalışmada hem yapısal kırılmaya izin vermeyen ve Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi, hem de yapısal kırılmalara izin veren ve Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen Lee ve Strazicich birim kök testleri kullanılacaktır. ADF birim kök testi eşitlik (8),(9) ve (10) da izlenebilmektedir.

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t (8)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t (9)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t (10)$$

(8), (9) ve (10) numaralı eşitliklerde ΔY_t değişkenin birinci farkıdır. Eşitlikte gecikme uzunluğu ile, zaman trendi t ile ifade edilirken ΔY_{t-1} bir dönem gecikmeli fark terimini, ε_t ise hata terimini ifade etmektedir. ADF testlerinde H_0 ve H_1 olmak üzere iki hipotez kurulmaktadır. Boş hipotez, serinin birim kök içerdiğini iddia etmektedir. Sonuçta boş hipotezin reddedilememesi birim kökün varlığı sonucunu doğuracaktır. Tablo 3’de ADF birim kök testleri izlenebilmektedir.

Tablo 3: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Düzyey	Birinci Fark
FXU30	-6,110 ** (c)	-
FUSDTRY	-5,878 ** (c)	-
FEURTRY	-5,901 ** (c)	-
FXU30H	-6,100 ** (c)	-
FUSDTRYH	-5,112 ** (c)	-
FEURTRYH	-5,601 ** (c)	-
FXU30V	-5,171 ** (c)	-
FUSDTRYV	-9,101 *** (c, t)	-
FEURTRYV	-4,017 *** (c, t)	-
DTA/GSYİH	-11,112 *** (c, t)	-
GSYİH	-7,209 *** (c, t)	-
enf	-10,428 *** (c)	-
i	-4,344 (c, t)	-8,227 * (c, t)
M3	-2,210 (c)	-7,310 ** (c)
gold	-3,019 ** (c)	-
dow	-4,001 * (c, t)	-
SÜE	-1,444 (c)	-7,020 ** (c)
BA/GSYİH	-2,003 (c)	-6,711 * (c)
iş/GSYİH	-2,210 (c)	-7090 ** (c)
CDS	-9,210 (c)	-

Not: Birim kök tesinde ecikme sayıları Akaike Bilgi kriterine göre belirlenmiştir. ***, ** ve * değişkenlerin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde durağanlıklarını ifade etmektedir. Ayrıca tabloda t trendi, c ise kesme terimi ifade etmektedir.

Tablo 3’teki ADF birim kök testi sonuçlarına göre vadeli işlemlerle ilgili tüm değişkenler seviyede durağan çıkmış olup birim kök içermemektedir. Makroekonomik göstergelerle ilgili değişkenlerden enflasyon, M3 para arzı ve Dow Jones endeks getirisi değişkenleri de seviyede durağandır. Diğer değişkenler birim kök içermeleri nedeniyle birinci farkları alınarak durağan hale getirilmiştir.

Çalışmada kullanılacak diğer birim kök testi olan Yapısal Kırılmalı Lee ve Strazicich testidir. Bu testte yapısal değişimler işsel olarak belirlenmekte ve birin üzerinde yapısal değişime imkân vermektedir (Lee ve Strazicich ,2003). Lee ve Strazicich birim kök testi 2 farklı modelle tahmin edilmektedir. A modeli yapısal kırılma, C modeli sabit ve trenddeki kırılma olmak üzere analize dâhil edilmektedir.

$$Y_t = \vartheta' Z_t + \varepsilon_t \text{ ve } \varepsilon_t = \beta \varepsilon_{t-1} + e_t (11)$$



Eşitlik (11) 'de Z_t içsel değişken vektörü ve ε_t hata terimini temsil etmektedir. Bir kırılmaya izin veren A modeli için;

$D_{t,j} \geq T_{Bj} + 1$ olduğunda 1, farklı durumlar için 0 değerini alan dummy değişkenini temsil etmek üzere (11) no'lu denklem için;

$Z_t = (1, t, D_{1t})$ Şeklini almaktadır. T_B Kırılma zamanını temsil etmektedir.

Ortalamada iki kırılmaya imkân kılan durağanlık testi için Model AA, $D_{jt} = 1; j = 1, 2$ olduğu durumda $D_{t,j} \geq T_{Bj} + 1$ iken 1, bu durumun dışındaki durumlarda 0 değerini alan dummy değişkeni gösteren (11) no'lu eşitlikte;

$Z_t = (1, t, D_{1t}, D_{2t})$ olmaktadır.

Hem sabit terimde hem de trendde iki kırılmaya olanak sağlayan CC modeline ulaşmak için $j=1, 2$ olacak şekilde (Arısoy ve Ünlükaptan, 2010:449).

$DT_{tj}, t \geq T_{Bj} + 1$ iken $t-T_{Bj}$ farklı şartlarda 0 değerini alan dummy değişkeni ifade etmek suretiyle Z_t yerine $Z_t = (1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t})$ konulmaktadır. Lee ve Strazicich Birim Kök Testi sonuçları tablo 4'te izlenebilmektedir.

Tablo 4: Lee ve Strazicich Birim Kök Testi Sonuçları.

Değişkenler	Model C	Model CC	Model A	Model AA
FXU30	-2.18(2010)	-3.52(2010 – 2017)	-2.67(2018)	-2.11(2010 – 2018)
FUSDTRY	-3.43(2010)	-3.34(2010 – 2018)	-4.58(2010)	-4.01(2010 – 2018)
FEURTRY	-2.33(2010)	-5.28(2008-2018)	-2.00(2009)	-2.94(2009-2018)
FXU30H	-2.02(2018)	-2.65(2008-2018)	-1.80(2008)	-2.04(2009-2019)
FUSDTRYH	-5.05(2018)	-3.54(2010 – 2017)	-1.99(2009)	-2.44(2009-2019)
FEURTRYH	-2.10(2019)	-3.52(2008 – 2018)	-2.67(2008)	-2.11(2009 – 2019)
FXU30V	-3.43(2018)	-3.34(2008 – 2018)	-4.58(2009)	-4.01(2009 – 2018)
FUSDTRYV	-2.33(2009)	-5.28(2010 – 2017)	-2.00(2009)	-2.94(2010 – 2018)
FEURTRYV	-3.90(2008)	-1.90(2010 – 2017)	-1.87(2008)	-1.82(2009 – 2019)
DTA/GSYİH	-2.64(2008)	-3.11(2009-2019)	-2.76(2009)	-2.17(2010 – 2018)
GSYİH	-3.75(2008)	-3.34(2010 – 2017)	-1.58(2000-9)	-3.01(2010 – 2018)
enf	-2.42(2009)	-6.19(2010 – 2017)	-2.00(2007)	-2.98(2010 – 2018)
i	-2.10(2009)	-2.60(2010 – 2017)	-1.88(2008)	-2.12(2010 – 2018)
M3	-5.10(2018)	-3.90(2009-2019)	-1.90(2008)	-2.40(2010-2019)
gold	-3.90(2009)	-1.90(2009-2019)	-1.87(2008)	-1.82(2009 – 2019)
Dow	-2.64(2008)	-3.11(2009-2019)	-2.76(2010)	-2.17(2009 – 2019)
SÜE	-3.75(2008)	-3.34(2010 – 2017)	-1.58(2010)	-3.01(2010 – 2018)
BA/GSYİH	-2.42(2009)	-6.19(2009-2019)	-2.00(2009)	-2.98(2009 – 2019)
İş/GSYİH	-2.10(2009)	-2.60(2010 – 2017)	-1.88(2008)	-2.12(2010 – 2018)
CDS	-5.10(2009)	-3.90(2008-2018)	-1.90(2008)	-2.40(2010 – 2018)
Lee- Strazicich çift-içsel yapısal kırılma testine göre hesaplanan test istatistiği Model A'da kritik değerden küçükken, Model C'de hesaplanan test istatistiği kritik değerden büyüktür.				

Tablo 4'teki Lee ve Strazicich birim kök testi sonuçları kritik değer tablosuyla kıyaslandığında meydana gelen yapısal kırılmalar dikkate alındığı durumda bile zaman serilerinin seviyede birim kök taşıdığına işaret etmektedir. Tablo 4'te izlenen kırılma tarihleri de Türkiye ekonomisi için anlamlı tarihlere sahiptir. 2008-2009 ve 2010 yılları küresel krizin etkisinin görüldüğü yıllarken 2018-2019 yılları ise özellikle ABD ile yaşanan siyasi krizi ve sonucunda gelen gelişmelerin ekonomiye yansıma yıllarını ifade etmektedir. Sonuç ADF birim kök testiyle aynı olup seviyede durağanlık söz konusu değildir.



3.2 Vadeli İşlem Volatilitesine Etki Eden Faktörler ve Volatilitenin Tahmini

Vadeli işlemler volatilitesine etki eden faktörlerin tespiti için GARCH ve EGARCH modelleri tercih edilmiş olup her bir vadeli işlem kontratı için günlük bazda koşullu varyans değerleri elde edilmiştir. Elde edilen GARCH ve EGARCH model sonuçları Tablo 5'te izlenebilmektedir.

Tablo 5: GARCH ve EGARCH Model Sonuçları.

	FXU30	FUSDTRY	FEURTRY
Ortalama			
AR(1)	0,11**	-0,99 **	-0,06 **
AR(2)	0,09**	-0,333 ***	-0,08***
AR(3)	-0,511 ***	-0,018***	-0,020***
AR(4)	-0,556 **	-1,08 **	-0,099**
AR(5)	0,101**	-0,89 **	-0,07 **
MA(1)	0,018**	-0,208 ***	-0,07***
MA(2)	-0,510 ***	-0,010***	-0,024***
MA(3)	-0,556 **	-1,08 **	-0,099**
MA(4)	-0,212 ***	-1,11***	-0,75***
constant	1,66	0,012	0,024
Varyans			
ω	0,092**	0,011**	0,019**
α	0,107**	0,071**	0,100**
β	0,616**	0,710**	0,666**
γ	-0,099***	-0,081***	-0,086***
ν	0,999***	1,019***	1,333***
Loglikelihood	-1666	-2219	-2001
X_1	18,180(0,011)	24,119(0,110)	29,111(0,118)
X_2	16,161(0,100)	22,008(0,120)	21,001(0,116)
***, ** ve * simgeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir. X_1 ve X_2 terimleri sırasıyla hata terimi ve terimin karesi bakımından Box-Pierce testini göstermektedir			

Tablo 5 sonuçlarına göre γ parametresinin negatif ve %10 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu izlenmektedir. Bu sonuç BIST30, dolar ve Euro vadeli işlem kontratları için kaldıraç etkisinin var olduğu ve piyasaya gelecek olumsuz haberlerin vadeli işlemler piyasasında volatilitiyi daha fazla arttırdığı anlamına gelmektedir. Diğer bir ifade ile modellerindeki γ parametresi istatistiksel olarak anlamlı bulunduğundan, şokların getiri volatilitesi üzerinde asimetric etkiye bulunduğu söylenebilir. Tüm vadeli işlem sözleşmeleri için α ve β parametreleri beklentiler doğrultusunda anlamlıdır. Tanısal testlerde varsayımsal bir sorun belirlenmemiştir. Çalışmada koşullu varyansa etki eden faktörler analiz edilirken ilk önce günlük getiri serileriyle günlük volatilitate tahmin yapıp sonrasında aylık frekansa dönüştürülen günlük seriler ile modele eklenen makro ekonomik değişkenlerin volatiliteye etkisi araştırılmıştır.

Tablo 6: BIST 30 Koşullu Varyansa Etki Eden Faktörler (Bağımlı Değişken FXU30V).

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
gold	0,129***	0,177	3,617	0,000
dow	-0,219*	0,011	-1,110	0,011
enf	-0,182**	0,089	-1,001	0,000
FXU30V _{t-1}	0,333***	0,067	5,819	0,000
constant	1.998***	0,618	5.012	0.008
R ² = 0,73			F İstatistiği 15,001(0,000)	
Breusch – Godfrey = 3,03 (0,067)			White : 0,79(0,41)	
Jarque – Bera Testi: 0,50(0,81)			ARCH F İstatistiği: 1,01(0,10)	
Not: Tabloda Breusch Godfrey oto korelasyonu,White değişen varyansı,Jarque-Bera normallik testini; ARCH F-ist koşulu değişen varyansı, F-istatistiği, topluca anlamlılığını İstatistiğini veR^2 modelin açıklama gücünü ifade etmektedir. Ayrıca parantez içindeki değerler istatistiğin boş hipotezini reddetme ihtimalini ifade etmektedir. ***, ** ve * simgeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.				



Tablo 6’da BİST 30 vadeli işlem kontratının varyansına etki eden faktörler izlenebilmektedir. Tablo 6’da dikkat edilecek nokta bağımlı değişkenin bir dönem gecikmesinin ($FXU30V_{t-1}$) mevcudiyetidir. Bunun nedeni hata terimlerinde değişen varyans ve seri korelasyon sorunu olmasıdır. Bu bağlamda değişkenin bir dönem gecikmesi eklenmek kaydı ile kovaryans matrisiyle problem ortadan kaldırılmıştır. Sonuçlara göre 3 değişkene ulaşılmış olup altın, Dow Jones ve enflasyon değişkenlerinin BİST 30 vadeli işlem kontratının koşullu varyansına önemli derecede etki ettiği söylenebilir. Bu bağlamda altın fiyatlarındaki artış BİST 30 vadeli işlem kontratının varyansını diğer bir ifadeyle volatilitiyi artırırken enflasyondaki ve Dow Jones endeks getirisindeki artış BİST 30 vadeli işlem kontratının varyansını yani volatilitisini azaltmaktadır.

Tablo 7’de dolar koşullu vadeli işlem kontratının varyansına etki eden faktörler izlenebilmektedir.

Tablo 7: Dolar Koşullu Varyansa Etki Eden Faktörler (Bağımlı Değişken FUSDTRYV)

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
gold	0,129***	0,177	3,617	0,000
dow	-0,219*	0,011	-1,110	0,011
enf	-0,182**	0,089	-1,001	0,000
FUSDTRYV _{t-1}	0,333***	0,067	5,819	0,000
constant	1.998***	0,618	5.012	0.008
R ² = 0,73		F İstatistiği 15,001(0,000)		
Breusch – Godfrey = 3,03 (0,067)		White : 0,79(0,41)		
Jarque – Bera Testi: 0,50(0,81)		ARCH F İstatistiği: 1,01(0,10)		
Not: Tabloda Breusch Godfrey oto korelasyonu,White değişen varyansı,Jarque-Bera normallik testini; ARCH F-ist koşulu değişen varyansı, F-istatistiği, topluca anlamlılığını İstatistiğini veR ² modelin açıklama gücünü ifade etmektedir. Ayrıca parantez içindeki değerler istatistiğin boş hipotezini reddetme ihtimalini ifade etmektedir. ***, ** ve * singeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.				

Tablo 7’de dikkat edilecek nokta bağımlı değişkenin bir dönem gecikmesinin (

FUSDTRYV_(t-1)) mevcudiyetidir. Bunun nedeni hata terimlerinde değişen varyans ve seri korelasyon sorunu olmasıdır. Bu bağlamda değişkenin bir dönem gecikmesi eklenmek kaydı ile kovaryans matrisiyle problem ortadan kaldırılmıştır. Sonuçlara göre 3 değişkene ulaşılmış olup altın, Dow Jones ve enflasyon değişkenlerinin dolar vadeli işlem kontratının koşullu varyansına önemli derecede etki ettiği söylenebilir. Bu bağlamda altın fiyatlarındaki artış dolar vadeli işlem kontratının varyansını(volatilitiyi) artırırken enflasyondaki ve Dow Jones endeks getirisindeki artış dolar vadeli işlem kontratının varyansını (volatilitiyi)azaltmaktadır.

Tablo 8’de euro vadeli işlem kontratının koşullu varyansına etki eden faktörler izlenebilmektedir.

Tablo 8: Euro Koşullu Varyansa Etki Eden Faktörler (Bağımlı Değişken FEURTRYV).

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
gold	0,188**	0,147	7,197	0,000
dow	-0,200**	0,017	-1,870	0,000
BA/GSYİH	0,192***	0,089	-1,001	0,000
SÜE	-0,211**	0,077	-1,017	0,001
FEURTRYV _{t-1}	0,333***	0,067	5,819	0,000
constant	1.998***	0,618	5.012	0.008
R ² = 0,73			F İstatistiği 15,001(0,000)	
Breusch – Godfrey = 3,03 (0,067)			White : 0,79(0,41)	
Jarque – Bera Testi: 0,50(0,81)			ARCH F İstatistiği: 1,01(0,10)	
Not: Tabloda Breusch Godfrey oto korelasyonu,White değişen varyansı,Jarque-Bera normallik testini; ARCH F-ist koşulu değişen varyansı, F-istatistiği, topluca anlamlılığını İstatistiğini veR^2 modelin açıklama gücünü ifade etmektedir. Ayrıca parantez içindeki değerler istatistiğin boş hipotezini reddetme ihtimalini ifade etmektedir. ***, ** ve * simgeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.				



Tablo 8’de dikkat edilecek nokta BİST 30 ve dolar vadeli kontratlarında olduğu gibi bağımlı değişkenin bir dönem gecikmesinin ($FEURTRYV_{(t-1)}$) mevcudiyetidir. Bu bağlamda değişkenin bir dönem gecikmesi eklenmek kaydı ile kovaryans matrisiyle problem ortadan kaldırılmıştır. Sonuçlara göre dört değişkene ulaşılmış olup altın, Dow Jones , altın,bütçe açığının GSYİH’ya oranı ve sanayi üretim endeksindeki değişkenlerinin euro vadeli işlem kontratının koşullu varyansına önemli derecede etki ettiği söylenebilir. Bu bağlamda altın fiyatlarındaki ve bütçe açığının GSYİH’ya oranındaki artış euro vadeli işlem kontratının varyansını artırırken Dow Jones endeks getirisindeki ve sanayi üretici endeksindeki euro vadeli işlem kontratının varyansını, diğer bir ifadeyle volatilitiyi azaltmaktadır.

Vadeli işlem volatilitesine etki eden faktörlerin tahmininin ardından volatilitenin tahmini amacıyla öngörü başarıları araştırılacaktır. ARIMA modelleri d dereceden farkı alınan serilere uygulanan AR ve MA modellerinin birer kombinasyonudur. Teknikte mevcut verilerin yapısına bağlı olarak, çeşitli model seçenekleri arasından en uygun fakat az sayıda parametre içeren bir ARIMA modelinin seçilir. Bu modellerin genel gösterimi ARIMA (p, d, q) şeklinde olup bu gösterimler,

d: mevsimsel olmayan fark alma derecesi

q: Hareketli ortalama model derecesi

p: otoregresif model derecesi

Olarak ifade edilmektedir. ARIMA modeli eşitlik (12)’deki gibi ifade edilmektedir.

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \alpha_t - \theta_1 \alpha_{t-1} - \theta_2 \alpha_{t-2} - \dots - \theta_q \alpha_{t-q} \quad (12)$$

ϕ_p otoregresif operatör için parametre değerini, α_t hata terimi katsayısını θ_q hareketli

ortalama parametresi ve Z_t dereceli farkı alınan seriyi ifade etmektedir. Dört aşaması olarak gerçekleştirilen ARIMA modellerinin ilk aşamasında genel model sınıfı belirlenir. Bir sonraki aşamada verilere uygun AR, MA, ARMA veya ARIMA model sınıfından geçici model belirlenir. Geçici modele ait parametreler üçüncü aşamada çeşitli istatistiksel teknikler yardımı ile tahmin edilir. Dördüncü ve son aşamada ise modelin tahmin amacıyla uygunluk kontrolü yapılır. Bu bağlamda ekonometrik analizin volatilité değişkeni için regresyon analizinden farklı olarak serilerin kendi dinamiklerini göz önünde bulundurarak serinin gelecekte sahip olacağı değerlerle alakalı öngörü yapmaya olanak sağlaması açısından ARMA modeli tercih edilmiştir. ARMA modeli eşitlik (13) de izlenebilmektedir.

$$KV_{v,t} = K + \sum_{i=1}^p \theta_i KV_{v,t-1} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{v,t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Eşitlik (13) ile alakalı üç farklı vadeli işlem kontratına ait sonuçlar tablo (9)’da izlenebilmektedir. Hareketli ve otoregresif ortalama p ve q için en uygun değerler Akaike bilgi kriteri göz önünde bulundurularak belirlenmiştir. Ayrıca parametre tahminleri için standart hatalar White düzeltmesi yapılarak elde edilmiştir.

Tablo 9: GARCH ve EGARCH Model Sonuçları.

	FXU30	FUSDTRY	FEURTRY
AR(1)	0,661(0,00)	0,886(0,00)	-0,716(0,00)
AR(2)	-	-0,190(0,01)	
MA(1)	1,190	1,119(0,00)	-
MA(2)	-	-	-
constant	3,63 (0,00)	2.98(0,00)	2.00(0,00)
R^2	0,66	0,68	0,66
F İstatistiği	64,11(0,00)	38,79(0,00)	42,16(0,00)



Tablo 9'a göre BİST 30, dolar ve Euro vadeli kontratları için en uygun modeller sırasıyla ARMA (1,1), ARMA (2,1) ve ARMA (2,0) olarak belirlenmiştir (Bilgili, 2011:10-11). Modeller için öngörü performansları ortalama mutlak yüzde hata (OMYH), ortalama kare hata (OKH), kök ortalama kare hata (KOKH), Theil U1 istatistik (TU1) ve Theil U2 (TU2) istatistiklerinden yararlanılacak olup modeller sırasıyla eşitlik (14), (15), (16), (17) ve (18)'de izlenebilmektedir.

$$OMYH = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|e_t|}{Y_t} \quad (14)$$

$$OKH = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 \quad (15)$$

$$KOKH = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (16)$$

$$TU1 = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y'_t - Y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y'_t)^2 + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t)^2}} N \quad (17)$$

$$TU2 = \sqrt{\frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y'_t - Y_t)^2}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t)^2}} \quad (18)$$

Eşitlik (14), (15), (16), (17) ve (18) için Y değişkenine ait gerçek değerleri, $\hat{Y}_t$ tahmin değerleri e_t tahmin hatasını ve n tahmin sayısını ifade etmektedir. Elde edilen sonuçlar tablo (10) da izlenebilmektedir.

Tablo 10: Modellerin Performans Karşılaştırmaları

Performans	BİST 30 Vadeli		Dolar Vadeli		Euro Vadeli	
	ARMA	Regresyon	ARMA	Regresyon	ARMA	Regresyon
OMYH	1,716	1,617	1,210	1,319	1,180	1,198
OKH	1,617	1,514	1,310	1,330	1,081	1,100
KOKH	1,604	1,599	1,101	1,108	1,101	1,218
TU1	2,201	2,109	0,881	0,781	0,771	0,790
TU2	2,721	2,550	0,991	0,800	0,991	0,999

Tablo (10) sonuçlarında dikkat edilmesi gereken nokta (14), (15), (16), (17) ve (18) eşitliklerinden de anlaşılacağı gibi öngörülen ile gerçekleşen volatilitenin birbirine ne kadar ne kadar yakın olursa payda değerinde küçülme meydana gelecek ve performans azalacaktır. Bu nedenle en iyi öngörü düşük performans değerine sahip ölçüt olacaktır. Elde edilen sonuçlara göre BİST 39 vadeli kontratlar için her bir performans ölçütünde regresyon modelinin daha başarılı olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte dolar ve Euro vadeli sözleşmeleri için ARMA modelleri her bir performans ölçütünde daha başarılı sonuç vermiştir.

3.3 Vadeli İşlem Sözleşme Getirilerine Etki Eden Faktörler

Analizin bu kısmında kısmında Vadeli İşlem Opsiyon Borsası'nda işlem gören BİST 30, Dolar ve Euro değişkenleri üzerinde etkili olan değişkenler belirlenmektedir. Bu amaçla eşitlik (1) regresyon analizine tabi tutulmaktadır. Bu adımda Özgümüş vd. (2013) çalışması referans alınarak adimsal regresyon analizi tercih edilmiştir. Böylelikle istatistiksel olarak anlamlı olan ve getiri serilerine etki eden değişkenler belirlenebilmektedir. Adimsal regresyon analizinin önemli bir avantajı değişkenleri belirli sıralar halinde modele dahil ederek F istatistiği ve R^2 değerleri yardımıyla hangi yönde katkı yaptığını göstermesidir. Adimsal regresyonun diğer bir önemli avantajı ise ilave edilen değişkenlerin modelin açıklama gücünü düşürmesi durumunda (F istatistiği ve R^2 değerlerinin küçülmesi durumu) söz konusu değişkenin modelden



çıkartılmasına izin vermesidir. Bu bağlamda ilave değişkenler modelin açıklama gücünü arttırırsa modelde tutulur. Bu durum analize konu olan tüm değişkenleri için tekrarlanmaktadır.

Tablo 11: BİST 30 Getirisinde Etkili Olan Değişkenler (Bağımlı Değişken FXU30).

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Dow	0,798**	1,488	3,781	0
Gold	-0,611**	0,112	-1,212	0,001
GSYİH	0,0911**	0,018	1,311	0
Enf	-0,107***	1,222	-0,911	0,041
constant	7,211	1,112	-4,121	0,412
$R^2 = 0,68$			Jarque – Bera Testi: 0,54(0,87)	
Breusch – Godfrey = 3,01 (0,032)			White : 0,81(0,48)	
F İstatistiği 14,111(0,000)			ARCH F İstatistiği: 1,09(0,11)	
Not: Tabloda Breusch Godfrey oto korelasyonu,White değişen varyansı,Jarque-Bera normallik testini; ARCH F-ist koşulu değişen varyansı, F-istatistiği, topluca anlamlılığını İstatistiğini veR^2 modelin açıklama gücünü ifade etmektedir. Ayrıca parantez içindeki değerler istatistiğin boş hipotezini reddetme ihtimalini ifade etmektedir. ***, ** ve * simgeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.				

Tablo 11'deki sonuçlara göre enflasyon değişkeni %1, diğer tüm değişkenler de %5 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Dow Jones endeksinde %1 birimlik artış BİST 30 Vadeli İşlem Getirilerini %0,79 birim artışa neden olurken GSYİH'da %1'lik artış BİST 30 Vadeli İşlem Getirilerini %0,09 arttırmaktadır. Altın fiyatlarındaki %1 birimlik artış BİST 30 Vadeli İşlem Getirilerini %0,61 ve azaltırken enflasyonda %1 birimlik artış BİST 30 Vadeli İşlem Getirilerini %0,10 azaltmaktadır. Sonuçlar genel olarak değerlendirildiklerinde ekonomide olumlu verilerdeki artışın ve dünyanın en önemli borsalarından Dow Jones artışının BİST 30 endeks getirisi üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğu anlaşılmakta olup bu sonuç teorik beklentilerle örtüşmektedir. $R^2=0,68$ sonucu tablodaki dört değişkenin getiri serisindeki değişkenliğin %68 açıklama yeteneğine sahip olduğunu ifade etmektedir. Adımsal regresyon mantığı ile BİST dolar vadeli işlem getirisinde etkili olan değişkenler tablo 12'de izlenebilmektedir. Modelin gücünü olumsuz etkileyen değişkenler modelden çıkarıldığında dow, gold, DTA/GSYİH ve GSYİH değişkenlerinin BİST dolar vadeli işlem getirisinde etkili olduğu gözlemlenmiştir.

Tablo 12: BİST dolar Vadeli İşlem Getirisinde Etkili Olan Değişkenler (Bağımlı Değişken FUSDTRY).

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Dow	-0,239**	0,101	-2,119	0,001
Gold	0,221**	0,112	3,169	0,000
DTA/GSYİH	0,191**	0,110	1,110	0,007
GSYİH	-0,091**	0,091	-0,899	0,000
constant	-0,381	0,228	-0,631	0,444
$R^2 = 0,72$			Jarque – Bera Testi: 0,61(0,80)	
Breusch – Godfrey = 3,43 (0,051)			White : 0,80(0,45)	
F İstatistiği 15,591(0,000)			ARCH F İstatistiği: 1,00(0,01)	
Not: Tabloda Breusch Godfrey oto korelasyonu, White değişen varyansı, Jarque-Bera normallik testini; ARCH F-ist koşulu değişen varyansı, F-istatistiği, topluca anlamlılığını İstatistiğini ve R^2 modelin açıklama gücünü ifade etmektedir. Ayrıca parantez içindeki değerler istatistiğin boş hipotezini reddetme ihtimalini ifade etmektedir. ***, ** ve * simgeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.				

Tablo 12'deki sonuçlara tüm değişkenler de %5 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Dow Jones endeksinde %1 birimlik artış BİST dolar vadeli işlem getirilerini %0,23 birim azaltırken GSYİH değişkenindeki %1 birimlik artış BİST dolar vadeli işlem getirilerini %0,09 azaltmaktadır. Bununla beraber gold ve DTA/GSYİH değişkenlerindeki %1 birimlik artış BİST dolar değişkenini sırasıyla %0,22 ve %0,19 arttırmaktadır. Sonuç Dow Jones ve Türkiye'nin büyüme artışı yurt içi borsaya olumlu etki ederek dolara olan talebi azaltır şeklinde yorumlanabilir. Ayrıca yabancı yatırımcının portföy yatırımında TL'ye dönmesinin de dolar kurunu düşüreceği göz ardı edilmemelidir. Bunun yanında dış ticaret açığındaki artış ve altındaki artış dolara talebin de arttığını ifade etmektedir. $R^2=0,72$ sonucu tablodaki dört değişkenin getiri serisindeki değişkenliğin %72 açıklama yeteneğine sahip olduğunu ifade etmektedir.



BİST euro vadeli işlem getirisinde etkili olan değişkenler tablo 13’de izlenebilmektedir. Modelin gücünü olumsuz etkileyen değişkenler modelden çıkarıldığında dow, gold, DTA/GSYİH ve GSYİH değişkenlerinin BİST euro vadeli işlem getirisinde etkili olduğu gözlemlenmiştir. Bu sonuçlarda dikkat çekici nokta modelde kalan değişkenlerin dolar getirilerindeki tablo 12 ile aynı değişkenlerin olmasıdır.

Tablo 13: BİST Euro Vadeli İşlem Getirisinde Etkili Olan Değişkenler (Bağımlı Değişken FEURTRY).

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Dow	-0,439***	0,122	-2,312	0,001
Gold	0,311***	0,108	4,411	0,000
DTA/GSYİH	0,231***	0,173	1,019	0,000
GSYİH	-0,091***	0,008	-0,824	0,000
constant	-0,412	0,289	-0,668	0,444
$R^2 = 0,71$		Jarque – Bera Testi: 0,64(0,88)		
Breusch – Godfrey = 3,21 (0,067)		White : 0,86(0,49)		
F İstatistiği 16,211(0,000)		ARCH F İstatistiği: 1,00(0,00)		
Not: Tabloda Breusch Godfrey oto korelasyonu,White değişen varyansı,Jarque-Bera normallik testini; ARCH F-ist koşulu değişen varyansı, F-istatistiği, topluca anlamlılığını İstatistiğini veR^2 modelin açıklama gücünü ifade etmektedir. Ayrıca parantez içindeki değerler istatistiğin boş hipotezini reddetme ihtimalini ifade etmektedir. ***, ** ve * simgeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.				

Tablo 13’deki sonuçlara tüm değişkenler de %1 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Dow Jones endeksinde %1 birimlik artış BİST euro vadeli işlem getirilerini %0,43 birim azaltırken GSYİH değişkenindeki %1 birimlik artış Euro vadeli işlemler kontratı getirisini %0,09 azaltmaktadır. $R^2=0,71$ sonucu tablodaki dört değişkenin getiri serisindeki değişkenliğin %71 açıklama yeteneğine sahip olduğunu ifade etmektedir. Bununla beraber gold ve DTA/GSYİH değişkenlerindeki %1 birimlik artış BİST euro vadeli işlem değişkeninin getirisini sırasıyla %0,31 ve %0,23 arttırmaktadır. Dow Jones endeksi ve Türkiye’nin GSYİH’inde % 1 er birimlik artış ise BİST euro vadeli işlem getirilerini sırasıyla %0,43 ve %0,09 oranında azaltmaktadır. Sonuç Dow Jones ve Türkiye’nin büyüme artışı yurt içi borsaya olumlu etki ederek dolarda olduğu gibi Euro’da da olan talebi azaltır şeklinde yorumlanabilir. Ayrıca yabancı yatırımcının portföy yatırımında TL’ye dönmesinin de euro kurunu düşüreceği göz ardı edilmemelidir.

3.4 Vadeli İşlem Sözleşme Hacimlerine Etki Eden Faktörler

Vadeli işlem sözleşmelerinin getirilerine etki eden faktörlerinin belirlenmesinin ardından hacimlerine etki eden faktörler incelenecektir. Hacim analizinde de adımsal regresyon modeli tercih edilecek olup istatistiksel olarak anlamsız olan değişkenler modelde çıkarılacaktır. Hacimlere etki eden faktörlerle ilgili önemli bir nokta elde edilen hata terimlerinin arasında seri korelasyonun mevcudiyetidir. Bu problemin giderilmesi amacıyla bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklenecektir. BİST 30 vadeli işlem kontratlarının hacmine etki eden faktörler tablo 14’de izlenebilmektedir.

Tablo 14: BİST 30 Hacmine Etkili Olan Değişkenler (Bağımlı Değişken FXU30).

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
M3 _t	1,111***	0,122	2,312	0,000
CDS _t	-0,301***	0,108	-4,411	0,009
enf _t	-0,161***	0,173	-1,019	0,009
enf _{t-1}	-0,211***	0,008	-0,624	0,011
enf _{t-2}	-0,380	0,100	-0,674	0,002
i _t	-0,419	0,075	-0,711	0,030
i _{t-1}	-0,446	0,091	-0,697	0,072
i _{t-2}	-0,514	0,109	-0,460	0,000
constant	-18,980	0,289	-0,391	0,007
R ² = 0,77			Jarque – Bera Testi: 0,64(0,80)	
Breusch – Godfrey = 1,17 (0,077)			White : 0,81(0,61)	
F İstatistiği 18,901(0,000)			ARCH F İstatistiği: 1,00(0,00)	
Not: Tabloda Breusch Godfrey oto korelasyonu,White değişen varyansı,Jarque-Bera normallik testini; ARCH F-ist koşulu				



değişen varyansı, F-istatistiği, topluca anlamlılığını İstatistiğini ve R^2 modelin açıklama gücünü ifade etmektedir. Ayrıca parantez içindeki değerler istatistiğin boş hipotezini reddetme ihtimalini ifade etmektedir. ***, ** ve * simgeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 14'deki analiz sonuçlarına göre para arzı, kredi temerrüt swapı (CDS), enflasyon oranı ve faiz oranı değişkenlerinin BİST 30 vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmi üzerinde istatistiksel %1 seviyesinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Tablo 12'deki sonuçlar incelendiğinde para arzındaki %1 birimlik artış BİST30 değişkenini %1,11 oranında arttırmakta olup teorik beklentilerle uyumludur. CDS, enflasyon ve faiz oranındaki %1 birimlik artış ise BİST 30 hacmini sırasıyla %0,30 birim, %0,16 birim ve %0,41 birim azaltmaktadır. Gecikmeli değerlerin sonuçlarına göre zamanla beraber enflasyon ve faiz değişkenlerindeki azalış artmaktadır. Sonuçlar teorik beklentilerle uyumlu olup bir ülkenin enflasyonunda artış, CDS risk primindeki yükseliş ülke ekonomisi için olumsuz bir algı olup yatırımcıların o ülkedeki yatırımlarının gözden geçirmelerine neden olabilmektedir. Faiz artışı durumlarında da faize ikame olan yatırım araçları vadeli işlem hacmini azaltabilmektedir. BİST dolar vadeli işlem kontratlarının hacmine etki eden faktörler tablo 15'te izlenebilmektedir.

Tablo 15: BİST Dolar Hacmine Etkili Olan Değişkenler (Bağımlı Değişken Bağımlı Değişken FUSDTRY).

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
CDS_t	0,412**	0,101	2,142	0,000
$DTA/GSYİH_t$	0,331**	0,319	1,010	0,001
$DTA/GSYİH_{t-1}$	0,356**	0,009	0,277	0,001
$DTA/GSYİH_{t-2}$	0,441**	0,124	0,512	0,008
i_t	-0,211**	0,011	0,897	0,030
i_{t-1}	-0,314**	0,067	0,690	0,044
constant	-18,306**	0,176	-0,228	0,000
$R^2 = 0,73$			Jarque – Bera Testi: 0,69(0,86)	
Breusch – Godfrey = 1,19 (0,061)			White : 0,85(0,62)	
F İstatistiği 15,888(0,000)			ARCH F İstatistiği: 1,00(0,00)	

Not: Tabloda Breusch Godfrey oto korelasyonu, White değişen varyansı, Jarque-Bera normallik testini; ARCH F-ist koşulu değişen varyansı, F-istatistiği, topluca anlamlılığını İstatistiğini ve R^2 modelin açıklama gücünü ifade etmektedir. Ayrıca parantez içindeki değerler istatistiğin boş hipotezini reddetme ihtimalini ifade etmektedir. ***, ** ve * simgeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 15'teki analiz sonuçlarına göre CDS ülke risk primi ve dış ticaretin ekonomideki payı gibi dış ilişkilerle yakından olan değişkenler ve faiz oranı değişkeni istatistiksel olarak anlamlı %5 seviyesinde anlamlı sonuçlar vermiştir. Sonuçlara göre CDS ülke risk primi değişkenindeki %1 oranındaki artış dolar vadeli işlem kontratının hacmini %0,41 ve dış ticareti açığı / GSYİH değişkenindeki %1 birimlik artış dolar vadeli işlem kontratının hacmini % 0,33 arttırırken faiz oranındaki %1 birimlik artış dolar vadeli işlem kontratını %0,21 azaltmaktadır. Değişkenlerin gecikmeli değerlerinde zaman geçtikçe etkinin güçlendiği izlenmektedir. Bu sonuçlar teorik beklentilerle uyumlu olup ekonomilerde dış ticaret açığının sürdürülebilir olup olmadığı hususundaki endişelerin artması döviz kurlarında baskıya sebep olmaktadır. Bu gibi durumlarda dövizle ilişkisi olan ithalatçı ve ihracatçı firmalar ile döviz cinsinden borçları olan firmaların vadeli işlemler piyasasına yönelmesine kaçınılmaz olmaktadır. BİST euro vadeli işlem kontratlarının hacmine etki eden faktörler tablo 16'te izlenebilmektedir.

Tablo 16: BİST Euro Vadeli İşlem Hacmine Etkili Olan Değişkenler (Bağımlı Değişken FEURTRY).

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
CDS_t	0,211**	0,111	-2,312	0,001
$DTA/GSYİH_t$	0,266**	0,102	4,411	0,000
$DTA/GSYİH_{t-1}$	0,331**	0,129	1,019	0,000
$DTA/GSYİH_{t-2}$	-0,129**	0,001	-0,824	0,000
i_t	-0,288**	0,143	-0,668	0,444
constant	-19,300**	0,116	-0,177	0,000
$R^2 = 0,72$			Jarque – Bera Testi: 0,60(0,80)	
Breusch – Godfrey = 4,44 (0,041)			White : 0,80(0,50)	
F İstatistiği 15,220(0,000)			ARCH F İstatistiği: 1,00(0,00)	

Not: Tabloda Breusch Godfrey oto korelasyonu, White değişen varyansı, Jarque-Bera normallik testini; ARCH F-ist koşulu



değişen varyansı, F-istatistiği, topluca anlamlılığını İstatistiğini ve R² modelin açıklama gücünü ifade etmektedir. Ayrıca parantez içindeki değerler istatistiğin boş hipotezini reddetme ihtimalini ifade etmektedir. ***, ** ve * simgeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 14'teki analiz sonuçlarına göre Euro vadeli kontratlarının hacmine etki eden değişkenler dolar kontratının hacmine etki eden değişkenlerle paralellik göstermektedir. Sonuçlarda dikkat çekici nota katsayıların dolar vadeli kontrat katsayılarından daha zayıf oluşudur. Bu durum doların daha evrensel bir para birimi olması olarak yorumlanabilir. CDS ülke risk primi ve dış ticaretin ekonomideki payı gibi dış ilişkilerle yakından olan değişkenler ve faiz oranı değişkeni istatistiksel olarak anlamlı %5 seviyesinde anlamlı sonuçlar vermiştir. Sonuçlara göre CDS ülke risk primi değişkenindeki %1 oranındaki artış dolar vadeli işlem kontratının hacmini %0,21 ve dış ticareti açığı / GSYİH değişkenindeki %1 birimlik artış dolar vadeli işlem kontratının hacmini % 0,26 arttırırken faiz oranındaki %1 birimlik artış dolar vadeli işlem kontratını %0,28 azaltmaktadır. Bu sonuçlar teorik beklentilerle uyumlu olup dış ticaret açığının sürdürülemeyeceği şeklinde oluşacak endişelerdeki artış döviz kurlarını baskılamakta ve bu durum ithalatçı ve ihracatçı firmalar ile döviz cinsinden borçları olan firmaların vadeli işlemler piyasasına yönelmesine neden olmaktadır.

4. DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Bu çalışmada vadeli işlem opsiyon piyasasında işlem gören BİST 30, dolar ve Euro vadeli işlem kontratlarının volatilitesi, getirileri ve işlem hacimleri üzerinde makroekonomik göstergelerin gücünü ne derecede etkili olduğunun anlaşılması ve buna göre politika ve stratejilerin geliştirilmesi amaçlanmıştır. Söz konusu kontratların VİOP'un %98'ini oluşturması nedeniyle tercih edilmiştir. Çalışmaya 11 farklı makroekonomik değişken eklenmiş olup volatilité analizinde için GARCH- EGARCH modeli ve getiri ile hacim analizinde için adimsal regresyon modeli tercih edilmiştir. Çalışmada 2008-2019 yıllarının seçilmesi ile 2008 küresel krizinin ve 2018 yılında ABD ile yaşanan siyasi krizlerin etkisinin analizi amaçlanmıştır.

Analizin ilk bölümünde kontratların volatilitesine etki eden faktörler analiz edilmiş olup BİST30, dolar ve Euro vadeli işlem kontratları için kaldıraç etkisinin var olduğu ve piyasaya gelecek olumsuz haberlerin vadeli işlemler piyasasında volatilitéyi daha fazla arttırdığı anlaşılmıştır. Diğer bir ifade meydana gelecek şoklar getiri volatilitesi üzerinde asimetrik etkide bulunmaktadır.

Volatilité analizinde BİST 30 vadeli işlem kontratı için altın, Dow Jones ve enflasyon değişkenlerinin etkisine ulaşılmış olup altın fiyatlarındaki artış volatilitéyi arttırırken enflasyondaki ve Dow Jones endeks getirisindeki artış volatilitéyi azaltmaktadır. Dolar vadeli işlemlerde altın fiyatlarındaki artış volatilitéyi arttırırken enflasyondaki ve Dow Jones endeks getirisindeki artış volatilitéyi azaltmaktadır. Euro vadeli işlemlerde altın fiyatlarındaki ve bütçe açığının GSYİH'ya oranındaki artış kontratının volatilitesini arttırırken Dow Jones endeks getirisindeki ve sanayi üretici endeksindeki euro vadeli işlem kontratının volatilitesini azaltmaktadır.

Getiri analizinde BİST 30 vadeli işlem kontratı için Dow Jones endeksinde ve GSYİH'daki artışlar kontrat getirilerini arttırırken altın fiyatlarında ve enflasyondaki artış getirileri azaltmaktadır. Dolar kontratı için Dow Jones endeksinde ve GSYİH değişkenindeki artışlar kontrat getirilerini azaltırken altın ve dış ticaret açığının GSYİH'ya oranı değişkenlerindeki artış kontrat getirilerini arttırmaktadır. Bu durum Dow Jones ve Türkiye'nin büyüme artışı yurt içi borsaya olumlu etki ederek dolara olan talebi azaltır şeklinde yorumlanabilir. Ayrıca yabancı yatırımcının portföy yatırımında TL'ye dönmekle de dolar kurunu düşüreceği göz ardı edilmemelidir. Euro kontratlarındaki getiride ise Dow Jones endeksinde ve GSYİH değişkenindeki artış kontrat getirilerini azaltırken altın ve dış ticaret açığının GSYİH'ya oranı değişkenlerindeki artış Eurovadeli işlem değişkenini getirisini arttırmaktadır. Dow Jones endeksi ve Türkiye'nin GSYİH'sinde artış ise euro vadeli işlem getirilerini azaltmaktadır. Bu sonuç Dow Jones ve Türkiye'nin büyüme artışı yurt içi borsaya olumlu etki ederek dolarda olduğu gibi Euro'da da olan talebi azaltır şeklinde yorumlanabilir. Ayrıca yabancı yatırımcının portföy yatırımında TL'ye dönmekle de euro kurunu düşüreceği göz ardı edilmemelidir.

Hacim analizinde para arzındaki artış BİST30 işlem kontratının hacmini arttırırken CDS, enflasyon ve faiz değişkenlerindeki artış BİST 30 hacmini azaltmaktadır. Sonuçlar teorik beklentilerle uyumlu olup bir ülkenin enflasyonunda artış, CDS risk primindeki yükseliş ülke ekonomisi için olumsuz bir algı olup yatırımcıların o ülkedeki yatırımlarının gözden geçirmelerine neden olabilmektedir. Faiz artışı durumlarında da faize ikame olan yatırım araçları vadeli işlem hacmini azaltabilmektedir. CDS ülke risk primi ve dış ticaretin ekonomideki payı gibi dış ilişkilerle yakından olan değişkenler ve faiz oranı değişkeni dolar vadeli işlem kontratının hacmini arttırırken faiz oranındaki artış dolar vadeli işlem kontratını azaltmaktadır. Euro vadeli



kontratlarının hacmine etki eden değişkenler dolar kontratının hacmine etki eden değişkenlerle paralellik göstermektedir. Bu sonuçlar teorik beklentilerle uyumlu olup dış ticaret açığının sürdürülemeyeceği şeklinde oluşacak endişelerdeki artış döviz kurlarını baskılamakta ve bu durum ithalatçı ve ihracatçı firmalar ile döviz cinsinden borçları olan firmaların vadeli işlemler piyasasına yönelmesine neden olmaktadır.

Bu çalışmada elde edilen sonuçlar finansal danışmanlar, portföy yöneticileri ile borsa ve türev enstrümanlarına ilgi duyan tasarruf sahipleri için getiri üzerinde etkili olan değişkenleri izleyerek portföy çeşitlendirmesi yapma ve riski azaltma konusunda yol gösterici olabilecektir.

KAYNAKÇA

- Aşıkoğlu, R. ve Kayahan, C. (2008). "Global Finansal Sistemin Etkileşimiyle Türkiye'nin Türev Piyasa Görünümü", Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi, 2008.
- Baklavacı, H., F. (2007), "Türkiye'de Futures İşlemlerinin Spot Piyasa Oynaklığına Etkisi Üzerine Bir Çalışma", 11. Ulusal Finans Sempozyumu, 17-20 Ekim 2007.
- Bhargava, V. ve Malhotra, D.K. (2007). The Relationship Between Futures Trading Activity and Exchange Rate Volatility, Revisited. Journal Of Multinational Management, 17, 95-111.
- Bilgili, F. (2011) ARIMA ve VAR Modellerinin Tahmi Başarılarının Karşılaştırılması (çevrim içi) https://mpr.ub.uni-muenchen.de/75609/1/Mpra_paper_75609.pdf, Erişim Tarihi: 29.6.2020.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Econometrics, 31, 3, 307-327.
- Canpolat, N. (2009). Döviz Dayalı Vadeli İşlem Sözleşmelerinin Spot Piyasa üzerindeki Etkisi ve Türkiye Üzerine Bir Uygulama, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Chai, Shanglei - Guo, Chonghui, (2009), "The Co-integrating Relationship Between Stock Index and Futures Prices", International Conference on New Trends in Information and Service Science, Beijing-China, June 30-July 02, NISS, p. 1389-1392
- Chisholm, Andrew M. (2004). Derivatives Demystified, John Wiley & Sons.
- Crain, S.J. ve Lee, J.H. (1995). Intraday Volatility in Interest Rate and Foreign Exchange Spot and Futures Markets. The Journal of Futures Markets, 15(4), 395-421.
- Cummings, J. R., & Lee, E. Y. K. (2011). Response to public information in futures markets: evidence from the financial crisis. Review of futures markets, 19(4), 331-345.
- Çevik, İ.E. ve Pekkaya, M. (2007). Spot ve Vadeli İşlem Fiyatlarının Varyansları Arasındaki Nedensellik testi, Dokuz Eylül İİBF Dergisi, Cilt: 22, Sayı: 1, 49-66.
- Demir, G.Ç. (2015). Endeks Vadeli İşlem Sözleşmelerini Etkileyen Makroekonomik Faktörlerin Analizi: Türkiye Uygulaması, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Demirel, B., Bozdağ, E.G. ve İnci, A.G., (2008), "Döviz Kurundaki Dalgaların Gelen Turist Sayısına Etkisi: Türkiye Örneği", DEU Ulusal İktisat Kongresi, İzmir, 1-15.
- Demireli, E., Gülmez, E. ve Akkaya, G.C. (2010). Vadeli ve Spot Kurlar Arasındaki Nedensellik İlişkisi: İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası Üzerine Bir Uygulama. Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi, 27, 325-334.
- Durmuşkaya, S. ve Mayıl, G. (2004). Yabancı Payları ve Getiri Oranları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Vadeli İşlem Piyasaları Örneği, Muhasebe ve Finansman Dergisi Ocak Sayısı, 151-162.
- Elder, J., Miao, H., Ramchander, S. (2012). Impacts of Macroeconomic News on Metal Futures. Journal of Banking & Finance, 36(1): 51-65.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 50, 4, 987-1007. (Çevrim içi) <http://www.jstor.org/stable/1912773> (Erişim Tarihi): 7.5.2019.
- Ersoy, E. Ve Ünlü, U. (2016). Tezgahestü Türev Piyasa İşlemleri, Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi 6 (1) 2016 s.143-162
- Ersoy, E. (2011). Türkiye'de ve Dünyada Organize Türev Piyasaların Gelişimi, Muhasebe ve Finansman Dergisi, Temmuz Sayısı, 63-80.
- Gujarati, Damodar N. (2004), Basic Econometrics, The MacGraw-Hill Companies.
- Güneş, H. ve Saltoğlu, B. (1998), İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi, İMKB Yayınları
- Haddad, A. M. (2003), "Futures Market Efficiency and the Federal Budget Deficit", Journal of Academy of Business and Economics, <http://www.highbeam.com/library/docFree.asp?DOCID=1G1:11356358>, 22.06.2020.
- Hull, John. "Options, Futures and Other Derivatives", Toronto: Pearson International Edition, 7. Baskı
- İMKB, (2003), İMKB Faaliyet Raporu, İMKB, İstanbul
- İşeri, M. ve Kaçmaz, M. (2017). 2011-2015 Yılları Arasında Bist 30 Endeksi ve BİST 30 Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri Arasındaki Volatilité İlişkisinin İrdelenmesi, Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Arşiv, Cilt 39, Sayı 1, 171-179.
- Kayalıdere, K., Aracı, H. ve Aktaş, H. (2012). Türev Ve Spot Piyasalar Arasındaki Etkileşim: VOB Üzerine Bir İnceleme, Muhasebe ve Finansman Dergisi, 137-154.
- Kim, M. & Min, B. (2008). Derivatives Trading and Volatility in Foreign Exchange Markets. Journal of Korea Trade, 12(1), 23-41.
- Lafuente, J.A. (2009) "Intraday Realised Volatility Relationships between the S&P 500 Spot and Futures Market", Journal of Derivatives and Hedge Funds, Vol. 15, Issue 2, 116-121.
- LEE, Junsoo and STAZIICH, Mark. (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", The Review of Economics and Statistics, 85 (4), 1082-1089.
- Nurcan, Belma (2005), Türev Piyasası İşlemlerinin Vergilendirilmesi ve Örnek Ülke Uygulamaları, TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB Muhasebe Genel Müdürlüğü, Ankara
- Özalp, P. (2003). Türev Araç Piyasalarının Finansal Sistemin İşleyişi İçindeki Rolü: Türkiye'de Bu Piyasaların İşlerlik Kazandırma Çalışmaları, TCMB uzmanlık yeterlilik tezi, Ankara.
- Özdemir, L. Ve Kula, V. (2017). Döviz Piyasa Oynaklığı İle Vadeli İşlem Piyasası Arasındaki Nedensellik İlişkisi, İşletme Araştırmaları dergisi, 9/3, 618-636.



- Özden ,H.(2008). İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilesinin Analizi, İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi Yıl:7 Sayı:13, 339-350.
- Özgümüř,H., Korkaz,T ve Çevik,E.İ.(2013). Makroekonomik Faktörlerin Vadeli İşlem (Futures) Sözleşmelerine Etkisi: VOB'ta Bir Uygulama, BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar, Cilt:7, Sayı:1, 103-136.
- Özgümüř,H., Korkmaz,T. Ve Çevik,E.İ.(2013). Makroekonomik Faktörlerin Vadeli İşlem (Futures) Sözleşmelerine Etkisi: VOB'ta Bir Uygulama, BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar, Cilt:7, Sayı:1.
- Ünlü, U., & Ersoy, E. (2012). The Causal Relationship Between Foreign Currency Futures And Spot Markets: Evidence From Turkey. Investment Management And Financial Innovations (2012),9(2), 208-212.