

Makroekonomik Faktörlerin Vadeli İşlem (Futures) Sözleşmelerine Etkisi: VOB'ta Bir Uygulama

Hasibe ÖZGÜMÜŞ*

Turhan KORKMAZ**

Emrah İsmail ÇEVİK***

Özet

Bu çalışmada Şubat 2005 - Kasım 2011 tarihleri arasında, makroekonomik faktörlerin VOB'ta işlem gören İMKB 100, İMKB 30, Dolar ve Euro vadeli işlem sözleşmelerinin getiri, işlem hacmi ve volatilitesine etkisi incelenmiş ve volatilitenin tahminlenmesi yapılmıştır. Analiz sonucunda, farklı makroekonomik faktörlerin vadeli işlem sözleşmelerinin getiri, işlem hacmi ve volatilitesi üzerinde farklı etkilerinin olduğu ve volatilitenin etkili değişkenler ile daha iyi öngörülebileceği sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: VOB, Makroekonomik Faktörler, Regresyon Analizi, EGARCH.

JEL Sınıflandırması: G14, G15, G17, C32.

Abstract - The Impact of Macroeconomic Factors on Futures Contracts: An Application on Turkdex

In this study, the impact of macroeconomic factors on return, volume and volatility of futures contracts traded in TurkDEX with underlying asset of ISE 100, ISE 30, Dollar and Euro, were examined for the period between February 2005 - November 2011; and volatility forecasting has been tested. As a result, different macroeconomic factors have a different effect on the return, volume and volatility of futures contracts, and the inclusion of these variables help better volatility forecasting.

Key Words: TurkDEX, Macroeconomic Factors, Efficient Market Hypothesis (EMH), Regression Analysis, EGARCH.

JEL Classification: G14, G15, G17, C32.

* Dr., Kozlu Belediyesi

** Prof. Dr., Bülent Ecevit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü

*** Yrd. Doç. Dr., Bülent Ecevit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü

1. Giriş

Finans literatüründe finansal piyasalara ilişkin verilerin hangi bilgi setinden ve ne ölçüde etkilendiğine dair pek çok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalar daha çok hisse senedi piyasalarının dinamiklerini araştırmaya yöneliktir. Bretton Woods Anlaşmasının sona ermesinden sonra işlem hacmi hızlı bir artış gösteren türev piyasaların dinamiklerini araştıran araştırma sayısı ise kısıtlı kalmıştır.

Bu çalışma ile Türkiye'nin ilk ve tek organize türev piyasası olan VOB'un dinamiklerini ortaya çıkararak, piyasaya ilişkin bilgi haznesinin genişletilmesi, böylece piyasaya yön verenlerin, piyasa paydaşlarının ve portföy yöneticilerinin performanslarının artırılması ile piyasanın etkinliğine katkı sağlanması amaçlanmıştır.

Türev piyasalarda, volatilitesi yüksek varlıkların değerlerini sabitleme olanağı sunulur. Bireysel ve kurumsal yatırımcıların yanı sıra devletler de kamu borçlarının risklerini yönetirken türev piyasalardan yararlanmaktadır. Dünyada türev ürünler gün geçtikçe hem coğrafi olarak daha çok yaygınlaşmakta hem de işlem hacimleri artmaktadır. Bugün bütün dünyada işlem gören türev ürünlerin nominal değerlerine bağlı işlem hacimleri toplamı, tüm dünyanın gayrisafi hâsılasının yaklaşık 10 katına ulaşmıştır.

Türev piyasalarda işlem gören ürünler, vadeli işlem (futures), forward, opsiyon ve swap sözleşmeleridir. Bu çalışmanın konusu vadeli işlemlerdir. Türkiye'de vadeli işlem sözleşmeleri, 2005 yılından bu yana İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası'nda (VOB) işlem görmektedir.

Bu çalışmanın içeriğinde, bazı makroekonomik değişkenlerin VOB'da işlem gören vadeli işlem sözleşmelerinin getiri, işlem hacmi ve volatilitesine etkisini araştırmak ve volatilitenin tahmin edilip edilemeyeceğini sorgulamaktır. Bu kapsamda çalışma, giriş bölümü de dahil olmak üzere beş ana bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde konuya ilişkin literatür özeti verilmiş, üçüncü bölümde çalışmada kullanılan yöntemler anlatılmıştır. Dördüncü bölümde elde edilen model sonuçları verilmiş, sonuç bölümünde genel değerlendirme yapılmıştır.

2. Literatür Özeti

Literatürde makroekonomik değişkenlerin finansal piyasalara etkisini araştıran çok sayıda çalışma vardır. Değişik piyasalarda, değişik zaman aralıklarında ve farklı yöntemlerle yapılan bu çalışmaların sonuçları arasında da farklılıklar gözlenmektedir. Hisse senedi piyasalarında yapılan araştırmalar ve sonuçları Tablo 1’de özetlenmiştir.

Tablo 1: Hisse Senedi Piyasalarında Yapılan Çalışmalar

Bağımlı değişken	Bağımsız değişken	Araştırmacının adı	Metot	İlişki / Sonuç	
Hisse senedi	Fiyat	Enflasyon	Kool ve Hafer (1988), Menike (2006)	Regresyon	Negatif (-)
			Ratanapakorn ve Sharma (2007)	Vektör hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testi	
			Hsing (2011 a)	EGARCH	
			Hsing (2011 b)	GARCH	
			Adjasi, Harvey vd. (2008)	EGARCH	Pozitif (+)
	Getiri		Fama ve Schwert (1977), Fama (1981)	Regresyon	Negatif (-)
	Fiyat	Büyüme	Kool ve Hafer (1988)	Regresyon	Negatif (-)
	Getiri		Fama (1981)	Regresyon	Pozitif (+)
	Fiyat	Faiz oranları	Menike (2006), Muhammed, Hussain vd (2009)	Regresyon	Negatif (-)
			Ratanapakorn ve Sharma (2007)	Vektör hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testi	
			Hsing (2011 a)	EGARCH	
			Hsing (2011 b)	GARCH	
	Fiyat	Para arzı	Menike (2006)	Regresyon	Pozitif (+)
			Ratanapakorn ve Sharma (2007)	Vektör hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testi	
Hsing (2011 a)			EGARCH		
Muhammed, Hussain vd (2009)			Regresyon	Negatif (-)	
Getiri		Fama (1981)	Regresyon	Pozitif (+)	
Fiyat	GSYİH	Hsing (2011 a)	EGARCH	Pozitif (+)	
Volatilite		Duca (2007)	Granger nedensellik testi	Anlamli bir ilişki yoktur	
Fiyat	İthalat	Akpan vd. (2011)	Regresyon	Etkili değildir	
				İhracat	Etkilidir
Volatilite	S&P	Davey (2007)	Regresyon	Etkilidir	

Tablo 1'e göre Fama ve Schwert (1977) ile Fama (1981), getiri ile enflasyon arasında, Kool ve Hafer (1988), Menike (2006), Ratanapakorn ve Sharma (2007), Hsing (2011a) ve Hsing (2011b) hisse fiyatları ile enflasyon arasında negatif ilişki tespit ederken, Adjasi vd., (2008) hisse fiyatları ile enflasyon arasında pozitif ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Fama (1981) getiri ile büyüme arasında pozitif, Kool ve Hafer (1988) hisse fiyatları ile büyüme arasında negatif korelasyon tespit etmiştir. Menike (2006), Ratanapakorn ve Sharma (2007), Mohammed vd., (2009), Hsing (2011a) ve Hsing (2011b) hisse fiyatları ile faiz oranları arasındaki ilişkinin yönünün negatif olduğunu ifade etmiştir. Menike (2006), Ratanapakorn ve Sharma (2007), Hsing (2011a) fiyatlarla para arzı arasında pozitif, Mohammed vd., (2009) ise negatif ilişki belirlemiştir. Fama (1981) getiriyle para arzı arasında, Hsing (2011a) ise fiyatlarla GSYİH arasında pozitif ilişki tespit ederken, Duca (2007) endekisle GSYİH arasında anlamlı bir ilişki olmadığını belirtmiştir. Akpan vd., (2011)'nin çalışmasında fiyat ile ithalat ve ihracat arasındaki ilişki araştırılmış ihracatın fiyat üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Davey (2007)'in çalışmasında ise piyasanın S&P endeksinden etkilendiği belirtilmiştir.

Literatürde, hisse senedi piyasaları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışma varken; türev piyasaların dinamiklerini araştırmaya yönelik çalışma sayısı kısıtlıdır. Türev piyasaları inceleyen bazı çalışmalarda makroekonomik veriler bağımsız değişken olarak kullanılırken, bazılarında makroekonomik haberlerin etkisi incelenmiştir. Bazı çalışmalarda ise piyasanın kendi iç dinamikleri arasındaki ilişki irdelenmiştir. Bailey ve Chan (1993) emtia vadeli işlem piyasalarının makroekonomik değişkenlerden oluşan ve zaman içinde değişen risk priminden etkilendiğini belirtmiştir. Gorton ve Rouwenhorst (2006) emtia vadeli işlem getirisi ile enflasyon arasında pozitif diğer yatırım araçlarının getirileri arasında negatif korelasyon olduğunu belirlemiştir. Casassus, Ceballas vd., (2010) çalışmasında enflasyonla ham petrol vadeli işlem sözleşmeleri arasında pozitif ilişki olduğunu vurgulamıştır. Lee vd., (2012) altın vadeli işlem fiyatlarının ham petrol fiyatlarından etkilendiğini belirlemiştir. Ederington ve Lee (1993)'nin, faiz vadeli işlem sözleşmesi getirilerinin istihdam, enflasyon ile dayanıklı mal siparişlerine ilişkin haberlere; döviz vadeli işlem sözleşmesi getirilerinin ise mal ticareti, istihdam, perakende satışlar, gayrisafi milli hasılaya ilişkin haberlere duyarlı olduğu; istihdam, tüketici fiyat Fendeksi ve üretici fiyat endeksine ilişkin haberlerin volatilitayı etkileme süresinin diğer değişkenlere oranla daha uzun olduğu

belirlenmiştir. Clare ve Courtenay (2001) ulusal makroekonomik haberlerin LIFFE’de işlem gören faiz vadeli işlem sözleşmelerinin fiyatlarına önemli etkisinin olmadığını belirlemişler, bu sonucun finansal piyasaların küreselleşmesine bağlı olarak ortaya çıkabileceğini belirtmişlerdir. Veredas (2006)’ın çalışmasında, makroekonomik haberlerin vadeli işlem sözleşmesi fiyatlarını birkaç saat etkilediği, bu etkinin de iş döngüsüne bağlı olduğu, haberlerin zamanlamasının anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Andersson, Overby vd., (2009)’nin çalışmasında, Almanya’nın uzun vadeli devlet tahvilleri vadeli işlem sözleşmesi fiyatlarının uluslararası reel ekonomik verilerle paralellik göstermediği ifade edilmiştir. Kim ve Lee (2010)’nin çalışmasında opsiyon fiyatlarının makroekonomik haberlerin çoğuna duyarlı olduğu, fakat bu duyarlılığın genellikle gün içinde hissedilmediği, etkinin ömrünün haberin tipine göre değiştiği, haberlerin anonsundan sonra zımni volatilitenin artma eğiliminde olduğu, belirtilmiştir. Vrugt (2010)’un çalışmasında makroekonomik haberlerin tüm vadelerdeki devlet tahvili vadeli işlem sözleşmesi getirilerini açıklamada ekonomik olarak önemli ve istatistikî olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Cummings ve Lee (2011)’nin çalışmasında, vadeli işlem piyasalarında kriz dönemlerinde, fiyat volatilitesi ile işlem hacminin makroekonomik haberlere daha şiddetli tepki verdiği, ancak bu tepkinin ömrünün kısa olduğu, volatilitenin dakikada üç kat, işlem hacmi ile getirinin dakikada iki kat arttığı, ortalama derinliğin ise yarı yarıya azaldığı tespit edilmiştir. Elder vd., (2012)’nin çalışmasında metal vadeli işlem sözleşmelerinin getiri, işlem hacmi ve volatilitesine en büyük etkiyi tarım dışı ücretler ile dayanıklı mal siparişlerine ait haberlerin yaptığı, ekonomiye ilişkin beklenmedik gelişmelerin altın ve gümüş vadeli işlem fiyatlarını negatif yönde, bakır vadeli işlem sözleşmelerinin fiyatlarını ise pozitif yönde etkilediği, işlem hacmi ve volatilitenin ise ekonomik haberlerden pozitif yönde etkilendiği tespit edilmiştir.

Türev piyasaların kendi iç dinamikleri arasındaki ilişkiyi irdeleyen Kocagil ve Shachmurove (1998) mutlak getiri ile işlem hacmi arasında pozitif, Floros ve Vougas (2007) işlem hacmi ve volatilitate arasında pozitif, Okan vd., (2009) koşullu volatilitate ile işlem hacmi arasında negatif ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Doğru ve Bulut (2012)’un çalışmasında ise uzun vadede işlem hacminden fiyata doğru nedensellik tespit edilmiştir.

Bazı çalışmalarda spot piyasalarla türev piyasalar arasındaki ilişki ve etkileşim incelenmiştir. Dungey ve Hvozdyk (2012)’in çalışmasında ABD devlet tahvili ile

tahvil vadeli işlem sözleşmelerinin fiyatlarının birlikte hareket etmelerine neden olan en önemli etkenin tarım dışı ücretler, TÜFE, GSYİH, perakende satışlara ilişkin haberler olduğu tespit edilmiştir. Korkmaz ve Açıkgöz (2007)'ün çalışmasında vadeli döviz sözleşmesi değerlerinden likit döviz miktarına doğru bir nedenselliğin olduğu, VAR modeline göre seriler arasında ters yönlü ilişki olduğu ve ham verilerin eşbütünleşik olduğu tespit edilmiştir. Demireli vd., (2010)'nin çalışmasında Türkiye'de spot kurların vadeli kurların Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir. Tokat ve Tokat (2010)'ın çalışmasında Türkiye'de vadeli işlem piyasası ile spot piyasaların volatilitate yayılımının çift yönlü olduğu ortaya konulmuştur.

3. Ekonometrik Yöntemler

Bu çalışmada İzmir Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası'nda (VOB) işlem gören vadeli işlem (futures) sözleşmelerinin getiri, işlem hacmi ve volatilitesine etki eden bazı finansal ve makroekonomik faktörlerin belirlenmesi amaçlanmış, ayrıca anlamlı bulunan değişkenler ile vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitesi öngörülmeyle çalışılmıştır.

Çalışmada dikkate alınan değişkenler zaman serisi olduğundan ilk olarak bütünleşme derecelerinin (diğer bir ifadeyle durağan olup olmadıklarının) araştırılması gerekmektedir. Bu nedenle verilere literatürde yaygın bir şekilde kullanılan ADF, PP ve KPSS birim kök testleri uygulanmıştır.

İkinci aşamada VOB'ta işlem gören vadeli işlem sözleşmelerinin getirilerine etki eden faktörler aşağıdaki regresyon modeli ile araştırılmıştır:

$$R_{v,t} = \beta_0 + \beta_k \mathbf{X}_{k,t} + \varepsilon_t$$

Modelde $R_{v,t}$ vadeli işlemin getirisini ve $\mathbf{X}_{k,t}$ ise vadeli işlem getirilerini etkilemesi beklenen bağımsız değişkenler matrisini belirtmektedir. Söz konusu bağımsız değişkenler ile ilgili detaylı bilgiler çalışmanın kapsamı ve veriler bölümünde yer almaktadır. Denklem (1)'de yer alan parametre tahminleri EKK yöntemi kullanılarak elde edilmiştir.

Literatürde yer alan çalışmalar, vadeli işlemler piyasası ile spot piyasa arasında güçlü bir etkileşim olduğunu belirtmektedir. Bu nedenle vadeli işlem sözleşmelerine etki eden faktörler arasında spot fiyatın veya getirisinin yer alması beklenebilir.

Aşağıda, ele alınan dönem içerisinde tüm vadeli işlem sözleşmelerinin getiri serileri ile spot getiri serileri arasındaki korelasyon katsayıları hesaplanmış ve Tablo 2’de gösterilmiştir. Tablo 2’deki sonuçlara göre özellikle endeks vadeli işlem sözleşmeleri ile spot getiri serileri arasındaki korelasyon katsayısının yaklaşık %99 olduğu görülmektedir. Bu sonuç her iki piyasanın getiri serileri arasında neredeyse bire bir ilişkinin var olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan döviz vadeli işlem sözleşmeleri ile spot getirileri arasındaki korelasyon Dolar için %68 ve Euro için %66 olarak hesaplanmıştır. Her ne kadar döviz vadeli işlem sözleşmeleri için bu ilişki çok yüksek olmasa da, spot piyasada işlem gören ürüne ait getiri serisinin Denklem (1)’de açıklayıcı değişken olarak yer alması model varsayımlarında önemli sapmalara neden olacaktır. Spot getiri serisinin modellerde açıklayıcı değişken olarak yer alması model tahminlerinde içsel dışsal değişken ayrımının yapılmasını güçleştirmekte ve bu durumda EKK yöntemi varsayımları sağlanmamış olmaktadır. Bu nedenle analizlerde değişkenler göz ardı edilmiş ve çalışmada sadece pür finansal ve makroekonomik değişkenlerin VOB üzerindeki etkisi araştırılmaya çalışılmıştır.

Tablo 2: Vadeli ile Spot Getirileri Arasındaki Korelasyon Katsayısı

		Vadeli İşlem			
		İMKB 100	İMKB 30	Dolar	Euro
Spot	İMKB 100	0,98***	0,99**	-0,65***	-0,50***
	İMKB 30	0,98***	0,99***	-0,62***	-0,48***
	Dolar	-0,54***	-0,50**	0,68***	0,43***
	Euro	-0,37***	-0,31***	0,49***	0,66***

Not: *** işareti %1 önem düzeyinde anlamlı korelasyon katsayısını göstermektedir.

Çalışmada ikinci olarak VOB’ta işlem gören dört vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmine etki eden faktörler aşağıdaki model ile belirlenmeye çalışılmıştır:

$$\dot{H}_{v,t} = \alpha_0 + \alpha_k \mathbf{X}_{k,t} + \nu_t$$

Modelde, $\dot{H}_{v,t}$ vadeli işlem sözleşmeleri için aylık bazda işlem hacimlerini ve $\mathbf{X}_{k,t}$ ise işlem hacmine etki etmesi beklenen açıklayıcı değişkenler matrisini göstermektedir. Denklem (1)’de olduğu gibi Denklem (2)’nin çözümünde de EKK yönteminden yararlanılmıştır.

Çalışmada ayrıca, makroekonomik ve finansal değişkenlerin VOB’ta işlem gören vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitesi üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Literatürde

getiri serilerinin volatilitésinin belirlenmesinde çok sayıda yöntem bulunmaktadır. Bunlardan en basit olanları getiri serilerinin karesini yada mutlak deęerlerini hesaplayıp volatilité için yapay bir deęişken oluřturmaadır. Bir dięer yöntem ise (literatürde daha yaygın olarak kullanılan) getiri serilerinin volatilitésini GARCH model ile hesaplamaktan geçmektedir. Pierdzioch, Döpke vd. (2008) her iki yöntemin volatilitéyi tahmin etmede benzer sonuçlar verdiđini belirlemiřtir.

Bu çalıřmada, vadeli iřlem sözleşmelerinin volatilitésini üzerinde anlamlı etkiye sahip deęişkenler belirlenirken iki aşamalı bir yöntem uygulanmıřtır. Bu amaçla ilk olarak, vadeli iřlem sözleşmeleri için günlük getiri serileri hesaplanmıř ve söz konusu getiri serilerinin kořullu varyansı ařađıdaki GARCH ve EGARCH modeller ile tahmin edilmeye çalıřılmıřtır.^{2,1,2} GARCH model ařađıdaki gibi formüle edilebilir:

$$R_{v,t} = \mu_{v,t} + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t \setminus (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, s_{t-1}, s_{t-2}, \dots) \sim GED(0, h_{v,t})$$

$$h_{v,t} = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{v,t-1}^2$$

Denklem (3)'te $R_{v,t}$ vadeli iřlem sözleşmelerine ait günlük getiri serisini, $h_{v,t}$ kořullu deęişen varyansı göstermektedir. GARCH modellerde getiri serilerinin volatilitésindeki kalıcılık alfa ve beta parametrelerinin toplamına eřittir. Getiri serilerinin hata terimleri normal dađılım varsayımına uymadıđı için model tahminlerinde genelleřtirilmıř hata dađılımı varsayımı kullanılmıřtır. GARCH modeller getiri serilerindeki farklı özellikleri modelleyebilmek için çok farklı řekilde geliřtirilmıř ya da genişletilmıřtir. Bu modellerden biri de Nelson (1991) tarafından önerilen Üstsel GARCH (EGARCH) modelidir.

EGARCH modelinin GARCH modelden en önemli farkı, finansal piyasalarda ortaya çıkması beklenen kaldıraç etkisini, kořullu varyans modeline dâhil etmesi olarak gösterilebilir. Bilindiđi üzere, kötü haberler finansal piyasalardaki volatilitéyi iyi haberlere göre daha fazla arttırmakta ve buna bađlı olarak finansal piyasalarda

² Kořullu varyans aylık getiri serileri kullanılarak ta hesaplanmaya çalıřılmıř bununla birlikte aylık getiri serilerinin hata terimlerinde kořullu deęişen varyans etkisi belirlenememiřtir.

¹ Finans literatüründe getiri serilerine ait kořullu varyansın modellenmesi Engle (1982) tarafından önerilen Otoregresif Kořullu Deęişen Varyans (ARCH) modeline dayanmaktadır. Bollerslev (1986) ARCH modelini geliřtirerek getiri serilerine ait kořullu varyansın modellenmesinde daha üstün sonuçlar veren Genelleřtirilmıř ARCH veya kısaca GARCH modelini önermiřtir.

² Dolar ve Euro vadeli iřlem sözleşmeleri için EGARCH model GARCH modelden daha iyi performans sergilemediđinden, söz konusu iki döviz vadeli iřlem sözleşmesi için GARCH model sonuçları tercih edilmiřtir.

kötü haberlere verilen tepki ile iyi haberlere verilen tepki benzer ya da simetrik olmamaktadır.

Bu açıdan bir çok hisse senedi için, getiri ile gelecekteki volatilitenin arasında yüksek negatif korelasyon mevcuttur. Hisse senedi getirisi arttığında volatilitenin azalması ve getiri düştüğünde volatilitenin artması kaldıraç etkisi olarak adlandırılmaktadır. Nelson (1991) yapmış olduğu çalışmalar neticesinde finansal getiri serilerindeki kaldıraç etkisini Üstsel GARCH (EGARCH) modeli ile tahmin etmiştir. Çalışmada vadeli işlem getiri serilerindeki kaldıraç etkisini göz önünde bulundurabilmek için EGARCH model aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir:

$$R_{v,t} = \mu_{v,t} + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t \mid (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, s_{t-1}, s_{t-2}, \dots) \sim GED(0, h_{v,t})$$

$$h_{v,t} = \omega + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| + \beta \log(h_{v,t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}}$$

EGARCH modelin GARCH modele göre bir takım avantajları mevcuttur. Bunlardan ilki koşullu varyans logaritmik doğrusal formda modellendiğinden GARCH parametreleri üzerindeki negatif olmama kısıtı ortadan kalkmakta, tahmin edilen GARCH parametreleri negatif olsa dahi logaritmik dönüşüm yapıldığından h_t daima pozitif olmaktadır. İkincisi EGARCH modelde hata teriminin geçmiş değeri yerine standardize hataların kullanılması şokun büyüklüğü ve kalıcılığı hakkında daha doğal açıklama yapma imkânı sağlamaktadır. Son olarak EGARCH modelde asimetri etkisi γ volatilitenin parametresi ile ölçülmektedir. Denklem (4)'te $\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$ pozitif ise koşullu varyansta şokun etkisi $\alpha + \gamma$ toplamına, negatif ise $-\alpha + \gamma$ toplamına eşit olacaktır. Ayrıca tahmin edilen γ parametresi istatistikî olarak anlamlı ise kaldıraç etkisinin varlığı kabul edilmektedir.

Vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitesine etki eden faktörleri belirlemek için ikinci aşamada EGARCH modelden elde edilen günlük koşullu değişen varyans değerlerinin aylık ortalaması alınarak aylık koşullu değişen varyans hesaplanmıştır.³ Daha sonra, vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitesine etki eden değişkenler aşağıdaki model ile belirlenmeye çalışılmıştır:

³ Pierdzioch, Döpke vd., (2008) getiri serileri için aylık volatilitenin değerlerini belirlemek için benzer yöntemi uygulamıştır. Buna göre, günlük getiri serileri için GARCH model tahmin edilmiş ve tahmin edilen koşullu varyans değerlerinin aylık ortalamaları hesaplanarak aylık volatilitenin değerleri elde edilmiştir.

$$KV_{v,t} = \delta_0 + \delta_k \mathbf{X}_{k,t} + v_t$$

Modelde, $KV_{v,t}$ vadeli işlem sözleşmeleri için koşullu değişen varyansı ve $\mathbf{X}_{k,t}$ ise işlem hacmine etki etmesi beklenen açıklayıcı değişkenler matrisini göstermektedir. Diğer iki modelde olduğu gibi Denklem (5) EKK yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir.

4. Veri ve Model Sonuçları

Çalışmada VOB'ta işlem gören vadeli işlem sözleşmeleri için aylık bazda getiri, işlem hacmi ve koşullu değişen varyans değerleri dikkate alınmıştır. VOB'ta vadeli işlem sözleşmelerine ait işlemlerin 2005 yılında başladığı dikkate alınırsa, çalışmada kullanılan veriler 2005 yılının Şubat ayı ile 2011 yılının Kasım ayı arasında kalan zaman dilimini kapsamaktadır.

VOB'un kuruluşundan günümüze kadar tüm zaman dilimlerinde endeks ve döviz dayalı vadeli işlem sözleşmelerinin toplam işlem hacmi borsada işlem gören toplam vadeli işlem sözleşmelerinin yaklaşık % 99'unu oluşturmaktadır. Bu nedenle uygulamada VOB'taki tüm vadeli işlem sözleşmelerini temsil ettiği düşüncesiyle en fazla işlem gören endeks sözleşmeleri (İMKB 30 ve İMKB 100) ile döviz sözleşmeleri (ABD Doları ve Euro) dikkate alınmıştır.

Tablo 3'te çalışmada dikkate alınan açıklayıcı değişkenler gösterilmiştir. Çalışmada açıklayıcı değişkenler belirlenirken sistematik risk kavramı ve literatür dikkate alınmış ve buna bağlı olarak değişik piyasaların dinamiklerini araştıran çalışmalarda en çok kullanılan 10 değişken tercih edilmiştir. Bu bağlamda satın alma gücü riskini temsilen enflasyon, faiz oranı riskini temsilen faiz oranı, faiz oranı riski içinde yer alan yeniden yatırım riskini temsilen altın, piyasa riskini temsilen büyüme, ithalat, ihracat, politik riskini temsilen para arzı, bütçe açığının GSYİH'ya oranı, cari işlemler açığının GSYİH'ya oranı ve uluslararası entegrasyon ile VOB'un rekabet gücünü temsilen dünyada türev ürünlerde en çok kullanılan dayanak varlık olarak S&P 500 endeksi değişkeni olarak kullanılmıştır. Tablo 3'te değişkenlerin başında yer alan "L" işareti ilgili değişkenin doğal logaritmasının alındığını göstermektedir. Değişkenlere ait getiri serileri $r_t = 100 \times \ln(P_t/P_{t-1})$ formülü kullanılarak hesaplanmıştır.

Tablo 3: Çalışmada Dikkate Alınan Açıklayıcı Değişkenler

Değişken Adı	Tanımı
$Altın_t$	Külçe altın fiyatlarına bağlı olarak hesaplanan getiri serisi
$BA/GSYİH_t$	Bütçe açığının GSYİH'ye oranı
$Büyüme_t$	Sanayi üretim endeksine göre hesaplanan büyüme oranı
$CA/GSYİH_t$	Cari işlemler açığının GSYİH'ye oranı
$Enflasyon_t$	TEFE endeksine göre hesaplanan enflasyon oranı
$Faiz_t$	TCMB gecelik faiz oranı
$Lİhracat_t$	Aylık bazda toplam ihracat
$Lİthalat_t$	Aylık bazda toplam ithalat
$LParaarzi_t$	M2 para arzı (TEFE endeksi kullanılarak reel hale getirilmiştir)
$S\&P\ 500_t$	S&P 500 endeks getirisi

Çalışma kapsamında kullanılan değişkenlerden altın, BA/GSYİH, büyüme, CA/GSYİH, enflasyon, faiz, ihracat, ithalat ve para arzı, finansal piyasaları etkilemesi beklenen Türkiye ekonomisi ile ilgili makroekonomik ve finansal değişkenlerdir. S&P 500 endeks getirisinin modele dahil edilmesinin temel amacı ise yurt dışındaki finansal piyasalarda ortaya çıkan gelişmelerin VOB üzerindeki etkisini belirleyebilmektir.

GSYİH değişkeni hariç değişkenlerin tümü aylık frekansta olup VOB ve TCMB'nin resmi elektronik veri dağıtım sistemlerinden elde edilmiştir. GSYİH serisi üçer aylık frekansta olduğundan kübik spline⁴ yöntemi ile aylık frekansa dönüştürülmüştür. Ayrıca S&P 500 endeksi <http://finance.yahoo.com/> internet adresinden alınmıştır.

Değişkenler, aylık frekansta olduğundan mevsimsel etkileri içinde barındırma olasılığı söz konusudur. Bu nedenle değişkenleri mevsimsel etkilerden arındırma yöntemi olan Tramo-Seats tekniği kullanılarak mevsimsel etkiler arındırılmış ve analizlerde bu şekilde kullanılmıştır.

Çalışmada dikkate alınan değişkenler zaman serisi olduklarından dolayı ilk olarak bütünleşme derecelerinin (diğer bir ifadeyle durağan olup olmadıklarının) araştırılması gerekmektedir. Bu nedenle verilere literatürde yaygın bir şekilde kullanılan ADF, PP ve KPSS birim kök testleri uygulanmış ve sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir.

Çalışmada dikkate alınan finansal ve makroekonomik değişkenler için birim kök testi sonuçları incelendiğinde; $Altın_t$, $BA/GSYİH_t$, $Büyüme_t$, $Enflasyon_t$, $LParaarzi_t$ ve $S\&P500_t$ değişkenleri düzey değerlerinde durağan olarak belirlenmiştir. Diğer

⁴ Spline yöntemi literatürde yaygın bir şekilde kullanılan interpolasyon yöntemidir. Yöntemin en önemli özelliği basit bir algoritmaya bağlı olarak hızlı bir şekilde ve etkin değerleri elde etmeye olanak sağlamasıdır.

taftan, faiz oranları, cari açığın GSYİH'ye oranı, ithalat ve ihracat değişkenleri birinci farkları alındığında durağan olarak belirlenmiştir. Bu nedenle analizlerde söz konusu bu değişkenlerin birinci farkları kullanılmıştır.

Tablo 4'te yer alan birim kök testi sonuçlarına göre, vadeli işlem sözleşmelerine ait getiri serileri üç birim kök testine göre düzey değerlerde durağan olarak bulunmuştur. İMKB 30 dışındaki tüm vadeli işlem sözleşmelerinin aylık işlem hacimleri üç birim kök testine göre durağan olarak bulunurken, İMKB 30 için KPSS birim kök testi sonucu serinin durağan olmadığını göstermektedir. Bununla birlikte, ADF ve PP testi sonucunda İMKB 30 değişkeni durağan olarak belirlendiğinden durağan olduğu kabul edilmiş ve herhangi bir dönüşüme tabi tutulmadan analizlerde kullanılmıştır.

Tablo 4: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzyer Değerler			Birinci Farklar		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
$R_{İMKB\ 100,t}$	-8,118*** (c)	-8,139*** (c)	0,075*** (c)	-	-	-
$R_{İMKB\ 30,t}$	-9,198*** (c)	-9,203*** (c)	0,065*** (c)	-	-	-
$R_{Dolar,t}$	-8,368*** (c)	-8,348*** (c)	0,047*** (c)	-	-	-
$R_{Euro,t}$	-9,091*** (c)	-9,092*** (c)	0,038*** (c)	-	-	-
$I\dot{H}_{İMKB\ 100,t}$	-3,410* (c,t)	-4,724***	0,163*** (c,t)	-	-	-
$I\dot{H}_{İMKB\ 30,t}$	-5,985*** (c)	-10,399** (c)	0,301 (c)	-	-	-
$I\dot{H}_{Dolar,t}$	-4,185*** (c)	-4,057*** (c)	0,612*** (c)	-	-	-
$I\dot{H}_{Euro,t}$	-4,300*** (c,t)	-4,286*** (c,t)	0,128** (c,t)	-	-	-
Δltr_t	-7,723*** (c)	-7,673*** (c)	0,039*** (c)	-	-	-
$BA/GSYİH_t$	-4,110*** (c)	-4,048*** (c)	0,129*** (c)	-	-	-
$Büyüme_t$	-10,992*** (c)	-10,836*** (c)	0,137*** (c)	-	-	-
$CA/GSYİH_t$	0,294	0,055	0,183***	-15,379*** (c)	-15,521*** (c)	0,085*** (c)
$Enflasyon_t$	-8,070*** (c)	-8,081***	0,050***	-	-	-
$Faiz_t$	-1,732 (c,t)	-1,711 (c,t)	0,249 (c,t)	-5,860*** (c)	-5,959*** (c)	0,089*** (c)
$Lihracat_t$	-1,582 (c,t)	-1,738 (c,t)	0,817 (c,t)	-13,122*** (c)	-13,173*** (c)	0,061*** (c)
$Lithalat_t$	-1,411 (c,t)	-1,581 (c,t)	0,113*** (c,t)	-9,084*** (c)	-9,187*** (c)	0,070*** (c)
$LParaarzi_t$	-4,044** (c,t)	-3,589** (c,t)	0,146*** (c,t)	-	-	-
$S\&P\ 500_t$	-6,972*** (c)	-6,996*** (c)	0,087*** (c)	-	-	-

Not: ADF testinde gecikme sayısı Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. PP ve KPSS testlerinde Newey ve West tarafından geliştirilen band genişliği kullanılmıştır. (c) simgesi birim kök testinde kesme teriminin, (c,t) simgesi ise kesme ve trendin kullanıldığını göstermektedir. ***, ** ve * simgeleri serinin değişkenlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde durağan olduğunu göstermektedir.

4.1. VOB'ta İşlem Gören Vadeli İşlem Sözleşmelerinin Getirilerine Etki Eden Faktörler

İlk olarak VOB'ta işlem gören İMKB 100, İMKB 30, Dolar ve Euro getiri serilerine etki eden istatistiksel olarak anlamlı değişkenler belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla Denklem (1) ileriye ve geriye dönük adimsal regresyon analizi kullanılmıştır.

Adımsal regresyon analizi kullanmasının temel nedeni getiri serilerine etki eden ve istatistiksel olarak anlamlı olan değişkenlerin belirlenmesidir. Bilindiği üzere, adımsal regresyon analizinde tüm bağımsız değişkenler belirli sıra ile modele dahil edilir ve modelin açıklama gücüne (modelin açıklama gücü belirlenirken F istatistiği ve R^2 değeri dikkate alınır) ne yönde katkı yaptığına bakılır. Eğer ilave değişken modelin açıklama gücünü azaltırsa (F istatistiğinin ve R^2 değerinin küçülmesine neden olursa) modelden çıkartılır, modelin açıklama gücünü arttırsa (F istatistiğinin ve R^2 değerinin artmasına neden olursa) modelde tutulur. Bu süreç tüm açıklayıcı değişkenler için tekrarlanır.

İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin getirisine etki eden değişkenler Tablo 5'te gösterilmiştir. Tablo 5'teki sonuçlar incelendiğinde, İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin getiri serisine etki eden ve %10 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olan üç değişken belirlenmiştir. Bu değişkenlerden enflasyon oranının ve altın fiyatlarının artması getiri serisini olumsuz yönde etkileyerek düşürmekte, S&P 500 getirisinin artması ise İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin getirisini olumlu yönde etkileyerek arttırmaktadır. Ayrıca, söz konusu bu üç değişken getiri serisindeki değişkenliğin %37,5'ini açıklama yeteneğine sahiptir.⁵

Tablo 5: İMKB 100 Getiri Serisine Etki Eden Değişkenler

Bağımlı Değişken: $R_{İMKB 100,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	t-ist	p-değeri
Sabit	3,082	1,353	2,276	0,026
Altın _t	-0,327	0,182	-1,799	0,076
Enflasyon _t	-2,697	1,535	-1,756	0,083
S&P 500 _t	0,881	0,192	4,588	0,000
Düz- R^2	= 0,375	F-ist	= 15,200 [0,000]	
B-G:F-ist	= 2,043 [0,098]	W:F-ist	= 0,776 [0,510]	
J-B: F-ist	= 0,500 [0,778]	ARCH:F-ist	= 1,272 [0,290]	

Not: Tabloda B-G F-ist, Breusch-Godfrey otokorelasyon test istatistiğini; W F-ist White değişen varyans test istatistiğini; J-B F-ist Jarque-Bera normallik testini; ARCH F-ist koşulu değişen varyan istatistiğini göstermektedir. F-ist, modeldeki katsayıların topluca anlamlılığını test eden F istatistiğini belirtmektedir. [...] içindeki değerler ise ilgili test istatistiğinin sıfır hipotezini ret etme olasılığını göstermektedir. Düz- R^2 modelin açıklama gücünü ifade etmektedir.

Bilindiği üzere EKK yöntemi tahmin tekniği ile ilgili belli başlı varsayımları sağladığı durumda, etkin ve geçerli parametre tahminleri vermektedir. Bu

⁵ Tüm modeller için EKK yöntemi ile tahmin edilen parametrelerin ele alınan dönem içinde sabit olup olmadığı, diğer bir ifadeyle örneklem dönemi içinde yapısal kırılmalara bağlı olarak parametre tahminlerinin aynı kalıp kalmadığı, kırılma dönemlerini içsel olarak araştıran Quandt-Andrews yapısal kırılma testi ile araştırılmıştır. Test sonuçları örneklem döneminde yapısal kırılmanın olmadığını göstermektedir. Yer kazanmak açısından sonuçlar rapor edilmemiştir fakat istenmesi halinde yazarlar tarafından temin edilebilir.

varsayımlar; hata terimlerinin normal dağılıma sahip olması, hata terimlerinin sabit varyanslı olması ve hata terimlerinin seri korelasyonlu olmamasıdır. Bu nedenle modelden elde edilen hata terimlerinin söz konusu bu varsayımları sağlayıp sağlamadığı araştırılmış ve %5 önem düzeyinde model ile ilgili varsayımsal bir sorun bulunamamıştır.

Tablo 6’da İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin getirisini etkileyen değişkenler yer almaktadır. İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesine benzer olarak İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesi için de, üç değişken %10 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bununla birlikte, İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesi için elde edilen model sonucundan farklı olarak, enflasyon oranı değişkeni yerine cari işlemler açığının GSYİH’ye oranı değişkeni modelde yer almaktadır⁶. Bu bilgiler ışığında, İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin getiri serisine etki eden üç değişken mevcuttur ve bu değişkenlerden altın fiyatlarının ve cari işlemler açığının GSYİH’ye oranının artması İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesine ait getirilerin azalmasına neden olmaktadır. Bununla birlikte, S&P 500 getirisinin artması vadeli işlem sözleşmesine ait getirinin artmasına neden olmaktadır. İstatistiksel olarak anlamlı bulunan üç değişkenin İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin getiri serisindeki değişkenliğin %30’unu açıklayabildiği bulunmuştur. Ayrıca hata terimleri ile ilgili testler sonucunda %5 önem düzeyinde hata terimlerinin normal dağılımlı, sabit varyanslı ve seri korelasyonsuz olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 6: İMKB 30 Getiri Serisine Etki Eden Değişkenler

Bağımlı Değişken: $R_{İMKB\ 30,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	t-ist	p-değeri
Sabit	1,387	0,984	1,409	0,163
Altın _t	-0,346	0,198	-1,752	0,084
$\Delta(CA/GSYİH)_t$	-3,335	2,005	-1,663	0,100
S&P 500 _t	0,829	0,210	3,945	0,000
Düz-R ²	= 0,300	F-ist	= 12,470 [0,000]	
B-G:F-ist	= 2,120 [0,086]	W:F-ist	= 0,510 [0,862]	
J-B: F-ist	= 1,765 [0,413]	ARCH:F-ist	= 0,809 [0,523]	

Dolar vadeli işlem sözleşmesi için adımsal regresyon analizi yapılmış ve %10 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunan değişkenler Tablo 7’de gösterilmiştir. Tablo 7’deki sonuçlara göre, sadece iki değişkenin Dolar vadeli işlem

⁶ $\Delta(CA/GSYİH)_t$ değişkeninin p-değeri incelendiğinde anlamlılık düzeyinin %10.1 olduğu görülmektedir. Bununla birlikte bu değişken modelin açıklama gücünü arttırdığı için modelde yer almasına karar verilmiştir.

sözleşmesinin getirisinde anlamlı etkiye sahip olduğu belirlenmiş ve bu değişkenlerin getiri serisindeki değişkenliğin %44'ünü açıklama yeteneğine sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Tablo 7'de yer alan değişkenlerden altın fiyatlarının artması getiri serisini arttırırken, S&P 500 endeksinin artması getiri serisini azaltmaktadır. Diğer modellerde olduğu gibi, bu modelden de hata terimleri çekilmiş ve EKK varsayımlarını sağlayıp sağlamadığı araştırılmıştır.

Tablo 7: Dolar Getiri Serisine Etki Eden Değişkenler

Bağımlı Değişken: $R_{Dolar,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	<i>t</i> -ist	<i>p</i> -değeri
<i>Sabit</i>	-0,246	0,392	-0,628	0,531
<i>Altın_t</i>	0,332	0,126	2,626	0,010
<i>S&P 500_t</i>	-0,391	0,113	-3,444	0,000
Düz-R ²	= 0,444	F-ist	= 33,059	[0,000]
B-G:F-ist	= 0,995 [0,415]	W:F-ist	= 8,544	[0,000]
J-B: F-ist	= 12,130 [0,000]	ARCH:F-ist	= 1,220	[0,308]

Bu bölümde son olarak Euro vadeli işlem sözleşmesinin getirisine etki eden faktörler araştırılmış ve model sonuçları Tablo 8'de gösterilmiştir. Tablo 8'de yer alan sonuçlara göre, altın fiyatlarının artması Euro vadeli işlem sözleşmesinin getirisinde artmaya neden olurken, ekonominin büyümesi Euro getirisinin azalmasına neden olmaktadır. Söz konusu bu iki değişkenin Euro vadeli işlem sözleşmesinin getirisinin %34,7'sini açıklama yeteneğine sahiptir. Varsayımsal testler sonucunda normallik ve değişen varyans sorunu dışında bir sorun belirlenememiş ve değişen varyans sorunu için White kovaryans matrisi kullanılmıştır.

Tablo 8: Euro Getiri Serisine Etki Eden Değişkenler

Bağımlı Değişken: $R_{Euro,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	<i>t</i> -ist	<i>p</i> -değeri
<i>Sabit</i>	-0,482	0,355	-1,356	0,178
<i>Altın_t</i>	0,482	0,111	4,309	0,000
<i>Büyüme_t</i>	-0,945	0,484	-1,952	0,054
Düz-R ²	= 0,347	F-ist	= 22,331	[0,000]
B-G:F-ist	= 0,882 [0,478]	W:F-ist	= 8,457	[0,000]
J-B: F-ist	= 19,952 [0,000]	ARCH:F-ist	= 0,943	[0,443]

Getiri serileri için elde edilen sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde; altın fiyatlarının endeks ve döviz vadeli işlem sözleşmelerinin getirilerini anlamlı derecede etkilediği belirlenmiştir. Burada endeks vadeli işlem sözleşmeleri altın fiyatlarından

ters yönde etkilenirken, döviz vadeli işlem sözleşmeleri aynı yönde etkilenmektedir. S&P 500 endeks getirisinin, Euro dışındaki tüm vadeli işlem sözleşmelerini etkilediği tespit edildiğinden, dünyadaki finansal piyasalarda yaşanan gelişmelerin Türkiye’de vadeli işlemler piyasasını etkilediği sonucuna varılmıştır.

4.2. VOB’ta İşlem Gören Vadeli İşlem Sözleşmelerinin İşlem Hacmine Etki Eden Faktörler

Çalışmanın bu bölümünde VOB’ta işlem gören vadeli işlem sözleşmelerinin işlem hacmine etki eden faktörler belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla İMKB 100, İMKB 30, Dolar ve Euro vadeli işlem sözleşmeleri için aylık işlem hacimleri hesaplanmış ve adimsal regresyon analizi uygulanarak istatistiksel olarak anlamlı değişkenler belirlenmiştir.

İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmine etki eden değişkenler Tablo 9’da gösterilmiştir. İlk olarak modelden elde edilen hata terimleri arasında seri korelasyonun varlığı belirlenmiş ve bu sorunun üstesinden gelebilmek için bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklenmiştir.

Analiz sonucunda, para arzı ve enflasyon oranı değişkenlerinin İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Tablo 9’daki tahmin edilen parametre değerleri incelendiğinde, para arzının reel olarak artması işlem hacmini arttırırken, enflasyon oranının artması işlem hacmini azaltmaktadır ve bu iki değişken %5 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 9: İMKB 100 İşlem Hacmine Etki Eden Değişkenler

Bağımlı Değişken: $IH_{İMKB\ 100,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	t-ist	p-değeri
Sabit	-22,538	12,034	-1,873	0,066
$LParaarzi_t$	1,860	0,864	2,152	0,035
$Enflasyon_t$	-0,523	0,223	-2,348	0,022
$IH_{İMKB\ 100,t-1}$	0,186	0,096	1,925	0,059
$IH_{İMKB\ 100,t-2}$	0,538	0,091	5,899	0,000
Düz-R ²	= 0,595	F-ist	= 26,768 [0,000]	
B-G:F-ist	= 1,260 [0,295]	W:F-ist	= 0,977 [0,487]	
J-B: F-ist	= 13,145 [0,001]	ARCH:F-ist	= 0,646 [0,631]	

Tablo 10’da İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmini etkileyen değişkenler yer almaktadır. Seri korelasyon sorunundan kurtulmak için modele

bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenmiştir. İki değişkenin İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmi üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Bu değişkenlerden ihracatın artması işlem hacmini arttırırken, enflasyon oranının artması işlem hacmini azaltıcı bir etki yapmaktadır.

Tablo 10: İMKB 30 İşlem Hacmine Etki Eden Değişkenler

Bağımlı Değişken: $IH_{IMKB,30,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	<i>t-ist</i>	<i>p</i> -değeri
<i>Sabit</i>	1,910	0,271	7,055	0,000
$\Delta(L/ihracat)_t$	1,258	0,330	3,812	0,000
<i>Enflasyon</i> _t	-0,094	0,049	-1,911	0,060
$IH_{IMKB,30,t-1}$	0,372	0,078	4,750	0,000
$IH_{IMKB,30,t-2}$	0,552	0,074	7,449	0,000
Düz-R ²	= 0,989		F-ist	= 1830,414 [0,000]
B-G:F-ist	= 0,995 [0,415]		W:F-ist	= 1,115 [0,362]
J-B: F-ist	= 1,703 [0,426]		ARCH:F-ist	= 1,536 [0,201]

Tablo 11’de yer alan sonuçlara göre, Dolar vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmine etki eden iki değişken belirlenmiştir. Bu değişkenlerden, cari işlemler açığının GSYİH’ye oranının artması ve altın fiyatlarının yükselmesi Dolar vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmini arttırıcı yönde etki yapmaktadır. Bu sonuç beklentileri karşılar niteliktedir. Çünkü cari işlemler açığının sürdürülebilirliğine yönelik endişelerin artması döviz kurlarında baskıya neden olmakta ve bu durum ithalatçı ve ihracatçı firmalar ile döviz cinsinden borçları olan firmaların vadeli işlemler piyasasına yönelmesine neden olmaktadır. Bu nedenle cari açığın artması döviz cinsinden vadeli işlemlerin artmasına neden olabilmektedir.

Tablo 11: Dolar İşlem Hacmine Etki Eden Değişkenler

Bağımlı Değişken: $IH_{Dolar,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	<i>t-ist</i>	<i>p</i> -değeri
<i>Sabit</i>	5,411	1,711	3,162	0,002
$\Delta(CA/GSYİH)_t$	0,317	0,163	1,944	0,056
<i>Altın</i> _t	0,031	0,016	1,966	0,053
$IH_{Dolar,t-1}$	0,871	0,083	10,435	0,000
$IH_{Dolar,t-2}$	-0,350	0,273	-1,285	0,203
$IH_{Dolar,t-3}$	0,210	0,210	1,002	0,320
Düz-R ²	= 0,590		F-ist	= 23,453 [0,000]
B-G:F-ist	= 1,792 [0,140]		W:F-ist	= 1,339 [0,192]
J-B: F-ist	= 665,479 [0,000]		ARCH:F-ist	= 2,207 [0,076]

Euro vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmine etki eden faktörler Tablo 12’de yer almaktadır. Tablo 12’deki sonuçlara göre, altın fiyatlarının artması işlem

hacmini artırmaktadır. Aynı zamanda Türkiye ekonomisinde para arzının reel olarak artması işlem hacmini arttırmaktadır. Son olarak S&P 500 endeks getirisinin artması Euro vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmini arttırıcı bir etki yapmaktadır. İşlem hacmi üzerine yapılan diğer modellerde olduğu gibi Euro vadeli işlem sözleşmesi için de modelin hata terimleri arasında seri korelasyon belirlenmiş ve bu sorun modele bağımlı değişkenin bir gecikmeli değeri eklenerek ortadan kaldırılmıştır.

Tablo 12: Euro İşlem Hacmine Etki Eden Değişkenler

Bağımlı Değişken: $IH_{Euro,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	<i>t</i> -ist	<i>p</i> -değeri
<i>Sabit</i>	-19,229	9,492	-2,026	0,046
<i>Altın_t</i>	0,081	0,016	5,189	0,000
<i>LParaarz_t</i>	1,750	0,712	2,460	0,016
<i>S&P 500_t</i>	0,047	0,017	2,841	0,006
$IH_{Euro,t-1}$	0,632	0,084	7,558	0,000
Düz-R ²	= 0,644	F-ist	= 37,180	[0,000]
B-G:F-ist	= 1,731 [0,152]	W:F-ist	= 1,581	[0,108]
J-B: F-ist	= 10,571 [0,005]	ARCH:F-ist	= 2,053	[0,096]

İşlem hacmi serileri için elde edilen sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde; İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmi para arzı artarken artmakta, enflasyon artarken düşmektedir. İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmi ihracat artarken artmakta, enflasyon artarken azalmaktadır. Dolar vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmi cari işlemler açığının GSYİH'ya oranı ve altın fiyatları artarken artmaktadır. Euro vadeli işlem sözleşmelerinin işlem hacimleri ise altın fiyatları, para arzı ve S&P 500 endeks değerlerinden etkilenmekte ve üçü ile de pozitif korelasyon sergilemektedir.

4.3. VOB'ta İşlem Gören Vadeli İşlem Sözleşmelerinin Volatilitesine Etki Eden Faktörler

Çalışmanın bu bölümünde endeks ve döviz vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitesine etki eden faktörler belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla ilk olarak vadeli işlem sözleşmeleri için günlük getiri serileri hesaplanmış, GARCH ve EGARCH model kullanılarak vadeli işlem sözleşmeleri için günlük bazda koşullu varyans değerleri elde edilmiştir.

Vadeli işlem sözleşmeleri için GARCH ve EGARCH model sonuçları Tablo 13'te gösterilmiştir. Dolar ve Euro vadeli işlem sözleşmeleri için EGARCH model GARCH modelden daha iyi performans sergilemediğinden (gerek model seçim kriterleri

gerekse Log likelihood değeri GARCH modeli önermekte) söz konusu iki döviz vadeli işlem sözleşmesi için GARCH model sonuçları tercih edilmiştir.

Tablo 13'te yer alan sonuçlara göre, İMKB 100 ve İMKB 30 vadeli işlem sözleşmeleri için kaldıraç etkisinin varlığını belirten γ parametre tahmini negatif olarak elde edilmesine rağmen sadece İMKB 30 denkleminde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç kötü haberlerin VOB'ta volatilitiyi daha fazla arttırdığını belirtmektedir. Tüm vadeli işlem sözleşmeleri için α ve β parametreleri %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca modellerden elde edilen hata terimleri için tanısıl testler yapılmış ve %5 önem düzeyinde varsayımsal bir sorun belirlenmemiştir.

Tablo 13: GARCH ve EGARCH Model Sonuçları

	İMKB 100	İMKB 30	Dolar	Euro
Ortalama Denklemi				
Sabit	1,75E-08	0,062	-0,052***	-0,010
AR(1)	-0,221***	0,094	1,268***	-0,041
AR(2)	-0,491***	0,750	-0,302***	-0,022
AR(3)	-	-0,426***	-0,010	-0,016
AR(4)	-	-0,652***	-0,115	-0,092
AR(5)	-	0,032	-	-
MA(1)	0,221***	-0,063	-1,270***	0,058
MA(2)	0,491***	-0,722***	0,293***	0,003
MA(3)	-1,0E-06***	0,389***	-0,027	0,018
MA(4)	-4,9E-07***	0,661***	0,151	0,092
Varyans Denklemi				
ω	0,255**	-0,094***	0,023***	0,023***
α	1,552***	0,203***	0,094***	0,107***
β	0,891***	0,950***	0,880***	0,870***
γ	-0,251	-0,084***	-	-
ν	0,182***	1,420***	1,180***	0,919***
Log-lik	-1753,413	-3531,094	-2127,619	-1957,095
$Q(30)$	21,044 [0,101]	30,659 [0,080]	30,162 [0,115]	25,774 [0,262]
$Q_s(30)$	2,082 [1,000]	29,143 [0,111]	28,386 [0,163]	24,927 [0,301]

Not: ν genelleştirilmiş hata dağılım parametresini, Log-lik Loglikelihood değerini göstermektedir. $Q(20)$ ve $Q_s(20)$ hata terimleri ve karesi alınmış hata terimleri için Box-Pierce seri korelasyon testini ifade etmektedir. *, ** ve *** işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı katsayı tahmin değerini göstermektedir.

Tablo 14'te İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin koşullu varyansına etki eden faktörler yer almaktadır.⁷ Modelin hata terimleri arasında seri korelasyon tespit

⁷ Literatürde yer alan çalışmalar finansal serilerin volatilitesine etki eden faktörleri belirlemek için, bu faktörleri GARCH tipi modellerin volatilité denkleminde doğrudan eklemekte ve söz konusu faktörlerin etkileri bu şekilde tahmin edilmektedir. Bu çalışmada da benzer yöntem belirlenmesine rağmen şu şekilde bir sorunla karşılaşmıştır. İlk olarak ele alınan makro ekonomik değişkenlerin büyük çoğunluğu aylık bazda ölçüldüğünden dolayı günlük getiri serileri ile bu şekilde bir tahminleme yapmak mümkün olmamaktadır. Bu nedenle vadeli işlem sözleşmeleri için aylık getiri serileri

edildiğinden modele bağımlı değişkenin bir gecikmeli değeri eklenmiştir. Ayrıca hata terimlerinin değişen varyanslı olmasından dolayı katsayı tahminlerine ait standart hatalar hesaplanırken White tarafından geliştirilen kovaryans matrisi kullanılmıştır. Tablo 14'te yer alan sonuçlara göre, üç değişkenin İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin koşullu varyansını anlamlı derecede arttırdığı belirlenmiştir. Bu değişkenlerden altın fiyatları ile faiz oranlarının artması koşullu varyansı anlamlı derecede arttırırken, ithalatın artması ise İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin koşullu varyansını azaltıcı yönde etki yapmaktadır.

Tablo 14: İMKB 100 Koşullu Varyansa Etki Eden Faktörler

Bağımlı Değişken: $KV_{İMKB\ 100,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	<i>t-ist</i>	<i>p-değeri</i>
<i>Sabit</i>	1,164	0,397	2,935	0,005
<i>Altın_t</i>	0,122	0,039	3,086	0,003
$\Delta(L\text{İthalat}_t)$	-9,193	5,250	-1,751	0,085
$\Delta(\text{Faiz}_t)$	0,516	0,256	2,017	0,048
$KV_{İMKB\ 100,t-1}$	0,760	0,077	9,926	0,000
Düz-R ²	= 0,739	F-ist	= 51,433	[0,000]
B-G:F-ist	= 0,463 [0,762]	W:F-ist	= 6,380	[0,000]
J-B: F-ist	= 10,055 [0,006]	ARCH:F-ist	= 1,143	[0,344]

İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin koşullu varyansına etki eden faktörler Tablo 15'te gösterilmiştir. İMKB 100 modelinde olduğu gibi hata terimleri arasında seri korelasyon ve değişen varyansın varlığı belirlenmiş ve bu sorunlar modele bağımlı değişkenin bir gecikmeli değeri eklenerek ve White tarafından geliştirilen kovaryans matrisi kullanılarak ortadan kaldırılmıştır. İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin koşullu varyansına etki eden üç değişken belirlenmiştir. Tablo 15'te yer alan sonuçlara göre, altın fiyatlarının ve cari işlemler açığının GSYİH'ye oranının artması İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin koşullu varyansını önemli derecede arttırmaktadır. Diğer taraftan S&P 500 endeks getirisinin artması İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin koşullu varyansını azaltmaktadır.

oluşturulmuş fakat bu durumda da aylık getiri serilerinde koşullu değişen varyans özelliği tespit edilememiş ve buna bağlı olarak GARCH ve EGARCH modeller tahmin edilememiştir. Bu neden çalışmada öncelikle günlük getiri serileri kullanılarak günlük volatiliteler tahmin edilmiş ve daha sonra günlük seriler aylık frekansa dönüştürülerek makro ekonomik değişkenlerin volatiliteler üzerindeki etkisi araştırılmıştır.

Tablo 15: İMKB 30 Koşullu Varyansa Etki Eden Faktörler

Bağımlı Değişken: $KV_{İMKB,30,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	<i>t-ist</i>	<i>p</i> -değeri
<i>Sabit</i>	1,869	0,332	5,637	0,000
<i>Altın_t</i>	0,107	0,035	3,018	0,004
<i>S&P 500_t</i>	-0,187	0,062	-3,005	0,004
$\Delta(CA/GSYİH)_t$	0,174	0,090	1,943	0,056
$KV_{İMKB,30,t-1}$	0,542	0,074	7,310	0,000
Düz-R ² = 0,663		F-ist = 40,437 [0,000]		
B-G:F-ist = 1,898 [0,120]		W:F-ist = 7,791 [0,000]		
J-B: F-ist = 34,823 [0,000]		ARCH:F-ist = 0,287 [0,885]		

Dolar vadeli işlem sözleşmesi için elde edilen sonuçlar Tablo 16'da yer almaktadır. Buna göre, Türkiye ekonomisinde toplam ithalatın artması Dolar vadeli işlem sözleşmesinin volatilitisini ters yönde etkileyerek azaltmaktadır. Benzer şekilde S&P 500 endeks getirisinin artması da Dolar vadeli işlem sözleşmesinin volatilitisini azaltıcı yönde etki yapmaktadır.

Tablo 16: Dolar Koşullu Varyansa Etki Eden Faktörler

Bağımlı Değişken: $KV_{Dolar,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	<i>t-ist</i>	<i>p</i> -değeri
<i>Sabit</i>	0,535	0,121	4,411	0,000
$\Delta(Lithalat)_t$	-3,100	1,120	-2,767	0,007
<i>S&P 500_t</i>	-0,056	0,027	-2,058	0,043
$KV_{Dolar,t-1}$	0,483	0,076	6,397	0,000
Düz-R ² = 0,536		F-ist = 29,653 [0,000]		
B-G:F-ist = 0,907 [0,464]		W:F-ist = 1,941 [0,059]		
J-B: F-ist = 665,853 [0,000]		ARCH:F-ist = 0,054 [0,994]		

Bu bölümde son olarak Euro vadeli işlem sözleşmesinin volatilitesine etki eden faktörler araştırılmış ve sonuçlar Tablo 17'de gösterilmiştir. Tablo 17'deki sonuçlara göre, üç değişkenin Euro vadeli işlem sözleşmesinin volatilitesinde önemli bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Bu değişkenlerden ithalatta ortaya çıkan artışın Euro vadeli işlem sözleşmesinin volatilitisini azalttığı belirlenmiştir. Enflasyon oranı ile altın fiyatlarının artması ise Euro vadeli işlem sözleşmesinin volatilitisini anlamlı derecede arttırmaktadır.

Tablo 17: Euro Koşullu Varyansa Etki Eden Faktörler

Bağımlı Değişken: $KV_{Euro,t}$				
Bağımsız Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	<i>t</i> -ist	<i>p</i> -değeri
<i>Sabit</i>	0,197	0,099	1,991	0,050
$\Delta(Lithalat_t)$	-2,269	0,828	-2,740	0,008
<i>Enflasyon_t</i>	0,194	0,096	2,015	0,047
<i>Altın_t</i>	0,034	0,020	1,705	0,092
$KV_{Euro,t-1}$	0,570	0,075	7,573	0,000
Düz-R ²	= 0,524	F-ist	= 23,102 [0,000]	
B-G:F-ist	= 0,132 [0,969]	W:F-ist	= 5,751 [0,000]	
J-B: F-ist	= 86,836 [0,005]	ARCH:F-ist	= 2,082 [0,092]	

4.4. VOB'ta İşlem Gören Vadeli İşlem Sözleşmelerinin Volatilitesinin Tahmin Edilmesi

Çalışmanın bu bölümünde tahmin edilen modellerin öngörü performansları araştırılmıştır. Bu amaçla model tahminlerinde istatistiksel olarak anlamlı bulunan makroekonomik ve finansal değişkenlerin vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitesini öngörmeye ne derece başarılı oldukları araştırılmıştır. Bunun yanı sıra söz konusu bu modellerin öngörü performansları hakkında yorumda bulunabilmek için bir karşılaştırma modeline gereksinim olacaktır. Çalışmada karşılaştırma modeli, volatilité değişkeni için ARMA model olarak dikkate alınmıştır. Bilindiği üzere regresyon analizinden farklı olarak ARMA modeller serilerin kendi dinamiklerini (burada serinin dinamikleri ifadesi ile anlatılmak istenen, seri için otoregresif (AR) ve hareketli ortalama (MA) süreçleridir) dikkate alarak serinin gelecekte alacağı değerler için öngörü yapılmasına olanak sağlamaktadır.

Bu şekilde öngörü performans ölçütlerine göre eğer ARMA model daha başarılı çıkarsa, hiçbir makroekonomik ve finansal değişken dikkate alınmadan vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitesinin öngörülebileceği ifade edilebilir. Eğer volatilitéyi tahmin etmede en anlamlı bulunmuş modellerin öngörü performansı daha yüksek çıkarsa, anlamlı bulunan makroekonomik ve finansal değişkenlerin volatilitéyi öngörmeye dikkate alınması gerektiği ön plana çıkacaktır. Bu amaçla ilk olarak vadeli işlem sözleşmelerine ait volatilité değişkeni için ARMA model aşağıda gösterildiği gibi tahmin edilmiştir:

$$KV_{v,t} = \kappa + \sum_{i=1}^p \phi_i KV_{v,t-1} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{v,t-i} + \varepsilon_t$$

Denklem (6)'da κ sabit terimi, ϕ_i otoregresif terimler için parametre tahmin değerlerini ve θ_i hareketli ortalama süreci parametre tahminlerini göstermektedir. Çalışmada otoregresif ve hareketli ortalama için en uygun p ve q değerleri Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Bu bilgiler doğrultusunda, dört vadeli işlem sözleşmesinin volatilitesi için elde edilen model sonuçları Tablo 18'de gösterilmiştir. Tablo 18'deki sonuçlara göre, İMKB 100 için en uygun modelin ARMA (1,1) olduğu bulunmuştur. Benzer şekilde İMKB 30 için ARMA (3,0), Dolar için ARMA (2,0) ve Euro için ARMA (1,3) modellerinin en uygun modeller olduğu belirlenmiştir.

Tablo 18: ARMA Model Sonuçları

	İMKB 100	İMKB 30	Dolar	Euro
Sabit	5,385 [0,000]	4,133 [0,000]	0,963 [0,000]	0,862 [0,000]
AR(1)	0,696 [0,000]	0,760 [0,000]	0,732 [0,000]	-0,916 [0,000]
AR(2)	-	-0,302 [0,041]	-0,173 [0,054]	-
AR(3)	-	0,242 [0,002]	-	-
MA(1)	0,309 [0,101]	-	-	1,703 [0,000]
MA(2)	-	-	-	1,105 [0,000]
MA(3)	-	-	-	0,738 [0,000]
MA(4)	-	-	-	0,457 [0,000]
Düz-R ²	0,658	0,442	0,392	0,429
F-ist.	64,751 [0,000]	21,675 [0,000]	26,474 [0,000]	13,040 [0,000]
Q (12)	4,468 [0,924]	3,205 [0,956]	1,267 [0,999]	3,350 [0,851]

Not: Parametre tahminleri için standart hatalar White düzeltmesi yapılarak elde edilmiştir.

Modellerin öngörü performansları 2005 yılının Ocak ayı ile 2011 yılının Kasım ayı arasında kalan dönem için karşılaştırılmıştır. Karşılaştırma yaparken literatürde kabul görmüş dört farklı performans kriterinden yararlanılmıştır. Bunlar sırasıyla; Ortalama Hata Karesinin Kökü (Root Mean Square Error-RMSE), Ortalama Mutlak Hata (Mean Absolute Error-MAE), Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi (Mean Absolute Percentage Error-MAPE) ve son olarak Theil Eşitsizlik Katsayısıdır (Theil Inequality Coefficient-TIC) ve aşağıdaki gibi hesaplanırlar:

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{K}V_{v,t} - KV_{v,t})^2 / h}$$

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{KV}_{v,t} - KV_{v,t}| / h$$

$$MAPE = 100 \times \sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{|\hat{KV}_{v,t} - KV_{v,t}| / KV_{v,t}}{h}$$

$$TIC = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{KV}_{v,t} - KV_{v,t})^2 / h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{KV}_{v,t}^2 / h + \sum_{t=T+1}^{T+h} KV_{v,t}^2 / h}}$$

Yukarıdaki denklemlerde $KV_{v,t}$ vadeli işlem sözleşmesine ait hesaplanan volatilitiyi, $\hat{KV}_{v,t}$ vadeli işlem sözleşmesine ait öngörülen volatilitiyi ve h öngörü dönemini belirtmektedir. Formüllerden de görüleceği üzere, öngörülen volatiliti değeri gerçekleşen volatiliti değerine ne kadar yakın olursa formüllerin payında yer alan değer küçülecek ve buna bağlı olarak, performans ölçütleri azalacaktır. Bu nedenle daha düşük performans ölçütü daha iyi öngörüü belirtecektir.

Modellere ait öngörü performansları Tablo 19'da gösterilmiştir. Tablodaki değerlere göre, RMSE ve TIC istatistikleri İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin volatilitisini öngörmeye ARMA modelin daha başarılı olduğunu belirtirken, MAE ve MAPE istatistikleri regresyon modelinin daha başarılı olduğunu belirtmektedir. Buna ek olarak öngörü dönemi için her iki modelde elde edilen öngörü değerleri ile gerçek değerler arasındaki korelasyon katsayısı hesaplanmış ve sonuçlar Tablo 20'de gösterilmiştir. Tablo 20'deki değerlere göre, İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesi için regresyon modelinden elde edilen öngörüler ile gerçek değerler arasında %72,7 korelasyon olduğu belirlenmiştir. Söz konusu korelasyon katsayısı ARMA model için %22,8 olarak belirlenmiştir. Tablo 19 ve Tablo 20'deki değerler birlikte değerlendirildiğinde, İMKB 100 vadeli işlem sözleşmesinin volatilitisini öngörmeye regresyon modelinin daha başarılı olduğu söylenebilir.

İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesi için tüm öngörü kriterleri regresyon modelinin öngöründe daha iyi performans sergilediğini belirtmekte ve ayrıca bu sonuç Tablo 20'deki korelasyon katsayıları ile örtüşmektedir. Bu sonuçlar doğrultusunda İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin volatilitisini öngörmeye regresyon modelinin daha başarılı olduğu söylenebilir.

Dolar vadeli işlem sözleşmesi için RMSE ve TIC istatistikleri ARMA modelinin, MAE ve MAPE istatistikleri regresyon modelinin daha üstün öngörü performansına sahip olduğunu belirtmektedir. Bununla birlikte gerçekleşen volatilité ile öngörülen volatilité arasındaki korelasyon katsayıları incelendiğinde regresyon modelinin daha iyi sonuç verdiği görülmektedir (gerçekleşen volatilité ile öngörülen volatilité arasındaki korelasyon ARMA model için %25,8, regresyon modeli için %42 olarak hesaplanmıştır).

Euro vadeli işlem sözleşmesi için Tablo 19'daki değerler incelendiğinde, MAPE dışındaki tüm istatistikler ARMA modelinin daha iyi sonuç verdiğini belirtmektedir. Bununla birlikte, Tablo 20'deki korelasyon katsayıları incelendiğinde regresyon modelinin gerçeğe daha yakın değerler öngördüğü belirlenmiştir. Çünkü ARMA modeli için korelasyon katsayısı 0.404 olarak hesaplanırken, regresyon modeli için gerçek değerler ile öngörülen değerler arasındaki korelasyon 0,599'dur.

Tablo 19: Modellerin Öngörü Performans Ölçütleri

Performans Ölçütleri	İMKB 100		İMKB 30		Dolar		Euro	
	ARMA Model	Regresyon Modeli	ARMA Model	Regresyon Modeli	ARMA Model	Regresyon Modeli	ARMA Model	Regresyon Modeli
RMSE	1,715	1,866	1,487	1,475	0,411	0,436	0,350	0,384
MAE	1,514	1,507	1,187	1,130	0,372	0,359	0,318	0,323
MAPE	47,491	40,804	49,005	45,216	71,093	64,589	74,460	66,091
TIC	0,189	0,201	0,197	0,184	0,245	0,258	0,249	0,266

Tablo 20: 2010-Ocak-2011-Kasım Dönemi İçin Gerçek Değerler ile Öngörü Değerleri Arasındaki Korelasyon Katsayısı

Öngörü		Gerçekleşen			
		İMKB 100	İMKB 30	Dolar	Euro
İMKB 100	ARMA Model	0,228			
	Regresyon Modeli	0,727***			
İMKB 30	ARMA Model		0,242		
	Regresyon Modeli		0,641***		
Dolar	ARMA Model			0,258	
	Regresyon Modeli			0,420**	
Euro	ARMA Model				0,404*
	Regresyon Modeli				0,599***

Not: ***, ** ve * işaretleri %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde anlamlı korelasyon katsayısını göstermektedir

Vadeli işlem sözleşmelerine ait öngörü performans ölçütleri ile korelasyon sonuçları birlikte değerlendirildiğinde, makroekonomik ve finansal değişkenler ile tahmin edilen modellerin gerçeğe daha yakın öngörü değerleri verdiği belirlenmiştir. Bu nedenle özellikle vadeli piyasada volatilité tahmini yaparken söz konusu makroekonomik ve finansal değişkenleri göz önünde bulundurmak daha iyi tahmin değerleri elde etmeye olanak sağlayacaktır.

Tablo 21: Şubat 2005 ile Kasım 2011 Tarihleri Arasında VOB'da İşlem Gören Vadeli İşlem Sözleşmelerinin Getiri, İşlem Hacmi ve Volatilitesine Etki Eden Değişkenler ve Etkilenme Yönü

Dayanak Varlık	Getiri		İşlem hacmi		Volatilité	
	Etki eden değişkenler	Etkileme yönü	Etki eden değişkenler	Etkileme yönü	Etki eden değişkenler	Etkileme yönü
İMKB 100	S&P 500	(+)	Para arzı	(+)	Altın fiyatları	(+)
	Enflasyon	(-)	Enflasyon	(-)	Faiz oranları	(+)
	Altın fiyatları	(-)			İthalat	(-)
İMKB 30	S&P 500	(+)	İhracat	(+)	Altın fiyatları	(+)
	Altın fiyatları	(-)	Enflasyon	(-)	CA/GSYİH	(+)
	CA/GSYİH	(-)			S&P 500	(-)
Dolar	Altın fiyatları	(+)	CA/GSYİH	(+)	İthalat	(-)
	S&P 500	(-)	Altın fiyatları	(+)	S&P 500	(-)
Euro	Altın fiyatları	(+)	Altın fiyatları	(+)	Enflasyon	(+)
	Büyüme	(-)	S&P 500	(+)	Altın fiyatları	(+)
			Para arzı	(+)	İthalat	(-)

Not: (+) işareti aynı yönde etkiyi, (-) işareti ise ters yönde etkiyi ifade etmektedir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlar Tablo 21'de özetlenmiştir. Buna göre, VOB'da işlem gören İMKB 100 vadeli işlem sözleşmelerinin getiri serilerinin altın fiyatları ve enflasyondan ters yönde, S&P 500 getirisinden aynı yönde, işlem hacminin enflasyondan ters yönde, para arzından aynı yönde, volatilitésinin ithalattan ters yönde, altın fiyatları ile faiz oranından aynı yönde etkilendiği, İMKB 30 vadeli işlem sözleşmelerinin getiri serilerinin altın ve CA/GSYİH'den ters yönde, S&P 500'den aynı yönde, işlem hacminin enflasyondan ters yönde, ihracattan aynı yönde, volatilitésinin S&P 500'den ters yönde, altın ve CA/GSYİH'den aynı yönde etkilendiği, Dolar vadeli işlem sözleşmelerinin getiri serilerinin S&P 500'den ters yönde, altından aynı yönde, işlem hacminin CA/GSYİH ve altından aynı yönde, volatilitésinin ithalat ve S&P 500'den ters yönde etkilendiği, Euro vadeli işlem

sözleşmelerinin getiri serilerinin ekonominin büyümesinden ters yönde, altından aynı yönde, işlem hacminin altından, S&P 500'den ve para arzından aynı yönde, volatilitésinin ise ithalattan ters yönde, enflasyon ve altın fiyatlarından aynı yönde etkilendiđi tespit edilmiştir. Vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitésinin söz konusu bu deđişkenler ile daha iyi öngörülebileceđi belirlenmiştir. VOB'ta fiyat hareketlerinin tahmin edilebilir olması, verilerin rassal hareket etmediđini göstermektedir.

5. Sonuç

Bu çalışmada, makroekonomik faktörlerin Türkiye'nin tek organize türev piyasası olan VOB'da işlem gören vevtoplaml işlem hacminin yaklaşık %99'unu oluşturan endeks (İMKB 100 ve İMKB 30) ve döviz (Dolar ve Euro) vadeli işlem sözleşmelerinin getirisi, işlem hacmi ve volatilitésine etkisi araştırılarak, çalışmaya dahil edilen deđişkenlerle volatilité tahminlemesi yapıp yapılamacađı belirlenmeye çalışılmıştır.

Makroekonomik deđişkenlerin seçiminde literatür dikkate alınmış, benzer çalışmalarda en fazla kullanılan 10 deđişken kullanılmıştır. Makroekonomik faktörlerin vadeli işlem sözleşmelerine etkisi araştırılırken regresyon analizi, volatilité tahmin edilirken GARCH tekniđi kullanılmıştır. Buna göre, VOB'da işlem gören İMKB 100 vadeli işlem sözleşmelerinin getiri serileri S&P 500 getirisinden aynı yönde, altın fiyatları ve enflasyondan ters yönde etkilenmektedir. İMKB 100 vadeli işlem sözleşmelerinin işlem hacmi, para arzından aynı yönde, enflasyondan ters yönde etkilenmektedir. İMKB 100 vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitésini, altın fiyatları ile faiz oranından aynı yönde, ithalattan ters yönde etkilenmektedir. İMKB 30 vadeli işlem sözleşmelerinin getiri serileri S&P 500'den aynı yönde, altın ve CA/GSYİH'den ters yönde etkilenmektedir. İMKB 30 vadeli işlem sözleşmelerinin işlem hacmi, ihracattan aynı yönde, enflasyondan ters yönde etkilenmektedir. İMKB 30 vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitésini, altın ve CA/GSYİH'den aynı yönde, S&P 500'den ters yönde etkilenmektedir. Dolar vadeli işlem sözleşmelerinin getiri serileri altından aynı yönde, S&P 500'den ters yönde etkilenmektedir. Dolar vadeli işlem sözleşmelerinin işlem hacmi, CA/GSYİH ve altından aynı yönde, volatilitésini ithalat ve S&P 500'den ters yönde etkilenmektedir. Euro vadeli işlem sözleşmelerinin getiri serileri, altından aynı yönde, ekonominin büyümesinden ters yönde etkilenmektedir. Euro vadeli işlem sözleşmelerinin işlem hacmi altından, S&P

500'den ve para arzından aynı yönde, volatilitesi ise enflasyon ve altın fiyatlarından aynı yönde, ithalattan ters yönde etkilenmektedir.

Vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitesinin söz konusu bu değişkenler ile daha iyi öngörülebileceği belirlenmiştir. VOB'ta volatilitenin tahmin edilebilir olması, verilerin rassal hareket etmediğini göstermektedir. Bu nedenle portföy yöneticileri, getiriyi etkileyen değişkenleri izleyerek, çeşitlendirme yapabilir, böylelikle riski azaltarak, getiriyi arttırma olanakları elde edebilirler. Riskten korunmak isteyenler, değişkenlerin yatırım araçlarını etkileme yönü ve derecesini gözönünde bulundurarak yatırım araçlarının riskini azaltabilir. Karar alıcılar, kendi yetki ve sorumluluk alanlarında, varlıkları yönetmede kullanabilecekleri enstrümanları tespit ederek, kararların rasyonelliğe yaklaşmasını sağlayabilir.

Kaynakça

1. Adjasi C., Harvey, S. K. ve Agyapong, D.. (2008). Effect of Exchange Rate Volatility on the Ghana Stock Exchange. *African Journal of Accounting, Economics, Finance and Banking Research*, 3(3): 28-47.
2. Ahmad, B. İ. ve Abdul, Rahim F. B.. (2009). International Price Relationship and Volatility Transmissions Between Stock Index and Stock Index Futures. *Economic Journal of Emerging Markets*, 1(1): 61-75.
3. Akkum, T. ve Vuran, B.. (2005). Türk Sermaye Piyasasındaki Hisse senedi Getirilerini Etkileyen Makroekonomik Faktörlerin Arbitraj Fiyatlama Modeli ile Analizi. *İktisat İşletme ve Finans*, 20(233): 28-45.
4. Akpan, S. B., Inya-agma, C. E. ve Aya Aya, E.. (2011). Empirical Relationship Between Stock Exchange Transactions and Key macroeconomic Variables in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 2(2): 133-142.
5. Ali, I., Ur Rehman, K., Küçükylmaz, A., Khan, M. A. ve Afzal, H.. (2010). Causal Relationship Between Macro-Economic Indicators and Stock Exchange Prices in Pakistan. *African Journal of Business Management*, 4(3): 312-319.
6. Andersson, M., Overby, L. J. ve Sebestyén, S.. (2009). Which News Moves the Euro Area Bond Market?. *German Economic Review*, 10(1): 1-31.
7. Bailey, W. ve Chan, K.C.. (1993). Macroeconomic Influences and the Variability of the Commodity Futures Basis. *The Journal of Finance*, 48(2): 555-573.
8. Bayramova, B. ve Ojagverdiyeva, S.. (2010). Empirical Test on Macroeconomic Factors and Stock Market Analyssis case of Kazakhstan Stock Market. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. Lund: Lund Universitesi, Ekonomi Bölümü.
9. Binswanger, M.. (2001). Does the Stock Market Still Lead Real Activity?- An Investigation for The G-7 Countries. *Financial Markets and Portfolio Management*, 15(1): 15-29.
10. Bollerslev, T.. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, (31): 307-327.

11. Casassus, J., Ceballas, D. ve Higuera, F.. (2010); Correlation Structure Between Inflation and Oil Futures Returns: An Equilibrium Approach. *Resources Policy*: 35(4): 301-310.
12. Chaboud, A. ve LeBaron, B.. (1999). Foreign Exchange Market Trading Volume and Federal Reserve Intervention. *Journal of Futures Market*, 21(9): 851-860.
13. Clare, A. ve Courtenay, R.. (2001). What Can We Learn About Monetary Policy Transparency From Financial Market Data. *Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, No: 06/01.
14. Cummings, J. R. ve Lee, E. Y. K.. (2011). Response to Public Information in Futures Markets: Evidence from the Financial Crisis. <http://papers.ssrn.com>.
15. Davey, P. P.. (2007). Analysing the Changing Relationship Between the Brazilian Stock Market and Global Economic Indicators. Nottingham: Nottingham Üniversitesi, Finans ve Yatırım Bölümü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
16. 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.
17. Doğru, T., Bulut, Ü.. (2012). The Price-Volume Relation in the Turkish Derivatives Exchange. *International Journal of Business and Social Science*, 3(8): 313-318.
18. Duca, G.. (2007). The Relationship Between the Stock Market and the Economy: Experience from International Financial Markets. *Bank of Valletta Review*. (36): 1-12.
19. Dungey, M., Hvozydk, L.. (2012). Cojumping: Evidence from the US Treasury Bond and Futures Markets. *Journal of Banking & Finance*, 36(5): 1563-1575.
20. Ederington, L. H. ve Lee, J. H.. (1993). How Markets Process Information: News Releases and Volatility. *The Journal of Finance*, 48(4): 1161-1191.
21. Elder, J., Miao, H., Ramchander, S.. (2012). Impacts of Macroeconomic News on Metal Futures. *Journal of Banking & Finance*, 36(1): 51-65.

22. Engle, R. F.. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. *Econometrica*, (50): 987–1008.
23. Fama, E. F.. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. *The American Economic Review*, 71(4): 545-565.
24. Fama, E. F. ve G. W. Schwert.. (1977). Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics*, (5): 115-146.
25. Flannery, M. J. ve Protopapadakis, A. A.. (2002). Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns. *The Review of Financial Studies*, 15(3): 751-782.
26. Floros, C. ve Vougas, D. V.. (2007). Trading Volume and Returns Relationship in Greek Stock Index Futures Market: GARCH vs. GMM. *International Research Journal of Finance and Economics*, (12): 98-115.
27. Gorton, G.ve Rouwenhorst, K. G.. (2006). Facts and Fantasies About Commodity Futures. *Financial Analysts Journal*, 62(2): 47-68.
28. Hsing, Y.. (2011). Effects of Macroeconomic Variables on the Stock Market: The case of the Czech Republic. *Theoretical and Applied Economics*, 18(7): 53-64.
29. Hsing, Y.. (2011). The Stock Market and Macroeconomic Variables in a BRICS Country and Policy Implications. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 1(1): 12-18.
30. Hussainey, K. ve Ngoc, L. K.. (2009). Impact of Macroeconomic Indicators on Vietnamese Stock Prices. *Journal of Risk Finance*, 4: 1-21.
31. Kim, S. ve Lee, G.. (2010). Effects of Macroeconomic News Announcements on the Risk- Neutral Distribution: Evidence From KOSPI200 Intraday Options Data. www.apjfs.org
32. Kocagil, A. E. ve Shachmurove, Y.. (1998). Return-Volume Dynamics in Futures Markets. *The Journal of Futures Markets*. 18(4): 399-426.
33. Kool, C. J. M. ve Hafer, R.W.. (1988). Stock Prices, Inflation and Real Activity: A Test of The Fama Hypothesis, 1920-84. *The Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series*, 1986-001B.

34. Korkmaz, T. ve Açıkgöz, E.. (2007). VOB'da İşlem Gören Döviz Futures Sözleşmelerinin Değeri ile Piyasadaki Likit Döviz Miktarı Arasındaki İlişki. Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, (29): 63-81.
35. Lee, Y. H., Huang, Y. L., Yang, H. J.. (2012). The Asymmetric Long-Run Relationship Between Crude Oil and Gold Futures. Global Journal of Business Research, 6(1): 9-15.
36. Mehrara, M.. (2006). The Relationship between Stock Market and Macroeconomic variables: a Case Study for Iran. Iranian Economic Review, 10(17): 137-148.
37. Menike, L.M.C.S.. (2006). The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Prices in Emerging Sri Lankan Stock Market. Sabaragamuwa University Journal. 6(1): 50-67.
38. Mohammad, S. D., Hussain, A. ve Ali, A.. (2009). Impact of Macroeconomics Variables an Stock Prices: Emperical Evidance in Case of KSE (Karachi Stock Exchange). European Journall of Scientific Research, 38(1): 96-103.
39. Nelson, D. B.. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. Econometrica, (59): 347–370.
40. Okan, B., Olgun, O. ve Takmaz, S.. (2009). Volume and Volatility: A Case of ISE-30 Index Futures. International Research Journal of Finance and Economics (32): 93-104.
41. Oskanbayev, Y., Yılmaz, M. ve Chagirov, D.. (2011). The İmpact of Macroeconomic Indicators on Stock Exchange Performance in Kazakhstan. African Journal of Business Management, 5(7): 2985-2991.
42. Özbay, E.. (2009). The Relationship Between Stock Returns and Macroeconomic Factors: Evidence for Turkey. Devon: University of Exeter, MSc. Financial Analysis and Fund Management, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
43. Özgümüş, H. (2012), Makroekonomik Faktörlerin Vadeli İşlem (Futures) Sözleşmelerinin Getiri İşlem Hacmi ve Volatilitesine Ektisi: VOB'ta Bir Uygulama, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Bülent Ecevit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Zonguldak.

44. Öztürk, B.. (2008). Makroekonomik Faktörlerin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal-100 Endeksi ve Volatilitesi Üzerindeki Etkilerinin İncelenmesi (1997-2006). İstanbul: İstanbul Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi.
45. Pierdzioch, C., Döpke, J. ve Hartmann, D.. (2008). Forecasting Stock Market Volatility with Macroeconomic Variables in Real Time. *Journal of Economics and Business*, 60(3): 256-276.
46. Ratanapakorn, O., ve Sharma, S. C.. (2007). Dynamic Analysis Between the US Stock Returns and the Macroeconomic Variables. *Applied Financial Economics*, (17): 369-377.
47. Sharma, G. D. ve Mahendru, M.. (2010). Impact of Macro-Economic Variables on Stock Prices in India. *Global Journal of Management and Business Research*, 10(7): 19-26.
48. Singh, D.. (2010). Causal Relationship Between Macro-Economic Variables and Stock Market: a Case Study for India. *Pakistan Journal of Social Sciences*, 30(2): 263-274.
49. Tokat, E. ve Tokat, H. A.. (2010). Shock and Volatility Transmission in the Futures and Spot Markets: Evidence from Turkish Markets. *Emerging Markets Finance & Trade*, 46(4): 92-104.
50. Türsoy, T., Günsel, N. ve Rjoub, H.. (2008). Macroeconomic Factors, the APT and the Istanbul Stock Market. *International Research Journal of Finance and Economics*, (22): 49-57.
51. Vardar, G., Aksoy, G. ve Can, E.. (2008). Effects of Interest and Exchange Rate on Volatility and Return of Sector Prive Indices at Istanbul Stock Exchange. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, (11): 126-135.
52. Veredas, D.. (2006). Macroeconomic Surprises and Short-Term Behaviour in Bond Futures. *Empirical Economics*, (30): 843-866.
53. Vrugt, E. B. (2010). Asymmetries in the Reaction of Treasury Bond Futures Returns to Macroeconomic News. www.evertvrugt.com.

54. Wang, M.L., Wang, C. P. ve Huang, T. Y.. (2010). Relationship Among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and International Stock Markets. International Research Journal of Finance and Economics, (47): 80-89.
55. www.imkb.gov.tr.
56. www.tcmb.gov.tr.
57. www.vob.org.tr.