

## VADELİ İŞLEM VE OPSİYON BORSASINDA RİSK-GETİRİ ETKİLEŞİMİ VE HAFTANIN GÜNLERİ ETKİSİNİN İNCELENMESİ\*

### AN EXAMINATION OF DAYS-OF-THE-WEEK EFFECT AND RISK-RETURN TRADEOFF IN TURKISH DERIVATIVES EXCHANGE

Yrd.Doç.Dr.Koray KAYALIDERE\*\*  
Doç.Dr.Hüseyin AKTAŞ\*\*

#### ÖZET

*Bu araştırmada 2006-2011 dönemi VOB-İMKB 30 ve VOB-TL/Dolar Vadeli İşlem Sözleşme verileri kullanılarak, GARCH etkisinin varlığı, risk-getiri etkileşimi ve vadeli işlem piyasalarında haftanın günü etkisi araştırılmıştır. Her iki seride de volatilité kalıcılık gösterirken, olumsuz haberlerin olumlu haberlere oranla volatilité üzerinde daha büyük bir değişkenlik yarattığı tespit edilmiştir. Vadeli işlem piyasalarında haftanın günü etkisi gözlemlenmiş, dolayısıyla piyasanın zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Öte yandan, hem VOB-İMKB 30 hem de VOB-TL/Dolar Vadeli İşlem Sözleşmeleri'nde risk-getiri etkileşiminin rasyonel olmadığı bulgulanmıştır.*

#### ABSTRACT

*In this research, existence of GARCH effect, risk-return tradeoff, and day of the week effect have been analyzed using the data of TurkDEX-ISE 30 (ISE-Istanbul Stock Exchange) and TurkDEX-TL/Dollar Future Contracts for the period of 2006-2011. Volatility has been lasting in both series while it has been detected that negative news creates more volatility compared to positive news. Day-of-the-week effect has been observed in the futures markets, thus it has been reached the conclusion that the futures markets are not weak-form efficient. On the other hand, it has been discovered that risk-return tradeoff is not rational in both TurkDEX-ISE 30 and TurkDEX-TL/Dollar Future Contracts.*

VOB, GARCH, Haftanın Günü Etkisi, Piyasa Etkinliği.  
Turkish Derivatives Exchange (TurkDEX), GARCH, Day of the Week  
Effect, Market Efficiency Theory.

\* Bu araştırma 16. Finans Sempozyumunda sunulmuştur.

\*\* Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü.

\*\* Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü.

## 1. GİRİŞ

Modern finans beklenen getiri ve getiri değişiminin optimizasyonu temelinde oluşturulmuş ve burada beklenen getiri istenen, getiri değişimi (risk-volatilite) ise istenmeyen bir olgu olarak tanımlanmıştır. İstenen getiri düzeyinde riski minimize etmek ya da kabul edilebilir risk düzeyinde getiriyi maksimize etmek rasyonel yatırımcının amaç fonksiyonunu oluşturur. Dolayısıyla yatırımcı getirilerdeki değişkenliği, piyasaya ulaşan haberlerin volatilite üzerindeki etkisini ve getirileri değişime uğratan beklenmeyen gelişmelerin volatilite üzerindeki kalıcılığını tahmin etme arzusu içindedir. Yatırımcıların ihtiyaç duyduğu bu bilgiler, otoregresif koşullu değişen varyans modelleri (ARCH) yardımıyla elde edilebilmektedir.

Yatırımcıların bir birimlik risk artışını ancak ek getiri söz konusu olursa kabul edebilecekleri, finans biliminin temel aksiyomlarından biridir. Piyasada alınacak riskin getiri artışı sağlayıp sağlamayacağı, piyasadaki risk-getiri etkileşiminin rasyonelliği ile araştırılmaktadır. Risk-getiri etkileşiminin rasyonel olmaması durumunda yatırımcıların daha fazla risk üstlenmelerinin akılcı olmadığı söylenebilir. Etkileşimin rasyonel olmadığı piyasada risk ve getiri arasındaki beklenen ilişkinin gözlemlenmemesi, rasyonellikten uzak, davranışsal bir yaklaşım içinde olduklarını işaret eder. Bu çalışmada piyasadaki risk-getiri etkileşiminin rasyonelliği GARCH-M modeli ile değerlendirilebilmektedir.

Rassal Yürüyüş Modeli ya da zayıf form etkin piyasada fiyatlar, öngörülemez bilgi akışına bağlı ve rassal olarak oluşur. Yılın belli bir ayında, piyasaların işlem görmediği tatillerden önce veya sonra ya da haftanın belli bir gününde menkul kıymet fiyatları bazında tekrarlanan senaryoların, diğer bir deyişle rassal olmayan durumların oluşması, etkin piyasa hipotezinin reddi anlamına gelmektedir. Çünkü geçmiş bilgilere sahip yatırımcılar aktif yatırım stratejisi ile piyasa getirisi üzerinde kazanç elde edebilirler. Oysa zayıf form etkin piyasada fiyatlar kamuya açıklanmış geçmiş tüm bilgileri yansıtır, dolayısıyla bu bilgiler ile piyasa getirisi üzerinde getiri elde etmek mümkün değildir.

Araştırmada vadeli işlem piyasalarında haftanın günü etkisi, risk-getiri etkileşiminin rasyonelliği ve GARCH etkisinin varlığı araştırılıp etkin piyasa hipotezinin bu açıdan testi hedeflenmiş ve bu şekilde literatüre katkı amaçlanmıştır.

## 2. LİTERATÜR

Yeni organize edilmiş bir piyasa olan İzmir Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası'nın (VOB), spot-futures piyasa etkileşimini inceleyen çalışmaların bulguları referans alındığında, kurulduğu ilk periyoda kıyasla daha etkin ve derin bir piyasa konumuna geldiği söylenebilir.

Türkiye'de spot-futures piyasa etkileşimini öncül-ardıl ilişkisi ve dolayısıyla etkin piyasa hipotezinin (EPH) testi bağlamında ele alan değerli çalışmalar incelendiğinde, bulguların 2009 yılı öncesi ve sonrasında tamamen

farklılaştığı görülebilecektir. VOB'nın kuruluşunu takip eden ilk üç dönemde yapılmış, genel literatür ile çelişen bir çok araştırma mevcuttur (Özen vd., 2009; Başdaş, 2009; Öztürk, 2008; Dikmen, 2008; Kasman ve Kasman, 2008; Çevik ve Pekkaya, 2007; ve Bekgöz, 2006). 2009 sonrası dönemde ise araştırmaların bulguları genel literatür ile aynı doğrultuda raporlanmıştır (Kayalı ve Çelik, 2010). Artan işlem hacmiyle birlikte söz konusu durum VOB'nın eskiye göre daha derin olduğu şeklinde yorumlanmış ve VOB'nda kaldıraç etkisinin işlerlik kazandığı ileri sürülmüştür. Yapılan çalışmaların hemen hepsi EPH'ni spot-futures piyasa etkileşimi ile test etmiştir. Öte yandan belki de yukarıda bahsi geçen duruma bağlı olarak, yani araştırmacıların piyasayı derin görmemeleri nedeniyle, EPH sınaması anomaliler açısından ele alınmamıştır.

Gerek Türkçe literatürde gerekse yabancı literatürde EPH'ni spot piyasalardaki dönemsellikler açısından değerlendiren birçok çalışma mevcutken, Türkçe literatürde vadeli piyasalar bazında yapılan bir araştırmaya rastlanmamıştır. Yabancı literatürde vadeli piyasalar bazında dönemsellikleri araştıran bazı çalışmaların bulguları aşağıdaki gibi raporlanmıştır.

Cornell (1985) haftanın günü etkisini incelemeyi amaçladığı çalışmasında Mayıs 1982-Temmuz 1984 tarihlerine ait S&P 500 verilerini kullanmış, F-testi ve t-test'lerinden yararlanmıştır. Pazartesi etkisinin spot piyasada mevcut olduğu, ancak futures piyasasında böyle bir etkinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Anderson (1985) futures fiyatlarındaki değişkenliği araştırmış, parametrik ve parametrik olmayan regresyon denklemleri kullanarak 1966-1980 döneminde Amerikan futures piyasasında futures fiyatlarının vade ve mevsimlere göre değiştiği kanıtlarına ulaşmıştır.

Dyl ve Maberly (1986), S&P 500 spot ve futures piyasalarda hisse senedi getirilerinin haftalık durumunu incelemek üzere Mayıs 1982-Aralık 1985 dönemine ait verileri kullanarak, haftanın günü etkisinin varlığını yoğun olarak gözlemlemişlerdir.

Dyl ve Maberly (1988) Haziran 1982-Aralık 1986 tarihleri arasındaki S&P 500 futures endeks verilerini Ki-kare testi ile analiz ederek, haftanın günleri etkisini ve iyi haber-kötü haber etkisini açıklamaya çalışmışlardır. İyi ve kötü haberin eşit seviyede tepki yaratmadığı ve hafta sonu etkisinin var olduğunu tespit etmişlerdir.

Chamberlain vd. (1990) New York Borsası'nın bileşik endeks ve futures sözleşmelerinin günlerin etkisine göre vermiş oldukları tepkileri, Nisan 1982-Eylül 1986 verilerini kullanarak F-testi ve t-testi ile ölçmüşlerdir. NYSE spot ve futures fiyatlarında haftanın günü etkisinin yoğun olarak görüldüğü tespit edilmiştir.

Johnston vd. (1991) futures fiyatlarındaki haftanın günü etkisini araştırdıkları çalışmalarında, Ulusal Hükümet İpotek Birliği (GNMA), ABD hazine bonusu, ABD hazine bonoları ve ABD tahvilleri üzerinde inceleme

yapmışlardır. Gerçekleştirdikleri t-testi ve F-testi sonucunda haftanın günü etkisinin çalışılan döneme göre değişkenlik gösterdiğini tespit etmişlerdir.

Gay ve Kim (2006)'in futures piyasalarındaki haftanın günü ve yılın ayı etkisini incelemeyi amaçladıkları çalışmada, Eylül 1956-Mart 1985 dönemi CRB futures endeksi günlük verileri kullanılmıştır. ANOVA sonuçları Ocak ayı getirilerinin diğer ayların getirisine göre çok yüksek olduğunu ve Cuma pozitif, Pazartesi günü ise negatif getiri oluştuğunu işaret etmektedir.

Lucey ve Tully (2006), 1982-2002 tarihleri arasındaki günlük altın ve gümüş sözleşmelerindeki mevsimselliği test etmeyi amaçlamışlardır. COMEX spot ve futures verilerini GARCH modelinde kullanarak, hem altın hem gümüşte Pazartesi gününün negatif etkisini tespit etmişlerdir.

Rastogi vd. (2011), Hindistan spot ve futures piyasalarının etkinliğini istatistiksel teknikler uygulayarak ölçmeyi ve haftanın günü etkisini incelemeyi amaçlamışlardır. Ocak 2003-Aralık 2008 dönemini içeren çalışmada haftanın günü etkisinin spot piyasalarda var olduğu tespit edilmiştir.

Gök (2009), kontratlarda vadeye kalan zamanın volatilité üzerinde bir dönemsellik yaratıp yaratmadığını araştırmıştır. Analizde kontratların işlem görmeye başladığı tarihten itibaren Mart 2009'a kadar olan zaman dilimi içerisinde, İMKB-30, İMKB-100, Dolar ve Euro futures kontratlarından 25'er tane ve Altın futures kontratından 18 tane olmak üzere toplam 118 kontrat, 4670 veri ele alınmıştır. Araştırmada lineer regresyon metodu ile doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serilerinden ARMA-ARCH ve türevi teknikler kullanılmıştır. Kullanılan yöntemlerde sonuçlar birbirine çok yakın çıkmış, VOB'da işlem gören kontratlarda bir vade etkisinin bulunmadığı, dolayısıyla kontratlarda vadeye kalan zaman azaldıkça volatilitenin artmadığı tespit edilmiştir.

Türkçe ve yabancı literatür spot piyasalardaki dönemsellikleri araştırma konusunda oldukça zengindir. Bu konuda yapılan bazı araştırmaların bulguları ise şu şekilde rapor edilmiştir. Metin vd. (1997) çalışmalarında 4 Ocak 1988-27 Aralık 1996 tarihleri arasında İMKB'deki zayıf etkinlikleri, rassal yürüyüş testi ve haftanın günleri etkisini kullanarak sınımlamışlardır. Çalışmada rassal yürüyüş modeli ve zayıf etkinlik reddedilmiştir. Cuma ve Pazartesi günleri diğer günlere kıyasla istatistiksel anlamlı pozitif-negatif getiriler söz konusudur.

Bildik (1998) Türk Para Piyasaları'ndaki günlük dönemsellikleri tespit etmeye yönelik çalışmasında, İnterbank ve İMKB'de haftanın günü etkisinin gecelik faiz oranlarındaki varlığını araştırmayı amaçlamıştır. Gecelik faiz oranlarında haftanın günleri etkisinin yoğun şekilde görüldüğünü tespit etmiştir.

Payaslıođlu (2001) Ocak 1990-Temmuz 2000 dönemini İMKB-100 endeksi günlük kapanış fiyatları ile GARCH-M(1,1), EGARCH-M(1,1) ve TGARCH-M(1,1) modellerini kullanarak incelemiştir. Çalışma sonucunda

haftanın günü etkisinin varlığını destekleyen bulgulara ulaşmıştır. Ayrıca GARCH-M modelinin en uygun model olduğunu belirtmiştir.

Berument ve Kıymaz (2001), Ocak 1973-Ekim 1997 tarihleri arasındaki S&P 500 endeksi verilerini kullanarak haftanın günü etkisinin hisse senetleri volatilitesi üzerindeki etkisini incelemişler, bu etkinin hem volatilité üzerinde hem de getiri üzerinde geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. En düşük getirinin Cuma ve Çarşamba günleri olduğu tespit edilirken, çalışmada GARCH modelleri kullanılmıştır.

Karan ve Uygur (2001), İMKB’de haftanın günleri ve Ocak ayı etkileri ile firma büyüklüğü arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamışlardır. Bu amaç doğrultusunda, 1991-1998 dönemi itibari ile firma büyüklüklerine göre 10 tane portföy oluşturulmuştur. Yapılan regresyon analizi sonucunda İMKB’de tüm portföyler açısından Cuma günleri istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif getiriler sağlandığı bulgulanmıştır. Büyük firma portföylerinde ise Ocak ayı etkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Fırat (2002), İMKB’de haftanın günleri etkisini Ocak 1990-Aralık 1999 dönemi İMKB Bileşik Endeksi ile test etmiş, Cuma günlerinin diğer günlere göre pozitif, Salı günlerinin ise negatif anlamlı getirilere sahip olduğunu tespit etmiştir.

Aktaş ve Kozoğlu’nun (2007) günlük getirilerin haftanın günlerine bağımlılığını test etmeyi amaçladıkları çalışmada GARCH ve GARCH-M modeli kullanılmıştır. 02.07.2001-29.06.2007 döneminde İMKB Ulusal 30, 100, Tüm, Sınai, Mali ve Hizmetler endekslerine ait günlük getirilerin kullanıldığı çalışmada, Perşembe ve Cuma günlerinde oluşan istatistiksel olarak anlamlı getirilerin, piyasa etkinliği ve rasyonel fiyatlandırma modeli çerçevesinde piyasa risk faktörü tarafından da açıklanmadığı saptanmıştır. Dolayısıyla risk-getiri etkileşiminin rasyonel olmadığı raporlanmıştır.

Tunçel (2007), İMKB’de haftanın günü etkisinin olup olmadığını Ocak 2002-Haziran 2005 döneminde İMKB-100 endeksi günlük kapanış değerleri ile test etmiştir. Çalışmada 2003, 2004 ve 2005 yıllarında günlük getiriler arasında anlamlı bir farklılığın olmadığı tespit edilmiştir.

Öztin (2007), 1996-2006 döneminde İMKB-100 endeksi günlük kapanış değerlerini kullanarak İMKB’de zamana bağlı anomalilerin olup olmadığını test etmiştir. ARMA Modeli ile yapılan araştırmada sonuç olarak haftanın günlerinin getiri ortalamalarına bakıldığında Cuma gününün ve ay olarak Aralık ayının en yüksek getiri sağladığı tespit edilmiştir.

Akar (2007) İMKB-100 Endeksi’nin günlük kapanış fiyatları ile Ocak 1990 ve Aralık 2004 tarihleri arasındaki periyodu, eşikli GARCH (TARGARCH) modeli kullanarak analiz etmiştir. Araştırma sonucunda hisse senedi getiri volatilitesinin geçmiş bilgilere bir gecikmede asimetric tepki verdiği tespit edilmiştir.

Çinko (2008), çalışmasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Ocak ayı etkisinin var olup olmadığını araştırmayı amaçlamıştır. Çalışma kapsamında Ocak 1989 ile Aralık 2006 tarihleri arasındaki 215 adet aylık

getiriyi Mann-Whitney U testi ile incelemiştir. Çalışmada İMKB’de Ocak ayı etkisi bulgulanmamıştır.

Ergül vd. (2008) İMKB’deki günlük anomalileri araştırmışlar, 1988-2007 dönemi İMKB-100 Bileşik Endeksi verilerini kullanmışlar ve tek yönlü varyans analizinden yararlanmışlardır. Elde edilen sonuçlar, kriz dönemlerinde İMKB’de anomalilerin bulunduğu yani kriz dönemlerinde etkin olmayan piyasada anormal kazanç elde edilebileceği; piyasaların etkin olduğu zamanlarda ise günlük normal kazançların elde edilebileceği yönündedir.

Atakan (2008), İMKB’de haftanın günü ve Ocak ayı anomalilerinin varlığını GARCH (1,1) modeli ile incelemiş, Temmuz 1987-Temmuz 2008 döneminde İMKB-100 Endeksi’ne ait günlük verileri kullanmıştır. Ocak ayı getirilerinde, diğer aylara göre istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde herhangi bir farklılaşmanın olmadığı, Cuma günleri endeks getirisinin diğer günlere oranla ortalamadan yüksek, Pazartesi günü ise düşük olduğu bulgulanmıştır.

Ergül vd. (2009), haftanın günü etkisinin, Bölgesel Hisse Senedi Piyasası’nda geçerli olup olmadığını incelenmesini amaçlamışlardır. Araştırmada Ocak 1997-Aralık 2007 yılları arasındaki İMKB İkinci Ulusal Pazar Endeksi’nin logaritmik günlük getiri verileri kullanılmıştır. Cuma günü, en yüksek getirinin elde edildiği gün olarak bulgulanmıştır.

Eken ve Üner (2010)’in dünya hisse senedi piyasalarında görülen dönemselliklerin İMKB için varlığını araştırmayı amaçladıkları çalışmalarında, İMKB’de günlere ve aylara dayalı başlıca takvim etkilerinin varlığı 04.01.1988-31.12.2007 dönemi İMKB-100 endeksi kapanış fiyatları ile incelenmiştir. İMKB için “Haftanın Günü Etkisi”, “Yılım Ayı Etkisi”, “Ay Dönüşü Etkisi”, “Yıl Dönüşü Etkisi” ve “Ay İçi Etkisi”nin varlığını önemli ölçüde destekleyen sonuçlara ulaşılmış ve sonuçlar doğrultusunda İMKB’nin “Güçlü Formda Etkin” olmadığı belirtilmiştir.

Kökçen (2010), 01.02.2004-09.10.2009 döneminde İMKB-100 Ulusal Endeksinin günlük kapanış değerlerini kullanarak tek değişkenli ARCH-GARCH modellerini ayrıntılı olarak incelemiş, asimetric etkileşim, diğer bir deyişle olumlu ve olumsuz şokların endeksler üzerindeki etkilerinin farklı olduğu, olumsuz şokların volatilitiyi olumlu şoklardan daha fazla arttırdığı bulgularına ulaşmıştır.

Yabancı literatürde farklı coğrafi bölge ve ülkelerde yapılan çalışmalarda da haftanın günü etkisinin desteklendiğine ilişkin bulgulara ulaşılmıştır. Örneğin Charles (2010) Atina, Helsinki, Paris, Dublin, Milan ve Zürih borsalarında, Aliev (2007) Türk ve Bulgar Menkul Kıymetler Piyasaları’nda, Zikes ve Bubák (2006) Almanya, Macaristan, Çek Cumhuriyeti ve Polonya’dan oluşan Orta Avrupa ülkelerinde, Tachiwou (2010) Batı Afrika’da, Sias ve Starks (1995) New York Borsası’nda, Marrett ve Worthington (2008) Avustralya’da, Lai vd. (2012) Çin Shenzhen Borsası’nda, Duran (2010) Meksika, Şili, Brezilya ve Arjantin gibi Latin Amerika ülkelerinde, Al-Mutairi (2010) Kuveyt Menkul Kıymet Borsası’nda, Hussain vd. (2011) Pakistan Karachi Menkul Kıymetler Borsası’nda, Labov

(2009) Avustralya, Brezilya, ABD, İngiltere, Polonya, Hollanda, Hindistan, Güney Afrika, Tayland ve Güney Kore’de, Chukwuogor-Ndu (2007) Doğu Asya finansal piyasalarında dönemsellikleri araştırmışlar ve haftanın günü etkisini destekleyen bulgulara ulaştıklarını raporlamışlardır.

### 3. VERİ SETİ ve YÖNTEM

Ocak 2007-Nisan 2011 döneminde İMKB-30 futures ve dolar futures fiyat serilerinden hareketle günlük logaritmik getirilerin elde edildiği çalışmada öncelikle tanımlayıcı istatistikler elde edilerek getiri serilerinde otokorelasyon ve ARCH etkilerinin varlığı araştırılmıştır. Daha sonra ortalama denkleminin doğru spesifikasyonu için ARMA(p,q) modelinde AIC istatistiklerinden yararlanılmıştır. Her iki getiri serisine ait alternatif (p,q) bileşimleri ve bu bileşimlere ait AIC istatistikleri Tablo 1’de sunulmuştur. Tabloda rd ve r30 sırasıyla dolar futures getiri serisi ve İMKB-30 futures getiri serisini göstermektedir.

Tablo 1: ARMA Modelleri Seçimi

	rd			
	ar(1)	ar(2)	ma(1)	ma(2)
ar(1)	-6,4713			
ar(2)		-6,4710		
ma(1)	<b>-6,4726</b>	-6,4697	-6,4680	
ma(2)	-6,4703	-6,4698		-6,4665
	r30			
ar(1)	<b>-4,8806</b>			
ar(2)		-4,8782		
ma(1)	-4,8785	-4,8773	-4,8799	
ma(2)	-4,8772	-4,8773		-4,8791

Çalışmada İMKB-30 futures getiri serisi (r30) için AR(1), dolar futures getiri serisi (rd) için ise ARMA(1,1) modeli seçilmiş ve GARCH tipi modellemeye geçilmiştir.

$$r30_t = c_1 + \alpha_1 r30_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$rd_t = c_2 + \alpha_2 rd_{t-1} + e_t + \alpha_3 e_{t-1} \quad (2)$$

$$\varepsilon_t^2, e_t^2 | \Omega_{t-1} \sim (0,0, h_t^2)$$

Doğru ortalama denkleminin seçiminin ardından, ortalama denklemleri yukarıda tanımlanmış olan (r30) ve (rd) serileri için standart GARCH(1,1) formunda koşullu varyans denklemleri tahmin edilmiştir.

$$h_{30,t}^2(\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1}) = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{30,t-1}^2 \quad (3)$$

$$h_{d,t}^2(e_t^2 | \Omega_{t-1}) = \varphi_0 + \varphi_1 e_{t-1}^2 + \varphi_2 h_{d,t-1}^2 \quad (4)$$

Yukarıdaki denklemlerde koşullu varyans, geçmiş hata terimlerinin ortalaması ( $\beta_0$  ve  $\varphi_0$ ) ile ( $\beta_1, \beta_2$  ve  $\varphi_1, \varphi_2$ ) katsayıları tarafından ağırlıklandırılan bir önceki dönem hata teriminin varyansı ( $\varepsilon_{t-1}^2$  ve  $e_{t-1}^2$ ) ve koşullu varyans tahminin ( $h_{30,t-1}^2$  ve  $h_{d,t-1}^2$ ) ağırlıklı ortalamasının fonksiyonu olarak tahminlenmiştir. ( $h_{30,t-1}^2$ ) terimi  $r30_t$  ortalama denkleminin, ( $h_{d,t-1}^2$ ) ise  $rd_t$  ortalama denkleminin hata terimlerinin koşullu varyansını, ( $\Omega_{t-1}$ ) ifadesi de (t-1) dönemindeki mevcut bilgi setini göstermektedir. Koşullu varyans denklemlerinde  $\beta$  ve  $\varphi$  katsayılarının pozitif olma koşulunu sağlamalarına ek olarak istatistiksel olarak anlamlı değerler alması istenir.  $\beta_1$  ve  $\varphi_1$  parametre tahminleri beklenmeyen getiri değişimlerinin volatilité üzerindeki etkisini,  $\beta_2$  ve  $\varphi_2$  katsayıları ise bir önceki volatilité değerindeki değişikliğin onu takip eden dönemdeki volatilitéyi nasıl etkilediğini ifade eder. ( $\beta_1 + \beta_2$ ) ve aynı şekilde ( $\varphi_1 + \varphi_2$ ) parametre tahmin katsayılarının birden küçük olması istenir. Aksi halde volatilitenin tahmin edilebilirliği istatistiksel açıdan mümkün değildir. Birden küçük değerler volatilitenin zamana bağlı olarak değişmekle birlikte tahmin edilebilir nitelikte olduğunu ifade eder. Toplam değer birden küçük olmakla birlikte birden ne kadar uzaksa volatilitenin kalıcılık etkisi de o oranda düşük olarak yorumlanır. Yani getiri değişimi volatilitéyi yükseltir fakat volatilitenin kalıcılığı yüksek olmadığından belli bir süre sonra değişim normal seviyeye iner.

Daha önce de belirtildiği gibi GARCH modeli koşullu varyans denklemindeki parametre tahminlerinin negatif olmaması koşulu, koşullu varyans denkleminde asimetri terimlerinin eklendiği GJR-GARCH ya da EGARCH gibi üstel GARCH modelleri ile sağlanmıştır.

Glosten vd. (1993), piyasadaki olumlu-olumsuz haberlerin getiri volatilitesi üzerindeki etkisini belirleyebilmek amacıyla GARCH koşullu varyans denkleminde hata terimlerinin negatif-pozitif olması durumunda 1-0 değerleri alan kukla değişken eklemiştir.

$$h_{30,t}^2(\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1}) = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 h_{30,t-1}^2 + \gamma_3 \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (5)$$

$$h_{d,t}^2(e_t^2 | \Omega_{t-1}) = \phi_0 + \phi_1 e_{t-1}^2 + \phi_2 h_{d,t-1}^2 + \phi_3 e_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (6)$$

$$(\varepsilon_{t-1} \text{ ya da } e_{t-1} \geq 0 \rightarrow I_{t-1} = 0 \text{ ve } \varepsilon_{t-1} \text{ ya da } e_{t-1} < 0 \rightarrow I_{t-1} = 1)$$

Zakoian (1994) ise Glosten vd. (1993)'nin kullandıkları koşullu varyans yerine koşullu standart sapma denklemini kullanarak GJR-GARCH modeline benzer bir denklem tanımlamış ve bu model literatürde TGARCH modeli olarak yer bulmuştur. GJR-GARCH ve TGARCH modelleri literatürde birbirleri yerine kullanılmaktadır.

$$h_{30,t}(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) = \delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^+ + \delta_2 h_{30,t-1} + \delta_3 \varepsilon_{t-1}^- \quad (7)$$

$$h_{d,t}(e_t | \Omega_{t-1}) = \vartheta_0 + \vartheta_1 e_{t-1}^+ + \vartheta_2 h_{d,t-1} + \vartheta_3 e_{t-1}^- \quad (8)$$

$$(\varepsilon_{t-1} \text{ ya da } e_{t-1} > 0 \rightarrow \varepsilon_{t-1}^+ \text{ ya da } e_{t-1}^+ = \varepsilon_{t-1} \text{ ya da } e_{t-1} \text{ ve } \varepsilon_{t-1} \text{ ya da } e_{t-1} \leq 0 \rightarrow \varepsilon_{t-1}^+ \text{ ya da } e_{t-1}^+ = 0)$$

Yukarıdaki denklemlerde ( $\gamma_3$  &  $\vartheta_3$  ve  $\delta_3$  &  $\vartheta_3$ ) asimetri terimlerini ifade ederken, pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı değerler piyasaya ulaşan olumsuz haberlerin getiri volatilitesi üzerinde olumlu haberlere göre daha yüksek etki yarattığı şeklinde yorumlanır.

Nelson (1991)'un geliştirdiği model ise EGARCH adı ile anılmaktadır. EGARCH modeli normal dağılım için aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\ln(h_{30,t}^2) = \omega_0 + \omega_1 \ln(h_{t-1}^2) + \omega_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{30,t-1}^2}} + \omega_3 \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{30,t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (9)$$

$$\ln(h_{rd,t}^2) = \tau_0 + \tau_1 \ln(h_{t-1}^2) + \tau_2 \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{rd,t-1}^2}} + \tau_3 \left[ \frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{rd,t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (10)$$

Yukarıdaki denklemlerde ( $\omega_3$  ve  $\tau_3$ ) parametre tahminleri simetrik etkiyi yani GARCH etkisini ifade ederken, ( $\omega_1$  ve  $\tau_1$ ) katsayıları piyasaya akan haberlerin yönünden bağımsız olarak koşullu volatilitedeki sürekliliği gösterir. ( $\omega_1$  ve  $\tau_1$ ) katsayılarının görece olarak büyük değerleri, piyasaya ulaşan haberlere (olumlu-olumsuz) bağlı olarak volatilitede meydana gelen oynaklığın sönümlenmesi için çok uzun bir zamana ihtiyaç duyulduğunu belirtir. ( $\omega_2$  ve  $\tau_2$ ) parametre tahminleri kaldıraç etkisi ya da asimetrik etkiyi ölçer. Volatilitenin getiri ile arasındaki ilişki ters yönlü ise ( $\omega_2$  ve  $\tau_2$ ) parametre tahminlerinin de negatif olması teorik bir beklentidir. Negatif katsayılar piyasaya ulaşan olumsuz haberlerin (negatif şok), olumlu haberlere göre (pozitif şok) daha yüksek volatilitenin ürettiği şeklinde yorumlanır. Ters durumda pozitif değişikliklerin volatilitenin üzerinde daha büyük etki yarattığı söylenebilecektir. Katsayılar sıfıra eşit olduğunda model simetrik olur.

Beklenmeyen getiri değişimlerinin ve bir önceki volatilitenin değerindeki değişimin onu takip eden dönemdeki volatilitenin nasıl etkilendiği, piyasaya ulaşan olumlu-olumsuz haberlere volatilitenin verdiği tepki GARCH, GJR-GARCH ve EGARCH modelleri ile analiz edildikten sonra piyasadaki risk-getiri bileşiminin rasyonelliği GARCH-M modeli ile değerlendirilmeye çalışılmıştır. Koşullu ortalama denklemine, getirilerin koşullu varyansının açıklayıcı değişken olarak eklendiği GARCH-M modeli spesifikasyonu aşağıdaki gibidir.

$$r_{30,t} = c_1 + \alpha_1 r_{30,t-1} + \xi h_{30,t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim (0, h_t^2) \quad (11)$$

$$rd_t = c_2 + \alpha_2 rd_{t-1} + \varpi h_{rd,t-1} + e_t + \alpha_3 e_{t-1}, e_t \sim (0, h_t^2) \quad (12)$$

Eşitliklerde yer alan ( $\xi$  ve  $\varpi$ ) katsayılarının pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı değerleri risk artışına yani koşullu varyanstaki artışa paralel olarak ortalama getirilerde de artış olduğu, risk yükseldiğinde getirinin de yükseldiği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla piyasada yüksek riskin ancak yüksek getiri mümkünse kabul edilebileceği aksiyomunun geçerliliğini ifade etmektedir. Katsayı negatifse ek risk almak rasyonel olmayacaktır çünkü risk artışı getiri şeklinde geri dönmeyecektir.

Araştırma kapsamında son olarak r30 ve rd serilerinde haftanın günü etkilerinin varlığını analiz etmek amacıyla aşağıda standart formu verilen GARCH(1,1) modeli tahmin edilmiştir.

$$y_t = \sum_{i=1}^5 \psi_i D_i + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$h_t^2 (\varepsilon_t^2 I_{\Omega_{t-1}}) = \kappa_0 + \kappa_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \kappa_2 h_{t-1}^2 \quad (14)$$

Yukarıda modele ait ortalama denkleminin standart formu gösterilmiştir.  $D_i$  haftanın beş gününe ait kukla değişkenleri,  $\varepsilon_t$  modelin hata terimini,  $\psi_i$  günlere ilişkin parametre tahminlerini göstermektedir. İstatistiksel olarak anlamlı  $\psi_i$  parametre tahminleri ilgili gündeki aşırı pozitif-negatif getiriye işaret edecektir.

#### 4. BULGULAR

İMKB-30 futures (r30) ve dolar futures (rd) getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

	r30	rd
Ortalama	0,0003	0,0002
Medyan	0,0000	-0,0006
Max	0,0966	0,0574
Min	-0,0997	-0,0549
Std. Sapma	0,0211	0,0095
Çarpıklık	-0,0532	0,6816
Basıklık	5,4663	7,6886
Jarque-Bera ist.	340,74*	1333,1*
Q(1)	26,84*	85,324*
Q(5)	212,95*	307,98*
Q(10)	383,10*	565,61*
ARCH-LM(1)	27,3063*	91,2072*
ARCH-LM(5)	28,4150*	46,1005*
ARCH-LM(10)	21,9886*	30,8890*

Ljung-Box Q ve ARCH-LM istatistikleri getiri serilerinde %1 düzeyinde otokorelasyon olduğuna ve ARCH etkisinin varlığına işaret etmektedir. Getiri serilerine ait çarpıklık ve basıklık istatistiklerine bakıldığında İMKB-30 futures serisinde sağa, dolar futures serisinde ise sola çarpık bir dağılım gözlenirken, her iki serinin de şişman kuyruk özelliği gösterdiği ifade edilebilecektir. J-B istatistikleri finansal zaman serilerine ilişkin beklentiler ile aynı yöndedir; günlük getiriler normal dağılıma uymamaktadır.

Tablo 3’den r30 serisi GARCH(1,1) modeli koşullu varyans denklemini parametre tahminlerine bakıldığında pozitif olma koşulunu sağladıkları görülmektedir. İstatistiksel olarak da anlamlı olan katsayı tahminlerinde ARCH ve GARCH parametreleri toplamı birden küçük fakat yakındır. Volatilitenin yaklaşık %9’u bir önceki dönem beklenmeyen getirilerden, %88’i ise bir önceki dönem koşullu varyanstan

kaynaklanmaktadır. ARCH ve GARCH parametre tahminleri toplamının bire yakın olması volatilitede kalıcılık etkisinin varlığına işaret etmektedir.

Tablo 3: GARCH(1,1) Parametre Tahminleri

	I*		II*	
$c_1$	0,0011	(0,0199)	$c_2$	-2.75E-05 (0,9048)
$\alpha_1$	0,0453	(0,1362)	$\alpha_2$	0,346 (0,0000)
$\beta_0$	1.09E-05	(0,0311)	$\alpha_3$	-0,3078 (0,0000)
$\beta_1$	0,0927	(0,0000)	$\varphi_0$	1.54E-06 (0,0120)
$\beta_2$	0,8832	(0,0000)	$\varphi_1$	0,0757 (0,0004)
			$\varphi_2$	0,9071 (0,0000)
L-B Q	5	2,2882		2,5826
	10	7,2252		3,8033
ARCH-LM	5	0,4613		0,4928
	10	0,7498		0,3766

\*I: (1) ve (2) nolu, II: (2) ve (4) nolu denklem parametre tahminlerini ifade etmektedir.

rd serisi ortalama ve koşullu varyans denklemi parametre tahminleri de Tablo 3-II'den izlenebilir. Getirilerin bir önceki dönem getirilerden/hata teriminden pozitif/negatif etkilendiği görülmektedir. r30 serisindeki koşullu varyans etkilerinin rd serisinde de gözlemlendiği söylenebilecektir. Volatilitenin yaklaşık %7,5'i önceki dönem beklenmeyen getiriden, %90'ı ise koşullu varyanstan etkilenmektedir. Piyasadaki pozitif veya negatif şoklara karşın oluşan oynaklık tekrar normal düzeye gerileyebilmek için uzun döneme ihtiyaç duymaktadır. Dolayısıyla volatilitede kalıcılık etkisi söz konusudur.

Ljung-Box Q ve ARCH-LM F istatistikleri sırasıyla 5 ve 10 gecikme düzeyleri için elde edilmiş ve istatistiklerin her iki gecikme düzeyinde de oldukça düşük olduğu gözlemlenmiştir. Dolayısıyla serilerde otokorelasyonun olmadığı ve ARCH etkisinin ortadan kalktığı ifade edilecektir.

Tablo 4: TAR(1,1) Parametre Tahminleri

	I*		II*	
$c_1$	0,0007	(0,1384)	$c_2$	2.77E-05 (0,9020)
$\alpha_1$	0,0542	(0,0612)	$\alpha_2$	0,348 (0,0000)
$\delta_0$	1.37E-05	(0,0146)	$\alpha_3$	-0,3061 (0,0000)
$\delta_1$	0,0536	(0,0264)	$\vartheta_0$	1.70E-06 (0,0080)
$\delta_2$	0,8742	(0,0000)	$\vartheta_1$	0,0829 (0,0008)
$\delta_3$	0,0822	(0,0407)	$\vartheta_2$	0,9079 (0,0000)
			$\vartheta_3$	-0,0243 (0,5287)
L-B Q	5	3,4364		2,2635
	10	9,8053		3,3807
ARCH-LM	5	0,7025		0,4311
	10	0,972		0,3353

\* I: (1) ve (7) nolu, II: (3) ve (8) nolu denklem parametre tahminlerini ifade etmektedir.

Tablo 5: EGARCH(1,1) Parametre Tahminleri

	I*		II*	
$c_1$	0,0009	(0,0684)	$c_2$	-2.56E-05 (0,9098)
$\alpha_1$	0,0615	(0,0315)	$\alpha_2$	0,3051 (0,0024)
$\omega_0$	-0,4440	(0,0017)	$\alpha_3$	-0,2625 (0,0111)
$\omega_1$	0,1954	(0,0000)	$\tau_0$	-0,3305 (0,0014)
$\omega_2$	-0,0618	(0,0435)	$\tau_1$	0,9778 (0,0000)
$\omega_3$	0,9629	(0,0000)	$\tau_2$	0,0298 (0,2383)
			$\tau_3$	0,1560 (0,0001)
L-B Q	5	6,0450	2,3064	
	10	14,2920	3,6768	
ARCH-LM	5	1,2161	0,4445	
	10	1,4302	0,3684	

\* I: (1) ve (9) nolu, II: (3) ve (10) nolu denklem parametre tahminlerini ifade etmektedir.

Tablo 4 ve 5 birlikte ele alındığında getirilerin geçmiş bilgilere vermiş olduğu tepkinin simetri durumu değerlendirilebilecektir. r30 serisinde kaldıraç etkisinin varlığı, yani olumsuz haberlerin pozitif gelişmelere oranla volatilitiyi daha çok artırdığı gözlenirken, rd serisinde aynı etkinin olduğu söylenemeyecektir. *TARCH* ve *EGARCH* modellerinin her ikisinde de rd serisi asimetri parametre tahminlerinde istatistiksel anlamlılıktan da söz edilememektedir. Dolayısıyla piyasaya ulaşan haberin olumlu veya olumsuz olmasının değişen volatilite üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur. Negatif şokların pozitif şoklara ya da olumlu haberlerin olumsuz haberlere oranla volatilite üzerinde daha büyük bir etki yarattığı yorumu yapılamayacaktır.

Tablo 6: GARCH-M(1,1) Parametre Tahminleri

	I*		II*	
$c_1$	0,0020	(0,3150)	$c_2$	0,0001 (0,8693)
$\alpha_1$	0,0455	(0,1344)	$\alpha_2$	0,3328 (0,0098)
$\xi$	-0,0493	(0,6555)	$\varpi$	-0,0183 (0,8640)
$q_0$	1.08E-05	(0,0307)	$\alpha_3$	-0,2934 (0,0249)
$q_1$	0,0929	(0,0000)	$z_0$	1.50E-06 (0,0135)
$q_2$	0,8830	(0,0000)	$z_1$	0,0771 (0,0002)
			$z_2$	0,9060 (0,0000)
L-B Q	5	2,2191	2,5485	
	10	6,9256	3,7513	
ARCH-LM	5	0,4493	0,5070	
	10	0,7176	0,3753	

\* I: (1) ve (11) nolu, II: (3) ve (12) nolu denklem parametre tahminlerini ifade etmektedir.

Tablo 6, risk-getiri etkileşiminin rasyonelliğini ele almaktadır. ( $\xi$  ve  $\varpi$ ) parametre tahminleri piyasa riskinin göstergesidir ve hem negatif hem de istatistiksel olarak anlamsızdır. Risk artışına yani koşullu varyanstaki artışa paralel olarak ortalama getirilerde de artış olduğu, risk yükseldiğinde getirinin de yükseldiği söylenemeyecektir. Yine volatilitede kalıcılık etkisi görülürken, koşullu varyans denklemindeki ARCH ve GARCH parametre

tahminlerinin pozitif ve istatistiksel anlamlılığı, volatilitenin tahmin edilebilir nitelikte olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 7: GARCH(1,1) Haftanın Günü Etkisi

	I*		II**		
$\psi_p$	0,0014	(0,1933)	$\psi_p$	0,0011	(0,0392)
$\psi_s$	0,0011	(0,2541)	$\psi_s$	0,0005	(0,2767)
$\psi_{cr}$	0,0013	(0,2251)	$\psi_{cr}$	-0,0008	(0,0851)
$\psi_{pr}$	0,0020	(0,0780)	$\psi_{pr}$	0,0000	(0,9522)
$\psi_{cm}$	-0,0006	(0,5650)	$\psi_{cm}$	-0,0009	(0,0352)
$\kappa_0$	0,0000	(0,0315)	$\kappa_0$	0,0000	(0,0050)
$\kappa_1$	0,0935	(0,0000)	$\kappa_1$	0,0855	(0,0000)
$\kappa_2$	0,8828	(0,0000)	$\kappa_2$	0,8934	(0,0000)
L-B Q	5	2,2731			3,1287
	10	7,5754			4,8530
ARCH-LM	5	0,4488			0,6266
	10	0,7724			0,4876

\*I;  $r30_t = \sum_{i=1}^5 \psi_i D_i + \varepsilon_t$  ve  $h_{30,t}^2 = \kappa_0 + \kappa_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \kappa_2 h_{30,t-1}^2$   
\*\*II;  $rd_t = \sum_{i=1}^5 \psi_i D_i + e_t$  ve  $h_{d,t}^2 = \kappa_0 + \kappa_1 e_{t-1}^2 + \kappa_2 h_{d,t-1}^2$

VOB-İMKB 30 Vadeli İşlem ve VOB-TL Dolar Vadeli İşlem Sözleşmeleri'ne bağlı olarak elde edilen getirilerde haftanın günü etkilerinin varlığı GARCH(1,1) modeli ile araştırılmış ve bulgular Tablo 7'de sunulmuştur. r30 serisinde Perşembe günü pozitif ve %10 düzeyinde anlamlı getiriler saptanmıştır. Öte yandan Pazartesi günleri pozitif, Cuma günleri negatif getiriler gözlenirken tahmin edilen parametrelerin istatistiksel anlamlılığı sağlanamamıştır. rd serisinde ise Pazartesi pozitif, Cuma negatif getirilerin gerçekleştiği ve tahmin edilen parametrelerin %5 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Buna ek olarak Çarşamba günleri de negatif getirilerin gerçekleştiği ve katsayı tahminlerinin %10 düzeyinde anlamlı olduğu bir gün olarak bulgulanmıştır. Dolayısıyla VOB-İMKB 30 Vadeli İşlem ve VOB-TL Dolar Vadeli İşlem Sözleşmeleri'ne bağlı olarak elde edilen getirilerde haftanın günü etkileri mevcuttur, bu durum etkin piyasa hipotezi varsayımları ile çelişmektedir.

## 5. SONUÇ

Vadeli işlem piyasaları, risk transferi sağlamak ve geleceğe yönelik fiyat oluşturmak şeklinde iki temel fonksiyonu yerine getirmektedir. Kaldıraç hipotezine göre vadeli işlem piyasalarında marjın düşüktür ve dolayısıyla fiyat burada oluşacak ve asimetric şekilde spot piyasaya yayılacaktır. Bu açıdan vadeli işlem piyasalarının enstrümanları yatırımcılar açısından günlük ekonomik gelişmelerin yansımalarının izlenebileceği en pratik kaynak olarak değerlendirilebilir. Vadeli işlem piyasalarının volatilitesi, volatilitedeki kalıcılık özelliği, risk-getiri etkileşimi ve piyasada yaşanan dönemsellikler diğer finansal piyasalar ve makro iktisadi değişkenler için de gösterge niteliğinde olabilir.

Bu arařtırmada 2006-2011 donemi VOB-İMKB 30 ve VOB-TL/Dolar Vadeli İşlem Sözleşme verileri kullanılarak, GARCH etkisinin varlığı, risk-getiri etkileşiminin rasyonelliđi ve vadeli işlem piyasalarında haftanın günü etkisinin varlığı arařtırılmıřtır.

İMKB-30 futures (r30) ve TL/Dolar futures (rd) getiri serilerinde otokorelasyon bulunduđu, ARCH etkisi görüldüđu, GARCH modellemesiyle birlikte bu etkilerin kalktıđı görülmüřtür. Her iki seride de volatilitede kalıcılık etkisinin olduđu bulgusuna bađlı olarak, piyasadaki pozitif veya negatif řoklara karřın oluřan oynaklıđın tekrar normal düzeye gerileyebilmek için uzun doneme ihtiya duyduđu ifade edilebilir.

Getirilerin gemiř bilgilere vermiř olduđu tepkinin simetri durumu deđerlendirildiđinde, İMKB-30 futures ve TL/Dolar futures getirilerinde piyasaya ulařan haberlere verilen tepkiler aısından farklılıklar gözlenmiřtir. İMKB-30 futures yatırımcıları için olumsuz haberlerin etkisi ve önemi daha büyüktür. TL/Dolar futures yatırımcıları için ise olumlu veya olumsuz haberlerin almıř oldukları risk üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur.

İMKB-30 futures ve TL/Dolar futures piyasalarındaki risk-getiri etkileşiminin rasyonel olmadıđı ulařılan diđer sonuçlar arasındadır. Risk artışına yani kořullu varyanstaki artışa paralel olarak ortalama getirilerde de artış olduđu, risk yükseldiđinde getirinin de yükseldiđi söylenemeyecektir.

VOB’nda donemsellikler VOB-İMKB 30 ve VOB-TL/Dolar Vadeli İşlem Sözleşmeleri’nde haftanın günü etkisi bađlamında incelenmiř, VOB-İMKB 30 getirilerinin Perşembe günleri pozitif, VOB-TL/Dolar getirilerinin Pazartesi günleri pozitif, Çarřamba ve Cuma günleri ise negatif olduđu görülmüřtür. Dolayısıyla arařtırmaya dahil edilen iki sözleşme aısından VOB’nda haftanın günü etkisi olduđu, piyasada zayıf form etkinliđin oluřmadıđı ulařılan bir bařka sonuçtur.

#### KAYNAKA

1. AKAR, Cüneyt (2007), “Volatilitenin Negatif ve Pozitif řoklara Asimetrik Tepkisi: TAR-GARCH Modeli Kullanılarak Türkiye Verilerinden Yeni Bir Kanıt”, İMKB Dergisi, Yıl 9, Sayı 36, s. 75-82.
2. AKTAŞ, Hüseyin ve Metin Kozođlu (2007), “Haftanın Günleri Etkisinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda GARCH Modeli ile Test Edilmesi”, Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar, Cilt 44, Sayı 514, s. 37-45.
3. ALIEV, Sezgin Seyfulov (2007), Bulgaristan Menkul Kıymetler Borsası ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Haftanın Günü Etkisi: Karřılařtırılmalđ Bir Uygulama, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Basılmamıř Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
4. AL-MUTAIRI, Abdullah (2010), “An Investigation of the Day of the Week Effect in the Kuwait Stock Exchange”, Research Journal of International Studies, Issue 16, September, s. 191-197.

5. ANDERSON, Ronald W. (1985), “Some Determinants of the Volatility of Futures Prices”, *The Journal of Futures Markets*, Vol 5, No 3, p. 131-348.
6. ATAKAN, Tülin (2008), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Haftanın Günü Etkisi ve Ocak Ayı Anomalilerinin ARCH-GARCH Modelleri ile Test Edilmesi”, *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, Cilt 37, Sayı 2, s. 98-110.
7. BAŞDAŞ, Ülkem (2009), “Lead-Lag Relationship Between the Spot Index and Futures Price for the Turkish Derivatives Exchange, October, SSRN Working Paper, <http://ssrn.com/abstract=1493147>, (Erişim Tarihi: 02.01.2012).
8. BEKGÖZ, Sezai (2006), Türkiye’de Vadeli Piyasalar ve İMKB Hisse Senedi Piyasası ile Etkileşimi, Yayımlanmamış Doktora Tezi, Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, İstanbul, <http://www.belgeler.com/blg/tmf/turkiye-de-vadeli-piyasalar-ve-imkb-hisse-senetleri-piyasasi-ile-etkilesimi-derivatives-market-in-turkey-and-its-interaction-with-the-imkb-equity-market>, (Erişim Tarihi: 05.01.2012).
9. BERUMENT, Hakan ve Halil Kıymaz (2001), “The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility”, *Journal of Economics and Finance*, Vol 25, No 2, p. 181-193.
10. BİLDİK, Recep (1998), “Gecelik Faiz Oranlarında “Haftanın Günü Etkisi”: Türk Para Piyasasından Örnekler”, *İMKB Dergisi*, Yıl 2, Sayı 6, Nisan-Mayıs-Haziran, s. 49-80.
11. CHAMBERLAIN, Trevor W., Sherman CHEUNG ve Clarence KWAN (1990), “Day of the Week Patterns in Futures Prices: Some Further Results”, *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol 29, No 2, p. 68-88.
12. CHARLES, Amélie (2010), “Does the Day of the Week Effect on Volatility Improve the Volatility Forecasts?”, *Applied Economics Letters*, Vol 17, Issue 3, p. 257-262.
13. CHUKWUOGOR-NDU, Chiaku (2007), “Day of the Week Effect and Volatility in Stock Returns: Evidence from East Asian Financial Markets”, *International Journal of Banking and Finance*, Vol 5, Issue 1, p. 153-164.
14. CORNELL, Bradford (1985), “The Weekly Pattern in Stock Returns: Cash versus Futures: A Note”, *The Journal of Finance*, Vol 40, No 2, p. 583-588.
15. ÇEVİK, Emrah İsmail ve Mehmet Pekkaya (2007), “Spot ve Vadeli İşlem Fiyatlarının Varyansları Arasındaki Nedensellik Testi”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt 22, Sayı 2, s. 49-66.

16. ÇINKO, Murat (2008), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Ocak Ayı Etkisi”, Doğu Üniversitesi Dergisi, Cilt 9, Sayı 1, s. 47-54.
17. DİKMEN, Aytaç (2008), Türkiye’de Vadeli İşlemler Piyasasının Gelişimi Perspektifinde Hisse Senedi Endeks Vadeli İşlem Sözleşmelerinin Gelişimi ve Spot Piyasa ile Etkileşimi, SPK Piyasa Gözetim ve Düzenleme Dairesi, Yeterlik Etüdü, Ankara.
18. DLY, Edward A. ve Edwin D. Maberly (1988), “A Possible Explanation of the Weekend Effect”, Financial Analysts Journal, Vol 44, No 3, p. 83-84.
19. DLY, Edward A. ve Edwin D. Maberly (1986), “The Weekly Pattern in Stock Index Futures: A Further Note”, The Journal of Finance, Vol 41, No 5, p. 1149-1152.
20. DURAN, Irais Pérez (2010), “The Day of the Week Effect on Stock Returns and Volatility: The Case of Latin America”, Lund University, Department of Economics, Master Essay, June.
21. EKEN, Mehmet Hasan ve Taylan Özgür Üner (2010), “Hisse Senedi Piyasalarında Takvim Etkileri ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsasına İlişkin Bir Uygulama”, İMKB Dergisi, Yıl 12, Sayı 45, s. 61-97.
22. ERGÜL, Nuray, Veli Akel ve Sezai Dumanoglu (2009), “Haftanın Günü Etkisi İMKB İkinci Ulusal Pazarda Geçerli midir?”, Maliye Finans Yazıları Dergisi, Yıl 22, Sayı 82, s. 1-17.
23. ERGÜL, Nuray, Veli Akel ve Sezai Dumanoglu (2008), “İMKB’de Günlük Anomaliler”, Marmara Üniversitesi, İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt 25, Sayı 2, s. 601-629.
24. FIRAT, Ömer Faruk (2002), İMKB’de Haftanın Günü Etkisi ve Deneysel Bir Uygulama, Gebze İleri Teknoloji Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi.
25. GAY, Gerald D. ve Tae-Hyuk Kim (1987), “An Investigation into Seasonality in the Futures Market”, The Journal of Futures Markets, Vol 7, No 2, p. 169-181.
26. GLOSTEN, Lawrence, Ravi Jagannathan ve David Runkle (1993), “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”, The Journal of Finance, Vol 48, Issue 5, p. 1779-1801.
27. GÖK, İbrahim Yaşar (2009), Vadeli Piyasalarda Samuelson Hipotezinin Geçerliliğinin GARCH ve LINEER Regresyon Modelleriyle Test Edilmesi: Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası’nda Bir Uygulama, Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi.
28. HUSSAIN, Faryad, Kashif Hamid, Rana Shahid Imdad Akash ve Majid Imdad Khan (2011), “Day of the Week Effect and Stock Returns:

- Evidence from Karachi Stock Exchange-Pakistan”, *Far East Journal of Psychology and Business*, Vol 3, No 1, p. 25-31.
29. JOHNSTON, Elizabeth Tashijan, William A. Kracaw ve John J. McConnell, (1991), “Day of the Week Effects in Financial Futures: An Analysis of GNMA, T-Bond, T-Note, and T-Bill Contracts”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol 26, No 1, p. 23-44.
  30. KARAN, Mehmet Baha ve Akyay Uygur (2001), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Haftanın Günü ve Ocak Ayı Etkilerinin Firma Büyüklüğü Açısından Değerlendirilmesi”, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, Cilt 56, Sayı 2, s.103-115.
  31. KASMAN, Adnan ve Saadet Kasman (2008), “The Impact of Futures Trading on Volatility of the Underlying Asset in the Turkish Stock Market”, *Statistical Mechanics and its Applications*, Vol 387, No 12, p. 2837-2845.
  32. KAYALI, Mustafa Mesut ve Sibel Çelik (2010), “Price Discovery in Turkish Index Markets: Empirical Evidence from ISE-30 Index”, *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 57, p. 226-237.
  33. KÖKCEN, Arzu (2010), *Koşullu Varyans Modelleri: Finansal Zaman Serileri Üzerine Uygulama*, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi.
  34. LABOV, V.K. (2009), *Day of the Week Effect in Various Stock Markets: Does it Still Exist?*, Erasmus University Rotterdam, Erasmus School of Economics, Master Specialisation Financial Economics, <http://thesis.eur.nl/theses/index/676221245/>, (Erişim Tarihi: 10.01.2012)
  35. LAI, Dejian, Anfen Bai, Kuang-Chao Chang, Heqing Wei ve Liangqing Luo, (2012), “Nonparametric Analysis of the Shenzhen Stock Market: The Day of the Week Effect”, *Mathematical and Computer Modelling*, Vol 55, Issues 3-4, p. 1186-1192.
  36. LUCEY, Brian M. ve Edel Tully (2006), “Seasonality, Risk and Return in Daily COMEX Gold and Silver Data 1982-2002”, *Applied Financial Economics*, Vol 16, Issue 4, p. 319-333.
  37. MARRETT, George E. ve Andrew C. Worthington (2008), “The Day of the Week Effect in the Australian Stock Market: An Empirical Note on the Market, Industry and Small Cap Effects”, *International Journal of Business and Management*, p. 3-8.
  38. METİN, Kıvılcım, Gülnur Muradoğlu ve Bilgehan Yazıcı (1997), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Gün Etkilerinin İncelenmesi”, *İMKB Dergisi*, Yıl 1, Sayı 4, s. 15-26.
  39. ÖZEN, Ercan, Tunga Bozdoğan ve Muhittin Zügül (2009), “The Relationship of Causality Between the Price of Futures Transactions

Underlying Stock Exchange and Price of Cash Market: The Case of Turkey, Middle Eastern Finance and Economics, Issue 4, p. 28-37.

40. ÖZTİN, Duygu (2007), Dünya Borsalarında Gözlemlenen Dönemsel Anomaliler ve 1996-2006 Dönemi İçin İMKB’de Dönemsel Anomalilerin İncelenmesi, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Finans Anabilim Dalı.
41. ÖZTÜRK, Beyamil (2008), İMKB ile VOB Arasındaki Etkileşimin İMKB-30 ve İMKB-100 Bağlamında İrdelenmesi ve Elde Edilen Sonuçların VOB Bünyesinde Gerçekleştirilen İşlemlerin Gözetimi-Denetimi Açısından Değerlendirilmesi, SPK Denetleme Dairesi, Yeterlik Etüdü, Ankara.
42. PAYASLIOĞLU, Cem (2001), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Volatilite Asimetrisinin Sınanması”, İMKB Dergisi, Yıl 5, Sayı 18, s. 1-11.
43. RASTOGI, Nikhil, Nupur P. Bang ve Venkata C. Chaturvedula (2011), “Day of the Week Effects in the Indian Spot and Futures Markets”, Journal of Applied Finance & Banking, Vol 1, No 2, p. 69-93.
44. SIAS, Richard W. ve Laura T. Starks (1995), “The Day of the Week Anomaly: The Role of Institutional Investors”, Financial Analysts Journal, p. 58-68.
45. TACHIWOU, Aboudou Maman (2010), “Day of the Week Effects in West African Regional Stock Market”, International Journal of Economics and Finance, Vol 2, No 4, p. 167-174.
46. TUNÇEL, Ahmet Kamil (2007), “İMKB’de Haftanın Günü Etkisi”, Akdeniz Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt 7, Sayı 1, s. 252-265.
47. ZAKOIAN, Jean-Michel (1994), “Threshold Heteroskedastic Models”, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol 18, Issue 5, p. 931-955.
48. ZIKES, Filip ve Vít Bubák (2006), “Seasonality and the Non-Trading Effect on Central European Stock Markets”, Czech Journal of Economics and Finance, Vol 56, Issue 1-2, p. 69-79.