

## VADELİ İŞLEM PİYASALARINDA ANOMALİLERİN ARCH- GARCH MODELLERİ İLE TEST EDİLMESİ: TÜRKİYE VADELİ İŞLEMLER PİYASASI ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Yrd. Doç. Dr. Ali ÖZER

Erzincan Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi  
[aliozer@erzincan.edu.tr](mailto:aliozer@erzincan.edu.tr)

Yrd. Doç. Dr. Oğuzhan ECE

Erzincan Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi  
[oece@erzincan.edu.tr](mailto:oece@erzincan.edu.tr)

### ÖZET

Bu çalışmada etkin piyasalar hipotezinden sapmalar ve davranışsal finansın başlangıcı olarak kabul edilen anomalilerden haftanın günleri ve Ocak ayı etkisinin vadeli işlem piyasalarında varlığı incelenmiştir. Çalışma kapsamında, anomalileri incelemek için BIST-100 (EVİS) Endeks Vadeli İşlem Sözleşmesi'ne ait 2005 ve 2013 yılları arasında 2143 adet günlük veri kullanılmıştır. ARCH-GARCH modelleriyle yapılan çalışmanın sonucunda, vadeli işlem piyasasının Ocak ayı getirilerinde, diğer aylara göre istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde herhangi bir farklılaşmanın olmadığı tespit edilmiştir. Bunun yanı sıra, cuma ve çarşamba günleri BIST-100 EVİS getirisinin pozitif olduğu, pazartesi günleri ise negatif olduğu ortaya konmuştur.

**Anahtar Sözcükler:** Vadeli İşlem Piyasaları, Anomali, Arch-Garch., Jel Sınıflandırması: C32, G10, G14

## TESTING THE ANOMALIES AT FUTURES MARKETS WITH ARCH-GARCH MODELS: A STUDY FOR THE TURKISH FUTURES MARKETS

### ABSTRACT

This study investigates the presence of calendar anomalies, which is a commencement of the behavioral finance and contradicts with the Efficient Market Hypothesis, particularly January and day-of-the-week anomalies at futures markets. In this study, to investigate the anomalies, 2143 daily data belonging to BIST-100 Index contract between 2005 and 2013 years, have been used. As a result of the study done by the ARCH-GARCH models, prove that the daily returns of BIST-100 Index contract in January do not show a statistically significant difference from other months. For the day-of-the-week anomalies, statistics indicate that BIST-100 futures contracts daily returns on Fridays and Wednesdays are positive, while returns on Mondays are negative.

**Keywords:** Futures Markets, Anomaly, Arch-Garch. Jel Classification: C32, G10, G14

## 1.GİRİŞ

Fama (1970), piyasalarda fiyatların var olan bütün bilgiyi kapsayacak şekilde oluştuğunu, bu bilgileri kullanarak normalden fazla getiri elde etmenin imkânsız olduğunu ve hisse senetleri gibi piyasaların rastgele hareket ettiğini ileri sürmüştür. Bundan dolayı, başlangıçta rassal yürüyüş teorisi olarak adlandırılmış, fakat daha sonradan bu teori geliştirilerek Etkin Piyasalar Hipotezi (EPH) olarak ifade edilmiştir. EPH, alıcı ve satıcılardan oluşan çok sayıda yatırımcının kar elde etmek için birbirleriyle devamlı rekabet halinde olduğunu ve bu sebeple yatırımcıların ulaşılabilir bilgilere eş zamanlı ve yakın maliyetlerle ulaşabileceğini ve rasyonel hareket edeceklerini varsayar. Ayrıca, işlem maliyetlerinin de çok düşük olduğunu bu sebeple bireysel olarak yatırımcıların fiyatlar üzerinde etkisi olamayacağını iddia eder.

Etkin piyasalar hipotezi, finansal piyasalarda ilk başlarda fiyat oluşumu konusunda genel kabul görmüştür. 1970'li yıllarda özellikle rasyonel yatırımcı varsayımı eleştiriler almaya başlamıştır. Fakat EPH teorisyenleri, irrasyonel yatırımcılar olsa dahi bunların yapacağı rassal alım ve satımların birbirini nötrleyeceği ve piyasanın tamamına etki etmeyeceği şeklinde iddialarda bulunmuşlardır. Ancak 1980'lere gelindiğinde ise hipotez bir bütün halinde sorgulanır olmuştur. Özellikle borsalarda yaşanan balon ve çöküşler, teknik analizi kullanarak normal üstü getiri elde eden yatırımcılar ve yapılan ampirik çalışmalarda; küçük şirketlerin getirisinin büyük şirketlerden fazla olması, haftanın bazı günleri veya yılın bazı aylarında normal üstü getirinin olması, iyi-kötü haberlerin etkisinin zaman ve mekana göre farklılığı ve zıtlık-momentum stratejileri gibi etkiler yeni arayışları da beraberinde getirmiştir. Etkin piyasalar hipotezinin eleştirilmeye başlanması davranışsal finansın başlangıcı olarak kabul edilebilmektedir.

Allais (1953), Edwards (1954), Simon (1956) gibi çalışmalar psikolojinin karar vermede etkisini araştırmışlar, Kahneman ve Tversky (1979) ise çalışmalarını ekonomi ve finansal kararlarda psikolojinin etkisini ortaya koymuştur. Daha sonra çeşitli çalışmalarla desteklenen davranışsal finans modelleri, etkin piyasalar hipotezinin varsayımlarını, geçerliliğini yitirdiği ve bilgisel etkinlikten sapmaların olduğunu ileri sürmektedir. Bunun en önemli örnekleri piyasalarda yaşanan anomalilerdir. Bu modeller, bireysel yatırımcıların belirsizlik altında karar verirken ve ulaştıkları bilgileri yorumlarken sıkıntılarla karşılaştığını ve böyle durumlarda istatistiksel analizler ve rasyonel davranışlar yerine daha çok zihinsel kısa yollar ve güdülerini takip ettiğini ileri sürmektedir. Bu davranış kalıpları da beraberinde anomalileri getirmektedir. Bunlardan başlıcaları; haftanın günleri etkisi, yılın ayları etkisi, ocak ayı etkisi, ay içi etkisi, tatil etkisi, ayın haftaları etkisi, yıl dönümü etkisi ve ay dönümü etkisi olarak sayılabilir.

Özellikle risk ve belirsizliğin daha yoğun olduğu gelişmekte olan piyasalarda ekonomik ve sosyal beklentiler varlıkların fiyatlarında dalgalanmalara sebep olmaktadır. Son yıllarda dalgalanmanın yoğun olduğu piyasalarda yapılan çalışmaların modellenmesinde, doğrusal zaman serileri yerine değişen varyansı da modele dahil eden doğrusal olmayan modeller kullanılmaya başlanmıştır. Bu nedenle vadeli işlem piyasasında anomalilerin varlığının belirlenmesine yönelik yapılan Şubat 2005-Ağustos 2013 dönemini kapsayan bu çalışmada, ARCH ve GARCH modelleri kullanılarak Türkiye’de vadeli işlemler piyasasındaki anomaliler araştırılmıştır. BIST 100 Endeks Vadeli İşlem Sözleşmelerine ait 2.143 adet getiri verisi kullanılmıştır.

Çalışma 3 bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünü takip eden ikinci bölümde literatür taraması kapsamında konuyla ilgili daha önce yapılmış çalışmalara ilişkin bilgiler verilmiştir. Üçüncü bölümde ise Türkiye’de vadeli işlem piyasaların da anomaliler araştırılmıştır.

## 2.LİTERATÜR

Literatürde haftanın günleri etkisine yönelik birçok çalışma yapılmıştır. Cross (1973), 1953 ile 1970 yılları arasında S&P 500 Eneksi’nde cuma günleri ortalama getirinin Pazartesi günleri ortalama getiriden daha fazla olduğunu bulmuştur. French (1980) 1953-1977 dönemindeki S&P 500 Endeksi’nin getirilerini kullanarak, bu bulguyu desteklemiştir. Bu etki literatürde hafta sonu etkisi olarak bilinmektedir.

Smirlock ve Starks (1986) 1963 ve 1983 yıllarını kapsayan Amerika için, Chang vd. (1993) 23 uluslararası borsa için ve Kamara (1997) 1962 ve 1993 arasında Amerika için yapılan çalışmalar da bu sonucu destekler nitelikte olmuştur. Diğer taraftan diğer bazı çalışmalar, haftanın günü etkisinin haftanın farklı günlerinde olduğunu bulmuşlardır. Solnik ve Bousquet (1990), çalışmalarında haftanın günü etkisi için kanıtlar sunmuşlar ve Paris Borsası’nda salı günü negatif getiriler olduğu yönünde kuvvetli deliller elde etmişlerdir. Jaffe ve Westerfield (1985), Dubois ve Louvet (1996) Brooks ve Persand (2001) gibi çalışmalar salı gününde oluşan negatif getiriye dikkatleri çekmişlerdir. Aybar (1993), 1998 ve 1991 döneminde Borsa İstanbul için yapılan çalışmada perşembe günleri getirilerin negatif olduğunu, cuma günleri ise getirilerin pozitif olduğunu vurgulamıştır.

Lyrouti ve Subeniotis (2002), 1994 ve 1999 döneminde Yunanistan için yaptıkları çalışmada borsada Perşembe getirilerinin negatif olduğunu saptamışlardır. Büyükşalvarcı (2010), 2001 ve 2008 krizlerini inceleyen çalışmasında Borsa İstanbul’da araştırma dönemini kriz öncesi ve kriz dönemleri olarak ikiye ayırarak endeks bazında haftanın günleri etkisini incelemiştir. 2001 krizi öncesi dönemde hizmet endeksi dışındaki diğer endeksler için pazartesi günü negatif getiri sağlanan gün olmuştur. Cuma günü ise tüm endeksler için en yüksek getiri sağlanan gün olmuştur. 2008

krizi öncesi dönemde ise 2001 krizinden farklı olarak tüm endeksler pazartesi günü pozitif getiri sağlamıştır. 2001 kriz döneminde en yüksek getiri sağlanan gün perşembe olurken; 2008 krizinde ise günler arasında getiri açısından farklılık tespit edilmemiştir.

Mabberly ve Waggoner (2000), çalışmasında 1990 sonrası Amerika için S&P vadeli ve spot piyada ay dönüşü etkisinin azaldığını, Schwert (2001), Amerika için Ocak ayı etkisinin 1990'lara kadar sürdüğünü ve daha sonra zayıfladığını, Steeley (2001), İngiltere için yaptıkları çalışmada takvim etkilerinin giderek zayıfladığını, Kohers vd. (2004) dünyadaki 12 büyük hisse senedi piyasası için yaptıkları çalışmalarında anomalilerin 1980'li yıllarda arttığını, 1990'lı yıllarda ise giderek kaybolduğunu ve Hui (2005) Malezya için yaptıkları çalışmada Pazartesi günü anomalisinin olmadığını iddia etmişlerdir. Bu gibi çalışmalar takvim etkileri anomalilerinin özellikle gelişmiş ülkelerde giderek zayıfladığının altını çizmişlerdir.

Sullivan vd. (2001) Amerika'da 100 yıllık günlük veri ile geleneksel olmayan yaklaşım kullanarak, haftanın günü etkisinin anlamlı olmadığını bulmuşlardır. Basher ve Sadorsky (2006), çalışmalarında 1992 ve 2003 yılları arasında 21 gelişmekte olan hisse senedi piyasasını araştırmışlar ve çalışma kapsamındaki gelişmekte olan ülkelerin büyük kısmında haftanın günü etkisinin geçerli olmadığını ortaya koymuşlardır. Demirer ve Karan (2002), Türkiye'de endeks bazında yaptıkları çalışmalarında, 1988-1996 aralığında haftanın günleri etkisinin varlığı konusunda kuvvetli kanıtlar elde edememişlerdir.

Rozeff ve Kinney (1976) 1904 ve 1974 döneminde New York Borsası, Dyl (1977) 1959 ve 1970 döneminde CRSP'den rasgele seçilmiş 100 hisse senedi ile yapılan çalışma ve Brown vd. (1983) 1967 ve 1979 dönemini kapsayan Amerika'da yapılan çalışma Ocak ayı etkisini ortaya koyan ilk çalışmalardır. Bu çalışmalarda, Ocak ayının diğer aylara göre daha yüksek ve anlamlı bir getiriye sahip olduğunu göstermişlerdir. Cooper vd. (2006), 1940 ve 2003 aralığında Amerika Borsaları'nda Ocak ayı getirilerinin diğer 11 aya göre güçlü bir etkisinin olduğunu ifade etmişlerdir. Gültekin ve Gültekin'in (1983) 17 ülke üzerine yaptığı araştırmada, 13 ülkede Ocak ayı etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Reinganum (1983) Ocak ayı etkisinin küçük firmaların fiyat davranışlarından ve Brown vd. (1983) tarafından ortaya atılan vergi kaybı hipotezinden kaynaklandığını savunmuştur. Bu hipotez, vergi yılı sonunda satma baskısının fiyatları düşürdüğünü ve yeni yılın ilk ayı ile birlikte bu baskının ortadan kalktığını iddia etmektedir.

Leontitsis ve Siriopoulos (2006), 1984 ve 2003 yılları arasında Nasdaq ve TSE 300 bileşik endeksi için yaptıkları çalışmalarında haftanın günleri, ay dönüşü ve tatil etkisinin varlığı hakkında kanıtlar sunmuşlardır. Lakonishok ve Smidt (1988), çalışmalarında ay dönüşü etkisi için New York Borsası'nı incelemişler ve çalışma kapsamında 90 yıllık dönem için bir ayın

son işlem günü ile sonraki ayın ilk üç günü getiri ortalamalarının tüm günlerin getiri ortalamasından yaklaşık 7 kat fazla olduğu sonucuna ulaşmışlardır. McConnell ve Xu (2008), 1926 ve 2005 dönemi için ay dönüşü etkisinin 35 ülkenin 31'inde hala var olduğunu iddia etmişlerdir.

Atakan (2008) tarafından yapılan çalışmada, 1987 ve 2008 yılları arasında Borsa İstanbul'da Ocak ayı anomalisinin geçerli olmadığı yönünde delillere ulaşılmıştır. Tunçel (2012), çalışmasında Türkiye için 2000-2010 dönemi için yılın ayı etkisinin varlığını araştırmış ve sonuç olarak, alt ve ana dönemlerde en düşük ve en yüksek bileşik getirilerin farklı aylarda gerçekleştiği bulgusuna ulaşmıştır. Yapılan regresyon analizi sonuçlarında ise, ana ve alt dönemlerde aylık ortalama getirilerin birbirinden farklı olduğu yönünde herhangi bir bulguya rastlanmamıştır. Konak ve Kendirli (2014), 2002-2013 dönemini kapsayan çalışmalarında BIST-100 endeksini kullanarak yılın ayları anomalisini incelemişler ve en yüksek getiri Mart ayında oluşurken, en düşük getiri ise Nisan ayında meydana gelmiştir. Yaz ayları açısından ise, Haziran ve Ağustos ayları pozitif değerler sergilerken, Temmuz ayında negatif getiri oluşmuştur. Gümüş ve Durmuşkaya (2015), çalışmalarında 2005 ve 2011 döneminde Türkiye'de vadeli işlem piyasalarında anomalileri araştırmışlar ve haftanın günü anomalilerine yönelik bulgu elde edememişler, diğer taraftan hafta sonu anomalisinin varlığını destekler bulgular elde etmişlerdir. Literatür incelemesi sonucunda, Türkiye'de vadeli işlem piyasalarında anomalileri inceleyen Gümüş ve Durmuşkaya (2015) dışında çalışma olmadığı görülmüştür. Bundan dolayı, bu alanda bu çalışmanın literatüre katkı sunacağı düşünülmektedir.

### **3. VERİ SETİ, ANALİZ ve BULGULAR**

Çalışmanın bu kısmında, istatistiksel analizlerde kullanılan veri setine ilişkin açıklamalar yapılmıştır. Araştırma, 2005 yılı Şubat ayı ile 2013 yılının Ağustos ayı tarihleri arasındaki BIST-100 EVİS getirilerinden hareketle toplam 2143 günlük veri kullanılarak logaritmik getirilerle gerçekleştirilmiştir. Veri seti Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası (VOB) web sitesinden alınmıştır. Veri setinde VOB tarafından BIST-100 EVİS için oluşturulan seri kullanılmıştır. Seri; ilgili sözleşme için seçilen tarih aralığında her gün itibarıyla en yakın vadeli işlem sözleşmelerinden oluşmaktadır. Bir sözleşme sona erdiğinde aynı sözleşme türünden en yakın sözleşme bilgileriyle devam ettirilir ([www.vob.org.tr](http://www.vob.org.tr)). Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası (VOB) adı altında 2005 yılından beri İzmir merkezli olarak işlem gören vadeli işlem sözleşmeleri, Borsa İstanbul'un 3 Mayıs 2013 tarihi itibarıyla VOB'un % 100 hissedarı olmasını takiben 5 Ağustos 2013 tarihinde VOB-VİOP birleşmesinin ardından VİOP'a transfer olmuştur. İstatistik testlerin sınanmasında Eviews 8 paket programından yararlanılmıştır.

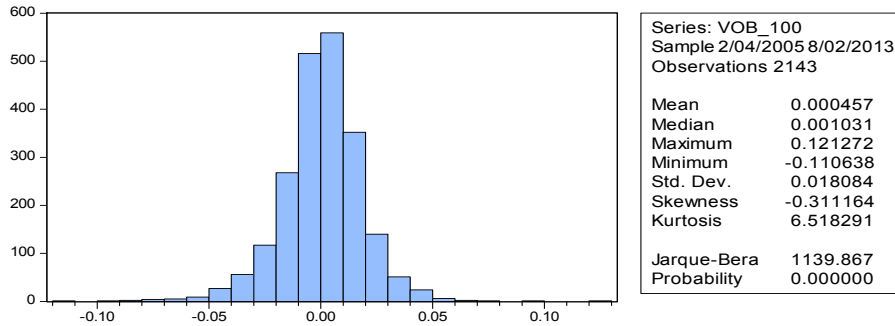
Zaman serisi verileriyle çalışma yapılırken kullanılan değişkenlerin durağan olup olmaması, kurulacak modellerdeki ilişkinin yönünün tespitinde oldukça önemlidir. Zaman serilerinde değişkenlerin seviye değerinde durağan olmaması muhtemeldir. Durağan olmayan değişkenlerle yapılan modellerde gerçekte var olmayan sahte ilişkiler ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle, durağan olmayan değişkenlerin durağan hale getirilmesi ve değişkenlerin hangi seviyede durağan olduğu oldukça önemlidir. Böylece, sahte regresyon problemi giderilerek, daha sağlıklı sonuçlara ulaşmak mümkün olmaktadır (MacKinnon, 1991). Kullanılan zaman serilerinin durağan olup olmadıklarının test edilmesinde Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi kullanılmış ve test sonuçları Tablo 1’de verilmiştir.

**Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sınaması**

	Seviye Değerleri			Fark Değerleri		
	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitsiz Trendsiz	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitsiz Trendsiz
	-1.39886	-2.034723	1.125852	-44.403*	-44.3931*	-44.387*
<b>Kritik Değer.</b>						
<b>a=%1</b>	-3.43320	-3.962329	-2.56604	-3.43320	-3.962331	-2.56604
<b>b=%5</b>	-2.86268	-3.411906	-1.94097	-2.86268	-3.411907	-1.94097
<b>c=%1</b>	-2.56742	-3.127851	-1.61660	-2.56742	-3.127851	-1.61660

**Not:** \*simgesi %1, \*\* simgesi %5 ve \*\*\* simgesi %10 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 1’e bakıldığında değişkenin sabitli, sabitsiz-trendsiz ve sabitli-trendli için gerçekleştirilen her üç durumda da seviye değerinde anlamsız olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle değişkenin farkı alınarak birim köküne bakılmış ve fark değerinde her durumda %1’de anlamlı olduğu görülmüştür. Bu nedenle çalışmada logaritmik değer farkı alınmış ve sahte regresyon problemi çözülmüştür. Değişkenle ilgili betimleyici istatistikler aşağıdadır.

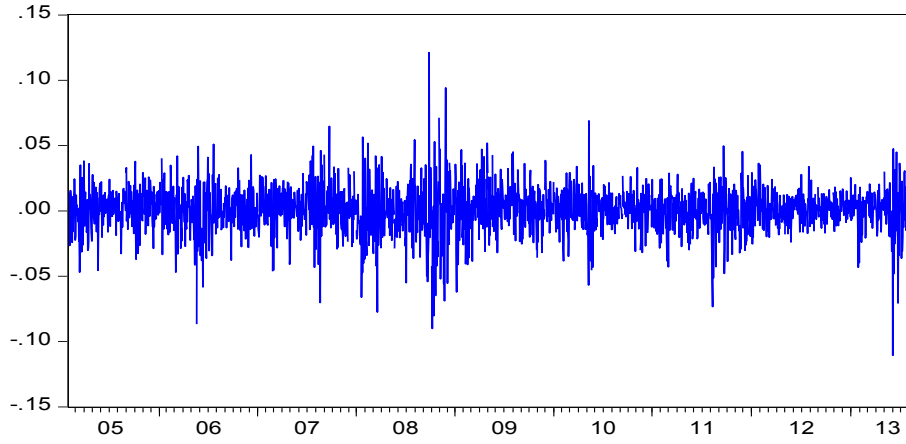


**Grafik 1: BIST-100 EVIS Getiri Endeksi Dağılım İstatistikleri**

Grafik 1'e göre, BIST-100 EVİS getiri serisinin basıklık katsayısı 3'den büyük olduğu için kalın kuyruk olduğunu, 6,51 değeri ise sivri uçlu olduğunu göstermektedir. Çarpıklık katsayısının sıfıra yakın olması, simetrik olduğunu ancak çok küçük de olsa negatif olması ise sola çarpık bir dağılıma sahiptir. Jarque –Bera istatistiği ise,

$H_0$ : Normallikten sapma yoktur

şeklinde kurulan temel hipotezin reddedileceğini göstermektedir. Yani, Jarque-Bera test istatistiği değerinden de kolayca anlaşılacağı gibi %1 anlamlılık düzeyinde standartlaştırılmış artıkların normal dağılmadığı görülmektedir.



**Grafik 2:** 2005-2013 Yılları Arası BIST-100 EVİS Getirileri

Grafik 2'ye bakıldığında, BIST-100 EVİS endeks getirilerindeki volatilité kümelenmesi belirgin şekilde görülmektedir. Logaritmik getirilerde ortaya çıkan güçlü dalgalanmaları büyük değişimler, zayıf dalgalanmaları ise küçük değişimler izlemektedir. Bu da BIST-100 EVİS'te değişken varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin bir göstergesidir. Ayrıca grafikten dalgalanmaların belirli dönemlerde çok güçlü olduğu görülmektedir.

Logaritması alınmış mevcut veri setinin kendi seviyesinde durağan olduğuna karar verildikten sonra, BIST-100 EVİS getiri serisinde ARCH etkisinin bulunup bulunmadığını test etmek için ARCH-LM testine geçilmiştir. ARCH-LM testinin ilk adımı ortalama denkleme karar vermektir. Serinin yapısına en uygun model, farklı derecelerdeki ARMA modelleri deneyerek belirlenmiştir. Farkı alınarak durağan hale getirilen zaman serisinin korelogramına bakılarak serinin MA(q), AR(p) veya ARMA(p,q) süreçlerinden hangisine uyduğu tespit edilmiştir. AR kısmının mertebesi anlamlı kısmi otokorelasyon, MA kısmının mertebesi ise anlamlı

otokorelasyon katsayılarının sayısı ile belirlenmektedir. Ortalama denklemin tespiti için 10. seviyeye kadar bütün Box Jenkins (ARIMA) modelleri denenmiş ve en iyi açıklama gücüne sahip ARMA (1,1) modeli ortalama denklem olarak kabul edilmiştir. ARMA (1,1) model sonuçları aşağıda Tablo 2’de verilmiştir.

**Tablo 2: BIST-100 EVİS En Küçük Kareler ARMA (1,1) Modeli**

Değişkenler	Katsayı	T İstatistiği
c	0.001450	2.718954*
AR(2)	-0.274409	-13.19550*
MA(2)	0,289803	4935,882*
R <sup>2</sup>	0.0322	
F İstatistiği	77.4479	
Olasılık	0.0000	
Durbin-Watson	2.00322	

Not: \*simgesi %1, \*\* simgesi %5 ve \*\*\* simgesi %10 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Modelde otokorelasyon ve değişen varyansın olup/olmadığının tespiti için, hata terimlerine Breusch-Pagan LM ve White testleri uygulanmıştır.

**Tablo 3: Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testi**

Breusch-Pagan LM	
LM(1)	5.26655**
LM(2)	2.45789
LM(3)	3.88752*
LM(4)	3.01457**
LM(6)	3.45879*
LM(12)	3.875427*
White Testi	22.41250 (0,00000)

Farklı gecikmeler denenerek hesaplanan LM testi sonuçları otokorelasyona, White testi sonucu ise değişen varyansa işaret etmektedir. Otokorelasyon ve değişen varyansın bir arada bulunması ARCH etkisinin olabileceğini gösterdiğinden, modele aynı zamanda ARCH-LM testi uygulanmıştır.

**Tablo 4: ARCH-LM İstatistiği Test Sonuçları**

F İstatistiği	176.4258	Olasılık	0.0000
Gözlem* R <sup>2</sup>	160.0124	Ki-Kare (Olasılık)	0.0000

ARCH etkisinin varlığını test etmek için Engle (1982) tarafından önerilen ARCH-LM testinden, tahmin edilen regresyonun hatalarının



karelerinin Gözlem\* $R^2$  değeri 160.0124, bunun olasılık değerinin de 0.0000 olduğu Tablo 4’de görülmektedir. Bu sonuçlardan açıkça eşit varyanslılığı ifade eden sıfır hipotezinin reddedileceği söylenebilir. Diğer bir deyişle, ARCH etkisi vardır ve bu etki giderilmelidir.

ARCH etkisinin varlığı kabul edildikten sonra uygun ARCH tipi model seçimine geçilmiştir. Uygulamada volatilitenin tahmini için en çok kullanılan modeller ARCH(1), GARCH(1,1) modelleridir ve bu modeller finansal zaman serilerinin karakteristiklerini (volatilitelerini) açıklamak için yeterli görülmektedir. Buna rağmen çalışmada farklı mertebelerden ARCH ve GARCH modelleri (ARCH(2), GARCH(2,1), GARCH(2,2) gibi) kullanılmıştır. Buna göre, ARCH ve GARCH modelleri denenmiş ve ilgili sonuçların bir bölümü aşağıda Tablo 5’te verilmiştir.

**Tablo 5:** BIST-100 EVİS Getiri Serisi için Alternatif ARCH-GARCH Modelleri Tahmin Sonuçları

	ARCH(1)	ARCH(2)	ARCH(3)	ARCH(4)	ARCH(5)	GARCH (1,1)	GARCH (1,2)
c	0.001431	0.001478	0.001493	0.001486	0.001472	0.001431	0.001430
$\alpha_1$	0.21323*	0.192373*	0.139757*	0.124064*	0.123046*	0.124409*	0.122010*
$\alpha_2$		0.239938*	0.196183*	0.133707*	0.126005*		
$\alpha_3$			0.242772*	0.205688*	0.197329*		
$\alpha_4$				0.135580*	0.133495*		
$\alpha_5$					0.047429*		
$\beta_1$						0.841821*	0.870568*
$\beta_2$							-0.025975
$\beta_3$							
$R^2$	0.00159	0.002563	0.002763	0.002011	0.00090	0.001595	0.001587
F	18.5482*	24.9108*	26.21450*	30.21564*	32.46558*	8.21458*	9.60492*
DW	1.963269	1.965473	1.972976	1.972184	1.975502	1.973269	1.973290
Akaik e	-5.34320	-5.27503	-5.31808	-5.34172	-5.34578	-5.36320	-5.36227
Schwa rz	-5.32318	-5.25915	-5.29954	-5.32054	-5.32195	-5.34731	-5.34374
Z İstatis tik	4.1914*	4.187903	4.44451*	4.41926*	2.84926*	4.19141*	4.44939*

**Tablo 5:** BIST-100 EVİS Getiri Serisi için Alternatif ARCH-GARCH Modelleri Tahmin Sonuçları (Devamı)

	GARCH (1,3)	GARCH (2,1)	GARCH (2,2)	GARCH (2,3)	GARCH (3,1)	GARCH (3,2)	GARCH (3,3)
c	0.001458	0.001430	0.001430	0.001347	0.001428	0.001405	0.001409
$\alpha_1$	0.12429*	0.121874*	0.121867*	0.118365*	0.121768*	0.11988*	0.09170*
$\alpha_2$		0.0004069	- 0.127069*	0.018499	-0.002954	- 0.13257*	- 0.007288
$\alpha_3$					0.02330	0.026330	0.07277*
$\alpha_4$							

$\alpha_5$							
$\beta_1$	1.61967*	0.839575*	1.784755*	0.785516*	0.838045*	1.45879*	1.53746*
$\beta_2$	-1.2818*		-	-0.51676*		-	-
			0.786684*			0.64587*	1.48486*
$\beta_3$	0.54077*			0.589328*			0.74304*
$R^2$	0.001879	0.001587	0.001587	0.0051	0.001574	0.001434	0.001481
<b>F</b>	3.54821*	8.716617*	13.4123	9.151918*	8.22574*	9.22681*	9.58471*
<b>DW</b>	1.972494	1.973289	1.971159	1.970255	1.973424	1.973708	1.986037
<b>Akaike</b>	-5.77432	-5.362275	-5.361341	-5.773976	-5.361344	-	-
						5.780367	5.774578
<b>Schwarz</b>	-5.76329	-5.343741	-5.340159	-5.761275	-5.340161	-	-
						5.770648	5.753578
<b>Z İstatistik</b>	4.40873*	4.441203*	4.123035*	4.405894*	4.119162*	4.04238*	4.24390*

Tablo 5'te GARCH(1,2), GARCH(1,3), GARCH(2,2), GARCH(2,3), GARCH(3,1), GARCH(3,2) ve GARCH(3,3) modelleri denklemdeki katsayıların pozitif olma kısıtlarını yerine getirmedikleri için uygun model olarak seçilemezler. Bu nedenle, BIST-100 EVİS günlük getirilerine uygun olan modelin seçimi yapılırken geriye kalan modeller arasından Akaike Bilgi Kriterine göre seçim yapılacaktır. Akaike Bilgi Kriterine göre farklı modeller içinde en düşük katsayıya sahip olan (-5.363202) **GARCH (1,1)** olduğu gözükmemektedir. Schwarz bilgi kriterine göre yapılsa da (-5.347315) katsayısıyla **GARCH (1,1)** modeli seçilmektedir. ARCH etkisinin bu modelde varlığını tespit etmek için tekrar ARCH-LM testi yapılmıştır. Test sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

**Tablo 6** GARCH (1,1) Modeli İçin ARCH-LM İstatistiği Test Sonuçları

<b>F İstatistiği</b>	2.604786	<b>Olasılık</b>	0.3345
<b>Gözlem* R<sup>2</sup></b>	2.612458	<b>Ki-Kare (Olasılık)</b>	0.2912

Tablo 6'da yer alan ARCH-LM test sonuçlarına göre GARCH (1,1) modeli için ARCH etkisinin kalmadığına karar verilmiştir. GARCH modelini tespit ettikten sonra sırasıyla haftanın günü ve Ocak ayı etkisinin sınanması için kukla değişkenler yardımıyla modeller oluşturulmuştur;

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \alpha_6 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Modelde  $D_1$ ; eğer Pazartesi ise 1, aksi takdirde 0,  $D_2$ ; eğer Salı ise 1, aksi takdirde 0,  $D_3$ ; eğer Çarşamba ise 1, aksi takdirde 0,  $D_4$ ; eğer Perşembe ise 1, aksi takdirde 0,  $D_5$ ; eğer Cuma ise 1, aksi takdirde 0,  $R_{t-1}$ ; serinin bir gecikmeli değeri

$$R_t = \alpha_1 D_{\text{ocak}} + \alpha_2 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Modelde  $D_{\text{ocak}}$ ; eğer Ocak ise 1, aksi takdirde 0

Modellerden elde edilen sonuçlar Tablo 7'de sunulmuştur.

**Tablo 7:** Haftanın Günleri, Ocak Ayı Etkisine İlişkin Kukla Değişkenli GARCH  
(1,1) Model Sonuçları

	<b>Katsayı</b>	<b>Z-İstatistik</b>	<b>Olasılık</b>
<b>Pazartesi</b>	-0,003742	-2.829457	0,0011
<b>Salı</b>	-0,000452	-0,475264	0,4259
<b>Çarşamba</b>	0,014257	12,45796	0,0000
<b>Perşembe</b>	-0,0015647	-0,64893	0,1356
<b>Cuma</b>	0,04061	16,4128	0,0000
<b>Ocak</b>	0,0001024	0,01597	0,4958

Tablo 7'ye bakıldığında ocak ayı etkisinin ve haftanın günlerinden Salı ve Perşembe günlerinin anlamsız olduğu görülmektedir. Pazartesi, Çarşamba ve Cuma günleri ise anlamlı çıkmıştır. Pazartesi günleri negatif getiriler elde edilirken, Çarşamba ve Cuma günleri ise pozitif getiriler elde edilmiştir. Bu sonuçlar, vadeli işlem piyasaları için Ocak ayı anomalisinin varlığını ret ederken, haftanın bazı günlerinde ise anomalinin var olduğu yönünde kanıtlar sunmuştur. Kukla değişkenli model sonucunda Çarşamba ve Cuma günleri diğer günlere göre daha yüksek getiri elde edildiğini, diğer taraftan pazartesi günlerinde ise diğer günlere göre düşük getiri elde edildiği sonuçları elde edilmiştir. Ocak ayı getirisi küçükte olsa pozitif olmasına rağmen istatistiki açıdan anlamsız çıkmıştır.

#### **4. SONUÇ ve DEĞERLENDİRME**

Fiyatların var olan bütün bilgiyi yansıttığını ifade eden etkin piyasalar hipotezi yatırımcıların faydalarının ve karlarının maksimizasyonunu hedefledikleri için irrasyonel karar ve davranışlardan uzak durarak rasyonel olacaklarını iddia eder. Ancak 1970 ve 1980'li yıllarda piyasaların etkin olmadığı, yatırımcıların her zaman rasyonel kararlar vermedikleri ve etkin piyasalardan sapmaların (anomalilerin) olduğu yönünde kanıtlar sunan birçok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmada, etkin piyasalardan sapmalar olarak tanımlanan anomalilerden, haftanın günleri ve Ocak ayı anomalisinin 2005 ve 2013 yılları arasında vadeli işlem piyasalarında varlığı araştırılmıştır.

Çalışma sonucunda, Ocak ayı anomalisinin varlığına yönelik anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Haftanın günleri için kurulan modellerde ise pazartesi, çarşamba ve cuma günleri için anlamlı ilişkiler bulunurken, salı ve perşembe günleri için ise anlamlı ilişkiler bulunamamıştır. Pazartesi günü getirileri negatif yönde oluşurken; çarşamba ve cuma günleri ise pozitif getiriler elde edilmiştir. Literatürde birçok çalışmada var olduğu tespit edilen Ocak ayı anomalisi vadeli işlem piyasaları için tespit edilememiştir. Haftanın bazı günlerinde tespit edilen anomaliler ise vadeli işlem piyasalarında etkinliktir sapmaların olduğunu göstermektedir. Bu da yatırımcıların her

zaman rasyonel davranmadıklarını ve farklı beklentiler, risk algıları ve psikolojik etmenler nedeniyle irrasyonel davranışlar sergilediklerini göstermektedir. Genelde hisse senedi piyasalarında iyi haberler hafta içi duyurulmakta, kötü haberler ise zaman kazanmak ve haberin etkisini azaltmak için cuma seans kapanışından sonra ya da hafta sonu duyurulmaktadır. Bu da dünya borsalarıyla paralel şekilde pazartesi gününü diğer günlere göre daha riskli hale getirmektedir. Literatürle uyumlu şekilde vadeli işlem piyasalarında pazartesi günü negatif getiriler elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan modelden elde edilen sonuçlara göre, salı gününde de bu negatif hava devam etmesine rağmen sonuçlar anlamsız çıkmıştır. Haftanın ortası ve sonunda ise getiriler pozitif yönde olmuştur.

#### KAYNAKÇA

- Allais, M. (1953). Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le Risque, Critique des Postulats et Axiomes de l'Ecole Americaine, *Econometrica*, 21, 503-546.
- Atakan, T. (2008). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Haftanın Günü Etkisi ve Ocak ayı Anomalilerinin ARCH-GARCH Modelleri ile Test Edilmesi, *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 37(2), 98-110.
- Aybar, C.B. (1993), Day of the Week Anomaly: A Contrary Evidence from Istanbul Stock Exchange. *İ.Ü. İşletme Fakültesi Dergisi*, 22(1), 157-168.
- Basher, Syed A. and Perry Sadorsky, P., (2006). Day-of-the-week Effects in Emerging Stock Markets. *Applied Economics Letters*, 13, 621-628.
- Brooks, C. and G. Persaud. (2001). Seasonality in Southeast Asian Stock Markets: Some New Evidence on Day of the Week Effects. *Applied Economic Letters*, 8, 155-158.
- Brown, P., D. Keim, A. Kleidon and T. Marsh. (1983). New Evidence on the Nature of Size-related Anomalies in Stock Prices. *Journal of Financial Economics*, 12, 33-56.
- Büyükalvarcı, A. (2010). Ekonomik Krizler ve İMKB'de Haftanın Günü Etkisi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 45, 108-126.
- Chang, E., J. Pinegar and R. Ravichandran. (1993). International Evidence on the Robustness of the Day of the Week Effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 497-513.
- Cooper, Michael J., McConnell, John J. and Ovtchinnikov, Alexei V. (2006). The Other January Effect. *Journal of Financial Economics*, 82(2), 315-341.
- Cross, F. (1973). The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. *Financial Analysts Journal*, November-December, 67-69.
- Demirer, R. and Karan, Mehmet B. (2002). An Investigation of the Day of the Week Effect On Stock Returns in Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*, 6(38), 47-77.

- Dubois, M. and Louvet, P. (1996). The Day of the Week Effect: The International Evidence. *Journal of Banking and Finance*, 20, 1463-1485.
- Dyl, E. (1977). Capital Gains Taxation and Year-end Stock Market Behavior. *Journal of Finance*, 32, 165-175.
- Edwards, W. (1954). The theory of decision making. *Psychological Bulletin*, 41, 380-417.
- Engle, Robert F. 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, *Econometrica*, 50, 987- 1008.
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25, 338-417.
- French, K.R. (1980). Stock Returns and The Weekend Effect. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 55-70.
- Gümüş, Fatih B. ve Durmuşkaya, S. (2015), Vadeli İşlem Piyasalarında Haftanın Günleri Etkisi ve Tatil Anomalisinin Tespiti Üzerine Bir Analiz. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8 (1), 43-52.
- Gültekin, Mustafa N. and Gültekin, N. B. (1983). Stock Market Seasonality: International Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(4), 469-481.
- Hui, T. (2005). Day of the Week Effects in US and Asia-Pacific Stock Markets During the Asian Financial Crisis: a Non-parametric Approach. *The International Journal of Management Science*, 33, 277-282.
- Jaffe, J. and Westerfield, R. (1985), The Weekend Effect in Stock Returns: the International Evidence. *Journal of Finance*, 41, 433-454.
- Kahneman, D. and Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. *Econometrica*, 47 (2), 263-291.
- Kamara, A. (1997). New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns. *Journal of Business*, 70, 63-84.
- Kohers, G., N. Kohers, V. Pandey and Kohers, T. (2004). The Disappearing Day of the Week Effect in the World's Largest Equity Markets. *Applied Economic Letters*, 11, 167-171.
- Konak F. ve Kendirli, S. (2014). Yılın Ayları Etkisi'nin Borsa İstanbul 100 Endeksi'nde Garch (1,1) Modeli İle Test Edilmesi. *KSÜ İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(2), 137-146.
- Lakonishok, J. and Smidt S. (1988). Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective. *Review of Financial Studies*, 1, 403-425.
- Leontitsis A. and Costas, S. (2006). Calendar Corrected Chaotic Forecast of Financial Time Series. *International Journal Of Business*, 11(4), 367- 374.
- Lyroudi, K. and Subeniotis D. (2002). Market Anomalies In The A.S.E.: The Day of The Week Effect. *SSRN Electronic Library ID-314394*.
- Maberly, E. and Waggoner, D. (2000). Closing the Question on the Continuation of the Turn of the Month Effects: Evidence from the S&P 500 Index Future Contracts. *Federal Reserve Bank of Atlanta*.

- Mackinnon, J. G. (1991). Critical Values For Cointegration Tests in Long-Run Economic Relationships. *New York Oxford University Press*, 266-276
- McConnell, J.J. and Xu, W. (2008). Equity Returns at the Turn of the Month, *Financial Analyst Journal*. 64 (2), 49-62.
- Reinganum, M. (1983). The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax- Loss Effects. *Journal of Financial Economics*, 12, 89-104.
- Rozeff, M. S. and Kinney, W. R. (1976). Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.
- Schwert, G. (2001). Anomalies and Market Efficiency, in G. Constantinides et al., *Handbook of the Economics of Finance*, North Holland, Amsterdam.
- Simon, H. (1956). Rational Choice and the Structure of the Environment. *Psychological Review*, 63(2), 129-138.
- Smirlock, M. and Starks, L. (1986). Day of the Week and Intraday Effects in Stock Returns. *Journal of Financial Economics* 17, 197-210.
- Solnik, B. and Bousquet, L. (1990). Day of the Week Effect on Paris Bourse. *Journal of Banking and Finance*, 14(2-3), 461- 468.
- Steely, J. (2001). A Note on Information Seasonality and the Disappearance of the Weekend Effect in UK Stock Market. *Journal of Banking and Finance*, 25, 1941-1956.
- Sullivan, R., Timmermann, A. and White, H. (2001). Dangers of Data Mining: The Case of Calendar Effects in Stock Returns. *Journal of Econometrics*, 105, 249-286.
- Tunçel, Ahmet, K. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Yılın Ayı Etkisi. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, Cilt: 10, Sayı: 19, ss. 1-30.