

YAZ TATİLİ ETKİSİ'NİN BORSA İSTANBUL 100 ENDEKSİ'NDE GARCH (1,1) MODELİ İLE TEST EDİLMESİ

Selçuk KENDİRLİ, Doç. Dr.
seleukkendirli@hitit.edu.tr, Hitit Üniversitesi

Fatih KONAK, Öğr. Grv.
fatihkonak@hitit.edu.tr, Hitit Üniversitesi

Özet: Piyasa anomalilerinin varlığı, pazar katılımcıları için piyasa ortalamasının üstünde getiri elde etmek için bir fırsat oluşturmaktadır. Böyle bir durumun gerçekleşmesi, finansal piyasaların temel paradigmalardan, "Etkin Piyasa Hipotezi"ne aykırılık oluşturmaktadır. Bu çalışmada, "Yaz Tatili Etkisi'nin" BİST 100 Endeksi'nde var olup olmadığı araştırılmıştır. Bu amaç doğrultusunda GARCH (1,1) modeli kullanılarak analiz edilecek aylık veri setleri ana örneklem ve alt gruplar için; a) Tüm Seri: 01/01/2002 – 31/12/2013; b) 1. Periyot: 01/01/2002 – 31/12/2007; c) 2. Periyot: 01/01/2008 – 31/12/2013 şeklinde bölümlenmiştir. Analiz sonuçlarına göre, yaz tatili etkisinin varlığı piyasada bulunamamasına rağmen, yılın farklı aylarında bazı eğilimler ortaya çıkmıştır. Diğer taraftan, analiz sonuçları ana kütle ve alt gruplarda ortaya çıkan farklı negatif ve pozitif değerlerin süreklilik arz etmediğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Yaz Tatili Etkisi, BİST 100 Endeksi, GARCH (1,1)

THE SUMMER HOLIDAY EFFECT:

EMPRICAL EVIDENCE FROM ISTANBUL STOCK EXCHANGE 100 INDEX BY APPLYING GARCH (1,1)

Abstract: The presence of market anomalies, particularly calendar anomalies, in capital markets can be considered as an opportunity to obtain returns, which will be above the average of the market, and this presents a challenge to the ongoing theory of efficiency, also termed the Efficient Market Hypothesis (EMH). This paper examines the presence of the summer holiday effect as calendar anomaly in the BIST 100 Index for a) Whole Period: 01/01/2002 – 31/12/2013; b) 1. Period: 01/01/2002 – 31/12/2007; c) 2. Period: 01/01/2008 – 31/12/2013. Although the Summer Holiday Effect does not exist in the market, it can be observed that the monthly pattern does appear in different months. According to the outcomes, even though we have figured out different negative and positive results for the main period and sub-periods, they do not consistently.

Keywords: Summer Holiday Effect, BIST 100 Index, GARCH (1,1)

1. GİRİŞ

Finansal piyasalarda menkul kıymet fiyatlarının oluşum sürecini açıklamaya çalışan temel paradigma, "Etkin Piyasa Hipotezi"dir. Etkin Piyasa Hipotezine göre, rasyonel yatırımcılar, mevcut ve piyasaya ulaşan bilgileri hızlı ve doğru olarak fiyatlara yansıtmaktadır. Etkin bir piyasada geçmiş bilgilerden faydalanarak karlı yatırım stratejileri belirlemek mümkün değildir. Çünkü mevcut bilgilerden faydalanan yatırımcıların, bağımsız alım ve satım kararları sonucu oluşan piyasa fiyatlarının yönelimlerini, önceden tahmin etmek mümkün değildir.

Fama (1970), piyasa etkinliğinin, zayıf, yarı güçlü ve güçlü form olmak üzere üç aşamalı bir sınıflandırmasını yaparak, Etkin Piyasa Hipotezinin farklı bilgi setlerine göre test edilebilirliğini sağlamıştır. Zayıf form piyasa etkinliğine göre, geçmiş dönemlerdeki işlem bilgilerinden faydalanarak hisse senetleri getirilerini tahmin etmek mümkün değildir. "Rastsal Yürüyüş Modeli" olarak da tanımlanan zayıf yapıdaki etkin piyasalarda, önceden öngörülemez bilgi akışına bağlı fiyatlar rastsal olarak oluşmaktadır. Yarı-güçlü formda etkin bir piyasada, şirketlere ve makro ekonomik değişkenlere özgü kamuya açıklanan bilgiler kullanılarak hisse senedi fiyatlarını tahmin etmek mümkün değildir. Güçlü formda etkin piyasalarda ise, sınırlı sayıda yatırımcının sahip olduğu özel bilgiler fiyatlara yansıtılmaktadır. Bu nedenle, özel bilgilerden de yararlanılarak fiyatlardaki değişimi öngörmek mümkün değildir.

Ancak, Etkin Piyasa Hipotezinin öngörülleri ile uyumluluk göstermeyen gözlemler tespit edilmektedir. Anomaliler başlığı altında toplanan bu gözlemler "dönemsel" ve "dönemsel olmayan anomaliler" olarak gruplanmaktadır. Getirilerde zamana bağlı düzenlilikler olarak ortaya çıkan dönemsel anomaliler, Etkin Piyasa Hipotezinin rastsal yürüyüş modeli ve yatırımcıların rasyonelliği ile direkt bir zıtlık oluşturmaktadır. Etkin piyasalar hipotezine göre, piyasa katılımcıları tarafından anormal getiri elde etmelerini sağlayacak tahmin edilebilir bir trend söz konusu değildir. Bu çalışmada, "Yaz Tatili Etkisi'nin" BİST 100 Endeksi'nde var olup olmadığını analiz edebilmek için Endeks'e ait 01/01/2002 – 31/12/2013 arasındaki aylık kapanış verileri dikkate alınmıştır. Bu bağlamda, öncelikle aylık fiyat kapanışlarının doğal logaritmaları alınarak getiriler hesaplanmış ve tanımlayıcı istatistik bilgilerinden yararlanılmıştır ve varyans dağılımı analizi gerçekleştirilmiştir. Ayrıca, BİST 100 Endeksi'nde ki volatilitenin süreklilik arz edip etmediği, GARCH (1,1) testi uygulanarak ortaya konulmuştur.

II. LİTERATÜR TARAMASI

Piyasa anomalileri üzerine son yıllarda birçok çalışma yapılmıştır. Çalışma konumuz itibarıyla, tatil etkisi, yılın ayları etkisi ve bu eğilimlerin tespiti yönünde kullanılan GARCH (1,1) yöntemi ile ilgili literatür dikkate alınmıştır. Merrill (1966), Dow Jones Industrial Average üzerinde 1897- 1965 yılları arasında ki veri seti ile gerçekleştirdiği analiz sonucunda, resmi tatil günlerinden hemen önceki ticari işlemlerin yapıldığı günde hisse senedi getirilerinin %68 oranında arttığını tespit etmiştir. Benzer şekilde, Fosback (1976) Amerika için çok önemli bir gün olan 4 Temmuz'dan

önceki iş gününde piyasanın kayda değer bir artış gösterdiğini ortaya koymuştur. Ayrıca, Marrett ve Worthington (2009), Avustralya piyasasında işlem örgen küçük ölçekli firmalar üzerinde 1996-2006 yıllarını kapsayan araştırması sonucunda, tatil etkisinin özellikle perakendecilik sektöründe var olduğunu tespit etmişlerdir. Apolinario ve arkadaşlarının 2006 yılında yayınladıkları çalışmada, Avrupa'nın önde gelen Menkul Kıymet Borsaları üzerine GARCH ve TGARCH modellerini uygulayarak analiz etmişlerdir ve elde edilen bulgulara göre, anormal getirilerin oluştuğu takvimsel anomalilerin varlığını ispat edecek herhangi bir sonuca ulaşamamıştır. Ancak Avrupa piyasaları içinde koşullu varyansın varlığı dikkat çekmiştir. Al-Jafari (2012) Umman hisse senetleri piyasasında takvimsel anomalileri araştırmışlardır. Çalışma için 2005-2011 arasında ki veriler kullanılarak GARCH (1,1), TGARCH (1,1) ve EGARCH (1,1) modelleri uygulanmıştır. Bulunan sonuçlara göre, anomali varlığına rastlanmamıştır. Ayrıca yapılan çalışmada bağlı hisse senedi getirilerinin varyansların yüksek derecede süreklilik arz ettiği gözlemlenmiştir. Konak ve Şeker (2014), İngiltere'nin en önde gelen endeksi olan FTSE 100 üzerine, GARCH(1,1) testi vasıtasıyla gerçekleştirdikleri anomali analizi sonucunda piyasada meydana gelen hareketlerin rastsal yürüyüş sergilediğini ortaya koymuşlardır.

Karan ve Uygur (2001), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'nda haftanın günleri ve Ocak ayı etkileri ile firma büyüklüğü arasındaki ilişkiyi 1991-1998 dönemi itibarı ile firma büyüklüklerine göre 10 tane portföy oluşturarak araştırmışlardır. İnceleme sonucunda İMKB'de tüm portföyler açısından yüksek ve istatistiksel olarak anlamlı Cuma günü getirileri belirlenmiştir. Ancak büyük piyasa değerine sahip portföyler açısından haftanın günlerinin birbirlerinden farklı olmasının daha anlamlı olduğu anlaşılmıştır. Ayrıca, İMKB'de endeks getirilerine göre hazırlanan portföyde bir Ocak ayı etkisi olduğu belirlenmiş ve Ocak ayı etkisinin firma büyüklüğünden kaynaklandığı anlaşılmıştır. Lucey ve Whelan (2004), İrlanda Hisse Senedi Piyasası verilerinin dikkate alarak gerçekleştirdikleri çalışmada, Ocak ayı etkisini ve yılın ayları etkisini tespit etmişlerdir. Aynı şekilde Mehdiyan ve Perry (2002), Amerika'da var olan 3 büyük hisse senedi endeksinde çok yüksek Ocak ayı getirisinin oluştuğunu ve dolayısıyla da yılın ayları etkisinden söz edilebileceğini ortaya koymuşlardır. Diğer taraftan, Coutts ve Sheikh (2002) Johannesburg Hisse Senedi Endeksi'nde yılın ayları etkisinin varlığını yada kuvvetini yitirdiğini gösteren kanıtlar elde etmişlerdir.

Atakan (2008) İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) haftanın günü ve Ocak ayı anomalilerinin varlığını araştırmıştır. GARCH (1,1) modelinin kullanıldığı ve bir gecikmeli getiri serisinin ortalama denklemde bulunduğu İMKB Bileşik-100 Endeksi'nin 3 Temmuz 1987-18 Temmuz 2008 dönemini kapsayan ve toplam 5157 günlük veriden hareketle gerçekleştirilen bu çalışmanın sonucunda, İMKB'nin Ocak ayı getirilerinde, diğer aylara göre istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde herhangi bir farklılaşmanın olmadığı tespit edilmiştir. Bunun yanı sıra, Cuma günleri İMKB endeksinin getirisinin diğer günlere oranla ortalamadan yüksek, Pazartesi günü ise düşük olduğu ortaya konulmuştur.

III. VERİ SETİ VE METODOLOJİ

Araştırmanın amacı doğrultusunda, BİST 100 Endeksi'ne yaz tatili etkisinin var olup olmadığını analiz edebilmek için Endeks'e ait 01/01/2002 – 31/12/2013 arasındaki aylık kapanış verileri dikkate alınmıştır (Araştırmada kullanılan veriler <http://www.borsaistanbul.com> adresinden elde edilmiştir). Ayrıca yaz tatili etkisinin hem sürekliliğini kontrol edebilmek için hem de olası dönemsel anomali meydana gelmesi (veya yok olması) etkisini ölçümleme maksadıyla elde edilen veriler aşağıda gösterildiği gibi alt gruplara ayrılmıştır;

a) Tüm Seri	01/01/2002 – 31/12/2013
b) 1.Periyot	01/01/2002 - 31/12/2007
c) 2.Periyot	01/01/2008 -31/12/2012

BİST 100 Endeksinin aylık getiri değerleri, kapanış verileri referans alınarak, logaritmik yüzdesel değişim gösterecek şekilde aşağıdaki formülle hesaplanmıştır.

$$R_t = \log \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$$

Formülde yer alan R_t getiri değeri 't' zamanındaki aylık getiriyi ifade etmektedir. P_t ise t zamanındaki kapanış fiyatını gösterirken P_{t-1} bir önceki aya ait kapanış fiyatını belirtmektedir. Altını çizmek gerekirse, getiri hesaplamalarında temettü etkisi dışlanmıştır. Daha önce gerçekleştirilen birçok çalışmada kapanış fiyatlarına kar payı düzenlemesi yapmadan getirinin bulunmasının analiz sonuçlarına kayda değer bir etkisi olmadığı ortaya konmuştur. Örneğin, Lakoniskok ve Smith (1988) kar payı ödemelerini dışlamanın, istatistiksel ölçümlerler üzerine çok az veya hiçbir etkiye sahip olmadıklarını öne sürmüşlerdir. Araştırmada betimleyici istatistiksel verilerden de (ortalama, standart sapma, çarpıklık vb.) faydalanılmıştır. Ayrıca gerçekleştirilen ekonometrik modelin güvenilirliğini test etmek amacıyla temel varsayımların varlığı (normal dağılım ve durağanlık) sırasıyla Jarque-Bera testi ve Augment Dickey Fuller testi vasıtasıyla kontrol edilmiştir.

Çalışmamızın ana hipotezini ve kullanılan regresyon aşağıda gösterilmektedir;

$$R_{it} = \beta_1 M_{-1t} + \beta_2 M_{2t} + \beta_3 M_{3t} + \dots + \beta_{12} M_{12t} + \varepsilon_t$$

R_{it} 't' ayında meydana gelen getiriyi ifade eden bağımlı değişkeni ifade etmektedir. $\beta_{1,2,3,\dots,12}$ yılın aylarına isabet eden getirileri istatistiksel olarak ortaya koyan katsayıları göstermektedir. Ayrıca bu değişkenler kukla değişken olarak modele

dahil edilmiştir. Şöyle ki, β_1 için eğer aylardan Ocak ise 1, değilse 0 şeklinde düzenlenmiştir. M' değerleri ise ayları ifade etmektedir.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \dots = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12}$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \dots \neq \beta_9 \neq \beta_{10} \neq \beta_{11} \neq \beta_{12}$$

Yukarıda gösterilen hipotezlere göre, '0' hipotezi yılın ayları arasında hiçbir farklılığın olmadığını ve birbirine eşit olduğunu ortaya koymaktayken, alternatif hipotez ise yılın ayları arasında farklılık olabileceğini iddia etmektedir. Eğer '0' hipotezi reddedilemezse, nu piyasanın etkin olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifadeyle, piyasada pazar katılımcıları tarafından anormal getiri elde etmeye fayda sağlayacak herhangi bir eğilimden söz edilemez. Alternatif hipotezin kabulü durumunda ise, piyasanın zayıf formda etkin olmadığı iddia edilebilir.

Çalışmada, Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH (p,q) modeli ile uzun vadede tahmin edilebilir piyasa hareketinin yönü bulunmaya çalışılmıştır. GARCH (p,q) modeli şu şekilde gösterilebilir;

$$h_t = V_C + \sum_{j=1}^q V_A h_{t-j} + \sum_{j=1}^p V_B \varepsilon_{t-j}^2$$

Modelde koşullu varyansın sağlanması için $\sum_{j=1}^q V_A h_{t-j} + \sum_{j=1}^p V_B < 1$ olmalı, ayrıca V_A (GARCH katsayısını gösterir ve uzun vade de tahmin edilebilir hareketleri ifade eder), V_B (ARCH katsayısını gösterir ve kısa vadeli sürekliliği belirtir) ve V_C koşullu varyansın negatif olmama özelliğinin sağlanması için pozitif olmalıdır (Berument & Kıymaz, 2001). Regresyon parametrelerinin toplamı ($V_A + V_B$) geçmiş dönemlerde getiriye etki eden değişkenlerin şimdiki değişkenlik seviyesini göstermektedir ve 1'e yakın olması etkinin büyüklüğünü ifade etmektedir. GARCH testi ile istatistiksel anlamda önemli bir değer (F-Testi ile) bulunur ise, Endeksin günlük getirilerdeki yükseliş veya azalışlardan etkilendiği sonucuna varılabilir (Kendirli ve Karadeniz, 2012).

IV. VERİLERİN ANALİZİ

Çalışmanın bu kısmında, istatistiksel analizlerimizde kullanılan veri setine ilişkin açıklamalar yapılmıştır ve elde edilen bulgular analiz edilerek yorumlanmıştır.

Tablo 1: Betimleyici İstatistik Verileri

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarq-Ber.	Prob.
Ocak	-0,0147	-0,0125	0,0600	-0,0950	0,0640	-0,0683	1,4668	0,5923	0,7437
Şubat	0,0365	0,0600	0,1290	-0,1380	0,0920	-1,2400	3,3750	1,5728	0,4555
Mart	0,0652	0,0570	0,2060	-0,0390	0,0861	0,5066	2,3143	0,3742	0,8294
Nisan	-0,0407	-0,0825	0,1010	-0,0940	0,0774	1,1904	2,8306	1,4241	0,4906
Mayıs	-0,0095	0,0060	0,1270	-0,1300	0,0999	-0,0641	1,7445	0,3982	0,8195
Haziran	0,0647	0,0575	0,1850	-0,0390	0,0893	0,1674	1,5408	0,5603	0,7557
Temmuz	-0,0273	-0,0275	0,0880	-0,1440	0,0888	-0,0087	1,6267	0,4716	0,7899
Ağustos	0,0370	0,0605	0,1150	-0,1000	0,0834	-0,6844	2,1004	0,6708	0,7151
Eylül	-0,0273	0,0130	0,0880	-0,2590	0,1250	-1,1504	3,0518	1,3240	0,5158
Ekim	-0,0358	-0,0340	0,0070	-0,0790	0,0288	-0,0300	2,4127	0,0871	0,9574
Kasım	0,0172	0,0270	0,1530	-0,1110	0,0942	0,0193	1,9981	0,2513	0,8819
Aralık	0,0070	-0,0120	0,1090	-0,0420	0,0579	0,9434	2,5631	0,9377	0,6257

Tablo 1'de tüm seri için gerçekleştirilen betimleyici istatistik sonuçları yer almaktadır. Ortalama getirileri dikkate alınıp yılın ayları arasında genel bir bakış yaptığımızda, yarı yarıya pozitif ve negatif değerler görülmektedir. En yüksek getiri Mart ayında oluşurken, en düşük getiri ise Nisan ayında meydana gelmiştir. Yaz ayları açısından ele aldığımızda ise, yaz aylarından önceki (Mayıs) ve sonraki (Eylül) ayların her ikisinde de negatif getirinin oluşmasıdır. Standart Sapma açısından en yüksek oynaklığı Eylül ayı göstermektedir. Ayrıca, yaz aylarında meydana gelen oynaklığın birbirine çok yakın değerler izlemesi de dikkat çekmektedir.

Çalışılan serinin normal dağılım eğrileri irdelendiğinde, çarpıklık katsayı genel olarak ayların çoğunda sola çarpık bir dağılım gösterirken, basıklık katsayısı 3'den küçük olduğu için platikörtik dağılım göstermektedir. Serinin normal dağılımını ölçümlemek için kullandığımız Jarque-Bera testi sonuçlarına göre, genel itibarıyla, %1 anlamlılık düzeyinde standartlaştırılmış artıkların normal dağılım göstermediği anlaşılmaktadır.

Tablo 2: İMKB 100 Endeksinin Ana Kütle ve Alt Gruplarında Durağanlık (Birim Kök) (ADF) Testi

	T-stat.	Prob.	Lag.
01/01/2002 - 31/12/2013 Tüm Seri	-12.08109	0.000	3
Augmented Dickey-Fuller test statistic			
01/01/2002 - 31/12/2007 1. Periyot	-25.36922	0.000	1
Augmented Dickey-Fuller test statistic			
01/01/2008 - 31/12/2013 2. Periyot	-8.493634	0.000	2
Augmented Dickey-Fuller test statistic			

Tablo 2'den de anlaşılacağı üzere, BİST 100 Endeksi getiri serilerine ilişkin ADF testi sonucunda tüm uygulama gruplarında ve ana kütlede birim kök problemi ortaya çıkmış ve seriler çeşitli Lag düzeylerinde durağanlaştırılmıştır. Tüm seri dikkate alındığında, serinin durağanlaştırılması için 3 gecikme alınması gerekirken diğer iki alt grupta sırasıyla 1 ve 2 gecikme alınması gerekmiştir.

Çalışmamızın ana odak noktası olan, yaz ayları (Haziran, Temmuz ve Ağustos) ile yılın diğer ayları arasında tüm seride ve alt gruplarda bir farklılaşmanın var olup olmadığını çözümleyebilmek amacıyla belirtilen ana grup ve alt gruplarda varyans dağılımı analizi gerçekleştirilmiştir. Tablo 3'de bu testin sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 3'den ilk bakışta anlaşılacağı üzere, diğer çalışmalardan da tercih edildiği gibi çoklu doğrusallık problemini elemine edebilmek için Aralık ayı regresyon eşitliğinden çıkarılmıştır. Aralık ayının regresyon eşitliğinden çıkarılmasının sebebi, ortaya çıkabilecek çoklu doğrusallık probleminin elemine edilmesidir (Konak ve Kendirli, 2012). Ayrıca, Aralık ayına ait değerler Tablo 3'de 'C' simgesiyle gösterilmiştir.

Analiz sonuçlarına göre, ana kütle ve alt gruplarda farklı negatif ve pozitif değerler elde edilmiştir. Aralık ayında elde edilen negatif değer hem tüm seride hem de 1. Periyotta istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Ayrıca, tüm seride bulunan negatif değere sahip Ocak, Şubat, Nisan Mayıs, Ekim ve Kasım ayı bulguları da farklı düzeylerde de olsa istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ve '0' hipotezi reddedilebilmiştir. Yaz aylarının etkinliği açısından Tablo 3 incelendiğinde, Haziran ve Temmuz aylarında oluşan değerlerin tüm ser ve alt gruplarda istatistiksel olarak anlam ifade etmemelerine karşın, Ağustos ayında ki negatif sonucun hem tüm seride hem de 1. Periyotta sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olduğu saptanmıştır. Ancak bu değer 2. Periyotta önemini yitirmiştir.

1883

MARMARA
ÜNİVERSİTESİ

Tablo 3: Haftanın Günlerinin Varyans Dağılımı

01/01/2002 - 31/12/2013 Tüm Seri

Variable	Coeff.	Std. Error	z-istatistiği	Prob.
C	0.066936	0.029383	2.278072	0.022**
Ocak	-0.112383	0.043731	-2.569877	0.0102**
Şubat	-0.072473	0.037966	-1.908914	0.0563*
Mart	-0.036139	0.045214	-0.799292	0.424
Nisan	-0.064455	0.038854	-1.658916	0.097*
Mayıs	-0.118226	0.042234	-2.799285	0.005***
Haziran	-0.036278	0.044681	-0.811921	0.416
Temmuz	-0.00263	0.036961	-0.071165	0.943
Ağustos	-0.126326	0.036433	-3.467327	0.000***
Eylül	-0.00426	0.040537	-0.105083	0.9163
Ekim	-0.083986	0.040584	-2.069419	0.038**
Kasım	-0.110205	0.044796	-2.460157	0.002***

01/01/2002 - 31/12/2007 1. Periyot

C	0.088846	0.051729	1.717541	0.085*
Ocak	-0.078491	0.050474	-1.555069	0.119
Şubat	-0.094169	0.056144	-1.677269	0.093*
Mart	-0.168558	0.058817	-2.865824	0,004***
Nisan	-0.111059	0.0692	-1.604902	0.1085
Mayıs	-0.030532	0.060014	-0.508751	0.610
Haziran	-0.052667	0.057871	-0.910078	0.3628
Temmuz	-0.02815	0.055559	-0.506669	0.6124
Ağustos	-0.122263	0.058242	-2.099234	0,035**
Eylül	-0.01902	0.05326	-0.357114	0.721
Ekim	-0.092223	0.054927	-1.679019	0,093*
Kasım	-0.211772	0.066173	-3.200267	0,001***

01/01/2008 - 31/12/2013 2. Periyot

C	0.009123	0.026124	0.349208	0.727
Ocak	-0.035148	0.035035	-1.003211	0.316
Şubat	0.058201	0.040701	1.42998	0.153
Mart	0.034258	0.017118	2.001248	0.045**
Nisan	-0.069849	0.042546	-1.641721	0.101
Mayıs	-0.003706	0.040295	-0.091976	0.927
Haziran	0.034081	0.034729	0.981354	0.326
Temmuz	-0.041462	0.033834	-1.225456	0.220
Ağustos	0.05673	0.038313	1.480701	0.139
Eylül	0.005305	0.038537	0.13766	0.891
Ekim	-0.04189	0.05971	-0.701561	0.483
Kasım	-0.00313	0.037419	-0.083643	0.933

Not: * %10 düzeyinde, ** %5 düzeyinde, *** ise %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir

Çalışmamızın bu bölümünde GARCH (1,1) modeli ile uzun vadede tahmin edilebilir piyasa hareketinin yönü bulunmaya çalışılmıştır. Tablo 4'de gösterilen çıktılara göre, ana kütlede ve tüm alt gruplarda meydana gelen varyansın hem kısa vadede hem de uzun vadede devamlılık gösterebileceği iddia edilebilir. Çünkü çıkan değerlerin büyük bir çoğunluğu farklı düzeylerde istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Bu nedenle, farklı aylarda ve yaz aylarından Ağustos ayında ortaya çıkan negatif değerlerin, gelecek planlaması yapan veya yatırım kararı almak için piyasayı koklayan katılımcılar için anormal getiri elde etmede kullanılabileceği yine de savunulabilecektir. Ancak unutulmamalıdır ki dönem bazında analiz yapıldığında bu bulguların süreklilik arz etmediği görülmüştür. Sonuç olarak, BİST 100 Endeksi'nde belirlenen veri seti dahilinde yaz tatili anomalisinin varlığından söz etmek mümkün değildir. Bir başka ifadeyle, Etkin Piyasalar Hipotezi açısından piyasanın etkin olduğu iddia edilebilir.

Tablo 4: İMKB 100 Endeksi Getiri Serisi GARCH (1,1)

	Coeff.	Std. Error	z-istatistiği	Prob.
01/01/2002 - 31/12/2013 Tüm Seri				
C	0.003076	0.00091	3.379853	0.0007
RESID(-1) ²	0.257986	0.088664	2.909722	0.0036
GARCH(-1)	0.493377	0.082171	6.004266	0.000
01/01/2002 - 31/12/2007 1. Periyot				
C	0.000431	0.000724	0.595244	0.5517
RESID(-1) ²	1.978362	0.591255	3.346037	0.0008
GARCH(-1)	0.04064	0.039742	1.022611	0.3065
01/01/2008 - 31/12/2013 2. Periyot				
C	0.000116	0.000129	0.89782	0.3693
RESID(-1) ²	-0.119615	0.057848	-2.067732	0.0387
GARCH(-1)	1.096176	0.067985	16.12386	0.000

V. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Etkin Piyasa Hipotezine göre, çok sayıda alıcı ve satıcının bulunduğu bir piyasada bireysel fayda fonksiyonlarını maksimize etmeyi hedefleyen rasyonel yatırımcılar, mevcut ve piyasaya ulaşan bilgileri hızlı ve doğru olarak fiyatlara yansıtmaktadır ve bu nedenle piyasa ortalamasının üstünde getiri elde etmek mümkün değildir. Ancak, getirilerde zamana bağlı düzenlilikler olarak ortaya çıkan dönemsel anomaliler, EPH'nin rastsal yürüyüş modeli ve yatırımcıların rasyonelliği ile direkt bir zıtlık oluşturmaktadır.

Araştırmanın amacı doğrultusunda, BİST 100 Endeksi'ne yaz tatili etkisinin var olup olmadığını analiz edebilmek için Endeks'e ait 01/01/2002 - 31/12/2013 arasındaki aylık kapanış verileri dikkate alınmıştır. Ayrıca yaz tatili etkisinin hem sürekliliğini kontrol edebilmek için hem de olası dönemsel anomali meydana gelmesi (veya yok olması) etkisini ölçümleme maksadıyla elde edilen veriler farklı dönem aralıkları ile tekrardan analiz edilmiştir.

Ortalama getirileri dikkate alıp yılın ayları arasında genel bir bakış yaptığımızda, yarı yarıya pozitif ve negatif değerler elde edilmiştir. 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. Bir diğer nokta ise, yaz aylarından önceki (Mayıs) ve sonraki (Eylül) ayların her ikisinde de negatif getirinin oluşmasıdır. Standart Sapma açısından en yüksek oynaklığı Eylül ayı göstermiştir. Ayrıca, yaz aylarında meydana gelen oynaklığın birbirine çok yakın değerler izlemesi de dikkat çekmiştir.

Haziran ve Temmuz aylarında oluşan değerlerin tüm ser ve alt gruplarda istatistiksel olarak anlam ifade etmemelerine karşın, Ağustos ayında ki negatif sonucun hem tüm seride hem de 1. Periyotta sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olduğu saptanmıştır. Ancak bu değer 2. Periyotta önemini yitirmiştir. Sonuç olarak Ağustos ayı ve bazı diğer ayların etkisinin hem ana kütlede hem de alt gruplarda dönemsel bazda pazar katılımcıları anormal getiri elde edebilecek bilgiye sahip olabilme ihtimallerine karşın, bu verilerin süreklilik göstermemesinden dolayı yaz ayları etkisi veya yılın ayları etkisinden bahsetmek mümkün olmayacaktır. Bir başka ifadeyle BİST 100 Endeksi'nin kullanılan veri seti ve model bağlamında etkin olduğu iddia edilebilir.

KAYNAKÇA

- Al-Jafari, Mohamed, K., (2012) "An Empirical Investigation of the Day-of- the-Week Effect on Stock Returns and Volatility: Evidence from Muscat Securities Market", International Journal of Economics and Finance, Vol. 4, No. 7; July 2012
- Apolinario, Rosa Maria Cáceres, Santana, Octavio Maroto and Lourdes Jordán Sales, (2006), "Day of the Week Effect on European Stock Markets", International Research Journal of Finance and Economics, ISSN 1450-2887 Issue 2 (2006)
- 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/Vol:37, Sayı/No:2, 2008, 98-110 ISSN: 1303-1732
- Berument, H., & H. Kyimaz. (2001). "The day of the Week Effect on Stock Market Volatility". Journal of Economics and Finance, 25, 2, pp. 181-193.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity". Journal of Econometrics. 31. 307-327.
- Coutts, J.A., and Sheikh, M.A. (2002). "The Anomalies that aren't There: The Weekend, January and Pre-Holiday Effects on the All Gold Index on the Johannesburg Stock Exchange 1987-1997". Applied Financial Economics, 12, pp. 863-871
- Fama, F. Eugene (1970). "Efficient Capital Markets: Review of Theory and Empirical Work". Journal of Finance, vol.25, Issue.2
- Fosback, N. (1976). "Stock Market Logic". Institute for Econometric Research, Fort Lauderdale, p156.
- Kendirli, Selçuk ve Karadeniz, Gülnara. (2012). "2008 Krizi Sonrası İMKB- 30 Endeksi Volatilitésinin Genelleştirilmiş ARCH Modeli İle Tahmini", Kahraman Maraş Sütçü İmam Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt/ Volume: 02, Sayı: 02.
- Konak, Fatih ve Kendirli, Selçuk (2013), "Küresel Finansal Kriz Sürecinde Bist 100 Endeksi'nde Haftanın Günleri Etkisinin Değerlendirilmesi", 12. Ulusal İşletmecilik Kongresi, Muğla, 2013
- Konak, Fatih., ve Şeker, Yasin. (2014). The Efficiency of Developed Markets: Empirical Evidence from FTSE 100. Journal of Advanced Management Science Vol. 2(1).
- Lakonishok, J. and S.Smidt (1988). "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective". Review of Financial Studies 1, 403-425
- Marrett, G. J. and Worthington, A. C. (2009). "An Empirical Note on the Holiday Effect in the Australian Stock Market, 1996-2006". Applied Economics Letters 16(17), 1769-1772.
- Mehdian, S., and M.J. Perry (2002). "Anomalies in US Equity Markets: A Re-Examination of the January Effect". Applied Financial Economics, 12, 141-145.
- Merrill, A., 1966, Behaviour of Prices on Wall Street, The Analysis Press, Chappaqua, NY
- Lakonishok, J. and S.Smidt (1988). "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective". Review of Financial Studies 1, 403-425
- Lucey, Brian. M., & Whelan, S. (2004). "Monthly and Semi-Annual Seasonality in the Irish Equity Market 1934-2000". Applied Financial Economics, 14(3), 203-208

1883

MARMARA
ÜNİVERSİTESİ



MARMARA ÜNİVERSİTESİ YAYINEVİ



MARMARA
ÜNİVERSİTESİ