

Borsa İstanbul'da Getiri ve Oynaklık Üzerinde Ocak Ayı Etkisinin Testi

The Test of January Effect on Return and Volatility in Borsa Istanbul

Nurdan DEĞİRMENCİ, Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, Türkiye, nurdan.degirmenci@erdogan.edu.tr

Orcid No: 0000-0002-8759-8871

Öz: Hisse senetlerinin Ocak ayında diğer aylara göre daha yüksek getiri sağlaması Ocak ayı etkisi olarak tanımlanmaktadır. Bu çalışmanın amacı Borsa İstanbul (BIST 100) hisse senedi getiri ve oynaklığı üzerinde Ocak ayı etkisinin olup olmadığını GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri ile araştırmaktır. Bu amaçla çalışmada 04.01.2010-18.02.2020 dönemini kapsayan günlük hisse senedi getirisi kapanış değerleri kullanılmıştır. Elde edinilen bulgulara göre, hisse senedi getirileri üzerinde Ocak ayı etkisi görülürken oynaklık üzerinde herhangi bir etki bulunamamıştır. Ayrıca kaldıraç etkisini belirlemek amacıyla oluşturulan EGARCH ve TGARCH modellerinde negatif şokların pozitif şoklara göre daha etkili olduğu belirlenmiştir.

Anahtar Sözcükler: Ocak Ayı Etkisi, Etkin Piyasa Hipotezi, GARCH, EGARCH, TGARCH Modelleri.

JEL Sınıflandırması: C58, G11, G14

Abstract: January effect means that stock returns are higher in January than in any other month of the year. The aim of this study is to investigate whether there is a January effect on Borsa İstanbul (BIST 100) stock returns and volatility with GARCH, EGARCH and TGARCH models. For this purpose, the daily stock return closing values covering the period of 04.01.2010-18.02.2020 were used. According to the findings, while January effect was observed on stock returns, no effect was found on volatility. In addition, it was determined that negative shocks are more effective than positive shocks in EGARCH and TGARCH models created to determine leverage effect.

Keywords: January Effect, Efficient Market Hypothesis, GARCH, EGARCH, TGARCH Models.

JEL Classification: C58, G11, G14

1. Giriş

Etkin piyasa hipotezi, hisse senedi piyasasında fiyatların hisse senetlerine dair tüm bilgiyi yansıttığını ve yatırımcıların ortalamanın üzerinde bir getiri elde edemeyeceğini ifade etmektedir (Fama, 1965). Etkin Piyasalar Hipotezine göre finansal piyasalarda fiyat hareketleri rastgele oluşmakta ve tesadüfi dağılım sergilemektedir. Buna göre finansal piyasalarda fiyat hareketleri önceden tahmin edilememekte, yatırımcılar tüm bilgiye ulaşabilmektedir. Finansal piyasalar etkinlik derecelerine göre zayıf formda, yarı güçlü formda ve güçlü formda olmak üzere üç şekilde sınıflandırılmaktadır. Zayıf forma göre yatırımcıların rasyonel oldukları, yarı güçlü formda yatırımcıların tam bilgiye sahip oldukları, güçlü formda ise yatırımcıların faydalarını maksimize etmeyi umdukları ve fayda maksimizasyonuna yönelik davranış sergiledikleri varsayılmaktadır.

Finans literatüründe etkin piyasa hipotezinin geçerliliği ampirik olarak yoğun bir şekilde test edilmiş ve yatırımcıların rasyonel olmayan davranışlarından dolayı etkin piyasa

Makale Geçmişi / Article History

Başvuru Tarihi / Date of Application : 10 Ocak / January 2021

Kabul Tarihi / Acceptance Date : 22 Şubat / February 2021

hipotezine aykırı davranışlar sergiledikleri ortaya koyulmuştur. Etkin piyasa hipotezine aykırı davranışların en önemlilerden biri piyasalarda görülen anomalilerdir. Thaler (1987) anomalileri teori ile uyuşmayan bir gözlem veya realite olarak ifade etmiştir. Anomaliler dönemsel ve dönemsel olmayan anomaliler olarak iki şekilde sınıflandırılmaktadır. Dönemsel anomaliler, hisse senedi getirilerinin seans, gün, hafta, ay veya tatil dönemi gibi çeşitli dönemlerde diğer dönemlere kıyasla farklı bir davranış göstermesidir. Gün içi anomalisi, haftanın günü anomalisi, Ocak ayı anomalisi, ay içi, ay dönümü, yıl dönümü anomalisi, tatillere ilişkin anomaliler örnek olarak verilebilir. Dönemsel olmayan anomaliler ise kesitsel ve fiyat anomalilerinden oluşmaktadır.

Ocak ayında riskin daha yüksek olması, yılbaşlarında piyasada para hacminin artması sonucu hisse senedi piyasalarına olan talebin yükselmesi, hisse senetlerinin fiyatlarına etki eden haberlerin Ocak aylarında piyasaya gelmesi, yatırımcıların vergi matrahını düşürmek amacıyla Aralık ayında zarar ettikleri hisse senetlerini satıp Ocak ayında piyasadaki düşük fiyatlardan bu hisse senetlerini yeniden satın alması gibi nedenler Ocak ayı etkisine sebep olabilmektedir. Özetle piyasalarda görülen Ocak ayı etkisi hisse senetlerinin Ocak ayında daha yüksek getiri sağlama olasılığı nedeniyle yatırımcıların karlılığını arttırması açısından önemlidir.

Bilindiği üzere risk ve getiri arasında pozitif bir ilişki vardır. Yüksek getiri elde etmek için yüksek risklere katlanmak gerekmektedir. Dolayısıyla yatırım sürecinde doğru, güvenilir bilgiler ışığında rasyonel kararların alınması yatırımcılar açısından önem arz etmektedir. Çünkü beklenmedik olaylar hisse senetleri gibi finansal varlıklar üzerinde önemli değişikliklere yani oynaklığa yol açmaktadır. Oynaklık hisse senedi fiyatlarında oluşan ani dalgalanmalar olarak tanımlanabilir. Piyasalarda oluşan yüksek oynaklık, endeksin kısa sürede önemli ölçüde değişkenlik göstereceğini ve dolayısıyla riskli olduğunu ifade etmektedir. Düşük oynaklık durumunda ise fiyat endeksi zaman içerisinde aşırı değişimler göstermemektedir.

Herhangi bir finansal varlığa ait getirinin değişkenliğini ifade eden oynaklık, finansal varlıkların getirilerini tahmin etmede bu açıdan çok önemli bir yere sahiptir. Literatür incelendiğinde getirilerde oluşan dalgalanmaların modellenmesinde Engle (1982) ve Bollerslev (1986)'in geliştirdiği otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) ve genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modellerinin kullanıldığı görülmektedir. ARCH ve GARCH modellerinde haberlerin oynaklığa etkisinin simetrik olduğu bir başka deyişle iyi veya kötü haberlerin oynaklığa etkisinin birbirinin aynı olduğu

varsayılmaktadır. Buna karşın kötü haberlerin iyi haberlere göre oynaklığı daha çok arttırdığı gözlemine dayanarak asimetrik GARCH (EGARCH, TGARCH vb.) modelleri geliştirilmiştir.

Bu çalışmada 04.01.2010-18.02.2020 dönemi için BIST 100 getiri ve oynaklığı üzerinde Ocak ayı etkisinin olup olmadığı GARCH modeli ile asimetrik etkiyi dikkate alan EGARCH ve TGARCH modelleri çerçevesinde araştırılmıştır. Çalışmada günlük veri kullanılarak yatırımcı davranışının daha net bir biçimde modellenmesi ve verilerde toplulaştırma nedeniyle ortaya çıkan bilgi kaybının önlenmesi amaçlanmıştır.

Bu doğrultuda öncelikle literatür taraması verilerek anomalileri test eden ampirik çalışmalar aktarılmaya çalışılmıştır. Sonrasında analizlerde kullanılan veri seti ve yöntem sunulmuş, elde edilen bulgular ve sonuçlar değerlendirilmiştir.

2. Literatür Araştırması

Hisse senedi piyasalarında en çok gözlemlenen dönemsel anomalilerden biri Ocak ayı etkisidir. Literatürdeki çalışmalar hisse senedi getirilerinin Ocak ayında daha yüksek olduğuna dair bulgular sunmaktadır. Literatürde Ocak ayı etkisi ile ilgili yapılmış ve Ocak ayı etkisinin varlığını ortaya koyan bazı çalışmalar mevcuttur.

Ocak ayı etkisi ilk kez Wachtel (1942) tarafından analiz edilmiş ve düşük piyasa değerine sahip firmaların hisse senetlerinin Ocak ayında daha fazla getiri elde ettirdiklerini belirlemiştir. Ocak ayı etkisine ilişkin yapılan çalışmalardan bir diğeri Rozeff ve Kinney (1976)'e aittir. Rozeff ve Kinney (1976), 1904-1974 dönemi için New York Borsası'ndaki hisse senetlerinde mevsimsel getirilerin etkisini inceleyerek Ocak ayı ortalama getirilerinin diğer aylara oranla oldukça yüksek olduğunu ortaya koymuşlardır. Gültekin ve Gültekin (1983), 1959-1979 dönemi için 17 ülkenin hisse senedi piyasasında Ocak ayı etkisini araştırmışlardır. Sonuçta, ABD'nin dışında Almanya, Avustralya, Belçika, Danimarka, Hollanda, İngiltere, İspanya, İsveç, İsviçre, Japonya, Kanada ve Norveç için Ocak ayı etkisinin varlığını tespit etmişlerdir. Tong (1992), ARCH yaklaşımını kullanarak ABD, Tayvan ve Güney Kore hisse senedi piyasalarında Ocak ayı etkisinin varlığını incelemiştir. Sonuç olarak, Güney Kore ve Tayvan hisse senedi piyasalarında ocak ayı etkisinin görülmediğini ortaya koymuşlardır. Balaban (1995), 1988-1993 dönemlerinde Borsa İstanbul'da hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak aylara ilişkin anomalileri araştırmış ve hisse senedi piyasasında Ocak, Haziran ve Eylül ayları için yüksek getiriler elde edilebileceği bulgusuna ulaşmıştır. Balaban vd. (1996), Borsa İstanbul'da Ocak ayında gerçekleşen dalgalanmaların daha fazla olduğunu belirlemişlerdir.

Choudhry (2001), 1870-1913 döneminde Amerika, Almanya ve İngiltere hisse senedi piyasalarında ocak ayı etkisini GARCH modeli ile araştırmış ve Amerika ve İngiltere hisse

senedi piyasalarında Ocak ayı etkisinin görüldüğünü tespit etmiştir. Karan ve Uygur (2001), Ocak ayı etkileri ile firma büyüklüğü arasındaki ilişkiyi araştırarak Borsa İstanbul'da Ocak ayı etkisinin varlığını tespit etmişlerdir. Hsu (2005), Asya ülkeleri hisse senedi endeksleri ile Amerika, Japonya, Brezilya ve İngiltere hisse senedi endekslerini karşılaştırarak Ocak ayı etkisini araştırmıştır. Sonuç olarak Tayvan, Hong Kong hisse senedi endekslerinde Ocak ayı etkisi bulunurken Amerika, İngiltere, Japonya ve Çin hisse senedi endekslerinde Ocak ayı etkisinin olmadığı belirlenmiştir. Rendon ve Ziemba (2007), vadeli işlem piyasalarında Ocak ayı etkisini araştırmışlar ve Ocak ayı etkisinin 1982'den 2004'e kadar geçerli olduğunu bulmuşlardır. Keong vd. (2010), Asya ülkelerinde Ocak ayı etkisini inceleyerek, Hong Kong, Japonya, Kore ve Çin dışındaki ülkelerde Aralık ayı etkisini tespit ederken, bazı ülkelerdeki hisse senedi getirilerinde ise Ocak, Nisan ve Mayıs aylarının etkisi olduğunu belirlemişlerdir.

Agnani ve Aray (2011), 1940-2006 dönemi için ABD hisse senedi piyasasında yüksek oynaklık periyodunda daha fazla olmakla birlikte düşük oynaklık periyotlarında da zamana göre değişen Ocak ayı etkisinin varlığını kanıtlamışlardır. Ege vd. (2012), 2001-2011 dönemine ait BIST-30 ve BIST-50 hisse senedi getirilerini kullanarak Ocak ayı etkisini güç oranı yöntemiyle araştırmışlar ve hisse senedi getirileri üzerinde Ocak ayı etkisinin geçerli olduğunu bulmuşlardır. Küçüksille (2012), BIST endekslerinde Ocak ayı etkisini araştırmış ve elde etmiş olduğu bulgulara göre, BIST-100 ve Sınai endekslerinde Ocak ayı etkisini bulurken, BIST Gıda endeksi, Mali endeks ve Holding ve Yatırım endekslerinde Ocak ayı etkisi olmadığını ortaya koymuştur. Abdioğlu ve Değirmenci (2013), BIST-100 endeksinde kriz öncesi, kriz dönemi ve kriz sonrası için araştırdıkları mevsimsel anomalilerde sadece kriz dönemi için Ocak ayında getiri bakımından bir farklılık bulmuşlardır. Aytekin ve Sakarya (2014), Ocak ayı etkisinin varlığını güç oranı yöntemi ve tek yönlü varyans analizi kullanarak araştırmışlar, sonuç olarak endekslerin aylık getirilerinin birbirinden farklı olduğunu ve Ocak ayı etkisinin görüldüğünü tespit etmişlerdir. Bozkurt (2015), 6 gelişmiş 6 gelişmekte olan 12 ülke hisse senedi piyasasında 2000-2014 dönemi için Mann Whitney U ile Kruskal Wallis testlerini kullanarak haftanın günü, on üçüncü Cuma, Ocak ayı ve ay görünümü anomalilerini araştırmıştır. Bulgularda, Peru, Brezilya, Polonya, Singapur ve Birleşik Krallık hisse senedi piyasalarında haftanın günü, Birleşik Krallık ile Hindistan hisse senedi piyasalarında Ocak ayı etkisi, Japonya, Türkiye, Polonya, Brezilya, Kanada ve ABD hisse senedi piyasalarında ayın görünümü ve son olarak Meksika hisse senedi piyasasında on üçüncü Cuma anomalisinin gözlemlendiğini ortaya koymuştur. Almanya hisse senedi piyasasında ise hiçbir anomali türü tespit edilememiştir. Moller ve Zilca (2008), 1995-2004 dönemi ve 1965-1994 dönemi için Ocak ayı etkisini iki ayrı dönem aralığı için ayrı ayrı incelemişler ve Ocak ayı etkisinin

gözlemlendiğini ortaya koymuşlardır. Özellikle Ocak ayının ilk yarısında ikinci yarısına nispeten daha yüksek getiri elde edildiği tespit edilmiştir. Yiğiter ve Ilgın (2015), Ocak ayı etkisini araştırdıkları çalışmalarında ele alınan dönemde ocak ayı etkisinin varlığını ortaya koymuşlardır. Turaboğlu ve Topaloğlu (2017), 1989-2015 döneminde BİST 100 Endeksi ve BİST Tüm Endeksi için Ocak ayı etkisinin varlığını güç oranı yöntemi kullanarak analiz etmişlerdir. Sonuçta her iki endeks türünde de ocak ayı etkisinin söz konusu olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Perez (2018), Ocak ayı etkisini 86 ülke ve 106 hisse senedi endeksi için incelemiş ve birçok ülkenin hisse senedi piyasasında ocak ayı etkisinin geçerli olduğunu bulmuştur. Can Öziç (2020), BİST Sınai, BİST Hizmetler, BİST Mali, BİST Teknoloji, BİST Ticaret, BİST Turizm sektör endekslerinde Ocak ayı etkisini araştırmış ve sadece BİST Ticaret endeksinde Ocak ayı etkisini bulmuştur. Gül (2020), 23 ülkenin hisse senedi piyasalarında ay sonu kapanış verilerini kullanarak Ocak ayı etkisini araştırmış ve ABD, Brezilya, İngiltere, İspanya ve Hindistan haricindeki 18 hisse senedi piyasasında Ocak ayı etkisinin varlığını ortaya koymuştur.

Hisse senedi getirileri ve döviz piyasası üzerinde Ocak ayı anomalisinin herhangi bir etkisinin olmadığı tespit edilen bazı çalışmalar ise şunlardır.

Cheung ve Coutts (1999), 1985-1997 dönemi için Hong Kong hisse senedi piyasasında Ocak ayı etkisini araştırmışlardır. Sonuç olarak, Ocak ayı etkisinin olmadığını tespit etmişlerdir. Raj ve Kumari (2006) ise Hindistan’da Ocak ayı etkisini araştırmış ve Ocak ayı etkisine dair bir bulguya rastlamamışlardır. Floros (2008), 1999-2001 krizi öncesi ve sonrası Yunanistan’da hisse senedi getirilerindeki Ocak ayı etkisini incelemiş ve Ocak ayı etkisine dair hiçbir kanıt bulamamıştır. Atakan (2008), 1987-2008 dönemine ait günlük verileri kullanarak BIST-100 hisse senedi getirisi üzerinde ARCH-GARCH modelleri ile haftanın günü ve Ocak ayı etkilerinin varlığını araştırmıştır. Sonuç olarak anlamlı bir Ocak ayı etkisi bulunamazken haftanın Günü Etkisinin söz konusu olduğu belirlenmiştir. Çinko (2008), Ocak ayı etkisini araştırdığı çalışmasında Ocak ayı için getirilerin farklı olmadığını belirlemiştir. Al-Rjoub ve Alwaked (2010), kriz dönemlerinde DJIA, S&P 500 ve NASDAQ endekslerinde Ocak ayı etkisini araştırmışlar, sonuç olarak incelenen finansal kriz dönemlerinde Ocak ayı etkisinin görülmediğini tespit etmişlerdir. Tunçel (2012), Ocak ayı etkisinin varlığını araştırdığı çalışmasında Borsa İstanbul’da bu etkiye dair herhangi bir kanıt bulamamıştır. Özkan ve Zeytinoğlu (2018), 1989-2016 dönemine ilişkin Borsa İstanbul pay piyasasında diğer Ocak ayı etkisini araştırmışlar ve diğer Ocak ayı etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018), Türkiye için döviz piyasasında Ocak ayı

etkisini araştırdıkları çalışmalarında ise Ocak ayı etkisinin varlığına ilişkin herhangi bir bulguya ulaşamamışlardır.

Yapılan çalışmalar incelendiğinde, çalışmanın incelendiği dönem aralığı ve kullanılan yöntemler farklılık arz etse de hisse senedi piyasalarında genellikle Ocak ayı etkisinin gözlemlendiği görülmüştür.

3. Araştırmada Kullanılan Veri Seti ve Yöntem

3.1. Veri Seti

Borsa İstanbul'da Ocak ayı etkisinin test edildiği bu çalışmada BIST 100 fiyat endeksinin kapanış değerleri kullanılarak endeksin günlük getiri değerleri hesaplanmıştır. İlgili veri seti Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım (TCMB) sitesinden elde edilmiştir. Çalışmada 04.01.2010-18.02.2020 dönemi ele alınmıştır.

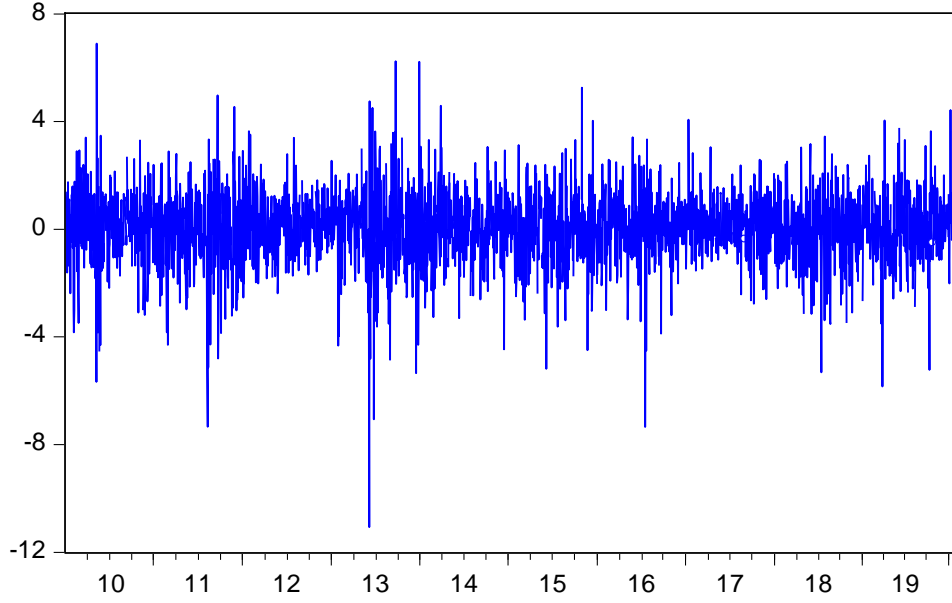
$$R_t = \ln\left(\frac{E_t}{E_{t-1}}\right) \quad (1)$$

Çalışmada öncelikle (1) numaralı denklemde gösterildiği gibi BIST 100 endeksinin getiri değerleri hesaplanmıştır. Burada R_t ; BIST 100 endeksinin t dönemi logaritmik getiri değerini, E_t ; BIST 100 endeksinin t dönemi kapanış değerini gösterirken E_{t-1} ; BIST 100 endeksinin t-1 dönemindeki kapanış değerini ifade etmektedir.

Tablo 1. Tanımlayıcı istatistikler

	Getiri
Ortalama	0.0318
Medyan	0.0841
Maksimum	6.8952
Minimum	-11.06379
Standart Sapma	1.4049
Çarpıklık	-0.5058
Basıklık	6.6136
Jarque-Bera	1491.472
Olasılık	0.0000

Tablo 1'de BIST 100 getiri serisinin tanımlayıcı istatistikleri verilmiştir. Getiri serisinin basıklık katsayısının 3'ten büyük olduğu yani serinin leptokurtik (kalın kuyruk) özellik sergilediği görülmektedir. Çarpıklık katsayısı ise sola çarpık dağılımın göstergesi olarak negatiftir. Finansal piyasalarda hisse senedi dalgalanmalarına ilişkin modellerde hata terimi için normal dağılım yerine daha esnek bir parametrik dağılımın kullanılması daha güvenilir sonuçlar verdiği ifade edilmektedir (Engle vd., 1990). Tablo 1'de Jarque-Bera istatistiğine bakıldığında serinin normal dağılmadığı görülmektedir.



Şekil 1. Getiri serisi

Şekil 1 getiri serisine ait logaritmik getirilerde meydana gelen büyük değişimleri büyük, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediğini ifade eden oynaklık kümelenmesini göstermektedir. Bu durum getiri serisinin değişen varyans yapısı gösterebileceğine ilişkin işaret sunmaktadır.

3.2. Yöntem

Çalışmada genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılarak öncelikle serilerin durağanlık analizleri gerçekleştirilmiştir. Getiri serisinin durağanlık analizinden sonra en uygun modelin belirlenmesi için farklı p ve q değerlerine göre AR(p), MA(q) ve ARMA(p,q) modellerini en küçük kareler yöntemiyle tahmin ederek ARMA modeli belirlenmiştir. Uygun olan modelin belirlenmesinde modellerin katsayı anlamlılıkları ve Akaike (AIC) bilgi kriterleri karşılaştırılmıştır.

Hisse senedi getirisi için uygun ARMA modeli seçildikten sonra, hata terimlerinde ARCH etkisinin olup olmadığı ARCH-LM testi ile belirlenmiştir. ARCH etkisi belirlendikten sonra getiri serilerindeki oynaklığın modellenmesinde kullanılacak GARCH modelleri seçilmiştir. GARCH modelleri hata terimlerinin simetrik dağılıma sahip olduğu varsayımıyla kurulduklarından negatif veya pozitif yöndeki asimetriyi saptayamamaktadır. Fakat yapılan çalışmalar oynaklık üzerinde kötü haberlerin iyi haberlere göre daha etkili olduğunu göstermektedir. Black (1976) tarafından ortaya koyulan bu etkiye kaldıraç etkisi denilmektedir.

Bu nedenle çalışmada hisse senedi getiri serisinin modellenmesinde GARCH modelinin yanı sıra asimetrik etkiyi inceleyen, Nelson (1991) tarafından önerilen EGARCH modeli ve

Glosten vd. (1993) tarafından önerilen eşik değerli ARCH (TGARCH) modelleri tercih edilmiştir. BIST 100 getiri endeksi ve oynaklığı üzerindeki Ocak ayı etkisinin var olup olmadığını belirleyebilmek için oluşturulan en uygun modeller aşağıda kısaca açıklanmıştır.

3.2.1. GARCH Modeli

GARCH (1,1) modeline ait Ocak ayı etkisini içeren getiri ve varyans denklemleri denklem 2 ve 3'te verilmiştir.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 D_{Ocak} + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \nu D_{Ocak} \quad (3)$$

Getiri denkleminde R_t getiriyi, ε_i hata terimini göstermektedir. D_{Ocak} , Ocak ayı için 1, diğer aylar için 0 değerini alan bir kukla değişkendir. Bu değişkene ait katsayının anlamlı olması getirilerde veya oynaklık üzerinde Ocak ayı etkisinin var olduğuna işaret etmektedir.

3.2.2. EGARCH Modeli

EGARCH (1,1) modeline ait Ocak ayı etkisini içeren getiri ve varyans denklemleri denklem 4 ve 5'te verilmiştir.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 D_{Ocak} + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega_1 + \delta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \nu D_{Ocak} \quad (5)$$

Denklem 5'te koşullu varyans denkleminde yer alan $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ standardize edilmiş hata terimleridir. EGARCH modelde hata terimlerinin geçmiş değerleri yerine standardize edilmiş hataların kullanılıyor olması, şokun büyüklüğü ve kalıcılığı hakkında bilgi vermektedir. γ 'nin istatistiksel olarak anlamlı çıkması iyi ve kötü haberlerin oynaklığa etkilerinin birbirinden farklı olduğunu yani asimetrik etkiyi göstermektedir. γ 'nin negatif olması kaldıraç etkisinin varlığına işaret etmektedir. Daha ayrıntılı olarak ifade etmek gerekirse γ 'nin -1 ile 0 arasında çıkması kötü haberlerin oynaklığı iyi haberlerden daha fazla arttırdığı, -1'den küçük çıkması ise kötü haberler oynaklığı arttırırken, iyi haberlerin oynaklığı azalttığı anlamına gelmektedir.

3.2.3. TGARCH Modeli

TGARCH (1,1) modeline ait Ocak ayı etkisini içeren getiri ve varyans denklemleri ise denklem 6 ve 7'de gösterilmiştir.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 D_{Ocak} + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \nu D_{Ocak} \quad (7)$$

Burada;

$$D_{t-1} = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{t-1} < 0 \text{ ise} \\ 0 & \varepsilon_{t-1} \geq 0 \text{ ise} \end{cases}$$

Bu modelde iyi bir haber oynaklığı α_1 kadar etkilerken, kötü bir haber ise $\alpha_1 + \gamma_1$ kadar etkilemektedir. Eğer $\gamma > 0$ ise kötü bir haber oynaklık üzerinde iyi bir haberden daha fazla etkiye sahiptir.

4. Bulgular

ARCH-GARCH modellerinin ilk aşamasında önce serinin durağan olup olmadığı belirlenmelidir. Bu nedenle ele alınan döneme ait BIST 100 getiri serisinin ADF ve PP birim kök testlerine göre durağan olup olmadığı incelenmiş ve Tablo 2’de sunulmuştur. Durağanlık sonuçlarına göre BİST 100 getiri endeksi %1 anlamlılık düzeyinde seviyesinde hem sabitli hem de sabitli trendli modelde durağan olduğu gözlenmiştir. Yani seri birim kök içermemektedir.

Tablo 2. ADF ve PP birim kök testleri

Getiri	Seviyesinde	
	Sabitli	Sabitli Trendli
ADF	-50.96434 (0.0001)	-50.95469 (0.0000)
PP	-50.98714 (0.0001)	-50.97740 (0.0000)

*Optimal gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Seviyesinde durağan bulunan getiri serisine ait otokorekasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarından yararlanılarak alternatif ARMA modelleri belirlenmiştir. Tahmin edilen modeller içerisinde katsayıları istatistiksel olarak anlamlı olan ve minimum Akaike (AIC) kriterini sağlayan model en uygun model olarak seçilmiştir. İlgili kriterler çerçevesinde seçilen ARMA modeline ilişkin katsayılar ve diagnostik test bulgularına Tablo 3’te yer verilmiştir.

Tablo 3. Getiri Endeksi ARMA modeli sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
C	0.018240	0.027812	0.655837	0.5120
OCAK	0.145814	0.095579	1.525583	0.1272
MA(4)	-0.033407	0.016446	-2.031254	0.0423
MA(7)	-0.044513	0.017716	-2.512667	0.0120
Log likelihood	-4465.465			
AIC	3.517281			
F istatistiği	2.556908			
ARCH(1)	30.91835 (0.0000)			
LB(5)	4.7852 (0.188)			
LB(10)	12.902 (0.115)			
LB(15)	16.866 (0.206)			
LB(20)	22.670 (0.285)			

*Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Uygun ARMA modeli seçildikten sonra modelin hata terimlerinde otoregresif koşullu değişen varyans etkisinin varlığı ARCH testi ile sınanmıştır. ARCH-LM testine ilişkin bulgu Tablo 3'ten gözlenmektedir. Buna göre ilgili ARMA modelinin hata terimleri ARCH etkisine sahiptir.

ARCH etkisi belirlendikten sonra ilgili etkinin modellenmesi amacıyla uygun ARCH-GARCH modellerinin seçilmesi aşamasına geçilmiştir. ARCH etkisinin modellenmesi için GARCH modeli ve asimetrik etkiyi dikkate alan EGARCH ve TGARCH modellerinden yararlanılmıştır.

Tablo 4. Ocak ayı etkisi

	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	TGARCH(1,1)
Ortalama Denklemi			
C	0.064921 (0.0136)	0.048469 (0.0462)	0.028928 (0.2780)
Ocak	0.153257 (0.0755)	0.176298 (0.0210)	0.148767 (0.0746)
MA(4)	-0.014518 (0.4892)	-0.000770 (0.9674)	-0.012437 (0.5498)
MA(7)	-0.018669 (0.3572)	-0.010773 (0.5509)	-0.007059 (0.7224)
Varyans Denklemi			
C	0.125487 (0.0000)	-0.052087 (0.0045)	0.129213 (0.0000)
Ocak	0.031092 (0.1790)	0.007812 (0.6127)	0.016178 (0.4575)
γ	-----	-0.107372 (0.0000)	0.133281 (0.0000)
GARCH(-1)	0.847850 (0.0000)	0.942412 (0.0000)	0.860854 (0.0000)
Loglikelihood	-4369.203	-4283.679	-4338.936
AIC	3.443905	3.378190	3.420878
LB(5)	4.4163 (0.220)	4.2820 (0.233)	4.0463 (0.257)
LB(10)	10.679 (0.221)	8.7201 (0.366)	9.1296 (0.331)
LB(15)	17.966 (0.159)	14.473 (0.341)	15.736 (0.264)
LB(20)	22.482 (0.211)	19.466 (0.364)	21.040 (0.277)
LB²(5)	8.5687 (0.128)	8.7158 (0.121)	5.5799 (0.349)
LB²(10)	11.224 (0.340)	12.314 (0.265)	8.4945 (0.581)
LB²(15)	19.715 (0.183)	22.965 (0.115)	17.609 (0.284)
LB²(20)	22.920 (0.293)	25.171 (0.195)	21.150 (0.388)
ARCH(1)	0.093105 (0.7603)	0.000706 (0.9788)	0.473164 (0.4916)
*EGARCH modelinin tahmininde Nelson (1991) izlenerek Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) kullanılmıştır. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.			
*Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.			

Tablo 4'te getiri serisinde ve oynaklık üzerinde Ocak ayı etkisini test etmek amacıyla oluşturulan genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin tahmin sonuçları verilmiştir. Kurulan her üç modelin sonuçlarına göre getiri serisi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı Ocak ayı etkisi bulunurken, oynaklık üzerinde herhangi bir etki bulunamamıştır.

Asimetrik etkiyi dikkate alan EGARCH (1,1) modelinde γ parametresinin negatif ve istatistikî olarak %1 düzeyinde anlamlı çıktığı görülmektedir. Asimetrik etki parametresinin negatif ve 0 ile -1 arasında değer alması koşullu varyans üzerinde negatif şokların pozitif şoklardan daha etkili olduğunu göstermektedir. Yani piyasalara yansıyan kötü haberlerin oynaklık üzerindeki etkisi iyi haberlerin etkisinden çok daha fazladır. Asimetrik etkiyi dikkate alan bir diğer model TGARCH (1,1) modelidir. Bu modele göre γ parametresi sıfırdan büyük ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Şokların oynaklık üzerinde asimetrik etkide bulunduğu söylenebilir. Bir başka ifadeyle kötü haberler pozitif haberlere göre getiri oynaklığı üzerinde daha fazla etkiye sahiptir. Bu nedenle getirilerin modellenmesinde GARCH (1,1) modeli yerine kaldıraç etkisini ortaya koyan asimetrik modellerin kullanılması daha faydalı olacaktır. Tablo 4'te tahmin edilen modellerinden hangisinin getiri serisi oynaklığını en iyi şekilde analiz ettiğini belirleyebilmek için model değerlendirme kriteri olarak AIC değerlerine bakılmıştır. Buna göre AIC değerinin en küçük olduğu model EGARCH (1,1) modelidir. Ayrıca tabloda tüm modellerden elde edilen standardize edilmiş hata terimleri ve karelerine ilişkin LB ve LB² istatistikleri de sırasıyla hata terimlerinde otokorelasyon ve ARCH etkisinin kalmadığını da ortaya koymaktadır.

5. Sonuç

Hisse senedi piyasasında fiyatların hisse senetlerine dair tüm bilgiyi yansıttığı ve böylece hiçbir yatırımcının ortalamanın üzerinde bir getiriye sahip olamayacağı etkin piyasa hipotezi olarak adlandırılmaktadır. Piyasanın etkin olması demek yatırımcıların bilgiye hemen ulaşabilmesine bağlıdır. Fakat yapılan çalışmalar yatırımcıların sergilemiş olduğu rasyonel olmayan davranışlarından dolayı piyasaların etkin olmadığını yani belirli zamanlarda hisse senetlerinden yüksek getiri elde edilebileceğini göstermektedir. Etkin piyasa hipotezine ters düşen bu davranışlardan biri de anomalilerdir. Literatürde sıklıkla karşılaşılan anomali türlerinden en önemlilerinden biri Ocak ayı etkisidir. Ocak ayında, hisse senetlerinin diğer aylara kıyasla genellikle daha yüksek getiri sağladığı ortaya koyulmuştur. Dolayısıyla ocak ayı etkisinin araştırılması özellikle yatırımcılar açısından önem arz etmektedir.

Bu çalışmada 2010-2020 dönemini kapsayan günlük hisse senedi getirisi kapanış değerleri kullanılarak BIST 100 getiri serisinde ve oynaklık üzerinde Ocak ayı etkisinin geçerli olup olmadığı GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri ile incelenmiştir. Yapılan analizler

sonucunda oluşturulan simetrik GARCH (1,1) modeli ve asimetrik EGARCH (1,1) ve TGARCH (1,1) modellerinde Ocak ayı etkisinin getiri üzerinde etkili olduğu ancak oynaklık üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığı belirlenmiştir. Ayrıca asimetrik GARCH modelleri kaldıraç etkisinin varlığını da ortaya koymuştur. Bu bulguya göre, piyasalardaki kötü haberler oynaklığı iyi haberlere göre daha fazla etkilemektedir.

Çalışmada tahmin edilen gerek simetrik gerekse de asimetrik GARCH modelleri kapsamında Ocak ayı anomalisinin oynaklık üzerinde etkili olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Başka bir ifadeyle diğer aylara nispeten Ocak ayında oynaklığın daha yüksek ya da daha düşük olduğuna dair herhangi bir bulgu elde edilememiştir.

Literatürle kıyaslandığında Ocak ayı etkisinin getiri üzerindeki etkinliği açısından bu çalışmada edinilen bulgular Wachtel, 1942; Rozeff ve Kinney, 1976; Rendon ve Ziemba, 2007; Aytekin ve Sakarya, 2014; Yiğiter ve Iğın, 2015; Gül,2020'nin bulgularını destekler niteliktedir.

Sonuç olarak ele alınan dönem itibariye Borsa İstanbul'da getiri üzerinde ortaya çıkan Ocak ayı etkisi yatırımcıların her zaman rasyonel olmadığını, geçmiş fiyat hareketleriyle yüksek getiri elde edilebileceğini, Borsa İstanbul'un etkin olmayan bir piyasa olduğunu göstermektedir. Yani yatırımcıların kararlarını alırken bilginin yanı sıra çeşitli psikolojik faktörlerden de etkilenebileceği söylenebilir. Bu çalışmada sadece hisse senedi piyasası üzerinde Ocak ayı anomalisinin etkili olup olmadığı incelenmiştir. Gelecek çalışmalarda piyasalarda görülebilen haftanın günü, ay içi, ay dönümü, yıl dönümü gibi anomalilerin getiri ve oynaklık üzerinde etkili olup olmadığı daha detaylı bir çalışma incelenerek ile yatırımcılara yol gösterici bilgiler sunulabilir.

KAYNAKÇA

- Abdioğlu, Z. & Değirmenci, N. (2013). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Mevsimsel Anomaliler". *Business and Economics Research Journal*, 4 (3): 55-73.
- Agnani, B. & Aray, H. (2011). "The January Effect Across Volatility Regimes". *Quantitative Finance*, 11 (6): 947-953.
- Al-Rjoub, S.A.M. & Alwaked, A. (2010). "January Effect During Financial Crisis: Evidence From The U.S.". *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 24: 29-35.
- Atakan, T. (2008). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Haftanın Günü Etkisi ve Ocak Ayı Anomalilerinin ARCH-GARCH Modelleri İle Test Edilmesi". *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 37 (2): 98-110.
- Aytekin, S. & Sakarya, Ş. (2014). "Ocak Ayı Anomalisi: Borsa İstanbul Endeksleri Üzerine Bir Uygulama". *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 10 (23): 137-155.
- Balaban E. (1995). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Ocak Ayı Etkisi, Ömer Hayyam -Etkisi ve Ümit Yaşar Etkisi". *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, 10 (113): 75-88.
- Balaban, E., Candemir, H. & Kunter, K. (1996). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Aylık Dalgalanma Tahmini". <http://www.tcmb.gov.tr/research/discus/9609tur.pdf>, Erişim Tarihi: 10.12.2019.
- Black, F. (1976). "Studies of Stock Price Volatility Changes". In Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economic Statistics Section", American Statistical Association: 177-181.
- Choudhry, T. (2001). "Month of the Year Effect and January Effect in Pre-WWI Stock Returns: Evidence From a Nonlinear Garch Model". *International Journal of Finance and Economics*, 6 (1): 1-11.
- Çinko, M. (2008). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Ocak Ayı Etkisi". *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 9 (1): 47-54.
- Dickey, D. & Fuller, W. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity". *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
- Bozkurt, İ. (2015). "Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Piyasalarda Anomali Varlığının İncelenmesi". *Business and Economics Research Journal*, 6 (4): 19-37.
- Can Öziç, H. (2020). BİST Sektör Endekslerinde Ocak Ayı Anomalisinin Test Edilmesi. *Bankacılık ve Finans Araştırmaları*, Akademisyen Kitabevi: Ankara.
- Cheung K.C. & Coutts, J.A. (1999). "The January Effect and Monthly Seasonality in the Hang Seng Index: 1985-97". *Applied Economics Letters*, 6: 121-123.
- Ege, İ., Topaloğlu, E. E., & Coşkun, D. (2012). "Davranışsal Finans ve Anomaliler: Ocak Ayı Anomalisinin İMKB'de Test Edilmesi". *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 56: 175-189.
- Engle, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50 (4): 987-1008.
- Engle, R.F., Ito, T., & Lin, W-L. (1990). "Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in The Foreign Exchange Market". *Econometrica*, 58 (3): 525-542.
- Eyüboğlu, S. & Eyüboğlu, K. (2018). "Türk Döviz Piyasasında Haftanın Günü ve Ocak Ayı Etkilerinin Araştırılması", *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 19 (1): 176-187.
- Fama, E. F. (1965). "The Behavior of Stock-Market Prices". *The Journal of Business*, 38 (1): 34-105.
- Floros, C. (2008). "The Monthly and Trading Month Effects in Greek Stock Market Returns: 1996-2002". *Managerial Finance*, 34 (7): 453-464.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. & Runkle, D.E. (1993). "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks". *Journal of Finance*, 48 (5): 1779-1801.
- Gül, Y. (2020). "Ocak Ayı Anomalisi Gerçekten Var Mı?", *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 48: 135-160.
- Gültekin, M. & Gültekin, B. (1983). "Stock Market Seasonality: International Evidence". *Journal of Financial Economics*, 12 (4): 469-481.
- Hsu, C-W. (2005). Is There a January Effect in the Greater China Area?. Simon Fraser University, Business Administration Master Thesis, Taiwan.
- Karan, M. B. & Uygur, A. (2001). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Haftanın Günleri ve Ocak Ayı Etkilerinin Firma Büyüklüğü Açısından Değerlendirilmesi". *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 56 (2): 103-115.
- Keong, L.B., Yat, C.N.D. & Chong, H.L. (2010). "Month of the Year Effects in Asian Countries: a 20 Year Study (1990-2009)". *African Journal of Business Management*, 47: 1351-1362.
- Küçükşille, E. (2012). "İMKB Endekslerinde Ocak Ayı Etkisinin Test Edilmesi". *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 14 (53): 129-138.
- Moller, N. & Zilca, S. (2008). "The Evolution of the January Effect". *Journal of Banking & Finance*, 32: 447-457.

- Nelson, D. (1991). "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: a New Approach". *Econometrica*, 55: 703-708.
- Perez, G.A. (2018). "Does the January Effect Still Exists?". *International Journal of Financial Research*, 9 (1): 50-73.
- Phillips, P. & Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions". *Biometrika*, 75 (2): 335-346.
- Raj, M. & Kumari, D. (2006). "Day-Of-The-Week And Other Market Anomalies in the Indian Stock Market." *International Journal of Emerging Markets*, 1 (3): 235-246.
- Rendon, J. & Ziemba, W.T. (2007). "Is the January Effect Still Alive in the Futures Markets?". *Financial Markets and Portfolio Management*, 21 (3): 381-396.
- Rozeff, M.S. & Kinney, W.R. (1976). "Capital Market Seasonality: the Case of Stock Returns". *Journal of Financial Economics*, 3 (4): 379-402.
- Thaler, R. H. (1987). "Anomalies: Seasonal Movements in Security Prices II: Weekend, Holiday, Turn of the Month, and Intraday Effects". *Journal of Economic Perspectives*, 1 (2): 169-201.
- Tunçel, A.K. (2012). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Yılın Ayı Etkisi". *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 10 (19): 1-30.
- Turaboğlu, T & Topaloğlu, T. (2017). "Bir Etkin Piyasa Hipotezi Kavramı Olarak Anomaliler: Borsa İstanbul (BİST) Üzerinden Aylara İlişkin Anomalilere Yönelik Bir Araştırma". *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 26 (1): 216-230.
- Tong, W.H.S (1992). "An Analysis of The January Effect of United States". Taiwan and South Korean stock returns. *Asia Pacific Journal Of Management*, 9 (2): 189-207.
- Wachtel, S. (1942). "Certain Observations on Seasonal Movement in Stock Prices". *Journal of Business*, 15: 184-193.
- Yiğiter, Y. Ş. & Ilgın Saka, K. (2015). "BIST-100 Endeksinde Ocak Ayı Anomalisinin Güç Oranı Yöntemiyle Test Edilmesi", *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30 (2): 171-187.
- Zakoian, J. M. (1994). "Threshold Heteroskedastic Models". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18 (5): 931-955.
- Özkan, N. & Zeytinoğlu, E. (2018). "Borsa İstanbul Pay Piyasasında Diğer Ocak Ayı Etkisi". *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 58: 57-69.