

OCAK AYI ANOMALİSİ: BORSA İSTANBUL ENDEKSLERİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Yrd. Doç. Dr. Sinan AYTEKİN

Balıkesir Üniversitesi, İİBF, (saytekin@balikesir.edu.tr)

Prof. Dr. Şakir SAKARYA

Balıkesir Üniversitesi, İİBF, (sakirsakarya@gmail.com)

ÖZET

Etkin Piyasalar Hipotezi, sermaye piyasalarında yatırımcılar için pay fiyatlarının tüm bilgiyi yansıttığını ve dolayısıyla farklı tekniklerle ortalamanın üzerinde bir getiri elde edilemeyeceğini ileri sürmektedir. Buna karşın, yapılan çalışmalar bu durumun tam tersi olarak sermaye piyasalarının rasyonel yatırımcılar tarafından yönetilmediğini ve pay getirilerinin zaman ile etkileşim içerisinde olduğu sonucunu ortaya koymuştur. Bu noktadan hareketle çalışmada, XUTUM, XU100, XU030, XUSIN, XGIDA, XTAST, XMESY, XUHIZ, XUMAL ve XHOLD endekslerinde bu etkileşimlerin bir sonucu olarak, pay piyasalarında Ocak ayı getirilerinin yılın diğer aylarına ait getirilerden daha yüksek olduğunu ifade eden Ocak ayı anomalisinin olup olmadığı araştırılmıştır. Güç oranı yöntemi ve tek yönlü varyans analizi kullanılarak yapılan çalışma sonucunda incelenen dönemde endekslerin aylık getirilerinin birbirinden farklı olduğu ve ilgili endekslerde Ocak ayı anomalisinin görüldüğü tespit edilmiştir. Farklılığın hangi aylardan kaynaklandığı ise post-hoc testlerden Tukey-HSD çoklu karşılaştırma test istatistiği ile belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Ocak Ayı Anomalisi, Güç Oranı Yöntemi, BIST Endeksleri.

THE JANUARY ANOMALY: AN APPLICATION ON BIST INDEXES

ABSTRACT

Efficient Market Hypothesis suggest that share prices for investors in capital markets reflects the whole information, therefore a return on the average can not be obtained with different techniques. After all, studies have manifested that capital markets are not directed by rational investors and share returns are in interaction with time as the opposite of this situation. In the study, from this point of view, as the result of these interactions in XUTUM, XU100, XU030, XUSIN, XGIDA, XTAST, XMESY, XUHIZ, XUMAL and XHOLD indexes, it was investigated whether January Anomaly presents or not which means the returns of January are higher than the other months of the year in share markets. At the result of the study whichs was carried out by using Power Ratio Method and One-way ANOVA, the difference of monthly returns of the indexes from each other and the presence of January Anomaly in the related indexes were detirmined. The months arising the difference are determined by Tukey-HSD post-hoc test.

Keywords: January Anomaly, Power Ratio Method, BIST Indexes.

1. Giriş

Fama (1970) pay fiyatlarının yatırımcılar için mevcut tüm bilgiyi yansıttığını ve sermaye piyasalarında yatırım yapan bireylerin bir takım teknikleri kullanarak ortalamanın üzerinde getiri elde edemeyeceğini ileri sürmüştür (Tunçel, 2012:7). Sermaye piyasalarının tamamen rasyonel yatırımcılar tarafından yönetildiğini varsayan bu teori anomali kavramı ile çalışmaktadır. Anomali, Etkin Piyasa Hipoteziyle açıklanan Rastsal Yürüyüş Modeli ile örtüşmeyen bir gözlem veya olağan dışı davranış olarak tanımlanmaktadır. Tanımdaki olağandışı kavramı yatırımcıların sermaye piyasalarında aşırı ya da normalin üstünde bir getiri sağlamasıdır (Taner & Kayalidere, 2002:7). Bu durum yatırımcıların olası alternatifler arasında beklenen değer ve faydası yüksek olanı diğerine tercih edeceklerini ifade eden Davranışsal Finans Teorisinin de temelini oluşturmaktadır (Karan, 2004:692; Ege vd., 2012:176).

Anomalileri iki başlıkta sınıflamak mümkündür. Bunlar dönemsel anomaliler ile dönemsel olmayan anomalilerdir. Takvim anomalileri olarak ta isimlendirilen dönemsel anomalilere Ocak ayı anomalisi, haftanın günü anomalisi gibi günlere, aylara ve tatillere ilişkin anomaliler örnek verilebilir. Dönemsel olmayan anomaliler ise kesitsel ve fiyat anomalilerinden oluşmakla beraber Fiyat/Kazanç oranı etkisi, Piyasa Değeri/Defter Değeri oranı etkisi, Firma Büyüklüğü etkisi, aşırı tepki ve düşük tepki anomalisi buna örnek olarak verilebilir (Atakan, 2008:100; Erdoğan & Elmas, 2010:2).

Ocak ayı anomalisi, genelde yatırımcıların Aralık ayında vergiden kaçınmak için menkul kıymetleri satmaları ve yeni yılın başı olan Ocak ayında tekrar pay alımı yapmalarından kaynaklandığı düşünülen Ocak aylarında payların yılın diğer aylarına oranla daha fazla getiri sağlaması olarak tanımlanmaktadır. Ayrıca yatırım fonları ve yatırım ortaklıkları gibi 6362 sayılı Sermaye Piyasası Kanunu'nda Kolektif Yatırım Kuruluşları olarak tanımlanan yatırımcıların yıl sonu itibarıyla bilançolarındaki olumsuz görüntüleri ortadan kaldırmak için yıl içinde kötü performans sergileyen payları portföylerinden çıkarmaları da Ocak ayı anomalisinin olası sebeplerinden biri olarak gösterilmektedir (Karan, 2004:289; Alrabadi & AL-Qudah, 2012:121).

Bu çalışmada 1999-2013 dönemini kapsayan 15 yıllık dönemde Borsa İstanbul (BIST)'da işlem gören payların oluşturduğu 10 ayrı endekste (BIST 100, BIST 30, BIST Sınai, BIST Gıda, İçecek, BIST Taş, Toprak, BIST Metal Eşya, Makine, BIST Hizmetler, BIST Mali, BIST Holding ve Yatırım) Ocak ayı anomalisinin varlığı araştırılmıştır. Çalışmada, BIST'in genelini yansıtmaması açısından gösterge endeks olan BIST 100'e ilaveten sektörel endekslere de yer verilmiştir.

2. Alanyazın Taraması

Finans alanyazınında sermaye piyasalarında anormal getirilerle ilgili yapılmış birçok çalışma bulunmaktadır. Bu anormal getirilerden biri olan ve Ocak ayı anomalisi olarak tanımlanan etkinin varlığını ortaya koyan ilk çalışma Wachtel (1942) tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada Amerika sermaye piyasasında hisse senetlerinin aylık ortalama getirilerini ölçümlenmeye çalışılmıştır. Wachtel çalışmasında hisse senetlerinin Ocak ayındaki ortalama aylık getirilerinin diğer aylara oranla daha yüksek olduğunu tespit ederek Ocak ayı etkisinin varlığını ortaya koymuştur. Devam eden yıllarda bu çalışmanın üzerine farklı ülkelerin menkul

kıymet piyasalarında aylık anomalileri ve Ocak ayı etkisini araştıran çalışmalar yapılmıştır. Bu çalışmalardan bazıları aşağıda özetlenmiştir.

Rozeff & Kinney (1976) yaptıkları çalışmada 1904-1974 yılları arasını kapsayan dönem için New York Borsası'nda mevsimsel getirilerin etkisini araştırmışlardır. Çalışma sonucunda 1929-1940 dönemi hariç aylık ortalama getiriler açısından Ocak ayı getirilerinde diğer aylara göre istatistiksel olarak anlamlı farklılıklar olduğunu ortaya koymuşlardır.

Balaban (1995), çalışmasında İMKB'de ay etkilerini incelemek amacıyla 1988-1993 dönemine ait İMKB Bileşik endeksi günlük verilerini kullanmıştır. Yapılan analiz sonucunda ele alınan endeks ve incelenen dönem açısından İMKB'de Ocak ayı etkisinin yanısıra Haziran ve Eylül ayı etkilerinin de görüldüğünü tespit etmiştir.

Karan & Uygur (2001), yaptıkları çalışmada İMKB'de haftanın günleri ve Ocak ayı etkisini araştırmışlardır. Bu amaçla firma büyüklüklerini baz alarak 1991-1998 dönemi getiri verileri ile 10 adet portföy oluşturmuşlardır. Oluşturulan portföyler ve incelenen dönem açısından İMKB'de Ocak ayı getirisinin varlığını ortaya koyarlarken bu etkinin firma büyüklüğüne bağlı olduğunu belirlemişlerdir.

Özer & Özcan (2002), çalışmalarında İMKB'de Ocak ayı etkisini araştırmak amacıyla 1988-1997 yılları arasında İMKB'de işlem görmüş işletmelerin 15786 adet gözlem verisi ile aylık kapanış fiyatları ve aylık getirileri kullanarak hipotez testleri yapmıştır. Sonuç olarak incelenen dönem açısından İMKB'de Ocak ayı etkisinin görüldüğünü fakat bu etkinin sürekli olmadığı gibi firma büyüklüğünden de bağımsız olduğunu ortaya koymuşlardır.

Gu (2003), çalışmasında Russell endeksleri (1988-2000), Dow 30 endeksi (1929-2000) ve S&P 500 endeksi (1950-2000) verileri ile Ocak ayı etkisini araştırmıştır. Güç oranı analizi kullanarak yaptığı analiz sonucunda ele alınan endekslerde incelenen dönem açısından genel olarak Ocak ayı etkisinin görüldüğünü tespit etmiştir.

Hsu (2005), çalışmasında Tayvan, Hong Kong, Çin, Amerika, Japonya, Brezilya ve İngiltere sermaye piyasalarında Ocak ayı etkisini test etmek için farklı endeksleri incelemiştir. Sonuç olarak Tayvan ağırlıklı endeksinde ve Hong Kong Hang Seng endeksinde Ocak ayı etkisinin görüldüğünü buna karşın Hong Kong sını endeksinde, Çin Shenghi A ve B hisselerinde, Amerika Dow Jones endeksinde, CRSP eşit ağırlıklı endeksinde, Japonya Nikkei 225 endeksinde, Brezilya Ibovespa Sao Paulo endeksinde ve İngiltere FTSE 100 endeksinde Ocak ayı etkisinin görülmediğini tespit etmiştir.

Haug & Hirschey (2006), çalışmalarında Amerika hisse senedi piyasasında yer alan küçük sermayeli şirketlerden oluşan piyasa ağırlıklı endeks getirileri ve eşit ağırlıklı endeks getirileri için anormal getirilerin varlığını araştırmışlardır. Çalışma sonucunda 1802-2004 ve 1927-2004 dönemleri için küçük sermayeli şirketlerin hisse senedi getirilerinde Ocak ayı etkisinin olduğunu ortaya koymuşlardır.

Atakan (2008), çalışmasında İMKB Bileşik 100 Endeksinin 03.07.1987-18.07.2008 dönemine ait 5157 adet günlük verisinden faydalanarak İMKB'de haftanın günü ve Ocak ayı anomalilerinin varlığını araştırmıştır. Endeks açısından İMKB'de Ocak ayı getirilerinin

istatistiksel olarak diğer aylara göre anlamlı bir şekilde daha farklı olmadığını tespit etmiştir. Ek olarak endeksin Cuma günleri getirisinin haftanın diğer günlerine göre ortalamadan daha yüksek buna karşın Pazartesi günleri ise daha düşük seyrettiğini belirtmiştir.

Horasan (2008), yaptığı çalışmada İMKB’de işlem gören 118 işletmenin 2000-2006 yıllarına ait 29736 adet verisi ile firma büyüklüğü bazında Ocak ayı etkisinin varlığını araştırmıştır. Yapılan çalışma sonucunda incelenen dönem açısından Ocak aylarında firma büyüklüğü ve getiri arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişkinin olmadığını ortaya koymuştur.

Çinko (2008), çalışmasında İMKB 100 endeksinin 03.01.1989-29.12.2006 tarihleri arasındaki verilerinden hesaplanmış 215 adet aylık getiri ile parametrik olmayan testlerden Mann Whitney U testini kullanarak Ocak ayı etkisini ölçümlemeye çalışmıştır. Analiz sonucunda ele alınan endekste incelenen dönem açısından Ocak ayı etkisinin görülmediğini tespit etmiştir.

Hamarat & Tufan (2008), yaptıkları çalışmada İMKB’de Etkin Piyasalar Hipotezini test etmişlerdir. Bu amaçla 1997-2005 dönemine ait günlük ve aylık kapanış fiyatlarını kullanarak İMKB Turizm Sektör Endeksi’nin etkinliğini ölçmüşlerdir. Probit model ve lojistik regresyon kullanarak yaptıkları analizi sonucunda incelenen dönem açısından ilgili endekste haftanın günleri anomalisinin varlığını ortaya koymuşlar buna karşın ay etkisinin görülmediğini savunmuşlardır.

Al-Rjoub & Alwaked (2010), çalışmalarında 1900-2009 yıllarını kapsayan dönemde belirledikleri 16 finansal kriz yılında (1903, 1907, 1917, 1920, 1929, 1930-33, 1937, 1940, 1946, 1962, 1969-70, 1973-74, 1987, 1990, 2000, 2008) DJIA, S&P 500 ve NASDAQ endekslerinde Ocak ayı etkisini test etmişlerdir. En küçük kareler yöntemi ile elde ettikleri sonuçlara göre hisse senetlerinin finansal kriz yıllarında sürekli negatif getiriye sahip olduğunu, büyük firmaların finansal krizlerden daha az etkilendiğini, finansal kriz yıllarında Ocak ayı getirilerinin sürekli olarak negatif olduğunu, finansal kriz yıllarında hisse senetlerinin Ocak ayı ortalama getirilerindeki kaybın diğer aylardaki ortalama getiri kayıplarından daha küçük olduğunu, bir bütün olarak ele alındığında ise ele alınan endekslerde incelenen dönemler açısından Ocak ayı etkisinin görülmediğini belirlemişlerdir.

Erdoğan & Elmas (2010), bireysel yatırımcıların anomaliler hakkındaki görüşlerini incelemek amacıyla İstanbul, Ankara, İzmir, Bursa, Antalya ve Erzurum illerindeki toplam 410 hisse senedi yatırımcısına anket uygulamışlardır. Elde edilen bulgulara göre 410 kişilik örneklem grubundan oluşan İMKB hisse senedi yatırımcısının %60,7’si, Fama tarafından ortaya atılan ve menkul kıymet fiyatlarının kendilerine ait tüm bilgiyi yansıttığını dolayısıyla yatırımcıların farklı tekniklerle dahi aşırı getiri elde edemeyeceğini ileri süren Etkin Piyasa Hipotezinin aksine, Ocak aylarında yılın diğer aylarına göre daha yüksek getiri sağladıkları düşüncesinde olduklarını belirlemişlerdir.

Alrabadi & Al-Qudah (2012), yaptıkları çalışmada Amman Borsası’nda haftanın günü ve yılın ayı etkilerini araştırmışlardır. 2002-2011 yıllarını kapsayan veri seti ile kurdukları OLS ve GARCH modelleri sonucunda incelenen dönem açısından Amman Borsası’nda Ocak ayı etkisinin varlığını ortaya koymuşlardır.

Küçüksille (2012), yaptığı çalışmada İMKB 100 Endeksi (XU100) (1988-2010), İMKB Gıda Endeksi (XGIDA) (1997-2010), İMKB Holding ve Yatırım Endeksi (XHOLD) (1997-2010), İMKB Sınai Endeksi (XUSIN) (1991-2010) ve İMKB Mali Endeksi (XUMAL) (1991-2010) aylık getiri verilerini kullanarak incelenen endeksler açısından Ocak ayı etkisini araştırmıştır. Sonuç olarak XU100 ve XUSIN endekslerinde Ocak ayı etkisine rastlanırken diğer endekslerde Ocak ayı etkisinin görülmediğini tespit etmiştir.

Ege, Topaloğlu & Coşkun (2012), çalışmalarında İMKB 30 ve İMKB 50 endekslerinin 2001-2011 dönemine ait aylık kapanış fiyat verilerini kullanarak elde ettikleri logaritmik getiri değerleri ile Ocak ayı etkisini test etmişlerdir. Yaptıkları güç oranı analizi sonucunda ele alınan endeksler ve incelenen dönem açısından Ocak ayı etkisinin varlığını tespit etmişlerdir.

Tunçel (2012), yaptığı çalışmada İMKB’de yılın ayı etkisini araştırmıştır. Bu amaçla İMKB 100 endeksinin 2000-2005 ve 2006-2010 dönemlerine ait ikinci seans günlük kapanış fiyatlarını kullanarak aylık logaritmik getirileri hesaplamıştır. Regresyon analizi sonucunda incelenen dönemler açısından İMKB 100 endeksinde yılın ayı etkisinin varlığına ilişkin herhangi bir bulguya ulaşılamadığını savunmuştur.

Yılancı (2013), çalışmasında İMKB 100 Ulusal Endeksinin 1990-2010 dönemine ait aylık kapanış fiyatlarını kullanarak, bir nedeni de Ocak ayı hisse senedi getirilerinde gözlenen anormal artışlar olduğu ileri sürülen Halloween etkisini araştırmıştır. Temel olarak Kasım-Nisan dönemi hisse senedi getirilerinin Mayıs-Ekim dönemi getirilerine göre daha yüksek olduğu varsayımı ile hareket eden bu etkinin varlığını araştırmak için en küçük kareler yöntemini kullanarak yaptığı analiz sonucunda incelenen endeks ve dönem açısından Halloween etkisinin görülmediğini tespit etmiştir.

3. Gereç ve Yöntem

Çalışmada 1999-2013 dönemini kapsayan 15 yıllık dönemde BIST’de işlem gören payların oluşturduğu 10 ayrı endekste Ocak ayı anomalisi olup olmadığının araştırılması amaçlanmıştır. Çalışmada, BIST’in genelinin yansıtması açısından gösterge endeks olan BIST 100 endeksinin ilaveten sektörel endekslere de yer verilmiştir. Yıllar içinde gerçekleşen etkileri aynı derecede yansıtılmaları açısından endeksler aynı dönem aralıkları için incelenmiştir. Endeks sayısının 10 olarak belirlenmesindeki amaç bir bütün olarak BIST’de Ocak ayı anomalisini araştırmak olmakla beraber endeksler arasında bir kıyaslama yapılmamış ve endeksler ayrı ayrı incelenerek değerlendirilmiştir. Çalışma kapsamında incelenen endeksler Tablo 1’de gösterilmiştir.

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan BIST Endeksleri

BIST Kodu	Endeks	BIST Kodu	Endeks
XUTUM	BIST Tüm	XTAST	BIST Taş, Toprak
XU100	BIST 100	XMESY	BIST Metal Eşya, Makina
XU030	BIST 30	XUHIZ	BIST Hizmetler
XUSIN	BIST Sınai	XUMAL	BIST Mali
XGIDA	BIST Gıda, İçecek	XHOLD	BIST Holding ve Yatırım

Çalışmada, incelenen endeksler kapsamında 1999-2013 dönemi arasındaki 15 yıl için ay sonu ikinci seans kapanış fiyatları baz alınmıştır. Veriler BIST web sayfasında (<http://www.borsaistanbul.com>) yer alan günlük/tarihsel fiyat endekslerinden elde edilmiştir. Endekslerin getirilerine ilişkin bazı tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2: Endekslerin Aylık Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri (1999-2013)

	n	Ortalama	Std. Sapma	Minimum	Maksimum
Ocak	150	0,0247	0,0989	-0,249	0,300
Şubat	150	0,0216	0,1424	-0,226	0,585
Mart	150	0,0149	0,0987	-0,232	0,261
Nisan	150	0,0887	0,1590	-0,154	0,696
Mayıs	150	-0,0428	0,0811	-0,189	0,183
Haziran	150	-0,0110	0,0770	-0,167	0,245
Temmuz	150	0,0472	0,0889	-0,179	0,327
Ağustos	150	-0,0124	0,0795	-0,204	0,204
Eylül	150	0,0250	0,1142	-0,306	0,304
Ekim	150	0,0631	0,1295	-0,337	0,487
Kasım	150	0,0162	0,1594	-0,405	0,405
Aralık	150	0,0819	0,2090	-0,261	0,859

Tablo 2’ye bakıldığında 10 endeksin 15 yıllık dönemin her birine ait aylık periyotları bir arada değerlendirildiğinde en yüksek ortalama getirinin Nisan ayında elde edildiği, en düşük pozitif getirinin ise Mart ayında elde edildiği görülmektedir. Mayıs, Haziran ve Ağustos aylarında ise ortalama getiriler negatif olmuştur.

Çalışma kapsamında incelenen dönem açısından endekslerin ikinci seans kapanış fiyatları kullanılarak aylık basit getirileri aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır. Elde edilen aylık getirilerin ise ilgili yıl için aritmetik ortalaması alınarak yıllık getiriler oluşturulmuştur (Elmas & Amanianganeh, 2013:221; Güler & Çimen, 2014:5641).

$$R_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1} * \%100$$

Buradaki;

R_t = Getiri Oranı,

P_t = t dönemindeki son işlem günü ikinci seans kapanış fiyatı,

P_{t-1} = t-1 dönemindeki son işlem günü ikinci seans kapanış fiyatı,

ifade etmektedir.

Ocak ayı anomalisinin varlığının araştırılması için elde edilen getirilerin Ocak ayı ile ele alınan yıl için zıt işaretlere sahip olması bir sorun olarak karşımıza çıkmaktadır. Dolayısıyla yılın getirisi pozitif işaretli iken Ocak ayı getirisinin negatif işaretli olması ya da tersi bir durumun yaratacağı olumsuzlukları ortadan kaldırmak için Gu (2003) tarafından geliştirilen, daha önce Borsa İstanbul'un çeşitli endeksleri ve farklı dönemleri için Küçüksille (2012) ile Ege, Topaloğlu & Coşkun (2012) tarafından uygulanan güç oranı yöntemi (power ratio method) kullanılmıştır (Küçüksille, 2012:132; Ege vd., 2012:180).

$$R_j^* = (1 + \text{Ocak ayı getirisi})^{12}$$

$$R_y = (1 + \text{yılın getirisi})$$

R_j^* değeri, bir yılın 12 ay olması nedeniyle ilgili denklemin 12. kuvveti alınmak suretiyle hesaplanır. Bu durumda getirinin negatif olması sorunu ortadan kaldırılarak R_j^* değerinin sıfırdan farklı ve pozitif bir değer olması sağlanmaktadır. R_y değeri ise Ocak ayı dışında geriye kalan diğer ayların getirisini temsil etmektedir. Bu değerde 1+yılın getirisi olarak hesaplandığından aynı negatiflik sorunu ortadan kaldırılarak daima sıfırdan yüksek bir değer elde edilmiş olmaktadır.

R_j^* / R_y oranı güç oranını göstermektedir. Bu noktada oluşabilecek olası durumlar şu şekilde yorumlanacaktır;

$R_j^* / R_y = 1$ ise Ocak ayı getirisi diğer ayların getirileri ortalamasına eşittir,

$R_j^* / R_y < 1$ ise Ocak ayı getirisi diğer ayların getirileri ortalamasından küçüktür,

$R_j^* / R_y > 1$ ise Ocak ayı getirisi diğer ayların getirileri ortalamasından büyüktür.

Burada, Ocak ayı anomalisinin varlığını ortaya koyan durum oranın 1'den büyük olduğu ve Ocak ayı getirisinin diğer ayların getirileri ortalamasından daha iyi olduğu şeklinde yorumlanan durumdur. Çalışmada ele alınan dönem açısından bakıldığında endekslerde Ocak ayı anomalisinin varlığını ortaya koyabilmek için incelenen dönem sayısının yarısından fazlasında R_j^* / R_y oranının 1'den büyük olması koşulunun sağlanması gerekmektedir. Dolayısıyla çalışmada 1999-2013 dönemini kapsayan 15 yıl incelendiğinden her bir endeks bazında en az 8 yılda R_j^* / R_y oranının 1'den büyük olması gerekmektedir.

Çalışmada, Ocak ayı anomalisinin yanısıra incelenen dönem açısından aylık getiriler arasında anlamlı bir farkın olup olmadığı tek yönlü varyans analizi (One-way ANOVA) ile test edilmiştir. Analiz sonucunda istatistik olarak anlamlı farklılıkların hangi aylardan kaynakladığı ise Post-Hoc testlerden Tukey HSD ile belirlenmiştir.

4. Bulgular

Yapılan analizler sonucunda incelenen endeksler ve dönem açısından elde edilen sonuçlar Tablo 3, Tablo 4 ve Tablo 5'de gösterilmiştir.

Tablo 3'e bakıldığında XU100 endeksinin 2000, 2001, 2003, 2005, 2006, 2007, 2010, 2012 ve 2013 yıllarında güç oranlarının 1'den büyük olduğu görülmektedir. Ocak ayı anomalisinin varlığından söz edebilmek için incelenen dönem sayısının %50'sinden fazlasında R_j^* / R_y oranının 1'den büyük olması koşulunun sağlanması gerekmektedir. İncelenen dönemin

15 yıl olduğu dikkate alındığında 9 yılda güç oranının 1'den büyük olması nedeniyle BIST XU100 endeksinde Ocak ayı anomalisinin varlığından söz edilebilir.

Tablo 3: XU100, XGIDA ve XHOLD Endeksleri Yıllar İtibariyle Güç Oranları

Yıl/Endeks	BIST100			BIST Gıda, İçecek			BIST Holding ve Yatırım		
	R_j^*	R_y	R_j^*/R_y	R_j^*	R_y	R_j^*/R_y	R_j^*	R_y	R_j^*/R_y
1999	0,871	1,182	0,737	1,339	1,139	1,175	0,499	1,208	0,413
2000	3,105	0,973	3,193	5,359	0,997	5,377	5,096	0,974	5,234
2001	4,983	1,053	4,731	3,545	1,078	3,287	2,815	1,054	2,672
2002	0,624	0,986	0,633	0,135	0,976	0,138	0,605	0,995	0,608
2003	2,102	1,056	1,990	1,816	1,052	1,727	1,466	1,062	1,381
2004	0,401	1,027	0,390	0,765	1,038	0,737	0,349	1,016	0,343
2005	2,954	1,043	2,833	0,997	1,025	0,972	2,926	1,033	2,834
2006	3,937	1,001	3,932	4,934	1,008	4,892	6,604	1,003	6,583
2007	1,854	1,031	1,799	1,579	1,024	1,542	1,768	1,017	1,738
2008	0,043	0,950	0,045	0,104	0,965	0,107	0,032	0,942	0,034
2009	0,655	1,062	0,617	2,337	1,052	2,221	0,382	1,062	0,360
2010	1,503	1,021	1,473	0,578	1,037	0,557	4,228	1,030	4,104
2011	0,603	0,981	0,614	0,205	1,001	0,205	0,551	0,980	0,562
2012	3,699	1,038	3,565	2,260	1,021	2,214	7,654	1,039	7,363
2013	1,092	0,991	1,102	1,997	1,011	1,976	1,640	0,997	1,645

XGIDA endeksinin güç oranı 1999, 2000, 2001, 2003, 2006, 2007, 2009, 2012 ve 2013 yıllarında 1'den büyüktür. Aynı şekilde 9 yılda bu oranın 1'den büyük olmasından dolayı BIST XGIDA endeksinde de incelenen dönem açısından Ocak ayı anomalisi görülmektedir.

XHOLD endeksinin güç oranlarının incelenen dönemin %50'sinden fazlasında (9 yıl) yani 2000, 2001, 2003, 2005, 2006, 2007, 2010, 2012 ve 2013 yıllarında 1'den büyük olmasından dolayı BIST XHOLD endeksinde Ocak ayı anomalisine rastlanmıştır.

Tablo 4'e bakıldığında XTAST endeksinin güç oranının 2000, 2001, 2003, 2005, 2006, 2007, 2010, 2011, 2012 ve 2013 yıllarında 1'den büyük olduğu görülmektedir. İncelenen dönemin 15 yıl olduğu dikkate alındığında 10 yılda güç oranının 1'den büyük olması nedeniyle BIST XTAST endeksinde Ocak ayı anomalisinin varlığından söz edilebilir.

Tablo 4: XTAST, XU030 ve XUHIZ Endeksleri Yıllar İtibariyle Güç Oranları

Yıl/ Endeks	BIST Taş, Toprak			BIST 30			BIST Hizmetler		
	R_j^*	R_y	R_j^*/R_y	R_j^*	R_y	R_j^*/R_y	R_j^*	R_y	R_j^*/R_y
1999	0,722	1,155	0,625	0,964	1,189	0,811	1,375	1,128	1,219
2000	23,400	0,977	23,944	1,977	0,973	2,032	19,985	0,970	20,611
2001	1,656	1,064	1,557	5,265	1,053	5,000	0,852	1,044	0,816
2002	0,845	1,008	0,838	0,596	0,984	0,606	0,341	0,984	0,346
2003	2,021	1,031	1,960	2,164	1,061	2,040	1,841	1,034	1,781
2004	0,572	1,031	0,555	0,369	1,026	0,359	0,537	1,031	0,520
2005	3,639	1,068	3,409	2,558	1,041	2,457	1,524	1,023	1,489
2006	2,924	1,006	2,908	4,299	1,000	4,300	2,532	1,019	2,484
2007	1,283	1,001	1,282	2,052	1,033	1,987	1,965	1,037	1,895
2008	0,123	0,945	0,130	0,036	0,953	0,038	0,091	0,969	0,093
2009	0,472	1,055	0,447	0,591	1,059	0,558	1,898	1,043	1,820
2010	5,403	1,033	5,228	1,302	1,019	1,278	1,739	1,016	1,712
2011	1,493	0,981	1,522	0,572	0,980	0,584	0,758	0,983	0,771
2012	2,621	1,014	2,585	4,036	1,041	3,876	2,388	1,033	2,312
2013	1,789	0,997	1,795	0,983	0,988	0,994	0,984	1,003	0,981

XU030 endeksinin güç oranı 2000, 2001, 2003, 2005, 2006, 2007, 2010 ve 2012 yıllarında 1'den büyüktür. Aynı şekilde 8 yılda bu oranın 1'den büyük olmasından dolayı BIST XU030 endeksinde incelenen dönem açısından Ocak ayı anomalisi görülmektedir.

XUHIZ endeksinin güç oranlarının incelenen dönemin %50'sinden fazlasında (9 yıl) yani 1999, 2000, 2003, 2005, 2006, 2007, 2009, 2010 ve 2012 yıllarında 1'den büyük olmasından dolayı BIST XUHIZ endeksinde Ocak ayı anomalisine rastlanmıştır.

Tablo 5'de XUMAL, XUSIN ve XUTUM endekslerinin güç oranlarının 2000, 2001, 2003, 2005, 2006, 2007, 2010, 2012 ve 2013 yıllarında 1'den büyük olduğu görülmektedir. Ocak ayı anomalisinden bahsedebilmek için incelenen dönemin %50'sinden daha fazlasında bu oranın 1'den büyük olması koşulu sağlandığından BIST XUMAL, BIST XUSIN ve XUTUM endekslerinde de Ocak ayı anomalisine rastlanmıştır.

XMESY endeksinin güç oranının 2000, 2001, 2003, 2005, 2006, 2007, 2010, 2011 ve 2012 yıllarında 1'den büyük olduğu görülmektedir. İncelenen dönemin 15 yıl olduğu dikkate alındığında 9 yılda güç oranının 1'den büyük olması nedeniyle BIST XMESY endeksinde Ocak ayı anomalisinin varlığından söz edilebilir.

Tablo 5: XUMAL, XUSIN, XUTUM ve XMESY Endeksleri Yıllar İtibariyle Güç Oranları

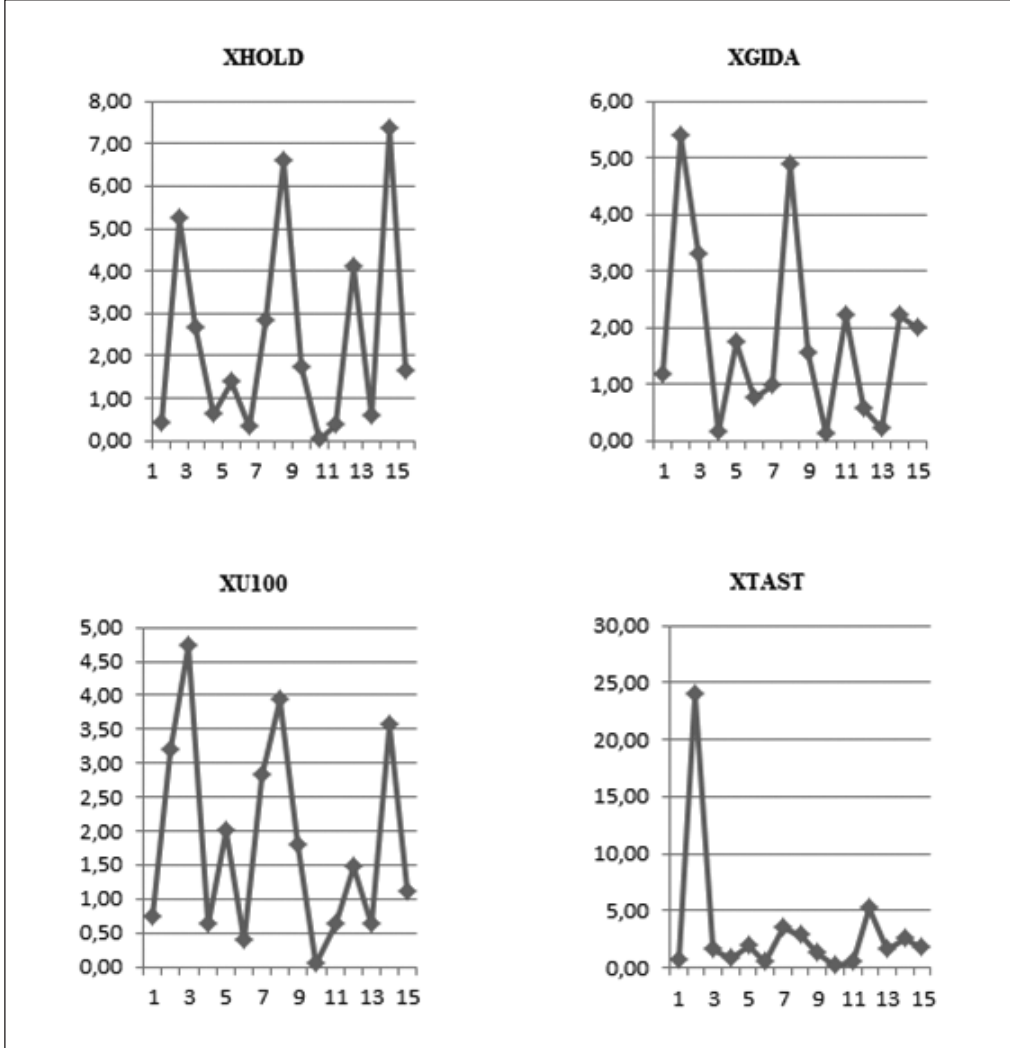
Yıl/ Endeks	BIST Mali			BIST Smaı			BIST Tüm			BIST Metal Eşya, Makina		
	R_j^*	R_y	R_j^*/R_y	R_j^*	R_y	R_j^*/R_y	R_j^*	R_y	R_j^*/R_y	R_j^*	R_y	R_j^*/R_y
1999	0,899	1,197	0,751	0,679	1,163	0,584	0,867	1,178	0,736	0,467	1,192	0,392
2000	2,053	0,972	2,112	7,208	0,982	7,339	3,670	0,974	3,769	5,390	0,983	5,485
2001	8,921	1,054	8,462	2,489	1,057	2,356	4,127	1,052	3,923	4,015	1,066	3,765
2002	0,744	0,983	0,757	0,713	0,996	0,715	0,660	0,988	0,669	0,866	1,009	0,858
2003	1,901	1,068	1,781	2,581	1,047	2,465	2,131	1,054	2,022	3,220	1,062	3,033
2004	0,363	1,031	0,352	0,482	1,023	0,472	0,426	1,027	0,414	0,287	1,007	0,285
2005	3,865	1,053	3,671	2,700	1,036	2,605	3,055	1,043	2,928	2,376	1,018	2,334
2006	5,063	1,000	5,063	2,493	1,001	2,490	3,796	1,002	3,787	5,827	1,002	5,814
2007	1,708	1,030	1,658	1,812	1,024	1,769	1,775	1,029	1,725	2,060	1,012	2,036
2008	0,033	0,949	0,035	0,084	0,948	0,089	0,051	0,951	0,054	0,122	0,922	0,133
2009	0,420	1,070	0,392	0,726	1,057	0,687	0,682	1,061	0,643	0,507	1,095	0,463
2010	1,329	1,021	1,301	2,451	1,029	2,381	1,637	1,022	1,601	3,187	1,033	3,085
2011	0,489	0,975	0,502	0,943	0,996	0,947	0,622	0,982	0,634	1,990	0,993	2,003
2012	4,568	1,043	4,381	2,755	1,026	2,686	3,479	1,036	3,358	5,156	1,042	4,950
2013	1,147	0,984	1,165	1,163	0,999	1,164	1,119	0,991	1,129	0,702	1,010	0,694

Grafik 1’de XHOLD, XGIDA, XU100 ve XTAST endekslerinin yıllar itibariyle güç oranları trendleri gösterilmiştir. Tablolarda yer alan trend grafiklerinde x eksenini kapsayan 15 yılı, y eksenini ise R_j^*/R_y oranı değerlerini göstermektedir.

XHOLD endeksinin incelenen dönemde en yüksek güç oranına 7,363 değeri ile 2012 yılında sahip olduğu görülmektedir. Endeks 1’den büyük olmakla beraber Ocak ayı anomalisi varlığının tespiti için kullanılan en küçük değerini 1,381 ile 2003 yılında almıştır. Tüm dönem açısından bakıldığında ise en küçük güç oranı değerini 0,034 ile 2008 yılında almıştır. Dolayısıyla endeks güç oranı değerleri bakımından genel olarak dalgalı bir seyir izlemiştir.

XGIDA endeksinin incelenen dönem içinde yıllar itibariyle seyrine bakıldığında en yüksek güç oranına 5,377 değeri ile 2000 yılında ulaştığı görülmektedir. Yine aynı dönemde 1’e yakın en büyük güç oranı değeri 1,175 olarak hesaplanmıştır. Bir bütün olarak bakıldığında ise en küçük güç oranı değeri 0,107 ile 2008 yılında elde edilmiştir. Bu durumda endeksin güç oranı değerleri trendinin dalgalı bir seyir izlediği söylenebilir.

Grafik 1: XHOLD, XGIDA, XU100 ve XTAST Endekslerinin Yıllara Göre Güç Oranı Trendleri (1999-2013)



XU100 endeksinin 1999-2013 yılları arasında en yüksek güç oranı değerine 4,731 ile 2001 yılında sahip olduğu görülmektedir. Endeks 2013 yılında 1,102 ile 1'e yakın en büyük güç oranına sahip olmuştur. İncelenen dönem açısından bir bütün olarak bakıldığında ise en küçük güç oranı değeri 0,045 olarak 2008 yılında hesaplanmıştır. Elde edilen güç oranlarının değerinin izlediği seyir açısından trendin yıllar itibariyle değiştiği görülmektedir.

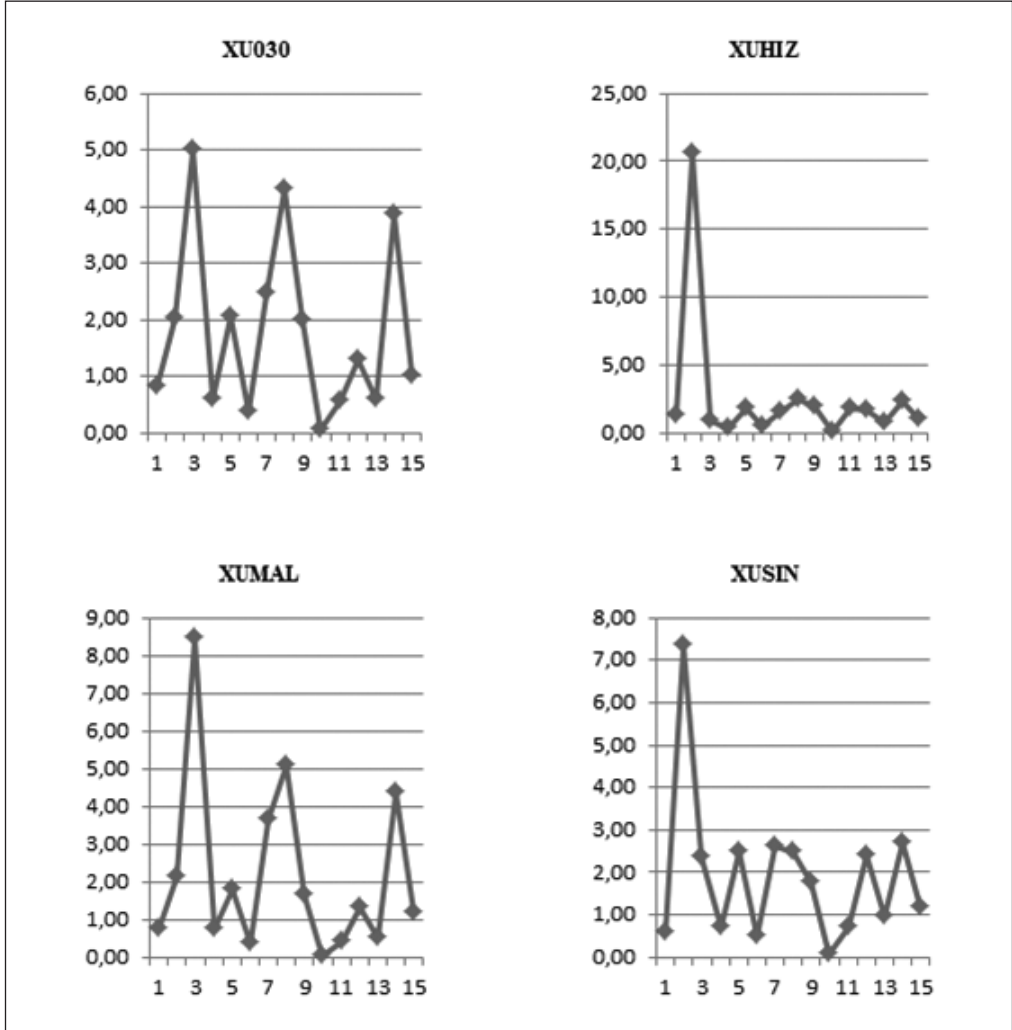
XTAST endeksinin çalışmada ele alınan dönem içerisindeki en yüksek güç oranı değerinin 23,944 olduğu ve bu değer 2000 yılında elde edildiği görülmektedir. Aynı dönemde

en düşük güç oranı değeri 0,130 ile 2008 yılında hesaplanırken 1'den büyük ilk değer 1,282 olarak 2007 yılında elde edilmiştir. Genel olarak ele alındığında endeksin güç oranlarının yatay bir trend izlediği söylenebilir.

Grafik 2'de XU030, XUHIZ, XUMAL ve XUSIN endekslerinin yıllar itibariyle güç oranları trendleri gösterilmiştir.

XU030 endeksinin incelenen dönemde en yüksek güç oranına 5,00 değeri ile 2001 yılında sahip olduğu görülmektedir. Endeks 1'den büyük olmakla beraber Ocak ayı anomalisi

Grafik 2: XU030, XUHIZ, XUMAL ve XUSIN Endekslerinin Yıllara Göre Güç Oranı Trendleri (1999-2013)



varlığının tespiti için kullanılan en küçük değerini 1,278 ile 2010 yılında almıştır. Tüm dönem açısından bakıldığında ise en küçük güç oranı değerini 0,038 ile 2008 yılında almıştır. Dolayısıyla endeks güç oranı değerleri bakımından zaman zaman yükseliş göstermekle beraber genel olarak dalgalı bir trend göstermiştir.

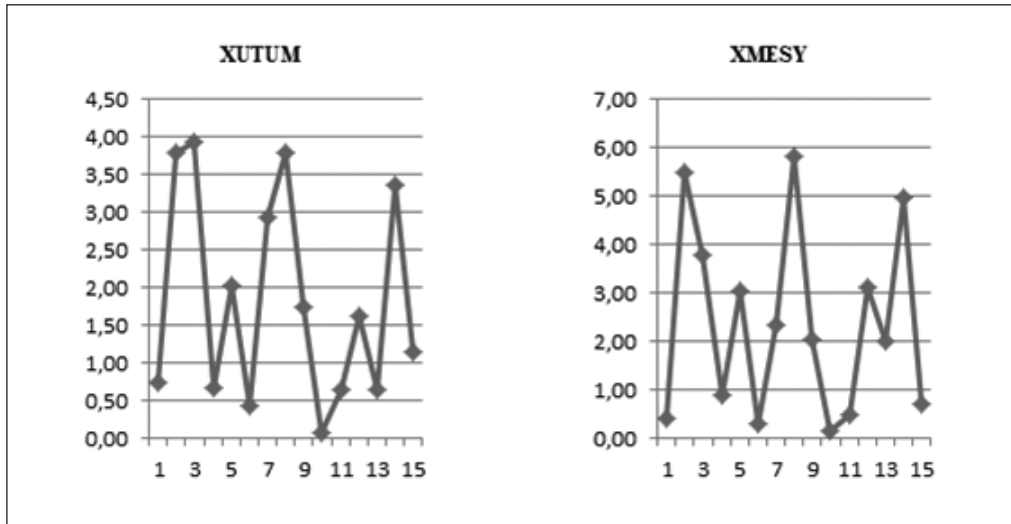
XUHIZ endeksinin incelenen dönem içinde yıllar itibariyle seyrine bakıldığında en yüksek güç oranına 20,611 değeri ile 2000 yılında ulaştığı görülmektedir. Yine aynı dönemde 1'e yakın en büyük güç oranı değeri 1999 yılında 1,219 olarak hesaplanmıştır. Bir bütün olarak bakıldığında ise en küçük güç oranı değeri 0,093 ile 2008 yılında elde edilmiştir. Bu durumda endeksin güç oranı değerleri trendinin dalgalı bir seyir izlediği söylenebilir.

XUMAL endeksinin 1999-2013 yılları arasında en yüksek güç oranı değerine 8,462 ile 2001 yılında sahip olduğu görülmektedir. Endeks 2013 yılında 1,165 ile 1'e yakın en büyük güç oranına sahip olmuştur. İncelenen dönem açısından bir bütün olarak bakıldığında ise en küçük güç oranı değeri 0,035 olarak 2008 yılında hesaplanmıştır. Elde edilen güç oranlarının değerinin izlediği seyir açısından trendin dalgalandığı görülmektedir.

XUSIN endeksinin çalışmada ele alınan dönem içerisindeki en yüksek güç oranı değerinin 7,339 olduğu ve bu değer 2000 yılında elde edildiği görülmektedir. Aynı dönemde en düşük güç oranı değeri 0,089 ile 2008 yılında hesaplanırken 1'den büyük ilk değer 1,164 olarak 2013 yılında elde edilmiştir. Genel olarak ele alındığında endeksin güç oranlarının yatay bir trend izlediği söylenebilir.

Grafik 3'de XUTUM ve XMESY endekslerinin yıllar itibariyle güç oranları trendleri gösterilmiştir.

Grafik 3: XUTUM ve XMESY Endekslerinin Yıllara Göre Güç Oranı Trendleri (1999-2013)



XUTUM endeksinin incelenen dönem içinde yıllar itibariyle seyrine bakıldığında en yüksek güç oranına 3,923 değeri ile 2001 yılında ulaştığı görülmektedir. Yine aynı dönemde 1'e yakın en büyük güç oranı değeri 2013 yılında 1,129 olarak hesaplanmıştır. Bir bütün olarak bakıldığında ise en küçük güç oranı değeri 0,054 ile 2008 yılında elde edilmiştir. Bu durumda endeksin güç oranı değerleri trendinin zaman zaman düşüş göstermekle beraber genel olarak dalgalı bir seyir izlediği söylenebilir.

XMESY endeksinin 1999-2013 yılları arasında en yüksek güç oranı değerine 5,485 ile 2000 yılında sahip olduğu görülmektedir. Endeks 2011 yılında 2,003 ile 1'e yakın en büyük güç oranına sahip olmuştur. İncelenen dönem açısından bir bütün olarak bakıldığında ise en küçük güç oranı değeri 0,133 olarak 2008 yılında hesaplanmıştır. Elde edilen güç oranlarının değerinin izlediği seyir açısından trendin dalgalandığı görülmektedir.

Tablolarda yer alan 10 endekste en düşük güç oranlarının 2008 yılında hesaplandığı görülmektedir. Bu durum en önemli sebebi bu yılda endekslerin Ocak ayı getirilerinin en küçük değeri almasıdır. 2008 yılında küresel bir finansal krizin yaşanması bu durumun sebebi olarak gösterilebilir. Yine endeksler güç oranlarının en büyük değeri aldığı yıllar açısından incelendiğinde XGIDA, XTAST, XUHIZ, XUSIN ve XMESY endekslerinin 2000 yılında, XU100, XU030, XUMAL ve XUTUM endekslerinin ise 2001 yılında en büyük değeri aldığı görülmektedir. Güç oranı trendinin yükselen bir seyir izlemesi endekste Ocak ayı anomalisi etkisinin arttığını göstermesine karşın bu durum piyasa etkinliğinin de azaldığını ifade etmektedir. Ters durumda ise Ocak ayı anomalisinin etkisi azalırken piyasa etkinliği artmaktadır. Türkiye'de 2000 yılı Kasım ve 2001 yılı Şubat aylarında finansal krizlerinin yaşanması gösterge endeks olarak değerlendirdiğimiz XU100 ile XU030, XUMAL ve XUTUM endekslerinin 2001 yılında en büyük güç oranı değerini almalarının sebebi olarak gösterilebilir. Dolayısıyla bu endekslerin ilgili yılda piyasa etkinlikleri azalmıştır. Endekslerin 1'e yakın en büyük değerleri aldığı yıllara bakıldığında ise XU100, XUMAL, XUSIN ve XUTUM endeksleri için bu değer 2013 yılında hesaplanmıştır.

Çalışmada incelenen dönemde ele alınan endeksler açısından ayrı ayrı Ocak ayı anomalisinin varlığı tespit edildikten sonra endekslerin tamamı için 15 yıllık periyodun her ayına ilişkin aylık basit getiri oranlarından 150 gözlemlik ve toplamda 1800 gözlemlik bir seri oluşturulmuştur. Bu seriler tek yönlü varyans analizine tabi tutulmuştur. Tek yönlü varyans analizi ikiden fazla grup ortalamaları arasındaki farkın istatistiki olarak anlamlı olup olmadığını test etmek için kullanılır. Bu amaçla oluşturulan hipotezle şunlardır;

H_0 : Endekslerin aylık basit getiri ortalamaları arasında fark yoktur.

H_1 : Endekslerin en az ikisinin aylık basit getiri ortalamaları arasında fark vardır.

Tablo 6: Endekslerin Aylık Getirilerine İlişkin Tek Yönlü Varyans Analizi (ANOVA) Tablosu (1999-2013)

	Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	P Değeri
Gruplar Arası	2,505	11	,228	14,328	,000
Grup İçi	28,419	1788	,016		
Toplam	30,924	1799			

Yapılan analiz sonucunda %95 güven aralığında F testi sonucu elde edilmiştir. Tablo 6'da da gösterildiği üzere sonucun anlamlılık değeri $p=0,000<0,05$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Dolayısıyla endekslerin aylık bazda basit getirileri arasında istatistiki olarak anlamlı farklar vardır.

Yapılan analiz sonucunda gruplar arası farkın istatistiki olarak anlamlı olduğu durumlarda bu farklılığın hangi gruplardan kaynaklandığını belirlemek için post-hoc testlerden faydalanılır. Çalışmada bu testlerden Tukey-HSD testi kullanılmıştır. Yapılan teste ait %95 güven aralığında $p<0,05$ koşulunu sağlayarak anlamlı olan ilişkiler Tablo 7'de gösterilmiştir.

Tukey-HSD post-hoc testi sonucuna göre (I) ve (J) sütunlarında verilen ayların ortalama getirileri arasında istatistiki olarak anlamlı farklılıklar olduğu görülmektedir. Tabloda yalnızca anlamlı sonuçlar verildiğinden (I) sütunundaki aylara ilişkin ortalama getiriler (J) sütunundaki aylara göre daha yüksek (I-J) ortalama getiriye sahiptirler. Ocak ayı açısından bakıldığında Ocak ayı ile Nisan, Mayıs ve Aralık ayları ortalama getirileri arasındaki farkın anlamlı olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 7: Aylık Getiri Oranları Arasındaki Farkın Kaynağını Belirlemek Üzere Uygulanan Post-Hoc Testine İlişkin Sonuçlar (Tukey HSD)

(I) AY	(J) AY	Ortalama Farkları (I-J)	P Değeri	%95 Güven Aralığı	
				Alt Limit	Üst Limit
1	5	,067533*	0,000	0,0199	0,1152
2	5	,064413*	0,001	0,0168	0,1121
3	5	,057687*	0,004	0,0101	0,1053
4	1	,063980*	0,001	0,0163	0,1116
	2	,067100*	0,000	0,0195	0,1147
	3	,073827*	0,000	0,0262	0,1215
	5	,131513*	0,000	0,0839	0,1792
	6	,099740*	0,000	0,0521	0,1474
	8	,101060*	0,000	0,0534	0,1487
	9	,063753*	0,001	0,0161	0,1114
	11	,072467*	0,000	0,0248	0,1201

Tablo 7 devam

7	5	,090027*	0,000	0,0424	0,1377
	6	,058253*	0,004	0,0106	0,1059
	8	,059573*	0,003	0,0119	0,1072
9	5	,067760*	0,000	0,0201	0,1154
10	3	,048180*	0,045	0,0005	0,0958
	5	,105867*	0,000	0,0582	0,1535
	6	,074093*	0,000	0,0265	0,1217
	8	,075413*	0,000	0,0278	0,1231
11	5	,059047*	0,003	0,0114	0,1067
12	1	,057213*	0,005	0,0096	0,1049
	2	,060333*	0,002	0,0127	0,1080
	3	,067060*	0,000	0,0194	0,1147
	5	,124747*	0,000	0,0771	0,1724
	6	,092973*	0,000	0,0453	0,1406
	8	,094293*	0,000	0,0467	0,1419
	9	,056987*	0,005	0,0094	0,1046
	11	,065700*	0,000	0,0181	0,1133

* %95 Güven Aralığı

İlgili aylar tek tek değerlendirildiğinde Nisan ayı ortalama getirisinin Temmuz, Ekim ve Aralık ayları hariç olmak üzere incelenen dönemdeki yılların diğer ayları ortalama getirileri ile aralarındaki farkın istatistiki olarak anlamlı ve Nisan ayı ortalama getirisinin tüm bu aylardan daha yüksek olduğu görülmektedir. Mayıs ayı ortalama getirisi ile Haziran ve Ağustos ayları dışındaki diğer ayların ortalama getirileri arasındaki farkın anlamlı olduğu ve tüm bu ayların ortalama getirilerinin Mayıs ayı ortalama getirisinden daha büyük olduğu tespit edilmiştir. Aralık ayı ortalama getirisi ise Nisan, Temmuz ve Ekim ayları hariç olmak üzere diğer ayların ortalama getirileri ile anlamlı farklara sahip olup Aralık ayı ortalama getirisi tüm bu ayların ortalama getirilerinden daha fazladır.

5. Sonuç

Pay fiyatlarının yatırımcılar için mevcut tüm bilgiyi yansıttığını ve sermaye piyasalarında yatırım yapan bireylerin bir takım teknikleri kullanarak ortalamanın üzerinde getiri elde edemeyeceğini ileri süren Etkin Piyasa Hipotezine karşın sermaye piyasalarının tamamen rasyonel yatırımcılar tarafından yönetilmediğini varsayan davranışsal finans, bilgisel piyasa etkinliğinde ortaya çıkan sapmalara anomali kavramı ile açıklık getirmektedir. Buradan hareketle çalışmada, BIST pay piyasasında belirlenen 10 ayrı endekste 1999-2013 yıllarını kapsayan dönem için Ocak ayı anomali araştırılmıştır.

Güç oranı yöntemi kullanılarak yapılan analiz sonucunda ele alınan endekslerin tamamında incelenen dönem açısından Ocak ayı anomalisinin görüldüğü tespit edilmiştir. BIST XTAST endeksinde 15 yıllık dönemin 10 yılında, XU030 endeksinde 8 yılda Ocak ayı anomalisi görülürken diğer endekslerde Ocak ayı anomalisi tespit edilen yıl sayısı 9'dur. Bununla beraber 2000, 2003, 2006, 2007 ve 2012 yılları tüm endeksler için Ocak ayı anomalisinin yaşandığı ortak yıllar olarak belirlenmiştir. Endekslerde en düşük güç oranlarının 2008 yılında hesaplandığı görülmektedir. Bu durum en önemli sebebi bu yılda endekslerin Ocak ayı getirilerinin en küçük değeri almasıdır. 2008 yılında küresel bir finansal krizin yaşanması bu durumun sebebi olarak gösterilebilir. Endeksler güç oranlarının en büyük değeri aldığı yıllar açısından incelendiğinde XGIDA, XTAST, XUHIZ, XUSIN ve XMESY endekslerinin 2000 yılında en büyük değeri, XU100, XU030, XUMAL ve XUTUM endekslerinin ise 2001 yılında en büyük değeri aldığı görülmektedir. Endekslerin 1'e yakın en büyük değerleri aldığı yıllara bakıldığında ise XU100, XUMAL, XUSIN ve XUTUM endeksleri için bu değer 2013 yılında hesaplanmıştır.

Çalışmamızda elde edilen sonuçlar Ege, Topaloğlu & Coşkun (2012) tarafından 2001-2011 dönemi için ele alınan endekslerden XU030 endeksinde Ocak ayı anomalisinin varlığını ortaya koyan çalışmada elde edilen sonuçlar ile paralellik göstermektedir. Bunun yanısıra Küçüksille (2012) tarafından 1988-2010 dönemi için XU100 endeksinde, 1991-2010 dönemi için XUSIN endeksinde Ocak ayı anomalisinin varlığının tespit edildiği çalışmanın sonuçları ile benzerlik göstermektedir. Buna karşın aynı çalışmada 1997-2010 dönemi için XGIDA ve XUHOLD, 1991-2010 dönemi için XUMAL endekslerinde Ocak ayı anomalisi görülmediği belirtilirken ilgili endekslerde çalışmamızda incelenen dönem açısından Ocak ayı anomalisi görüldüğü tespit edilmiştir.

Ayrıca daha sonra bir bütün olarak aylık bazda ele alınan endekslerin basit getirileri için tek yönlü varyans analizi yapılmıştır. Analiz sonucunda aylık getirilerin istatistiki olarak anlamlı farklılıklara sahip olduğu ortaya konulmuştur.

Çalışmada BIST pay piyasasını temsil gücünün yüksek olması açısından 10 endeks incelenmiştir. Endekslerin birbirinden bağımsız olarak ele alınmasına rağmen gösterge endeks olarak kabul edilen BIST XU100 endeksi dahil olmak üzere ele alınan tüm endekslerde Ocak ayı anomalisinin varlığı incelenen dönem açısından BIST'de Ocak ayı anomalisi yaşandığı şeklinde yorumlanabilir. Bundan sonra yapılacak benzer çalışmalarda farklı endeksler ve farklı dönemler incelenerek mevcut ve potansiyel yatırımcılar ile kurumsal fon yöneticilerinin karar verme süreçlerine katkı sağlanabilir.

Kaynaklar

- Alrabadi, D. W. H., & AL-Qudah, K. A. (2012). Calendar anomalies: The case of Amman stock exchange. *International Journal of Business and Management*, 7(24), 120-127.
- Al-Rjoub, S. A. M., & Alwaked, A. (2010). January effect during financial crises: 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 ile test edilmesi. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 37(2), 98-110.

- Balaban, E. (1995). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda ocak ayı etkisi, *Ömer Hayyam etkisi, Ümit Yasar etkisi*. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü, Tartışma Tebliği, No:9511, 231-252.
- Çinko, M. (2008). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda ocak ayı etkisi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 9(1), 47-54.
- 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.
- Elmas, B., & Amanianganeh, M. (2013). BIST'de halka açılan şirketlerde düşük fiyatlama anomalisine etki edebilen değişkenlerin analizi: 1995-2010 dönemi. *Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi*, 15(2), 217-241.
- Erdoğan, M., & Elmas, B. (2010). Hisse senedi piyasalarında görülen anomaliler ve bireysel yatırımcı üzerine bir araştırma. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14 (2), 1-22.
- Fama, E. (1970). Efficient capital markets: A review theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Gu, A. Y. (2003). The declining january effect: Evidences from the U.S. equity markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43, 395-404.
- Güler, S., & Çimen, A. (2014). Day of the month effect in emerging markets. *Journal of Yasar University*, 9(33), 5636-5648.
- Hamarat, B., & Tufan, E. (2008). Is the tourism sector index efficient?. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(2), 169-184.
- Haug, M., & Hirschey, M. (2006). The january effect. *Financial Analysts Journal*, 62(5), 78-88.
- Horasan, M. (2008). Firma büyüklüğünün hisse senedi getirilerine etkisi. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(1), 327-339.
- 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., (2004). *Yatırım analizi ve portföy yönetimi*. 2. Baskı, Ankara: Gazi Kitabevi.
- 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, 103-115.
- Küçüksille, E. (2012). İMKB endekslerinde ocak ayı etkisinin test edilmesi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 53, 129-138.
- Özer, G., & Özcan, M. (2002). İMKB'da ocak etkisi, etkinin sürekliliği, firma büyüklüğü ve portföy denkleştirilmesi üzerine deneysel bir araştırma. *Süleyman Demirel Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 2(3), 133-158.
- Rozeff, M. S., & Kinney, W. R. (1976). Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.
- Taner, A. T., & Kayalıdere, K. (2002). 1995-2000 döneminde İMKB'de anomali araştırması. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 9(1-2), 1-24.

- Tunçel, A. K. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında yılın ayı etkisi. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 10(19), 1-30.
- Wachtel, S. B. (1942). Certain observations on seasonal movement in stock prices. *Journal of Business*, 15, 184-193.
- Yılancı, V. (2013). Halloween etkisinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında geçerliliğinin testi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 1(1), 21-30.

