

Gönderim Tarihi: 21.11.2016 Kabul Tarihi: 14.12.2016

## **AVRUPA VE ASYA-PASİFİK HİSSE SENEDİ PAZARLARINDA ZAYIF FORMDA PAZAR ETKİNLİĞİ VE TAKVİM ANOMALİLERİ**

Meziyet Sema ERDEM\*

### **THE WEEK FORM MARKET EFFICIENCY AND CALENDAR ANOMALIES IN EUROPE AND ASIAN- PACIFIC STOCK MARKETS**

#### **Öz**

Bu çalışmada, 01/01/2013 - 01/09/2016 tarih aralığında, Avrupa ve Asya-Pasifik bölgelerinde faaliyet gösteren belli başlı menkul kıymet pazarlarında Zayıf Formda Pazar Etkinliği test edilmiş, 01/01/2013 - 01/09/2016 tarih aralığında takvim anomalilerinden haftanın günü, Ocak 2004 ile Eylül 2016 tarih aralığında ise yılın ayı anomalilerinin bu pazarlarda mevcudiyeti araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre; araştırmaya konu olan pazarların çoğunluğunun zayıf formda etkin pazarlar oldukları, bununla birlikte haftanın günü ve yılın ayı anomalilerinin bazı Avrupa ve Asya-Pasifik hisse senedi pazarlarında mevcudiyetini koruduğu tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Etkin Pazar Hipotezi, Zayıf Formda Pazar Etkinliği, Takvim Anomalileri.

**Jel Kodları:** G140, G150.

#### **Abstract**

In this study, Week Form Market Efficiency is tested in Europa and Asian-Pacific stock markets for the 01/01/2013 - 01/09/2016 time period. Existence of the Day of the Week effect is tested for 01/01/2013 - 01/09/2016 time period and Month of the Year Effect is tested in the some Europa and Asian-Pacific Stock Exchanges for January 2004 - September 2016 time period. According to the findings; it is found that some of the Europa and Asian-Pacific stock markets that are involved in the research are the week form efficient markets. It is also found that the day of the week and month of the year anomalies keep their existence in some of the Europe and Asian-Pacific stock markets.

**Keywords:** Efficient Market Hypothesis, Weak Form Market Efficiency, Calendar Anomalies.

**Jel Classifications:** G140, G150.

---

\*Yrd. Doç. Dr., Abant İzzet Baysal Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, e-posta: m\_erdem1@hotmail.com,

## **1. Giriş**

Menkul kıymet fiyatlarının halka açık tüm bilgileri yansıttığını savunan hipotez finans literatüründe Etkin Pazar Hipotezi (EPH) olarak bilinmektedir. Bu hipoteze göre, menkul kıymet fiyatları menkul kıymet ile ilgili gelen bilgilere anında, tam ve doğru olarak tepki vermektedir. Hipotezin varsayımlarında yatırımcıların menkul kıymetler hakkındaki bilgileri kullanarak normalin üzerinde kazanç sağlayamayacağı ileri sürülse de, bu konuda son yıllarda gerçekleştirilen araştırmalarda hipotezin ortaya koyduğu bu varsayım ile çelişen bulgulara sıklıkla rastlanmakta, mevcut hipotez ile bağdaşmayan bu bulgular için ise, literatür de normalden sapma anlamına gelen “anomali” terimi kullanılmaktadır.

İskoçyalı botanikçi Robert Brown (1828)'un, suda dağılmış çiçek polenlerinin davranışlarını gözlemlediği çalışması, Etkin Pazar Hipotezi için kilometre taşlarından ilkinin oluşturmuş, etkin pazar teriminin klasik tanımlaması ise, ilk olarak Fama (1965) tarafından yapılmıştır. Fama (1965), “etkin pazar; pazarın yeni bilgilere hızlı uyumudur” genel tanımını yapmış, bu tanım yine Fama (1970) tarafından “varlık fiyatlarının etkin bir pazarda mevcut tüm bilgileri yansıtması” şeklinde genişletilmiştir. Hipotezi test edilebilir hale getirmek için Fama (1970), bilgi kümesinin de test edilebilir şekilde tanımlanması gerektiğini ileri sürmüştü ve pazar etkinliğini bilgi girişinin çeşitlerine göre, Zayıf Formda, Yarı Güçlü Formda ve Güçlü Formda Pazar Etkinliği olmak üzere sınıflandırmıştır.

Zayıf Formda Pazar etkinliğinde; menkul kıymet fiyatlarının geçmişte oluşan fiyatlardan bağımsız olarak hareket edeceği ve menkul kıymetlerin geçmişte oluşan fiyatları ile gelecekte oluşacak fiyatları arasında herhangi bir ilişkinin olmayacağı varsayılmıştır. Yarı güçlü formda pazar etkinliğinde, menkul kıymetlerin geçmiş fiyat hareketlerinin yanı sıra, firmaların pazar değerlerini etkileyen her türlü bilginin menkul kıymet fiyatlarına yansıdığı varsayılmıştır. Güçlü formda pazar etkinliğinde ise, halka açıklanmış ya da açıklanmamış tüm bilgilerin menkul kıymet fiyatlarına yansımış olduğu varsayılmıştır. Etkinlik testlerinin gruplandırılması her ne şekilde olursa olsun, tüm pazar etkinliği değerlendirmelerinde, fiyatların menkul kıymetler hakkında pazara gelen yeni bilgilere göre değişeceği ve menkul kıymet fiyatlarının tesadüfi olarak hareket edeceği esas alınmıştır. Bu nedenle menkul kıymet pazarlarındaki bu etkinlik bilgisel etkinliktir.

Etkin Pazar Hipotezinin test edilmesi amacıyla geçtiğimiz yüzyılda çok sayıda araştırma gerçekleştirilmiş, bu araştırmaların büyük bir kısmında menkul kıymet fiyatlarının söz konusu hipotezden sapma şeklinde bazı

davranışsal özellikler sergiledikleri tespit edilmiştir. Etkin Pazar Hipotezi ve pazarların etkinliği konusunda tartışmalara yol açan en güçlü delillerden birisi olarak ise, menkul kıymet pazarlarında gözlemlendiği ileri sürülen ve açıklanması mümkün olmayan anomali davranışları gösterilmiştir. Genel kabul görmüş ilkelerle uyumlu olmayan bir davranış biçimi olarak tanımlanabilen anomali kavramı, Thaler (1987, 1992) tarafından “teori ile uyuşmayan bir gözlem veya realite ve olağandışı bir davranış” olarak tanımlanmıştır. Bu tanım çerçevesinde menkul kıymet pazarlarında Etkin Pazar Hipotezi ile ters düşen her ampirik bulgu bir anomali olarak değerlendirilebilmektedir. Menkul kıymet getirilerinin bazı zaman dilimlerinde sistematik olarak bazı eğilimler gösterdiği bu konuda yapılmış çalışmaların bulguları ile kanıtlanmış, bu mevsimsel kalıplar finans yazınında, dönemsel anomaliler (takvim anomalileri) olarak isimlendirmişlerdir.

Bu çalışmada 01/01/2013 - 01/09/2016 tarih aralığında, belli başlı Avrupa ve Asya-Pasifik hisse senedi pazarlarında zayıf formda etkinlik araştırılmış, bu pazarlarda takvim anomalilerden haftanın günü anomalisi 01/01/2013 ila 01/09/2016 tarih aralığı ve yılın ayı anomalisi Ocak/2004-Eylül 2016 tarih aralığı için test edilmiştir. Böylece bu anomali kalıplarının bilgi teknolojilerinin son derece gelişmiş olduğu son yıllarda dahi menkul kıymet pazarlarında mevcudiyetini koruyup korumadığı, bununla birlikte Avrupa ve Asya-Pasifik hisse senedi pazarlarının bilgisel açıdan etkin olup olmadığının tespit edilmesi amaçlanmıştır.

Araştırma için yapılan kısa bir girişten sonra, araştırmanın ikinci bölümünde gerek Etkin Pazar Hipotezi, gerekse Pazar anomalileri konusunda ki literatürdeki çalışmalara değinilmiş, üçüncü bölümde uygulama çalışmasında kullanılacak veriler ve dördüncü bölümde ise kullanılacak yöntemler tanımlanmıştır. Beşinci bölümde analizlerden elde edilen bulgular ortaya konularak, altıncı bölümde sonuçlar raporlanmıştır.

## **2. Literatürdeki Çalışmalar**

Etkin Pazar Hipotezini teorik olarak destekleyen literatürde çok sayıda çalışma bulunmasına rağmen, hipoteze karşı olan birçok görüşte mevcuttur. Fama (1965, 1970)’nın Etkin Pazar Hipotezi konusunda çığır açan çalışmaları, menkul kıymet fiyatlarının tesadüfi yürüyüş izleyip izlemediği ve menkul kıymet getirilerinin tahmin edilip edilemeyeceği konusundaki akademik çalışmaların hızını tetiklemiş, o tarihten itibaren bu konularda çok sayıda çalışma gerçekleştirilmiştir. Sonraki yıllarda, Jeon, Chiang ve Thomas (1991) New York, Londra, Tokyo ve Frankfurt pazarlarının, Cham, Gup, ve Pan (1997) Avustralya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Hindistan, İtalya, Japonya,

Hollanda, Norveç, Pakistan, İspanya, İsveç, İsviçre, İngiltere ve Amerika Birleşik Devletleri (ABD) pazarlarının zayıf formda etkin pazarlar olduklarını raporlamışlardır. Lock (2007), 1990-2006 döneminde, sadece Tayvan Bileşik Endeksi'nin değil, bu pazarda işlem gören bireysel hisse senetlerinin de Tesadüfi Yürüyüş Model'ine uygun sonuçlar verdiğini tespit etmiştir. Demireli, Akkaya ve İbaş (2010), S&P 500 Endeksi'nin, Barkoulas ve Baum (1996), Dow Jones Endüstri Endeksi (DJA)'nin Tesadüfi Yürüyüş Model'ine uygun hareket ettiğini, bu nedenle ABD pazarının zayıf formda etkin bir pazar olduğunu çalışmalarında raporlamışlardır. Cooper (1982), İngiltere ve ABD pazarlarının tesadüfi yürüyüş özelliği sergilediklerini tespit etmiş olmasına rağmen, geriye kalan kırk sekiz adet pazar için elde edilen sonuçların daha az açıklayıcı olduğunu raporlamıştır. Smith ve Ryoo (2003), Yunanistan, Macaristan, Polonya, Portekiz, Türkiye pazarları arasından Türkiye pazarı dışındakilerin, Dorina ve Simina (2007), Romanya, Macaristan, Çek Cumhuriyeti, Litvanya, Polonya, Slovakya, Türkiye pazarlarının, Narayan (2008), G7 ülkelerine ait pazarların zayıf formda etkin pazarlar oldukları sonuçlarını çalışmalarında raporlamışlardır.

Niederhoffer ve Osborne (1966), menkul kıymet fiyatlarının tesadüfi yürüyüş özelliği göstermediğini ilk olarak ileri süren yazarlardır. Lo ve MacKinlay (1988), 1962-1985 dönemi için, New York Menkul Kıymet Pazarının, Worthington ve Higgs (2003), Macaristan, Almanya, İrlanda, Portekiz, İsveç, İngiltere pazarlarının, Pan, Chiou, Hocking ve Rim (1991), 1982-1987 dönemi için, Hong Kong, Singapur, Güney Kore ve Tayvan pazarlarının, zayıf formda etkin pazarlar olmadıklarını ispatlamışlardır. Dünya'nın belli başlı bazı menkul kıymet pazarları için yapılmış ilk çalışmalarda, haftanın ilk işlem günleri olan pazartesi günlerinde negatif ve en düşük getiriler, yılın ilk ayları olan ocak aylarında pozitif ve en yüksek getiriler sağlanması yönünde bir eğilimin olduğu gözlemlenmiştir. Haftanın günlerini ortalama getiriler açısından inceleyen ilk çalışma Cross (1973)'un 1953-1970 döneminde, S&P 500 Endeksi için gerçekleştirdiği çalışmasıdır. French (1980), 1953-1977 dönem aralığında, S&P 500 Endeksi'nin ortalama pazartesi getirilerinin anlamlı bir şekilde negatif, ortalama cuma getirilerinin ise anlamlı bir şekilde en yüksek olma eğilimi gösterdiğini tespit etmiştir. Gibson ve Hess (1981), 1962-1972 dönem aralığında, S&P 500 Endeksi için French (1980)'in tespit ettiği bulguların benzerini tespit ederek, bu endeks üzerindeki haftanın günü anomalisinin mevcudiyetine ilişkin sonuçları doğrulamışlardır. Rogalski (1984), menkul kıymet fiyatlarının cuma günleri pozitif olma eğiliminde olduklarını, bu durumun haftanın günü anomalisi ile açıklanabileceğini raporlamıştır. Theobald ve Price (1984), 1975-1981 dönem aralığı için, İngiltere menkul kıymet pazarlarında güçlü

bir haftanın günü anomalisinin varlığına işaret etmişlerdir. Keim ve Stambaugh (1984), 1928-1952 dönemi için, NYSE’de pazartesi günlerinin negatif getiriler sağladığını raporlamışlardır. Smirlock ve Starts (1984, 1986), 1963-1983 döneminde, menkul kıymetlerin getiri dağılımlarının haftanın farklı günlerinde belirli kalıplar izlediğini ispatlayarak, ABD pazarlarında hafta sonu anomalisinin mevcudiyetini kanıtlamışlardır. Solnik ve Bousquet (1990), Paris Borsasında güçlü bir negatif salı etkisinin olduğunu, Cho, Linton ve Whang (2007), 1970-2004 döneminde, ABD, İngiltere ve Japonya pazarlarında güçlü bir haftanın günü etkisinin olduğunu tespit etmişlerdir. Condoyni ve diğerleri (1986), Yunanistan endeksi ortalama getirilerinin salı ve çarşamba günlerinde negatif olduğunu, bununla birlikte İspanya ve Danimarka endeksleri üzerinde haftanın günü anomalisine ilişkin herhangi bir bulguya rastlamadıklarını raporlamışlardır. Jaffe ve Westerfield (1985), Japonya, Kanada, Avustralya, İngiltere ve ABD pazarlarında hafta sonu anomalisinin mevcut olduğunu, Aggarwal ve Rivolli (1989), 1976-1988 dönem aralığı için, Hong Kong, Malezya, Filipinler, Singapur Menkul Kıymet Pazarlarında pazartesi etkisine ek olarak salı etkisine de rastlandığını raporlamışlardır. Wong ve diğerleri (1992), Tayvan hariç, ABD, Hong Kong, Tayland, Singapur ve Malezya pazarlarında, Tan ve Tat (1998), 1975-1994 döneminde Singapur endeksinde haftanın günü anomalisinin mevcudiyetine dair kanıtlara ulaşmışlardır. Chen, Kwok ve Rui (2001), 1992-1997 döneminde, Çin (Shangay) pazarında 1995’den sonraki yıllarda negatif salı etkisinin olduğunu, ancak bu durumun ABD pazarlarındaki dalgalanmalardan kaynaklanmış olabileceğini raporlamışlardır. Kıymaz ve Berument (2003), 1988-2002 döneminde Kanada, Almanya, Japonya, İngiltere, ABD pazarlarında haftanın günü anomalisinin mevcudiyetini tespit etmişlerdir. Basher ve Sadorsky (2006), 1993-2003 döneminde, Brezilya, Arjantin, Sili, Kolombiya, Hindistan, Endonezya, İsrail, Ürdün, Kore, Malezya, Meksika, Pakistan, Peru, Filipinler, Polonya, Sri Lanka, Tayvan, Tayland, Türkiye, Venezüella, Güney Afrika gibi yükselen pazarların çoğunluğunda haftanın günü anomalisinin mevcut olmadığını, bununla birlikte Filipinler, Pakistan ve Tayvan gibi pazarlarda her koşulda güçlü bir haftanın günü anomalisinin mevcut olduğunu tespit etmişlerdir.

Finans literatüründe aylık anomali denilince genellikle menkul kıymet getirilerinin en yüksek gerçekleştiği ay olan ocak ayı anomalisi anlaşılmaktadır. İlk olarak Watchel (1942), tarafından 1927-1942 dönemi için DJA Endeksi’nde tespit edilen ocak ayı anomalisi, daha sonraları Rozeff ve Kinney (1976) tarafından 1904-1974 dönemi için, NYSE Endeksi’nde araştırılmıştır. Ariel (1987), Haugen ve Jorion (1996), Roll (1983), Ocak ayı içerisinde ya da aralık ayının son birkaç günü ile ocak

ayının ilk haftası arasında kalan zaman süresi (turn of year) içerisinde diğer aylara ya da günlere oranla olağan olmayan, büyük ve pozitif ortalamalı getiriler sağlandığını raporlamışlardır. Gültekin ve Gültekin (1983), 1959-1979 döneminde, Almanya, Avustralya, Belçika, Danimarka, Hollanda, İngiltere, İspanya, İsveç, İsviçre, Japonya, Kanada ve Norveç Menkul Kıymet Pazarı'nda güçlü bir ocak ayı anomalisinin varlığını tespit etmişlerdir. Aggarwal ve Rivolli (1989), 1976-1988 döneminde, Hong Kong, Malezya, Filipinler ve Singapur pazarlarında ocak ayı anomalisinin mevcudiyetine dair kanıtlar tespit etmişlerdir. Cadsby (1989), 1963-1985 dönemi için, NYSE'de ekim aylarının diğer aylara göre sürekli negatif getiriler sağladıklarını tespit etmiş ve bu mevsimsel trendi "Mark Twain Etkisi" olarak isimlendirmiştir. Cadsby aynı etkiyi Kanada Borsası'nda da gözlemlemiştir. Haugen ve Jorion (1996), 1926-1993 döneminde NYSE'de, Raj ve Thurston (1994), 1983-1993 döneminde Yeni Zelanda, Tan ve Nee (1998), 1975-1994 döneminde, Singapur Pazar endeksleri üzerinde ocak ayı etkisinin olduğunu kanıtlamışlardır. Agrawal ve Tandon (1994), Belçika, Fransa, Hollanda, Hong Kong, İngiltere, İsveç, İsviçre, İtalya, Japonya, Singapur menkul kıymet pazarlarında aylık getiriler arasında istatistiksel olarak anlamlı farklılıklar olduğunu tespit etmişlerdir. Moosa (2007), 1970-2005 döneminde DJA Endeksi için oluşturulmuş alt dönemlerin tümünde ocak ayı etkisine dair kanıtlar elde ederken, 1990-2005 döneminde güçlü temmuz ayı etkisi tespit etmiş, son yıllarda ocak ayı anomalisinin gözden kaybolmakta olduğunu, bunun yerine güçlü bir temmuz ayı etkisinin gün yüzüne çıkmakta olduğunu raporlamıştır. Bu anomaliler ile ilgili burada değinilmemiş birçok çalışma da literatürde mevcuttur.

### **3. Araştırmada Kullanılan Veriler**

Bu çalışmada belli başlı Avrupa ve Asya-Pasifik pazarlarında zayıf formda Pazar etkinliği araştırılmıştır. Bu kapsamda 01/01/2013 ile 01/09/2016 tarih aralığında ait oldukları pazarları en iyi şekilde temsil ettikleri düşünülen MSCI (Morgan Stanley Capital Index) endekslerinin günlük fiyatları veri olarak kullanılmıştır. Çalışmanın sonraki aşamasında araştırmaya konu olan pazarlarda 01/01/2013 ile 01/09/2016 tarih aralığında haftanın günü anomalisi ve Ocak/2004 - Eylül/2016 tarih aralığında yılın ayı anomalisini araştırmak, bu kapsamda menkul kıymet pazarlarında, endeks getirileri ile haftanın günleri ve endeks getirileri ile yılın ayları arasında anlamlı ilişkilerin olup olmadığını tespit etmek amaçlanmıştır. Araştırmaya konu olan endekslere ait günlük ve aylık fiyat verileri [www.investing.com](http://www.investing.com) resmi internet sitesinden elde edilmiştir. Fiyat verilerinin tümü, her bir ülkenin kendi yerel para cinsinden verilerdir.

#### 4. Araştırmada Kullanılan Yöntemler

Zayıf Formda Etkinlik Testleriyle, fiyat serilerinin tesadüfi yürüyüş özelliği gösterip göstermediği ve geçmişteki fiyatlar kullanılarak gelecekte oluşacak fiyatların tahmin edilemeyeceği sorularına cevap aranmaktadır. Bu kapsamda zaman serilerinin tesadüfi bir dağılım göstermesi zayıf formda etkinlik hipotezinin de kabul edilmesi anlamına gelmektedir. Finansal zaman serilerinde, zayıf formda etkinlik hipotezinin kabul edilebilmesi için serilerin durağan olması (birim kök içermesi) gerekmektedir. Teknik olarak bir serinin durağanlığından bahsedebilmek için ise, o serinin ortalamasının, varyansının ve kovaryansının sabit olması gerekmektedir. Bu kapsamda ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de, yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç için durağandır denilmektedir (Gujarati, 2001: 212).

Birim kök testleri, hem zaman serilerindeki durağanlığın test edilmesinde, hem de Tesadüfi Yürüyüş Model'inin ve Etkin Pazar Hipotezinin sınanmasında son yıllarda yaygın olarak kullanılmaktadır. Çalışmada Augmented Dickey Fuller (ADF) (1979), Phillips Peron (PP) (1988) ve Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testleri serilerin zayıf formda etkinliğini test etmek amacıyla kullanılmıştır. Bununla birlikte haftanın günleri veya yılın ayları bağımsız değişkenlerinin, endeks getirileri bağımlı değişkenlerini açıklamada önemli bir katkısının olup olmadığını test etmek amacıyla, kukla değişkenli regresyon analizleri gerçekleştirilmiştir. Oluşturulan regresyon modelleri aşağıda verilmiştir.

Haftanın günleri ile ilgili model;

$$R_i = \alpha_1 D_{PZT_i} + \alpha_2 D_{SAL_i} + \alpha_3 D_{CRS_i} + \alpha_4 D_{PRS_i} + \alpha_5 D_{CUM_i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Yılın ayları ile ilgili model;

$$R_i = \alpha_1 D_{OCK_i} + \alpha_2 D_{SUB_i} + \alpha_3 D_{MRT_i} + \alpha_4 D_{NSN_i} + \dots + \alpha_{12} D_{ARL_i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Modellerde yer alan, “ $R_i$ ” endekslere ait getirileri “ $\varepsilon_i$ ” olasılıklı hata terimini, “ $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$  ve  $\alpha_5$ ” haftanın günlerine ilişkin katsayıları, “ $D_{PZT_i}, \dots, D_{CUM_i}$ ” haftanın günlerini gösteren kukla değişkenleri (ilgili gün =1, diğer günler=0) ifade ederken, “ $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4 \dots \alpha_{12}$ ” yılın aylarına ilişkin katsayıları, “ $D_{OCK}, D_{SUB}, D_{MRT}, \dots, D_{ARL}$ ” ise yılın aylarını gösteren kukla değişkenleri (ilgili ay=1, diğer aylar=0) ifade etmektedir.

## 5. Araştırma Bulguları

Araştırmada öncelikle araştırmaya konu olan fiyat endekslerinin belirlenen zaman aralığındaki tanımlayıcı istatistikleri hesaplanmış, serilerin normal dağılım özellikleri test edilmiştir.

**Tablo 1. Fiyat Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri**

| <i>Endeksler</i>        | FOrt        | FSS        | FDK         | FS          | FK        | FJarque-Bera |
|-------------------------|-------------|------------|-------------|-------------|-----------|--------------|
| MSCI ALMANYA            | 129         | 13         | 0,1         | -0,1        | 0,4       | 26,54***     |
| MSCI BELÇİKA            | 85          | 14         | 0,16        | -1,5        | 0         | 92,16***     |
| MSCI FİNLANDİYA         | 102         | 14         | 0,14        | -0,6        | -0,5      | 48,16***     |
| MSCI FRANSA             | 122         | 10         | 0,09        | -0,4        | 0,2       | 12,90***     |
| MSCI HOLLANDA           | 106         | 14         | 0,13        | -1,1        | 0,1       | 47,30***     |
| MSCİ İNGİLTERE          | 1917        | 90         | 0,05        | -0,4        | -0,6      | 61,16***     |
| MSCİ İSPANYA            | 108         | 13         | 0,12        | -1,1        | -0,1      | 52,81***     |
| MSCİ İSVEÇ              | 10562       | 1072       | 0,1         | -0,3        | 0,5       | 40,41***     |
| MSCİ İSVİÇRE            | 1087        | 65         | 0,06        | -0,5        | -0,1      | 10,94***     |
| MSCİ İTALYA             | 56          | 6          | 0,12        | -1,2        | 0         | 56,65***     |
| MSCİ TÜRKİYE            | 1105        | 86         | 0,08        | 0,2         | -0,4      | 21,51***     |
| MSCİ YUNANİSTAN         | 12          | 5          | 0,47        | -1,4        | -0,1      | 76,37***     |
| <i>AVR ORTALAMA</i>     | <i>1283</i> | <i>117</i> | <i>0,14</i> | <i>-0,7</i> | <i>-0</i> |              |
| MSCİ AVUSTRALYA         | 1079        | 59         | 0,05        | -0,3        | 0,2       | 9,17***      |
| MSCİ ENDONEZYA          | 5683        | 462        | 0,08        | -0,6        | -0,1      | 15,92***     |
| MSCİ HİNDİSTAN          | 919         | 115        | 0,13        | -1,4        | -0,3      | 88,20***     |
| MSCİ HONGKONG           | 12286       | 808        | 0,07        | 0,3         | 0,6       | 61,42***     |
| MSCİ JAPONYA            | 1453        | 214        | 0,15        | -0,4        | 0,1       | 8,20***      |
| MSCİ KORE               | 553         | 25         | 0,05        | -0,5        | -0,3      | 25,73***     |
| MSCİ MALEZYA            | 617         | 33         | 0,05        | -1,3        | -0,2      | 70,20***     |
| MSCİ PARKİSTAN          | 495         | 48         | 0,1         | -0,1        | -0,9      | 116,18***    |
| MSCİ SİNGAPUR           | 1656        | 124        | 0,08        | -0,5        | -0,8      | 107,01***    |
| MSCİ SRİ LANKA          | 670         | 59         | 0,09        | -0,5        | 0,2       | 14,73***     |
| MSCİ TAYLAND            | 503         | 34         | 0,07        | -0,3        | -0,5      | 46,73***     |
| MCSI Y. ZELLANDA        | 112         | 8          | 0,07        | 2           | 1,3       | 436,29***    |
| <i>AS-PAS. ORTALAMA</i> | <i>2169</i> | <i>166</i> | <i>0,08</i> | <i>-0,3</i> | <i>-0</i> |              |

Veriler 01/01/2013 – 01/09/2016 tarih aralığındaki fiyat serilerinin tanımlayıcı istatistiklerini kapsamaktadır. Her bir seri için gözlem sayısı 957'dir.  
\*\*\* %1 düzeyinde anlamlılığı, FOrt: Ortalama, FSS: Standart Sapma, FS: Çarpıklık, FK: Basıklık, FDK: Değişim Katsayısı (FSS / FOrt) ifade etmektedir.

Fiyat serilerinin tanımlayıcı istatistik sonuçlarına göre; Avrupa endeksleri içerisinde en yüksek fiyat ortalaması İsveç (*FOrt:10562*), en düşük fiyat ortalaması Yunanistan (*FOrt:12*) endekslerine aittir. Asya-Pasifik endeksleri içerisinde en yüksek fiyat ortalaması Hong Kong (*FOrt:12286*), en düşük fiyat ortalaması Yeni Zelanda (*FOrt:112*) endekslerine aittir. Genel olarak, Asya-Pasifik endekslerinin Avrupa endekslerine göre fiyat ortalamalarının, dolayısıyla risklerinin daha yüksek olduğu saptanmıştır.



**Tablo 2.** Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

| Endeksler        | GOrt     | GSS   | GDK | GJarque-Bera |
|------------------|----------|-------|-----|--------------|
| MSCI ALMANYA     | 0,00022  | 0,012 | 54  | 109,85***    |
| MSCI BELÇİKA     | 0,00057  | 0,012 | 21  | 80,68***     |
| MSCI FİNLANDIYA  | 0,00051  | 0,013 | 25  | 921,0***     |
| MSCI FRANSA      | 0,00031  | 0,012 | 38  | 325,25***    |
| MSCI HOLLANDA    | 0,00044  | 0,011 | 25  | 179,06***    |
| MSCI İNGİLTERE   | 0,00016  | 0,009 | 60  | 177,12***    |
| MSCİ İSPANYA     | 0,00015  | 0,014 | 98  | 2468,60***   |
| MSCİ İSVEÇ       | 0,00037  | 0,011 | 30  | 769,12***    |
| MSCİ İSVİÇRE     | 0,00042  | 0,01  | 24  | 2422,85***   |
| MSCİ İTALYA      | 0,00024  | 0,016 | 67  | 860,51***    |
| MSCİ TÜRKİYE     | 0,00007  | 0,015 | 229 | 522,53***    |
| MSCİ YUNANİSTAN  | -0,00043 | 0,035 | -82 | 118,78***    |
| AVR ORTALAMA     | 0,0003   | 0,014 | 49  |              |
| MSCİ AVUSTRALYA  | 0,0002   | 0,009 | 44  | 78,61***     |
| MSCİ ENDONEZYA   | 0,00021  | 0,014 | 65  | 340,21***    |
| MSCİ HİNDİSTAN   | 0,00041  | 0,009 | 23  | 303,70***    |
| MSCİ HONGKONG    | 0,00014  | 0,01  | 69  | 225,30***    |
| MSCİ JAPONYA     | 0,00047  | 0,015 | 31  | 472,60***    |
| MSCİ KORE        | 0,00003  | 0,008 | 258 | 43,5***      |
| MSCİ MALEZYA     | 0,00001  | 0,006 | 434 | 472,85***    |
| MSCİ PARKİSTAN   | 0,00037  | 0,01  | 27  | 142,81***    |
| MSCİ SİNGAPUR    | -0,00012 | 0,008 | -66 | 283,5***     |
| MSCİ SRİ LANKA   | 0,00021  | 0,01  | 47  | 1082,48***   |
| MSCİ TAYLAND     | 0,00009  | 0,012 | 132 | 563,88***    |
| MCSI Y. ZELLANDA | 0,00115  | 0,023 | 20  | 2190,10***   |
| AS-PAS. ORTALAMA | 0,00026  | 0,013 | 69  |              |

Veriler 01/01/2013 – 01/09/2016 tarih aralığındaki getiri serilerinin tanımlayıcı istatistiklerini kapsamaktadır. Her bir seri için gözlem sayısı 956'dır.  
 \*\*\* %1 düzeyinde anlamlılığı, GOrt: Ortalama, GSS: Standart Sapma, GS: Çarpıklık, GK: Basıklık, GDK: Değişim Katsayısı (GSS / GOrt)'ifade etmektedir.

Regresyon analizlerinde kullanılmak için günlük fiyat verilerinin logaritmik birinci-sıra farkları alınarak, endekslerin günlük bazda getirileri hesaplanmıştır. Getiri serilerinin tanımlayıcı istatistik sonuçlarına göre; Avrupa endeksleri içerisinde en yüksek getiri ortalaması Belçika (*GOrt:0,00057*) endeksine ait iken, en düşük getiri ortalaması, negatif getiri ile Yunanistan (*GOrt:-0,00043*) endeksine aittir. Asya-Pasifik endeksleri içerisinde en yüksek getiri ortalaması Yeni Zelanda (*GOrt:0,00115*) endeksine ait iken, en düşük getiri ortalaması negatif getiri ile Singapur (*GOrt:-0,00012*) endeksine aittir. Genel olarak, Asya-Pasifik endekslerinin Avrupa endekslerine göre getiri ortalamalarının, dolayısıyla risklerinin daha yüksek olduğu saptanmıştır.

**Tablo 3. Zayıf Formda Etkinlik Testleri Sonuçları**

| <i>Avrupa ve Asya-Pasifik Endeksleri</i> | <i>ADF t-ist.</i> | <i>PP t-ist.</i> | <i>ADF ve PP Sonuç</i> | <i>KPSS İst.</i> | <i>KPSS için sonuç</i> |
|--|-------------------|------------------|------------------------|------------------|------------------------|
| MSCI ALMANYA                             | -1,58             | -1,59            | ZFE                    | 1,08             | ZFE                    |
| MSCI BELÇİKA                             | -0,84             | -0,81            | ZFE                    | 3,59             | ZFE                    |
| MSCI FİNLANDIYA                          | -0,83             | -0,8             | ZFE                    | 2,83             | ZFE                    |
| MSCI FRANSA                              | -1,61             | -1,45            | ZFE                    | 2,17             | ZFE                    |
| MSCI HOLLANDA                            | -0,93             | -0,95            | ZFE                    | 3,1              | ZFE                    |
| MSCI İNGİLTERE                           | -2,52             | -2,73            | ZFE                    | 0,88             | ZFE                    |
| MSCİ İSPANYA                             | -1,49             | -1,43            | ZFE                    | 1,15             | ZFE                    |
| MSCİ İSVEÇ                               | -1,25             | -1,55            | ZFE                    | Şub.74           | ZFE                    |
| MSCİ İSVİÇRE                             | -2,11             | -1,73            | ZFE                    | 1,54             | ZFE                    |
| MSCİ İTALYA                              | -0,92             | -1,93            | ZFE                    | 0,95             | ZFE                    |
| MSCİ TÜRKİYE                             | -3,06**           | -3,15**          | ZFE Değil              | 0,27***          | ZFE Değil              |
| MSCİ YUNANİSTAN                          | -1,47             | -1,44            | ZFE                    | 3,02             | ZFE                    |
| MSCİ AVUSTRALYA                          | -1,96             | -1,92            | ZFE                    | 0,70*            | ZFE Değil              |
| MSCİ ENDONEZYA                           | -2,6              | -2,38            | ZFE                    | 0,64*            | ZFE Değil              |
| MSCİ HİNDİSTAN                           | -1,22             | -1,1             | ZFE                    | 2,81             | ZFE                    |
| MSCİ HONGKONG                            | -2,13             | -2,22            | ZFE                    | 0,68*            | ZFE Değil              |
| MSCİ JAPONYA                             | -0,55             | -0,47            | ZFE                    | 2,47             | ZFE                    |
| MSCİ KORE                                | -2,51             | -2,47            | ZFE                    | 1,58             | ZFE                    |
| MSCİ MALEZYA                             | -1,01             | -1,82            | ZFE                    | 1,77             | ZFE                    |
| MSCİ PARKİSTAN                           | -1,1              | -1,73            | ZFE                    | 0,78             | ZFE                    |
| MSCİ SİNGAPUR                            | -1,96             | -2,27            | ZFE                    | 1,88             | ZFE                    |
| MSCİ SRİ LANKA                           | -2,03             | -1,87            | ZFE                    | 0,88             | ZFE                    |
| MSCİ TAYLAND                             | -2,52             | -2,49            | ZFE                    | 0,74             | ZFE                    |
| MSCİ ZELLANDA                            | -3,15**           | -3,15**          | ZFE Değil              | 2,34             | ZFE                    |

\*\*\*: %1, \*\*: %5, \*: %10 düzeyinde anlamlılığı gösterir. ADF ve PP Testlerine ait "t" istatistik değerlerinde \*\* işaretleri olan ve KPSS Testlerine ait "t" istatistik değerlerinde \* ve \*\*\* işaretleri olmayan seriler için H0 hipotezleri red edilmiştir.

ADF ve PP Testleri sadece hiçbiri (sabit terimsiz ve trendsiz) seçeneğine ve KPSS Testleri sabit terim ve trend seçeneğine göre gerçekleştirilmiştir. ADF testleri Schwarz Bilgi Kriterine göre yorumlanmıştır.

ADF istatistiğinin 0,10 / 0,05 / 0,01 düzeylerinde kritik değerleri: -1,616, -1,940, -2,565.

PP istatistiğinin 0,10 / 0,05 / 0,01 düzeylerinde kritik değerleri, -1,616, -1,940 -2,565.

KPSS istatistiğinin 0,10 / 0,05 / 0,01 düzeylerinde kritik değerleri, 0,34, 0,46 ve 0,73.

ADF Testi için sınanan hipotezler:

H0: Seri Birim Kök içerir (durağan değildir- Tesadüfi Yürüyüş Modeline uygundur)

H1: Seri Birim Kök içermez (durağandır- Tesadüfi Yürüyüş Modeline uygun değildir)

PP Testi için sınanan hipotezler:

H0: Seri Birim Kök içerir (durağan değildir- Tesadüfi Yürüyüş Modeline uygundur)

H1: Seri Birim Kök içermez (durağandır - Tesadüfi Yürüyüş Modeline uygun değildir).

KPSS LM Testi için sınanan hipotezler:

H0: Seri Birim Kök içermez (durağandır- Tesadüfi Yürüyüş Modeline uygun değildir)

H1: Seri Birim Kök içerir (durağan değildir-Tesadüfi Yürüyüş Modeline uygundur)

Çalışmada ADF, PP, KPSS Birim Kök Testleri, fiyat serilerinin zayıf formda etkinliklerini test etmek amacıyla kullanılmıştır. Tablo 3'te ADF

ve PP testleri sonuçlarına göre; 2013-2016 dönem aralığında, Türkiye ve Yeni Zelanda pazarları ile KPSS testleri sonuçlarına göre, Türkiye Avustralya Endonezya ve Hong Kong pazarlarının, zayıf formda etkin pazarlar olmadıkları ortaya çıkmıştır. Bu pazarın dışında kalan diğer pazarların tümünün zayıf formda etkin pazarlar oldukları tespit edilmiştir.

**Tablo 4.** Haftanın Günü Etkisine İlişkin Sonuçlar

| Avrupa ve Asya-Pasifik Endeksleri | GÜNLER <sup>2</sup> |         |          |          |          |
|-----------------------------------|---------------------|---------|----------|----------|----------|
|                                   | PZT                 | SAL     | ÇRŞ      | PRŞ      | CUM      |
| MSCI ALMANYA                      | 0,0001              | 0,0004  | 0,0006   | 0,0003   | -0,0003  |
| MSCI BELÇİKA                      | 0,0000              | 0,0004  | 0,0012   | 0,0006   | 0,0007   |
| MSCI FİNLANDIYA                   | -0,0004             | 0,0013  | 0,0010   | 0,0008   | -0,0002  |
| MSCI FRANSA                       | -0,0008             | 0,0002  | 0,0009   | 0,0008   | 0,0005   |
| MSCI HOLLANDA                     | 0,0000              | 0,0008  | 0,0008   | 0,0006   | 0,0000   |
| MSCI İNGİLTERE                    | -0,0012             | 0,0006  | 0,0006   | 0,0003   | 0,0005   |
| MSCI İSPANYA                      | -0,0017             | 0,0004  | 0,0015   | 0,0007   | -0,0002  |
| MSCI İSVEÇ                        | 0,0009              | -0,0002 | 0,0003   | 0,0000   | 0,0007   |
| MSCI İSVİÇRE                      | 0,0004              | 0,0009  | 0,0008   | 0,0001   | -0,0001  |
| MSCİ İTALYA                       | -0,0025**           | 0,0012  | 0,0010   | 0,0008   | 0,0007   |
| MSCİ TÜRKİYE                      | 0,0004              | -0,0002 | 0,0001   | 0,0001   | -0,0001  |
| MSCİ YUNANİSTAN                   | -0,0022             | 0,0003  | -0,0020  | 0,0025   | -0,0007  |
| AVR ORTALAMA                      | -0,0006             | 0,0005  | 0,0006   | 0,0006   | 0,0001   |
| MSCİ AVUSTRALYA                   | -0,0008             | 0,0004  | 0,0003   | 0,0009   | 0,0003   |
| MSCİ ENDONEZYA                    | -0,0013             | 0,0006  | 0,0020** | -0,0003  | 0,0001   |
| MSCİ HİNDİSTAN                    | 0,0006              | -0,0011 | 0,0006   | 0,0004   | 0,0015** |
| MSCİ HONGKONG                     | -0,0014**           | 0,0000  | 0,0003   | 0,0005   | 0,0014   |
| MSCİ JAPONYA                      | 0,0010              | -0,0004 | 0,0016   | -0,0003  | 0,0006   |
| MSCİ KORE                         | 0,0000              | 0,0009  | 0,0006   | -0,0004  | -0,0010  |
| MSCİ MALEZYA                      | -0,0003             | 0,0004  | 0,0001   | -0,0003  | 0,0002   |
| MSCİ PARKİSTAN                    | -0,0019***          | 0,0007  | 0,0012   | 0,0015** | 0,0003   |
| MSCİ SİNGAPUR                     | -0,0011**           | -0,0001 | 0,0002   | 0,0001   | 0,0003   |
| MSCİ SRİ LANKA                    | -0,0007             | 0,0010  | 0,0001   | 0,0008   | 0,0000   |
| MSCİ TAYLAND                      | -0,0011             | -0,0001 | 0,0007   | 0,0000   | 0,0009   |
| MCSI Y. ZELLANDA                  | 0,0004              | 0,0004  | 0,0038** | 0,0010   | 0,0002   |
| AS-PAS. ORTALAMA                  | -0,0006             | 0,0002  | 0,001    | 0,0003   | 0,0004   |

1 Her bir ülke için 01/01/2013 ile 01/09/2016 tarih aralığındaki günlük getirileri ile gerçekleştirilmiş kukla değişkenli regresyon sonuçlarını kapsamaktadır. Her bir seri için gözlem sayısı 956'dır. Değerler ilgili güne ait ortalama getirileri ifade etmektedir.  
\*\* % 5, \*\*\* %1 düzeyinde anlamlılığı gösterir.

2 Regresyon eşitliği:  $R_i = \alpha_1 D_{PZT} + \alpha_2 D_{SAL} + \alpha_3 D_{ÇRŞ} + \alpha_4 D_{PRŞ} + \alpha_5 D_{CUM} + \varepsilon_i$   
PZT:Pazartesi, SAL:Salı, ÇRŞ:Çarşamba, PRŞ:Perşembe, CUM:Cumaları ifade eder.

Tablo 4 incelendiğinde; 2013-2016 dönem aralığında, İtalya, Hong Kong, Singapur, Pakistan pazarlarında haftanın günü (negatif getirili pazartesi) etkisinin mevcut olduğu tespit edilmiştir. Bu kapsamda pazartesi günlerinde; İtalya, Hong Kong ve Singapur pazarlarının tümünde %5 anlamlılık düzeylerinde sırasıyla -0,0025, -0,0014 ve -0,0011 getiri oranları ile, Pakistan pazarında %1 anlamlılık düzeyinde -0,0019 getiri

oranı ile haftanın negatif ve en düşük getirilerinin sağlandığı tespit edilmiştir. Çarşamba günlerinde Endonezya ve Yeni Zelanda pazarlarının her ikisinde de %5 anlamlılık düzeyi ve sırasıyla 0,0020 ve 0,0038 getiri oranları ile haftanın en yüksek getirilerinin sağlandığı tespit edilmiştir. Perşembe günlerinde Pakistan pazarında %5 anlamlılık düzeyinde 0,0015 getiri oranı ile Cuma günlerinde Hindistan pazarında %5 anlamlılık düzeyinde, 0,0015 getiri oranı ile haftanın en yüksek getirilerinin sağladığı tespit edilmiştir. Genel olarak, hem Avrupa hem de Asya-Pasifik pazarlarında Pazartesi günlerinin -0,0006 getiri ortalaması ile en düşük ve negatif getirileri sağlayan günler olduğu, Avrupa pazarlarında, Çarşamba ve Perşembe günlerinin, Asya-Pasifik pazarlarında Çarşamba günlerinin en yüksek getirileri sağlayan günler olduğu bulgularına ulaşılmıştır.

Tablo 5 incelendiğinde; araştırmaya konu olan zaman aralığında İsveç pazarında Şubat aylarının %5 anlamlılık düzeyinde 0,0029 getiri oranı ile yılın en yüksek getirilerini sağladığı saptanmıştır. Temmuz aylarının Hollanda ve İsviçre pazarlarında %5 anlamlılık düzeyinde, sırasıyla 0,028 ve 0,023 getiri oranları ile ve Türkiye pazarında %1 anlamlılık düzeyinde 0,058 getiri oranı ile yılın en yüksek getirilerini sağladığı tespit edilmiştir. Haziran ayları, Finlandiya, İtalya, Yunanistan pazarlarında %5 anlamlılık düzeyi ile sırasıyla -0,034, -0,033, -0,061 getiri oranları ile yılın en düşük negatif getirilerinin sağlandığı aylar olduğu tespit edilmiştir. Pakistan pazarında Şubat aylarında %5 anlamlılık düzeyinde 0,0054 getiri oranı ile ve Endonezya pazarında Mart aylarında %5 anlamlılık düzeyinde 0,043 getiri oranı ile yılın en yüksek getirilerini sağladığı saptanmıştır. Nisan aylarında Hong Kong ve Yeni Zelanda pazarlarında %5 anlamlılık düzeylerinde, sırasıyla 0,041 ve 0,025 getiri oranları ile pozitif getirilerinin sağlandığı tespit edilmiştir. Temmuz aylarında Endonezya, Hong Kong, Yeni Zelanda pazarlarında %1 anlamlılık düzeyleri ve sırasıyla 0,048, 0,045 ve 0,034 getiri oranları ile Kore ve Singapur pazarlarında %5 anlamlılık düzeyleri ve sırasıyla 0,036 ve 0,032 getiri oranları ile yılın en yüksek getirilerinin sağlandığı tespit edilmiştir. Hindistan pazarında Eylül aylarında %5 anlamlılık düzeyinde 0,046 getiri oranı ile ve Endonezya pazarında Aralık aylarında %5 anlamlılık düzeyinde 0,038 getiri oranı ile en yüksek getirilerin sağlandığı tespit edilmiştir. Ayrıca Haziran aylarının Yeni Zelanda pazarında %5 anlamlılık düzeyinde -0,023 getiri oranı ile ve Ağustos aylarının Malezya pazarında %5 anlamlılık düzeyi ve -0,020 getiri oranı ile ve Singapur pazarında %1 anlamlılık düzeyi ve -0,037 getiri oranı ile negatif ve en düşük getirileri sağladığı saptanmıştır. Genel olarak hem Avrupa, hem de Asya-Pasifik pazarlarında Temmuz aylarında en yüksek getirilerin sağladığı bulgularına ulaşılmıştır.

**Tablo 5: Yılın Ayı Etkisine İlişkin Sonuçlar**

| Avrupa ve Asya-Pasifik Endeksleri | AYLAR <sup>2</sup> |         |         |         |        |          |          |           |         |        |        |         |
|-----------------------------------|--------------------|---------|---------|---------|--------|----------|----------|-----------|---------|--------|--------|---------|
|                                   | OCK                | ŞUB     | MRT     | NSN     | MYS    | HZR      | TMZ      | AGS       | EYL     | EKM    | KSM    | ARL     |
| MSCI ALMANYA                      | -0,011             | 0,006   | 0,022   | 0,016   | -0,008 | -0,017   | 0,023    | -0,018    | 0,008   | 0,018  | 0,017  | 0,017   |
| MSCI BELÇİKA                      | 0,010              | 0,014   | 0,019   | 0,011   | -0,003 | -0,021   | 0,011    | 0,008     | 0,000   | -0,008 | -0,001 | 0,017   |
| MSCI FİNLANDİYA                   | 0,006              | -0,001  | 0,013   | 0,003   | -0,006 | -0,034** | 0,012    | 0,008     | 0,018   | 0,017  | 0,006  | 0,006   |
| MSCI FRANSA                       | -0,003             | 0,010   | 0,013   | 0,016   | -0,004 | -0,023   | 0,020    | -0,008    | 0,001   | 0,005  | -0,002 | 0,011   |
| MSCI HOLLANDA                     | 0,003              | 0,002   | 0,020   | 0,002   | 0,004  | -0,016   | 0,028**  | -0,009    | 0,004   | 0,002  | 0,002  | 0,024   |
| MSCI İNGİLTERE                    | -0,010             | 0,010   | 0,002   | 0,019   | -0,006 | -0,014   | 0,020    | -0,002    | -0,002  | 0,009  | -0,002 | 0,019   |
| MSCI İSPANYA                      | -0,015             | -0,008  | 0,004   | 0,014   | -0,016 | -0,007   | 0,031    | -0,007    | 0,021   | 0,017  | -0,013 | 0,008   |
| MSCI İSVEÇ                        | -0,005             | 0,029** | 0,014   | 0,019   | -0,007 | -0,021   | 0,027    | -0,015    | 0,007   | 0,001  | 0,010  | 0,018   |
| MSCI İSVİÇRE                      | -0,008             | 0,004   | 0,008   | 0,013   | -0,001 | -0,020   | 0,023**  | -0,002    | 0,007   | 0,008  | 0,002  | 0,008   |
| MSCİ İTALYA                       | -0,001             | -0,012  | 0,010   | 0,022   | -0,023 | -0,033** | 0,013    | -0,005    | 0,003   | 0,007  | -0,013 | 0,008   |
| MSCİ TÜRKİYE                      | 0,004              | -0,002  | 0,021   | 0,041   | -0,026 | -0,005   | 0,058*** | -0,013    | 0,034   | 0,018  | -0,015 | 0,022   |
| MSCİ YUNANİSTAN                   | 0,003              | -0,002  | 0,007   | 0,001   | -0,028 | -0,061** | 0,036    | -0,043    | -0,015  | 0,012  | -0,053 | -0,019  |
| AVR ORTALAMA                      | -0,002             | 0,004   | 0,013   | 0,015   | -0,010 | -0,023   | 0,025    | -0,009    | 0,007   | 0,009  | -0,005 | 0,012   |
| MSCİ AVUSTRALYA                   | -0,007             | 0,011   | 0,013   | 0,018   | -0,018 | -0,011   | 0,021    | 0,004     | 0,000   | 0,014  | -0,013 | 0,015   |
| MSCİ ENDONEZYA                    | 0,005              | 0,016   | 0,043** | 0,022   | -0,004 | 0,011    | 0,048*** | -0,030    | 0,018   | 0,010  | 0,013  | 0,038** |
| MSCİ HİNDİSTAN                    | -0,011             | -0,014  | 0,025   | 0,027   | 0,023  | 0,005    | 0,024    | -0,002    | 0,046** | 0,002  | 0,011  | 0,026   |
| MSCİ HONGKONG                     | -0,005             | 0,005   | 0,002   | 0,041** | -0,008 | -0,011   | 0,045*** | -0,019    | 0,006   | 0,015  | 0,004  | 0,013   |
| MSCİ JAPONYA                      | 0,000              | 0,015   | 0,006   | 0,004   | -0,003 | 0,000    | 0,004    | -0,016    | 0,005   | 0,011  | 0,017  | 0,013   |
| MSCİ KORE                         | -0,009             | 0,008   | 0,028   | 0,023   | -0,004 | -0,014   | 0,036**  | -0,010    | 0,029   | -0,014 | 0,006  | 0,020   |
| MSCİ MALEZYA                      | 0,003              | 0,005   | 0,007   | 0,018   | -0,004 | 0,001    | 0,018    | -0,020**  | 0,004   | 0,012  | 0,005  | 0,015   |
| MSCİ PARKİSTAN                    | 0,041              | 0,054** | 0,010   | 0,030   | -0,027 | 0,016    | 0,023    | -0,025    | 0,011   | 0,023  | 0,003  | -0,028  |
| MSCİ SİNGAPUR                     | -0,011             | 0,000   | 0,029   | 0,027   | -0,005 | 0,000    | 0,032**  | -0,037*** | 0,004   | -0,007 | -0,002 | 0,017   |
| MSCİ SRİ LANKA                    | 0,030              | -0,008  | 0,008   | 0,026   | 0,038  | 0,001    | 0,017    | 0,003     | 0,047   | -0,022 | -0,015 | -0,001  |
| MSCİ TAYLAND                      | -0,003             | 0,034   | 0,009   | 0,025   | -0,005 | 0,009    | 0,020    | -0,005    | 0,010   | -0,010 | -0,006 | 0,013   |
| MCSI Y. ZELANDA                   | 0,008              | -0,005  | 0,008   | 0,025** | -0,020 | -0,023** | 0,031*** | -0,010    | 0,005   | -0,004 | -0,007 | 0,015   |
| AS-PAS. ORTALAMA                  | 0,003              | 0,010   | 0,016   | 0,024   | -0,003 | -0,001   | 0,027    | -0,014    | 0,015   | 0,003  | 0,001  | 0,013   |

1 Her bir ülke için Ocak 2004 ila Eylül 2016 tarih aralığındaki aylık getirileri ile gerçekleştirilmiş kukla değişkenli regresyon sonuçlarını kapsamaktadır. Değerler ilgili güne ait ortalama getirileri ifade etmektedir. \*\* % 5, \*\*\* %1 düzeyinde anlamlılığı gösterir.

2 Regresyon eşitliği:  $R_i = \alpha_1 D_{OCK_i} + \alpha_2 D_{ŞUB_i} + \alpha_3 D_{MART_i} + \dots + \alpha_{12} D_{ARLK_i} + \varepsilon_i$

OCK: Ocak, ŞUB: Şubat, MRT: Mart, NSN: Nisan, MYS: Mayıs, HZR: Haziran, TMZ: Temmuz, AGS: Ağustos, EYL: Eylül, EKM: Ekim, KSM: Kasım, ARL: Aralık aylarını ifade eder. Her bir seri için gözlem sayısı 145'dir

## 6. Sonuç

Bu çalışmada, 01/01/2013–01/09/2016 tarih aralığında, belli başlı Avrupa ve Asya-Pasifik Menkul Kıymet Pazarlarında zayıf formda etkinliğin test edilmesi ve 01/01/2013–01/09/2016 tarih aralığında, mevcudiyeti literatürdeki çalışmalar ile kanıtlanmış olan haftanın günü ve Ocak 2004 ve Ekim 2016 tarih aralığında mevcudiyetini koruyup korumadığının belirlenmesi amaçlanmıştır.

Araştırmaya konu olan MSCI endekslerine ait hesaplanan bazı tanımlayıcı istatistiklere göre; genel olarak Asya-Pasifik Pazar endekslerinin Avrupa endekslerine göre fiyat ve getiri ortalamalarının daha yüksek olduğu, bununla birlikte bir birimlik getiri başına düşecek olan riski ifade eden değişim katsayıları genel ortalamasının Avrupa endekslerinde daha düşük olduğu tespit edilmiştir. Gerçekleştirilen zayıf formda etkinlik testleri sonucunda ise, Türkiye, Yeni Zelanda, Avustralya, Endonezya ve Hong Kong pazarlarının Zayıf formda etkin pazarlar olmadıkları, bunların dışında kalan pazarların ise Zayıf formda etkin pazarlar oldukları saptanmıştır. İtalya ve bazı Asya-Pasifik pazarlarında (Hong Kong, Pakistan, Singapur pazarları) haftanın günü (negatif getirili pazartesi) etkisinin hala daha mevcut olduğu, hem Avrupa, hem de Asya-Pasifik pazarlarında Temmuz aylarının en yüksek getirileri sağlayan aylar olduğu tespit edilmiştir. Ocak ve Mayıs aylarının pazarların çoğunluğunda ortalama olarak negatif getirileri sağlayan aylar olduğu, ancak bu ortalamalar üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin mevcut olmadığı, dolayısıyla literatürde kendine esaslı bir yer edinmiş olan negatif Ocak ayı Etkisinin araştırma kapsamına alınan pazarların hiçbirisinde artık mevcut olmadığı ortaya çıkmıştır. Bunun yerine pozitif ve en yüksek getirili Temmuz ayı etkisinin araştırmaya konu olan pazarlarda son yıllarda kendini göstermekte olduğu gözlemlenmiştir.

Araştırmaya konu olan dönem aralığında, araştırmaya konu olan pazarlardan bazılarının, zayıf formda dahi etkin olmadıkları ve bu pazarlarda bazı dönemsel trendlerin mevcut olduğu araştırma sonucunda ortaya çıkmıştır. Etkin olmayan pazarlarda menkul kıymetler hakkındaki tüm bilgilerin pazara anında ve yeterli olarak ulaşmasını sağlamak için gerekli olan düzenlemelerin yapılması gerekmektedir. Konu ile ilişkili olarak bundan sonra yapılacak araştırmalarda, Etkin olmayan pazarlarda ki etkisizliğin özellikle hangi menkul kıymetlerden kaynaklanmakta olduğunu ortaya çıkarmak amacıyla çalışmalar yapılabilir.

## **Kaynaklar**

- Agrawal, Raj & Pietra Rivolli (1989). "Seasonal and Day-of-the-Week Effects in Four Emerging Stock Markets" *The Financial Review*, 24 (4), 541-550.
- Agrawal, Anup & Kishore Tandon (1994). "Anomalies or Illusions? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries", *Journal of International Money and Finance*, 13, 83-106.
- Ariel, Robert. A. (1987). "A Monthly Effect in Stock Returns" *Journal of Financial Economics*, 18, 161-174.
- Barkoulas, John T. & Baum, Christopher F. Baum (1996). "Long Term Dependence In Stock Returns", *Economics Letters*, 53, 253-259.
- Basher Syed A. & Sadorsky Perry (2006). "Day-of-the-week effects in Emerging Stock Markets", *Applied Economics Letters*, 13, 621-628.
- Berument, Hakan & Kıymaz, Halil (2001). "The Day-of-the-Week Effect on Stock Market Volatility", *Journal of Economics and Finance*, 25(2), 181-193.
- Brown, Robert (1828). "A Brief Account of Microscopical Observations: Made in the Months of June, July, and August 1827, on the Particles Contained in the Pollen of Plants; and on the General Existence of Active Molecules in Organic and Inorganic Bodies.", *The Edinburgh New Philosophical Journal*, July–September, 358-371.
- Cadsby, C. Bram (1989). *Canadian Calendar Anomalies and the Capital Asset Pricing Model*, in R. M. C. Guimaraes, B. G. Kingsman and S. J. Taylor, *Reappraisal of The Efficiency of Financial Markets*, Springer-Verlag, 99-226.
- Cham, Kam C., Gup, Benton E. & Pan, Ming Shung (1997). "International Stock Market Efficiency and Integration: A Study of Eighteen Nations", *Journal of Business Finance & Accounting*, 24 (6), 803-813.
- Chen, Gongmeng, Kwok Chuck C. Y. & Rui, Oliver M. (2001). "The Day-Of-The-Week Regularity In the Stock Markets of China", *Journal of Multinational Financial Management*, 11 (2), 139-163.
- Cho, Young Hyun, Linton, Oliver & Whang, Yoon Jae (2007). "Are There Monday Effects in Stock Returns: A Stochastic Dominance Approach", *Journal of Empirical Finance*, 14 (5), 736-755.

- Condoynani, L. O'Hanlon, J. & Ward,C.W.R. (1987). "Day of the Week Effects on Stock Returns: International Evidence", *Journal of Business Finance &Accounting*, 14 (2), 159-174.
- Cooper, David, J. (1982). "World Stock Markets: Same Random Walk Tests", *Applied Economics*, 14, 515-531.
- Cross, Frank (1973). "The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays", *Financial Analysts Journal*, 29 (6), 67-69.
- Demireli, Erhan, Akkaya Göktug Cenk & Elif İbas (2010). "Finansal Piyasa Etkinliği: S&P 500 Üzerine Bir Uygulama", *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11 (2), 53-67.
- Dickey, David.A. & Wayne A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dorina, Lazar & Simina, Ureche (2007). "Testing Efficiency of the Stock Market in Emerging Economies", *The Journal of the Faculty of Economics – Economic Science Series 2*, 827-831.
- Fama, Eugene F. (1965). "Behavior of Stock Market Prices", *Journal of Business*, 38 (1), 55-59.
- Fama, Eugene F. (1970). "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works", *The Journal of Finance*, 25 (2), 383-417.
- French, Kenneth. R. (1980). "Stock Returns and the Weekend Effect", *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69.
- Gibbons, Michael, R. & Hess, Patrick (1981). "Day of the Week Effects and Asset Returns", *Journal of Business*, 54 (4), 579-596.
- Gujarati, Damodar N. (Çev: Ümit Senesen-Gülay Günlük Senesen) (2006). *Temel Ekonometri*, Literatür Yayınları, İstanbul.
- Gültekin, Mustafa N. & Gültekin, N. Bülent (1983). "Stock Market seasonality: International Evidence", *Journal of Financial Economics*, 12, 469-81.
- Haugen, Robert A. & Jorion, Philippe (1996). "The January Effect: Still There after All These Years", *Financial Analysts Journal*, 52 (1), 27-31.
- Jaffe, Jeffrey & Westerfield, Randolph (1985). "The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence", *The Journal of Finance*, 40 (2), 433-454.



- Jeon, Bang N. & Chiang, Thomas C. C. (1991). "A System of Stock Prices in World Stock Exchanges: Common Stochastic Trends for 1975–1990", *Journal of Economics and Business*, 43 (4), 329-338.
- Keim, Donald. B., & Stambaugh, Robert F. (1984). "A Further Investigation of Weekend Effects in Stock Returns", *Journal of Finance*, 39, 819-840.
- Lo, Andrew W. & MacKinlay, Craig, A (1988). "Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *Review of Financial Studies, and Oxford University Press for Society for Financial Studies*, 1(1), 41-66.
- Lock, Dat Bue (2007). "The Taiwan Stock Market Does Follow A Random Walk", *Economics Bulletin*, 7 (3), 1-8.
- Moosa, Imad A. (2007). "The Vanishing January Effect", *International Research Journal of Finance and Economics*, 7, 92-103.
- Narayan, Paresh Kumar (2008). "Do Shocks To G7 Stock Prices Have A Permanent Effect? Evidence from Panel Unit Root Tests with Structural Change", *Mathematics and Computers in Simulation*, 77 (4), 369-373.
- Niederhoffer Victor & M. F. M. Osborne (1966). "Market Making and Reversal on the Stock Exchange", *Journal of the American Statistical Association*, 61 (316).
- Pan, M.S., Chiou, J.R., Hocking, R. & Rim, H.K (1991). "An Examination of Mean-Reverting Behavior of Stock Prices in Pacific-Basin Stock Markets", *Pacific-Basin Capital Market Research*, 2, 333-343.
- Phillips, Peter. C. B. & Perron, Pierre (1988). "Testing For a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
- Raj, M. & Thurston, D. (1994). "January or April? Test Of The Turn Of The Year Effect In The New Zealand Stock Market", *Applied Economics Letters*, 1-8.
- Roll, R. (1983). "Was ist das? The Turn-of-the-Year Effect and the Return Premia of Small Firms", *Journal of Portfolio Management*, 18-28.
- Rogalski, Richard. J. (1984). "New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non- Trading Periods: A Note", *Journal of Finance*, 35, 1603-1614.

- Rozeff, Michael, S. & William R. Kinney (1976). "Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 3 (4), 379-402.
- Smith, Graham & Ryoo Hyun-Jung (2003). "Variance Ratio Tests Of the Random Walk Hypothesis for European Emerging Stock Markets", *European Journal of Finance*, 9 (3), 290-300.
- Smirlock Michael & Starks, Laura (1986). "Day-Of-The-Week and Intraday Effects In Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 17 (1), 197-210.
- Solnik Buruna & Bousquet, Laurance (1990). "Day of the week effect on the Paris Bourse", *Journal of Banking and Finance*, 14 (2-3), 461-468.
- Tan, Ruth Seoe K. & Tat, Wong N. (1998). "The Diminishing Calendar Anomalies in the Stock Exchange of Singapore", *Applied Financial Economics*, 8, 119-125.
- Thaler, Richard H. (1987). "Anomalies: Seasonal Movements in Security Prices II: Weekend, Holiday, Turn of the Month, and Intraday Effects", *Journal of Economic Perspectives*, 1(2), 169-177.
- Thaler, Richard H (1992). Behavioral Economics, *NBER Reporter*, Fall, 9-13.
- Theobald, Michael & Price, Vera (1984). "Seasonality Estimation in Thin Markets", *Journal of Finance*, 39 (2), 377-392.
- Wachtel, Sidney, B. (1942). "Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices", *Journal of Business*, 15 (2), 184-93.
- Wong, Kea Ann, Hui, Kee Tak and Chan, Choy, Yin (1992). "Day-of-the-Week Effects: Evidence From Developing Stock Markets" *Applied Financial Economics*, 2 (1).
- Worthington, Andrew and Higgs, Helen (2003). "Random Walks and Market Efficiency in European Equity Markets", *Global Journal of Finance and Economics*, 1 (1), 59-78.