



İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda haftanın günü etkisi ve Ocak ayı anomalilerinin ARCH-GARCH modelleri ile test edilmesi

Tülin Atakan¹

Finans Anabilim Dalı, İşletme Fakültesi
İstanbul Üniversitesi, İstanbul, Türkiye

Özet

Bu çalışmada, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) haftanın günü ve Ocak ayı anomalilerinin gözlenip gözlenmediği araştırılmıştır. Finans teorisinin ana kuramlarından birisi olan Etkin Pazar Kuramı'na aykırı düşen bu anomaliler üzerine pek çok çalışma olmasına rağmen, İMKB'nin işlem gördüğü ilk günden bu yana geniş bir periyodu içeren ve GARCH modelleri ile anomali etkisini test eden fazla bir araştırmanın olmayışı, bu çalışmanın çıkış noktasını oluşturmaktadır. GARCH (1,1) modelinin kullanıldığı ve bir gecikmeli getiri serisinin ortalama denklemde bulunduğu İMKB Bileşik-100 Endeksi'nin 3 Temmuz 1987-18 Temmuz 2008 dönemini kapsayan ve toplam 5157 günlük veriden hareketle gerçekleştirilen bu çalışmanın sonucunda, İMKB'nin Ocak ayı getirilerinde, diğer aylara göre istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde herhangi bir farklılaşmanın olmadığı tespit edilmiştir. Bunun yanısıra, Cuma günleri İMKB endeksinin getirisinin diğer günlere oranla ortalamadan yüksek, Pazartesi günü ise düşük olduğu ortaya konmuştur.

Anahtar Sözcükler: Haftanın Günü Etkisi, Ocak Ayı Etkisi, Zamana Dayalı Anomaliler, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB), ARCH-GARCH Modelleri.

Testing the day-of-the-week effect and January effect anomalies at Istanbul Stock Exchange with Arch-Garch models

Abstract

This study investigates the presence of calendar anomalies, particularly January and day-of-the-week anomalies on the daily returns at Istanbul Stock Exchange (ISE). Although there is a vast number of studies on these anomalies which are contrary to the Efficient Market Hypothesis as one of the main theories in finance literature, very few studies covering the whole operation period of ISE from 1987 until today and utilizing GARCH models to test for the anomalous stock market behavior, have been the starting point of this research. The research spans the whole period of July 3rd 1987-July 18th 2008 and uses 5157 daily data; and the empirical study applies GARCH (1,1) model, with one lag return series in the mean equation of ISE-100 Index. The results prove that the daily returns of ISE-100 in January do not show a statistically significant difference from other months. For the day-of-the-week anomalies, statistics indicate that ISE-100 daily returns on Fridays are higher than the average as compared to other days, while returns on Mondays are lower.

Keywords: Markowitz Day-of-the-Week Effect, January Effect, Calendar Anomalies, Istanbul Stock Exchange (ISE), ARCH-GARCH Models.

¹ ftulinatakan@gmail.com (T. Atakan)

1. Giriş

Finans literatüründe piyasa etkinliği ve rasyonel beklentiler teorileri, menkul kıymet fiyatlarının hareketlerinin ve yatırımcı davranışlarının açıklanması konusunda oldukça önemli iki teori olarak karşımıza çıkmaktadır.

Fama [1] "Etkin Piyasalar Teorisi"ni ifade ettiği çalışmasında, menkul kıymet fiyatlarının mevcut tüm bilgiyi yansıttığını önermekte ve piyasada işlem yapan hiçbir yatırımcının bu bilgileri kullanarak olağanüstü getiri (excess return) sağlayamayacağını ileri sürmektedir. Fama [2] cari hisse senedi fiyatlarının (getirilerinin) mevcut tüm bilgiyi tamamen yansıttığı piyasaları "etkin" olarak nitelendirilmektedir. Sermaye piyasalarının etkinliğinin temelinde, bilgisel anlamda etkinlik olarak da bilinen ve sermaye piyasalarında hisse senetlerine ilişkin olarak gerçekleşen fiyatların, o senet ve onu ihraç eden şirkete ilişkin bütün bilgileri yansıttığı kabulüne dayanan varsayım yatmaktadır.

Etkin Piyasa Hipotezinin geçerliliği birçok varsayıma bağlıdır ve bu varsayımlar pazarın işleyişi ve yatırımcının davranışları ile ilgilidir. Söz konusu varsayımlar şu şekilde tanımlanmıştır [3]:

- Yatırımcının temel amacı, nihai zenginliğin faydasını en çoklamaktır,
- Yatırımcı, risk ve getiri temeline dayalı seçimler yapar,
- Yatırımcıların risk ve getiri beklentileri homojendir,
- Yatırımcılar, birbirlerinin aynı zaman ufkuna sahiptir ve
- Bilgi serbestçe elde edilebilir.

Fama [2] Etkin Pazar Kuramını ifade ettiği çalışmasında, pazar etkinliğini üç değişik seviyede açıklamış ve bu sınıflandırma günümüze kadar finans literatüründe yerini almıştır. Bu seviyeler zayıf formda, yarı güçlü formda ve güçlü formda pazar etkinlikleri şeklinde tanımlanmaktadır.

Zayıf formda etkin piyasa hipotezi, cari menkul kıymet fiyatlarının geçmişteki getirileri ve diğer menkul kıymet piyasası bilgilerini yansıttığını öne sürer. Bu nedenle, bir menkul kıymetin belirli bir döneme ait geçmiş fiyat serisini kullanarak gelecekteki fiyatını tahmin etmeye çalışmak mümkün olamayacaktır. Dolayısıyla bu hipoteze göre, finansal piyasalarda uzmanlar tarafından sıkça kullanılan ve geçmiş fiyat hareketlerini temel alan teknik analiz metodundan başarılı sonuçlar elde edilmesi olanaksızdır. Hisse fiyatlarının Rastsal Yürüyüş Modeline uygun fiyat seyirleri izlediği durumlarda zayıf etkin pazar hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılabilir [4]. Yarı güçlü formda etkin piyasalar, finansal varlık ile ilgili olarak sadece geçmişteki bilgiler değil, aynı zamanda kamuya açıklanmış mevcut tüm bilgilerin finansal varlıkların fiyatlarına yansıdığı piyasalardır [5]. Yarı güçlü formda piyasa etkinliği zayıf formda piyasa etkinliğini de kapsamaktadır; çünkü yarı güçlü formda piyasa etkinliğinde fiyata yansıdığı varsayılan bilgi kümesi sadece geçmiş fiyat hareketlerini değil halka açık her türlü veriyi de yansıtmaktadır. Yarı güçlü piyasalarda teknik analizin yanı sıra, temel analizin kullanılması ile de normalin üzerinde kazanç sağlanamayacaktır. Güçlü formda etkin piyasalarda ise sınırlı sayıda yatırımcının veya içeridekilerin (firma çalışanları ve yöneticileri) sahip olduğu özel bilgiler de fiyatlara tamamen yansımıştır. Bu nedenle bu özel bilgilerden faydalanılarak fiyatları öngörmek ya da ortalamanın üzerinde bir kazanç sağlamak mümkün olamamaktadır [6],[7].

Ancak bazen piyasalarda, finans literatüründe belirtildiği üzere hisse senetleri fiyat davranışlarına ilişkin, Etkin Piyasa Hipotezinin öngörülleri ile uyumluluk göstermeyen gözlemler tespit edilebilmektedir. "Anomaliler" başlığı altında toplanan bu gözlemler Etkin Piyasa Hipotezinin savunduğu Rastsal Yürüyüş Modeline ters düşerken aynı zamanda yatırımcıların rasyonelliği ile de çelişmektedir.

Getirilerde gözlemlenebilecek zamana bağlı, dönemsel olabileceği gibi dönemsellik özelliği göstermeye de bilen bu anomaliler piyasa etkinliğinin testinde kullanılabilir. Bu

çalışmanın amacı, dönemsel anomalilerden en önemli ikisi sayılabilecek Ocak ayı etkisi ve haftanın günü anomalilerinin İMKB’de gözlenip gözlemlenmediği araştırmaktır. Çalışmanın II. Bölümü anomalileri açıklamakta ve özellikle takvim anomalileri üzerinde durmaktadır. III. Bölüm Türkiye’de bu konuda yapılmış çalışmaları aktarmaktadır. IV. Bölüm istatistiki araştırmayı ve ampirik bulguları içermekte ve V. Bölüm çalışmanın sonuçlarını belirtmektedir.

2. Anomaliler ve Takvim Anomalileri

Thaler ve Russell [3], “anomali”yi teori ile uyuşmayan bir gözlem veya gerçekleşen olay olarak tanımlamaktadır. Özmen [8] ise, gözleme dayalı bir bulguyu teorik çerçevede rasyonelize etmek güç ise veya bu bulguyu açıklamak için makul olmayan varsayımlar yapmak gerekli ise, söz konusu bulgunun “anomali” olarak değerlendirilmesi gerektiğini söylemektedir.

Belirtildiği gibi, hisse senedi piyasalarında, Etkin Piyasa Hipotezinin öngörülleri ile uyumluluk göstermeyen ve bu hipotezin savunduğu Rastsal Yürüyüş Modeline ters düşen fiyat hareketleri gözlemlenebilmektedir. Bu gözlemler yatırımcıların rasyonelliği ile de gelişmektedir. Anomalileri dönemsel ve dönemsel olmayan anomaliler başlığı altında ikiye ayırabiliriz. Finansal piyasalarda gözlemlenen, dönemsellik arz eden ve zamana dayalı anomalilerin (takvim anomalileri) belli başlıcaları, Ocak ayı anomalisi, haftanın günü anomalisi, tatil anomalisi, seans etkisi anomalisi, yıl sonu anomalisidir.

Hisse senedi getirilerinde Etkin Pazar Kuramına ters düşen ve takvime bağlı anomalilerden en önemli ikisi, Ocak ayı etkisi ve haftanın günü etkisidir. Çalışmada zamana dayalı anomalilerden İMKB Bileşik Endeksi için işleme başladığı günden bu yana her iki etki de ayrı ayrı incelenecektir. Takvim anomalilerinde ana amaç, hisse senedi getirilerinin herhangi bir zaman aralığında istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde ortalamadan bir sapma gösterip göstermediğini ortaya koymaktır.

2.1. Ocak Ayı Etkisi Anomalisi

Hisse senedi piyasalarında en çok gözlemlenen takvim anomalisi “Ocak ayı etkisi”dir ve genelde de yapılan çalışmalar, ocak ayının ilk haftası bu farklılaşmanın daha belirgin bir şekilde gerçekleştiğini ortaya koymuştur. Yapılan araştırmalar, ocak ayında hisse senedi getirilerinin ortalama diğer aylara oranla daha yüksek olduğunu ortaya koyarken, aynı zamanda küçük sermaye ve piyasa değerine sahip hisse senetlerinde bu aşırı getirinin daha çok gözlemlendiğini belirtmektedir.

Bu anomalinin üzerine birçok yorum yapılmıştır. Rozeff ve Kinney [9], yaptıkları çalışmada Ocak ayı etkisini ilk defa tespit etmişlerdir. 1904-1974 yılları arasındaki dönemi kapsayan çalışmalarında, yazarlar New York Borsası’nda hisse senetlerinin aylık getirilerinin Ocak ayında diğer ayların ortalama getirisinin yaklaşık 8 misli üzerinde gerçekleştiğini ortaya koymuşlardır. Keim [10] ve Reinganum [11] da bu anomalii ikinci kez ortaya koyan araştırmacılar olarak özellikle Ocak ayının ilk iki haftasında aşırı getirilerin gerçekleştiğini ve bunun da piyasanın mikro yapısına bağlı olduğunu belirtmişlerdir.

Bunun yanısıra araştırmacılar, Ocak ayı etkisinin vergisel nedenlerden dolayı kaynaklandığını ve yatırımcıların vergi matrahlarını düşürmek amacıyla Aralık ayında zarar ettikleri hisse senetlerini satarak zararlarını realize ettiklerini söylemektedirler. Bu satış sürecini takiben Ocak ayında ise piyasa düşük fiyatlardan yararlanmak ve portföylerini tekrar eskisi haline getirmek amacıyla yeniden alıma geçtikleri belirtilmekte ve bu sebeple Ocak ayında hisse senetlerinin ortalamanın üzerinde bir getiri sağladığı düşünülmektedir [12].

2.2. Haftanın Günü Anomalisi

Finans literatüründe anomaliler üzerine araştırma yapan ve haftanın günü etkisinin hisse senedi piyasalarında var olduğunu ilk kez ortaya koyan Osborne [13] ve Cross [14] Amerika'da S&P 500 Endeksi üzerinde yaptıkları çalışmalarında pazartesi getirilerinin Cuma günkü getirilere kıyasla daha düşük gerçekleştiği sonucuna ulaşmışlardır. Bu ilk araştırmaları takiben yapılan diğer çalışmalarda French [15], Gibbons ve Hess [16] de Amerikan hisse senedi piyasalarında "Pazartesi Etkisi" anomalisinin varolduğuna dair bulgular elde etmiştir. Araştırmacılar, pazartesi günü hisse senedi getirilerinin diğer günlere oranla daha düşük gerçekleştiğini ortaya koymuşlardır. Avusturalya, Kore, Japonya ve Singapur için ise, aynı farklılığın Salı günü gerçekleştiği araştırmalar sonucu tespit edilirken, bu olay, ilgili borsaların Amerikan ve Avrupa piyasalarıyla etkileşimlerinin zaman farklılığından kaynaklandığı sonucuna bağlanmıştır. Bazı yazarlar ise bu fenomeni, hafta sonu gelen kötü haberlerin etkisinin piyasa kapalı olduğu için pazartesi günü seans açıldığında hissedilmesinden kaynaklandığını savunmaktadır.

3. Literatür Araştırması

Ocak ayı etkisi ve haftanın günü anomalileri üzerine yurtdışında birçok çalışma yapılmıştır. Her bir çalışmanın ele aldığı periyot, incelediği ülke, menkul kıymet piyasası ve bulguları değişiklik göstermektedir. Bu nedenle makalenin giriş bölümünde sadece bu çalışmaların öncüsü sayılabilecek temel makalelere yer vermekle yetinilmiş, diğerleri ise farklı ülke piyasalarını içermelerinden dolayı gözardı edilmiştir. Bu makalenin asıl odaklandığı nokta, Türk hisse senedi piyasalarında takvim anomalilerinin gözlenip gözlenmediği hususudur. Bundan dolayı, literatür taraması kısmında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası üzerine yapılan çalışmalar kronolojik olarak ele alınmış ve bu çalışmalardan elde edilen bulgular aşağıda sunulmuştur.

Muradoğlu ve Oktay [17], 4 Ocak 1988-31 Aralık 1992 tarihlerini kapsayan ve İMKB Bileşik Endeksinin 5 yıllık dönemdeki günlük getirileri üzerinden hareketle yaptıkları çalışmalarında İMKB'de çeşitli takvim anomalilerini araştırmıştır. Yazarlar, hisse senedi getirilerinin haftanın günü, yılın ayı ve Ocak aylarında farklı seyirler gösterip göstermediğini incelemişlerdir. Araştırmacılar, İMKB'de Salı günleri negatif, Cuma günleri ise pozitif getirilerin gerçekleştiğini gözlemledikleri çalışmalarında ayrıca, takas süresinin 1 gün olduğu dönemde, takas süresinin haftanın günü üzerine etkisinin bulunduğu; buna karşın, takas süresinin 2 gün olduğu dönemde istatistiki olarak anlamlı bir haftanın günü etkisinin olmadığı bulgusunu elde etmişlerdir.

Balaban [18] ve [19] ise, Ocak 1988-Ağustos 1994 dönemini kapsayan ve İMKB bileşik endeksinin günlük kapanış değerlerinden hareketle gerçekleştirdiği iki çalışmada da İMKB'de haftanın günü etkisinin olup olmadığını araştırmış ve bulgularına göre, 1988-1994 döneminde, Salı günleri, en düşük ve negatif fakat istatistiksel olarak anlamsız getirilerin oluştuğunu ortaya koymuştur. Bununla birlikte, yazar yine aynı dönemde, %1 anlamlılık seviyesinde en yüksek ortalama getirinin Cuma günleri elde edildiğini tespit etmiştir. Çalışmanın ortaya koyduğu bir başka sonuç ise, risk açısından Cuma günlerinin en düşük, Pazartesi günlerinin ise en yüksek oynaklığı göstermesidir.

Kıvılcım, Muradoğlu ve Yazıcı [20], İMKB'de piyasa etkinliği bağlamında haftanın günleri etkisini 1988-1996 yılları için incelemişler, Cuma ve Pazartesi günlerinin getiri oluşum sürecini etkilediği ve bu nedenle piyasanın zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Diğer bir çalışmada Özmen [8], 4 Ocak 1988-7 Haziran 1996 döneminde kapanış fiyatlarından hareketle İMKB Bileşik Endeksinin günlük getirilerinden elde ettiği veri setini kullanarak gerçekleştirdiği analizinde, İMKB'nin kurumsal ve yapısal özelliklerinde zaman içinde meydana gelen gelişmeleri dikkate alarak altı alt döneme ayırmıştır. Bulgulara

göre, tüm dönem için Cuma günleri istatistiki olarak anlamlı, pozitif ve en yüksek getiriyi sağlayan gün olmuştur. Çarşamba günleri ise en yüksek getirinin gözlemlendiği ikinci gün, Salı günleri ise, istatistiki açıdan anlamlı olmamakla birlikte negatif getiri sağlayan tek gün olarak bulunmuştur.

Bildik [21], İMKB-100 Endeksinin günlük getiri serisini kullandığı ve 1 Ocak 1988-15 Ocak 1999 tarihleri arasındaki dönemi kapsayan çalışmada İMKB'de haftanın günü anomalisinin olup olmadığını araştırmıştır. Yazar çalışmada, istatistiki açıdan çok güçlü olmamasına rağmen tüm dönem için Salı günleri haftanın negatif getiriye sahip tek günü; Cuma günleri ise, haftanın en yüksek getirili günü olduğu sonucunu elde etmiştir. Risk açısından ise araştırmacı, Cuma günleri riskin en düşük, Pazartesi günleri ise riskin en yüksek olduğu bulgularını elde etmiştir. Bildik [22] daha sonraki çalışmada da benzer bulgular elde etmiş ve İMKB'de haftanın günleri anomalisinin devam ettiği görüşünü ortaya atmıştır.

İMKB'de Bileşik-100 Endeksi yerine, sektör endeksleri ve sektör alt endekslerinde haftanın günü ve Ocak ayı etkilerinin olup olmadığını araştıran Karan [7], 3 Ocak 1997-13 Nisan 2001 döneminde farklı sektörlerin farklı özelliklerinden kaynaklanan bir etkinin bu anomaliler üzerinde etkili olup olmadığını araştırmıştır. Yazar, çalışmada 1997-2001 dönemi itibarıyla Cuma günü getirilerinin pozitif ve istatistikî olarak anlamlı olduğu sonucunu elde etmiştir. Buna karşın yazar bulgularında Pazartesi ve Salı günlerindeki getirilerin negatif, ancak istatistikî olarak anlamsız olduğunu ortaya koymuştur. Bu sonuçlara göre yazar, İMKB'de anlamlı bir hafta sonu etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Sektör alt endekslerinde ise, tüm Cuma günlerinin getirileri pozitif ve anlamlı bulunmuştur.

Demirer ve Karan [23], 1988 ile 1996 döneminde İMKB Endeksinin birbirini takip eden günlerdeki getirilerini analiz etmişler ve haftanın tamamında pozitif getirilerin olduğunu göstermişlerdir. Cuma günü getirilerini yüksek bulan araştırmacılar, Pazartesi ve Salı günü hisse senetleri getirilerinde bir farklılaşmanın olmadığını ortaya koymuşlardır. Demirer ve Karan aynı zamanda günlük getirilerin en çok bir gün önceki (bir gün gecikmeli) getirilerden etkilendiğini, bu yüzden hafta sonu etkisi yerine hafta başı etkisinin araştırılması gerektiğini belirtmişlerdir.

İMKB-100 Endeksinin getirilerinden hareketle zamana dayalı anomalilerin araştırıldığı başka bir çalışmada ise Oğuzsoy ve Güven [24], 1988-1999 döneminde Salı günleri İMKB-100 Endeksinin getirilerinin düşük, Cuma günleri ise diğer günlere oranla daha yüksek olduğu bulgusunu elde etmişlerdir. Ayrıca riskliliğin bir göstergesi olarak varyansın en yüksek Pazartesi, en düşük ise Cuma günleri gerçekleştiği sonucuna varmışlardır.

Kıyılar ve Karakaş [12], yaptıkları çalışmalarında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda, 4 Ocak 1988- 2 Nisan 2003 tarihleri arasındaki Ulusal-100 Endeksi kapanış değerlerinden hareketle, başlıca zamana dayalı anomalilerin gözlenip gözlemlenmediğini araştırmışlardır. Çalışmada İMKB'de Ocak ve Aralık aylarının diğer aylara göre istatistiksel olarak anlamlı bir biçimde yüksek getiri sağladığı tespit edilmiştir. Haftanın günü analizlerinde ise yazarlar, Cuma ve Perşembe günü diğer günlere göre istatistikî açıdan anlamlı ve yüksek, Pazartesi günü ise düşük getiri sağlandığı bulgusunu elde etmişlerdir. Tatil günü anomalisinin bulunmadığını belirten araştırmacılar, incelemelerinde tatil günü uzunluğunun hisse senedi getirileri üzerinde bir etki yaratmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

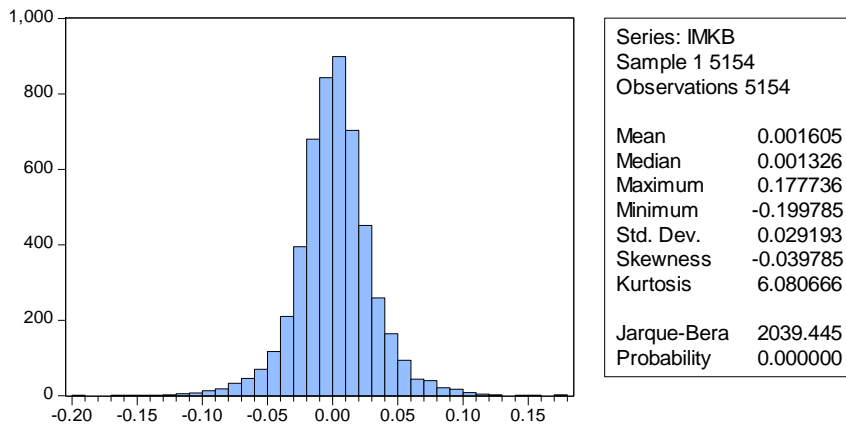
Çinko [25], 8 Ekim 1990 ve 16 Kasım 2005 tarihleri arasındaki İMKB-100 Endeksi getirileri üzerinden hareketle gerçekleştirdiği analizinde, İMKB'de haftanın günü etkisinin ve tatil etkisinin olup olmadığını araştırmıştır. Çalışmada İMKB Endeksinin getirilerinin günlere göre farklılaştığı, takas süresinin bir gün olduğu dönemde Pazartesi ve Salı günlerinin getirilerinin negatif ve takas süresinin iki gün olduğu dönemde ise sadece Pazartesi günlerinin negatif getirili olduğu bulunmuştur. Çalışmada ayrıca, takas süresinin

bir gün olduğu dönemde sadece Çarşamba ve Cuma günlerinin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olması ve takas süresinin iki gün olduğu dönemde Pazartesi, Perşembe ve Cuma günlerinin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olduğunun görülmesi nedeniyle, haftanın günü etkisinin takas süresi sebebiyle olmadığı sonucuna varılmıştır.

Aktaş ve Kozanoğlu [26], 2 Temmuz 2001- 29 Haziran 2007 tarihleri arasındaki dönemi kapsayan çalışmalarında, temel olarak İMKB Ulusal-30, İMKB Ulusal-100, İMKB Ulusal-TÜM, İMKB Ulusal-Sanayi, İMKB Ulusal-Mali, İMKB Ulusal-Hizmetler endekslerine ait günlük getiriler üzerinden hareketle, günlük getirilerin haftanın günlerine bağımlılığını, GARCH Modeli kullanarak araştırmışlardır. Çalışmada, İMKB’de haftanın günleri etkisinin, son dönem verilerinde de (2001-2007) gözlemlendiği ortaya konmuştur. Aynı zamanda, Perşembe ve Cuma günlerinde oluşan getirilerdeki istatistiksel olarak anlamlı farklılaşmaya karşın, piyasa etkinliği ve rasyonel fiyatlandırma modeli çerçevesinde piyasa risk faktörü tarafından bu getirilerin açıklanamadığı bulgusu elde edilmiştir.

4. Veri Seti ve İstatistiksel Analiz

Çalışmanın bu kısmında, istatistiksel analizlerde kullanılan veri setine ilişkin açıklamalar yapılmıştır. Araştırma, 3 Temmuz 1987-18 Temmuz 2008 tarihleri arasındaki İMKB-100 Bileşik Endeksinin getirilerinden hareketle toplam 5157 günlük data kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Veri seti Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) Web Sitesinden alınmıştır. İstatistiki testlerin sınanmasında Eviews 6.0 paket programından yararlanılmıştır.



Grafik 1: İMKB-100 Getiri Endeksi Dağılım İstatistikleri

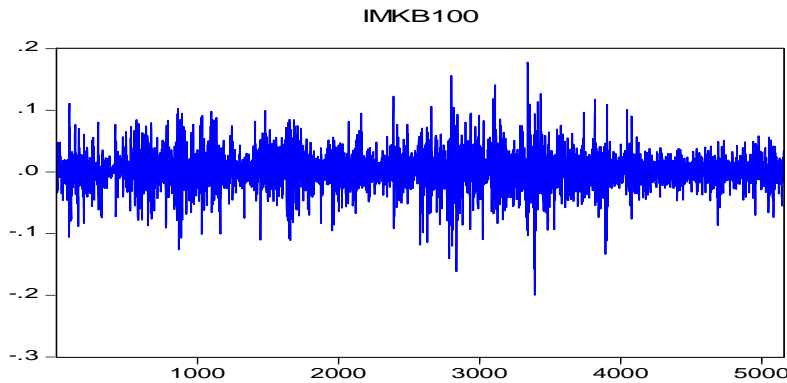
Grafik 1’e göre, İMKB-100 endeksi getiri serisinin, basıklık katsayısı 3’den büyük olduğu için leptokurtik (kalın kuyruk) ve çarpıklık katsayısı çok küçük de olsa negatif olduğu için sola çarpık bir dağılıma sahiptir. Jarque –Bera istatistiği ise,

$$H_0: \text{Normallikten sapma yoktur}$$

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

İMKB-100 Bileşik Endeksinin günlük getiri değerleri, endeksin gün sonu kapanış değerlerinden hareketle aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır:

$$\text{İMKB-100}_t = \ln(P_t / P_{t-1}) \quad (1)$$



Grafik 2: 1987-2008 Yılları Arası İMKB-100 Endeksi Getirileri

Grafik 2, oynaklık kümelenmesini (volatility clustering) en çarpıcı biçimde göstermektedir. Diğer bir deyişle, logaritmik getirilerde meydana gelen büyük değişimleri büyük, küçük değişimleri ise küçük hareketler izlemektedir. Bu, İMKB Endeksindeki değişken varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin bir göstergesidir.

Çalışmada kullanılan veri seti zaman serisi olduğundan analize geçmeden, öncelikle ele alınan dönem içerisinde İMKB-100 Endeksi getiri serisinin durağan olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. Bilindiği üzere, zaman serisi analizlerinde, durağan olmayan serilerin denklemlere konulması gerçekte olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olabilmektedir. Genelde finansal zaman serilerinin durağan olmadığı gözlenmektedir. Yani diğer bir deyişle serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zamana bağlı olarak değişmektedir.

Durağanlık testlerinde yaygın olarak birim kök testleri kullanılmaktadır. Birim kök testlerinde amaç serinin birim kök içerip içermediğini araştırmaktır. Eğer seri birim kök içeriyorsa o seri durağan değildir. Çalışmada ele alınan zaman serisinin durağanlığı, durağanlık testlerinde yaygın olarak kullanılan Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF) [27], ile test edilmiştir.

Durağanlık testini gerçekleştirebilmek için, serinin birinci farkı bağımlı değişken olmak üzere, eşitliğin sağ tarafında serinin orjinal değerleri sabitsiz, sabitli ve sabitli, trendli olmak üzere deterministik bileşenlerin yer aldığı 3 farklı regresyon denklemi kurulmuştur.

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

İMKB-100 Endeksi getiri serisine ait birim kök testlerinin sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. İMKB-100 Endeksi Logaritmik Getirilerinin I(0) Düzeyinde Durağanlık (Birim Kök) Testi

	Sabitsiz	Sabitli	Sabitli, Trendli
ADF test istatistiği	-20.30238	-20.56379	-20.57992
Olasılık*	0.0000	0.0000	0.0000
1% kritik değeri	-2.565412	-3.43144	-3.959821
5% kritik değeri	-1.940886	-2.861907	-3.410678
10% kritik değeri	-1.616658	-2.567008	-3.127122
<ul style="list-style-type: none"> • MacKinnon (1996) one-sided p-values. • Dikkate alınan gecikme sayısı 32'dir. 			

H₀: Birim kök var; seri durağan değil
H_a: Birim kök yok; seri durağan

İMKB-100 getiri serisine ilişkin ADF test istatistikleri hem sabitsiz, hem sabitli, hem de sabitli ve trendli modellerde mutlak değer olarak MacKinnon kritik değerlerinden yüksek çıkmış, bundan dolayı tüm modellerde seri verilen anlamlılık düzeylerinin hepsinde durağan bulunmuştur. Getiri serisinin kendi seviyesinde durağan olduğuna karar verdikten sonra, seride otokorelasyonun bulunup bulunmadığı incelenmiştir.

Tablo 2: İMKB-100 Endeksi Getiri Serisinde Otokorelasyon Testi ve Korelogram Grafiği

Sample: 1 5156						
Included observations: 5156						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1 0.118	0.118	71.332	0.000	
		2 0.016	0.002	72.609	0.000	
		-	-			
		3 0.005	0.007	72.714	0.000	
		4 0.038	0.040	80.246	0.000	
		-	-			
		5 0.008	0.018	80.597	0.000	
		-	-			
		6 0.023	0.021	83.262	0.000	
		7 0.014	0.021	84.343	0.000	
		8 0.023	0.018	87.152	0.000	
		9 0.023	0.019	89.966	0.000	
		10 0.047	0.044	101.20	0.000	
		-	-			
		11 0.008	0.004	101.55	0.000	
		12 0.013	0.010	102.41	0.000	
		13 0.017	0.015	103.85	0.000	
		-	-			
		14 0.001	0.007	103.85	0.000	
		15 0.021	0.024	106.16	0.000	

Finansal açıdan getiri serilerinde gecikmeli etkileşimin normalde 1 ile 5 gün, en fazla ise 10 gün olarak bakılması makuldür. Ancak bu çalışmada 32 gecikmeye kadar otokorelasyon araştırılmış ve 1 gecikmeli otokorelasyon olduğu yukarıda verilen korelogram grafiğinde gözlemlenmiştir. İlk gecikmeye ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayısı önemli olduğundan birinci derece AR, MA ve ARMA modelleri denenmiş, bilgi kriteri en küçük olan AR(1)'in en uygun ortalama model olduğuna karar verilmiştir. Bu modele ait denklem ve sonuçlar aşağıdaki gibidir:

$$\dot{IMKB} - 100_t = \phi \dot{IMKB} - 100_{t-1} + c \quad (5)$$

Tablo 3: İMKB-100 Endeksi En Küçük Kareler AR(1) Modeli

Dependent Variable: İMKB-100				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 5154				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001414	0.000405	3.496013	0.0005
İMKB(-1)	0.117538	0.013837	8.494456	0.0000
R-squared	0.013815	Mean dependent var		0.001603
Adjusted R-squared	0.013623	S.D. dependent var		0.029195
S.E. of regression	0.028996	Akaike info criterion		-4.242948
Sum squared resid	4.330715	Schwarz criterion		-4.240407
Log likelihood	10933.96	Hannan-Quinn criter.		-4.242059
F-statistic	72.15577	Durbin-Watson stat		2.000369
Prob(F-statistic)	0.000000			

Getiri serisi için uygun ortalama model olan AR(1)'in hata terimleri arasında ARCH etkisinin varlığı ARCH-LM testi ile araştırılmıştır.

ARCH-LM testinde,

H_0 : Eşvaryanslılık vardır (homoscedasticity, $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$), boş hipotezinin reddedilmesi ARCH etkisinin varlığını göstermektedir (Engle, 1982). ARCH etkisinin varlığını test etmek için Engle [28] tarafından önerilen ARCH-LM testinin sonuçları aşağıda Tablo 4'de verilmiştir.

Tablo 4: ARCH-LM İstatistiği Test Sonuçları

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	462.4463	Prob. F.	0.0000
Obs*R-squared	424.5071	Prob. Chi-Square	0.0000

Tahmin edilen regresyonun hatalarının karelerinin Obs*R-squared değeri 424.5071, bunun olasılık değerinin de 0.0000 olduğu Tablo 4'de görülmektedir. Bu sonuçlardan açıkça eşit varyanslılığı ifade eden sıfır hipotezinin red edileceği söylenebilir. Diğer bir deyişle, ARCH etkisi vardır ve bu etki giderilmelidir.

ARCH etkisinin varlığı kabul edildikten sonra uygun ARCH tipi model seçimine geçilmiştir. Artık değerlerin kareleri toplamının minimum olacağı en iyi ARCH-GARCH modelini belirlemek için en çok kabul gören iki bilgi kriterinden birisi olan Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria-AIC) kullanılmıştır. AIC ve SIC (SIC-Shwartz Information Criteria) için istenilen mümkün olan en küçük değerlerdir ve sıfırdan küçük (negatif) olabilir. Bu kriter bize en uygun modeli seçmemize yardımcı olacaktır.

İMKB-100 günlük getirilerine uygun olan modelin seçimi yapılırken, çeşitli ARCH ve GARCH Modelleri kurulmuştur. Bunların arasından katsayı kriterlerini sağlayan en düşük **(-4.466592)** AIC değerine sahip olan GARCH (1,1) modeli tercih edilmiştir. Bu modele ilişkin veriler aşağıda Tablo 5'te sunulmuştur:

Tablo 5: İMKB-100 Endeksi Getiri Serisi GARCH (1,1) Modeli Sonuçları

C	2.62E-05 (0.00000)	F-statistic	17.87216
α_1	0.154622 (0.00000)	Prob(F-statistic)	0
β_1	0.822149 (0.00000)	Mean dependent var	0.001603
R-squared	0.013696	S.D. dependent var	0.029195
Adjusted R-squared	0.01293	Akaike info criterion	-4.466592
S.E. of regression	0.029006	Schwarz criterion	-4.460239
Sum squared resid	4.331234	Hannan-Quinn criter.	-4.464369
Log likelihood	11513.17	Durbin-Watson stat	2.017424

GARCH modelini tespit ettikten sonra sırasıyla haftanın günü ve ocak ayı etkisinin sınanması için kukla değişkenler yardımıyla aşağıdaki denklem oluşturulmuştur.

$$R_t = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \alpha_6 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$R_t = \alpha_1 D_{ocak} + \alpha_2 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Denklemden;

R_t : endeksin t anındaki günlük getirisi

D_1 : Eğer pazartesi gününe ait getiri verisi ise 1, aksi koşulda 0 olan kukla değişken

D_2 : Eğer salı gününe ait getiri verisi ise 1, aksi koşulda 0 olan kukla değişken

D_3 : Eğer çarşamba gününe ait getiri verisi ise 1, aksi koşulda 0 olan kukla değişken

D_4 : Eğer perşembe gününe ait getiri verisi ise 1, aksi koşulda 0 olan kukla değişken

D_5 : Eğer cuma gününe ait getiri verisi ise 1, aksi koşulda 0 olan kukla değişken

D_{ocak} : Eğer ocak ayına ait getiri verisi ise 1, aksi koşulda 0 olan kukla değişken

R_{t-1} : Endekse ait getiri serisinin bir gecikmeli değeri (t-1 anındaki getiri)

ε_t : Hata terimini, göstermektedir.

Son zamanlarda haftanın günü ve ocak ayı anomalilerinin varlığının araştırılmasında getirilerin normal dağılıma uymama, kalın kuyruk gibi zaman serisi özelliklerini dikkate alan GARCH tipi modeller kullanılmaktadır. Bu çalışmada, ilgili anomalilerin testinde, Bollerslev tarafından geliştirilmiş GARCH modelinden Standart GARCH (1,1) formu kullanılmıştır. Buna göre yukarıdaki denklemlerde koşullu varyans aşağıdaki gibi modellenmektedir;

$$\varepsilon_t^2 \sim (0, h_t) \quad (8)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} \quad (9)$$

Yukarıdaki 6 ve 7 no'lu ortalama denklemlerde yer alan α katsayılarının istatistikî olarak anlamlı çıkması haftanın günleri ve ocak ayı etkilerinin var olduğunu gösterecektir. Denklem 8 ve 9'da koşullu varyans geçmişteki hata terimlerinin ortalaması ile bir önceki hata teriminin varyansı ve bir dönem önceki koşullu varyansının tahmininin ağırlıklı ortalamasının bir fonksiyonu olarak tahmin edilmiştir ve denklem 8 ve 9'da gösterilmiştir.

Finansın temel kuramlarından birisi olan risk-getiri ilişkisine göre, yatırımcılar hisse senedi piyasalarında normalin üzerinde getiri sağlayabilmeleri için ortalamanın üzerinde bir risk üstlenmeleri gerekmektedir. Bundan dolayı, bazı günlerde ya da aylarda ortaya çıkabilecek istatistikî olarak anlamlı aşırı getirilerin sistematik risk faktörleri tarafından açıklanıp açıklanmadığını test etmek için GARCH-M modeli tercih edilmiştir. GARCH (1,1)-M modelini elde etmek için ortalama denklemler aşağıdaki gibi yeniden düzenlenmiştir.

$$R_t = \phi R_{t-1} + \sum_{i=1}^n B_i D_{it} + \lambda \sqrt{h_t} + e_t \quad (10)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} + \sum_{i=1}^n B_i D_{it} \quad (11)$$

Yukarıdaki denklemlerde h_t koşullu varyansı, B_i haftanın günlerine ait katsayıları, λ yatırımcıların risk iştahını göstermektedir. Denklem 10 ortalama model olup λ katsayısının anlamlı çıkması yatırımcıların risk-getiri çerçevesinde hareket ettiklerini ve yatırımlarını yaparken risk faktörünü göz önünde bulundurdıklarını gösterecektir.

Tablo 6: Haftanın Günleri, Ocak Ayı ve Riske İlişkin GARCH (1,1)-M Sonuçları

	λ	Olasılık	D	Olasılık
Ocak	0.094537	0.0306	0.001737	0.1281
Pazartesi	0.090882	0.0378	-0.002390	0.0058
Salı	0.093327	0.0326	-0.000855	0.2661
Çarşamba	0.092171	0.0344	0.000524	0.5106
Perşembe	0.093844	0.0318	0.001196	0.1512
Cuma	0.093341	0.0329	0.001655	0.0295

Kurulan denklemler sonucunda elde edilen katsayılar ve anlamlılık seviyeleri yukarıdaki tabloda sunulmuştur. Yatırımcıların risk tercihlerinin göstergesi olarak denklemde yer verilen λ değişkenine ait katsayılar 0.05 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunduğundan İMKB'deki yatırımcıların riske duyarlı olduğu belirtilebilir. Buradan ulaştığımız bulgu risk-getiri ilişkisinin İMKB'de tam olarak işlediği yönünde olacaktır. %5 anlamlılık düzeyinde sadece Pazartesi ve Cuma gününe ait kukla değişkenlerin katsayıları istatistikî açıdan anlamlı bulunmuştur. Pazartesi günü için kullanılan kukla değişkenin katsayısının negatif olması, pazartesi günleri İMKB Bileşik Endeksindeki getirilerin ortalama da diğer günlerden daha düşük olduğu, Cuma günü için kullanılan kukla değişkenin katsayısının pozitif olması ise Cuma günleri İMKB bileşik endeksindeki getirilerin ortalama da diğer günlerden daha yüksek ve pozitif olduğunu göstermektedir. Bulgular sonucunda Ocak ayında pozitif bir getiri olduğu tespit edilmiş olsa da istatistikî açıdan 0.05 anlamlılık seviyesinde bu sonuç anlamlı bulunmamıştır.

5. Sonuç

Bu çalışmada 1987-2008 tarihleri arasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası ana gösterge endeksi olan İMKB Ulusal-100 Endeksinin Etkin Pazar Kuramına aykırı olarak Ocak ayı etkisi ve haftanın günü etkisini sergileyip sergilemediği incelenmiştir.

Çalışmanın sonucunda İMKB'nin Ocak ayı getirilerinde, diğer aylara göre istatistikî olarak anlamlı bir şekilde herhangi bir farklılaşmanın olmadığı tespit edilmiştir. Haftanın günleri etkisinde ise, Cuma günleri İMKB endeksinin getirisinin diğer günlere oranla ortalamadan yüksek, Pazartesi günü ise düşük olduğu ortaya konmuştur.

İMKB'deki haftanın günü etkisine ilişkin olarak, kredili işlem yapan yatırımcıların kredi faizinin hafta sonunda işlemlerini engellemek için Perşembe ve Cuma günleri alım yapmaları gösterilebilir. Kredili işlemlerde kredi, takasın gerçekleştiği günden itibaren faize tabi olduğundan Perşembe ve Cuma günü alım yapan yatırımcının hisse senedi, Pazartesi ve Salı günü hesabına geçeceği için, hafta sonu için kredi faizi ödemeyecektir. Cuma günü bu gibi sebeplerden dolayı İMKB'de gerçekleşen ekstra (kredili) alımlar ortalamanın üzerinde bir etki doğurabilmektedir.

Bu anomaliye sebep olan bir diğer neden ise, firmaların genellikle iyi haberleri hafta içi, kötü haberleri ise panik satışlara yol açmamak ve haberin hazmedilmesini sağlamak için Cuma seans kapanışından sonra veya hafta sonları kamuoyuna duyurmaları olarak gösterilmektedir. Dolayısıyla, Pazartesi günleri diğer günlere oranla daha riskli bir gündür ve dünya borsalarına paralel olarak İMKB'de de oynaklığın en yüksek olduğu gün Pazartesi olarak gözlemlenmiştir.

Çalışmanın asıl amacı İMKB'nin zayıf formda etkinliğinin test edilmesi olmasa bile, haftanın günleri etkisi anomalisinin gözlemlenmesi, İMKB'nin analiz döneminde zayıf formda etkin olmadığına da bir göstergesi olarak yorumlanabilir.

Kaynakça

- [1] E. F. Fama, The Behaviour of Stock Market Prices. *Journal of Business*. 38, 10, 34-105 (1965).
- [2] E. F. Fama, Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*. 25, 338-417 (1970).
- [3] R. Thaler, T. Russell, The Relevance of Quasi-Rationality in Competitive Markets. *American Economic Review*. 77-3, 499-501 (1987).
- [4] M. Kıyılar, Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İrdelenmesi-Test Edilmesi. *Sermaye Piyasası Kurulu*. 86 (1997).
- [5] N. Yörük, Finansal Varlık Fiyatlama Modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modelinin İMKB'de Test Edilmesi. *İMKB Yayınları*. (2000).
- [6] F. K. Reilly, E. A. Norton, *Investments*. 4th Edition, The Dryden Press, Orlando, 1995, s. 214-216.
- [7] M. B. Karan, *Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi*, Gazi Kitabevi, Ankara, 2004, s.272-273.
- [8] T. Özmen, Dünya Borsalarında Gözlemlenen Anomaliler ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Bir Deneme. *SPK Yayını*. 61, (1962).
- [9] M. S. Rozeff, W. R. Kinney, Capital Market Seasonality; The Case of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*. 3, 379-402 (1976).

- [10] D. B. Keim, Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*. 12, 13-32 (1983).
- [11] M. R. Reinganum, The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects. *Journal of Financial Economics*. 12, 89-104 (1983).
- [12] M. Kıyılar, C. Karakaş, İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Zamana Dayalı Anomalilere Yönelik Bir İnceleme. *Yönetim Dergisi, İ.Ü., İşletme İktisadi Enstitüsü*. 16- 52, (2005).
- [13] M. Osborne, Periodic Structure in the Brownian Motion of Stock Prices. *Operations Research*. 10, 267-290 (1962).
- [14] F. Cross, The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. *Financial Analyst Journal*. November-December, 67-69 (1973).
- [15] K. R. French, Stock Return and the Weekend Effect. *Journal of Financial Economics*. 8, 55-69 (1980).
- [16] R. R. Gibbons, P. Hess, P, A Test of the Efficiency for a Given Portfolio. *Econometrica*. 57-5, 1121-1152 (1981).
- [17] G. Muradoğlu, T. Oktay, Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Etkinlik: Takvim Anomalileri, *Hacettepe Üniversitesi İİBF Dergisi*, 11, 51-62 (1993).
- [18] E. Balaban, Informational Efficiency of the Istanbul Securities Exchange and Some Rationale for Public Regulation. *The Central Bank of The Republic of Turkey Research Department*. Discussion Paper, 9502, (1995a).
- [19] E. Balaban, Some Empirics of the Turkish Stock Market. *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department*. Discussion Paper, 9508, (1995b).
- [20] M. Kivılcım, G. Muradoğlu, ve B. Yazıcı, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Haftanın Günleri Etkisi. *İMKB Dergisi*. 1-4, 15-25 (1997).
- [21] R. Bildik, Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma. *İMKB Yayını*. İstanbul, (2000).
- [22] R. Bildik, Are Calendar Anomalies Still Alive? Evidence from Istanbul Stock Exchange. *SSRN Electronic Library ID-598904*, (2004).
- [23] R. Demirer, M. B. Karan, An Investigation of the Day-of-the-Week Effect on Stock Returns in Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*. 38, 6, November-December, 47-77 (2002).
- [24] C. B. Oğuzsoy, S. Güven, Stock Returns and the Day-of-the-Week Effect in İstanbul Stock Exchange. *Applied Economics*. 35, 959-971 (2003).
- [25] M. Çınko, Etkin Piyasa Hipotezi: İMKB'de Haftanın Günü Etkisi ve Tatil Anomalisi. *TİSK Akademi Dergisi*. 1/2, 2006/II, (2006).
- [26] H. Aktaş, M. Kozanoğlu, Haftanın Günleri Etkisini İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda GARCH Modeli ile Test Edilmesi. *Finansal Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi*. 44, Sayı. 514, (2007).
- [27] D. A. Dickey, W. A. Fuller, Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 74, 427-431 (1979).
- [28] R. F. Engle, Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 50-4, (1982).