

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI'NDA HAFTANIN GÜNÜ ETKİSİ

Ekonometri Yüksek Lisans Tezi

Hazırlayan: 221012000001
GÜRHAN GÜRBÜZ

İstanbul, 2006

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI'NDA HAFTANIN GÜNÜ ETKİSİ

Ekonometri Yüksek Lisans Tezi

Hazırlayan: 221012000001
GÜRHAN GÜRBÜZ

Tez Danışmanı: Sn. Prof. Dr. Selahattin Güriş

İstanbul, 2006

Özet

Bu tezin amacı İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda 2 Ocak 2002 ve 31 Aralık 2005 aralığındaki 4 yıllık bir periyotta hisse getirelerinde haftanın günü etkisini incelemektir. Ocak 2002 – Aralık 2005 aralığında yapılan ampirik gözlemler İstanbul Menkul Kıymetler Borsası İMKB 100 Endeksinde haftanın günü etkisinin var olduğunu doğrulamaktadır. İMKB Ulusal 100 bileşik endeksinde haftanın diğer günlerine kıyasla Pazartesi ve Salı günlerinin düşük getirilere sahip olduğu gözlemlenmiştir. Bununla birlikte 2002 ve 2005 döneminde İMKB'de en yüksek getirilerin Cuma ve Perşembe günleri gerçekleştiği görülmüştür. GARCH modeli ile hesaplanan haftanın günü regresyonu Perşembe ve Cuma günlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermiştir. Bunun yanısıra volatilitenin en yüksek olduğu gün Cuma olarak gözlenmiştir. Araştırmanın son bölümünde İMKB-100 endeks getirileri ve DAX (Almanya Endeksi) getirileri karşılaştırılmıştır. Bulgulara göre haftanın günü etkisine yabancı borsa işlemleri yol açmamaktadır. Son olarak, İMKB-100 endeks getirileri ve dolar kuru arasında bir ilişkinin varlığı incelenmiştir. Fakat dolar kuru ile günlük getiriler arasında istatistiksel bir bağlantı saptanamamıştır.

Anahtar Sözcükler: Volatilité, anomali, haftanın günü etkisi, İMKB, GARCH

Abstract

This thesis aims at analyzing the effect of the week of the day on stock income within Istanbul Stock Exchange between 2nd of January, 2002 and 31st of December, 2005. The ampirical observations made through January 2002 to December 2005 confirm the idea that the week of the day has an effect on stock income. Monday and Tuesday have lesser effects compared to other days regarding ISE-100 index. On the other hand Thursday and Frisday and Thursday were observed as the days with higher incomes for 2002 and 2005. The week ofthe day regression calculated by GARCH modelling shows that results for Thursday and Friday effects are statistically considerable. Volatility is highest at the ISE on Fridays. The last part of the analysis compares and contrasts the revenues of ISE and DAX. The results show that the week of the day effect is not caused by the transactions carried out by foreigners. Lastly a potential relationship between ISE-100 index and USD exchange rate was tested, where no statistically significant result was reached.

Keywords: Volatility, anomaly, week of the day effect, ISE, GARCH

İÇİNDEKİLER

Özet	iii
Abstract	iv
İçindekiler	v
Tablolar Listesi	vii
Şekiller Listesi	viii
Kısaltmalar listesi	ix
GİRİŞ	1
2. VOLATİLİTE ve VOLATİLİTE ENDEKSİ	4
2.1. Anomali	4
2.2. Anomali Tipleri	4
2.2.1. Seanslara İlişkin Anomaliler	4
2.2.2. Aylara İlişkin Anomaliler	5
2.2.3. Tatillere İlişkin Anomaliler	7
2.2.4. Günlere İlişkin Anomaliler	8
2.3. Volatilite	12
2.4. Volatilitiyi Önleme Metodları	12
2.4.1. Alım-Satım Sınırlamaları (Trading Halts)	13
2.4.2. Alım-Satım Komisyonlarının Yükseltilmesi (Transaction Costs)	13
2.5. Hisse Senedi Piyasaları ve Volatilite	13
2.6. Volatilitenin Ölçülmesi	15
2.6.1. Günlük Veriler Yardımı ile Aylık Volatilite Endeksinin Oluşturulması	15
2.6.2. Schwert Volatilite Endeksi	16
2.6.3. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedastisite (GARCH) Modelinin Volatilite Endeksi olarak Kullanılması	17
3. GARCH MODELLERİ	18
3.1. ARCH Modeli	19
3.2. GARCH Modeli	19

4. UYGULAMA	22
4.1. Veriler	22
4.2. Metodoloji	28
4.2.1. Kukla Değişken Yöntemiyle Haftanın Günü Etkisinin İncelenmesi	28
4.2.2. GARCH Yöntemiyle Haftanın Günü Etkisinin İncelenmesi	33
4.2.3. Pazartesi Etkisi	40
4.3 İMKB-100 Endeksi ve DAX arasındaki ilişki	42
4.4 İMKB-100 Endeksi ve Dolar Kuru arasındaki ilişki	49
4.5 Haftanın Günü ve Volatilité	51
4.6. Uygulama Sonuçları	58
5 SONUÇ	61
KAYNAKÇA	62

Tablolar Listesi:

Tablo 1. Tüm Günlerin Getirisi	23
Tablo 2. Günlük getirinin açıklayıcı istatistiği	24
Tablo 3. Pazartesi Gününe ait Volatilite	51
Tablo 4. Salı Gününe ait Volatilite	52
Tablo 5. Çarşamba Gününe ait Volatilite	53
Tablo 6. Perşembe Gününe ait Volatilite	54
Tablo 7. Cuma Gününe ait Volatilite	55
Tablo 8. Aylık Volatilite	56
Tablo 9. IMKB-100 endeksi için günlük volatilitte	57
Tablo 10. IMKB-100 endeksi için aylık volatilitte	57

Şekiller Listesi

Şekil1. Tanımlayıcı İstatistikler	42
Şekil 2. Dolar Kuru ve IMKB-100	49

Kısaltmalar Listesi

ABD: Amerika Birleşik Devletleri

ARCH: Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (Oto regresif Koşullu Heteroskedastisite)

DAX: Alman Hisse Senedi Endeksi

GARCH: Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (Genelleştirilmiş Oto regresif Koşullu Heteroskedastisite)

İMKB: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası

ISE: Istanbul Stock Exchange (İstanbul Menkul Kıymetler Borsası)

USD: ABD Doları.

Vb.: Ve benzeri.

Vd.: Ve diğerleri.

1. GİRİŞ

Mevsimsellik etkileri varlık getirilerindeki öngörülebilir herhangi bir yol olarak değerlendirilebilir. Böylece finansal varlık piyasalarının verimliliğinin yarı-güçlü oluşuna karşı bir delil olarak sorgulanabilir. Finans piyasalarının getirilerindeki istatistiksel olarak anlamlı bulunan bir trend mevsimsellikten kaynaklanır. Hisse getirilerindeki öngörülebilir mevsimsel bir davranışın varlığı, karlı alım satım stratejilerine ve olağandışı getirilere yol açabilir. Mevsimsellik, hisse getirilerindeki öngörülebilir davranışların önemli bir faktörüdür.

Hisse senedi getirilerinin piyasadaki mevcut tüm bilgiyi tamamen yansıttığı piyasalar “etkin” olarak¹ nitelendirilmektedir². Bu tip piyasalarda, bilgiye herkesin zahmetsiz ulaşabildiği varsayımı altında, piyasadaki mevcut bilgi kullanılarak normal üstü kazanç elde etmek mümkün değildir. Zayıf formda etkin piyasalarda ise geçmiş fiyat hareketlerinin tamamı mevcut fiyatlara yansımıştır ve piyasalarda geçmiş fiyat hareketleri kullanılarak normal üstü kazanç elde edilemez.

Uzun yıllardır, gerek yerli ve gerekse yabancı piyasalarda etkin piyasalar kuramı teorik ve ampirik açıdan test edilmektedir. Menkul kıymetler borsalarının etkinliğini ölçmede, hisse senedi fiyat ve getirilerinin davranışı temel gösterge olmuştur. Geçmişte bu konu ile ilgili yapılan araştırmalar göstermektedir ki, getiriler günün belli bir saatinde, haftanın belli bir gününde, yılın belli bir ayında veya herhangi başka bir zaman diliminde sistematik olarak mevsimsel trendler göstermektedir. Dolayısıyla piyasaların zayıf formda bile etkin olmadığı ortaya konulmuştur³. Kıyılar (1997) İMKB üzerinde yaptığı etkin pazar kuramı çalışmasında piyasanın zayıf formda etkin olmadığı

¹ Eugene Fama, “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, **Journal of Finance**, Vol 25, Issue 2, (Fall, 1987), ss. 383-417.

² Menkul kıymetlerin piyasa denge fiyatının halka açık tüm bilgileri yansıttığını söyleyen hipotez etkin piyasa hipotezi olarak bilinmektedir. Bir başka tanıma göre ise tam etkin bir piyasa, bütün menkul kıymetleri fiyatlarının o menkul kıymetlere yapılan yatırımı tam olarak yansıtan piyasa demektir. Bkz.: W. F. Sharpe, “The Arithmetic of Active Management”. **Financial Analysts Journal**, Vol 47, Issue, 3, (Jan/Feb), 7-9.

³ Fakat hem yerli hem de yabancı birçok çalışma etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Literatür taraması için bkz. Deckman, Thomas R.; Morse, Dale. *Efficient Capital Markets and Accounting: A Critical Analysis*, Second Edition, Prentice-Hall, 1986.

sonucuna varmıştır⁴. Bu sonuç çok önemlidir; çünkü pazarın zayıf şekilde dahi etkin olmaması, geçmişe ait fiyat bilgilerine dayalı alım satım kurallarını değerli hale getirir.

Yurtdışında ve yurtiçinde hisse senedi piyasaları için yapılan çalışmaların önemli bir kısmı, piyasalardaki anomalileri inceleyerek piyasaların etkinliği hakkında bir karara varmaya çalışmışlardır. Etkin piyasa hipotezine ters düşen her ampirik bulgu bir anomali olarak adlandırılmaktadır. Önemli sayılabilecek anomaliler arasında, gün içi anomaliler, günlere ilişkin anomaliler, aylara ilişkin anomaliler, tatillere ilişkin anomaliler, küçük şirket - büyük şirket anomalisi ve kazanan - kaybeden portföy anomalisi gösterilebilir.

İMKB için yapılan çalışmalarda Muradoğlu ve Oktay (1993)⁵ ile Metin ve Yazıcı (1997)⁶ borsada hafta sonu etkisini gözlemlemişlerdir. Çetiner (1993) İMKB'de kazanan - kaybeden portföy etkisi olduğunu, yani yakın geçmişte yatırımcıya kaybettirmiş portföylerin aynı dönemde kazandırmış portföylere kıyasla yakın gelecekte çok daha fazla kazandırdığını göstermiştir⁷. Özmen (1997) ise kapsamlı çalışmasında İMKB'deki takvimsel anomalileri detaylı bir şekilde incelemiştir⁸. Bütün bu çalışmaların işaret ettiği temel sonuç İMKB'nin zayıf formda dahi etkin olmadığı gerçeğidir⁹.

Finansal araçlarda ve özellikle de hisse senetlerinde bir çok 'mevsimsellik' kaydedilmiştir. Sözkonusu mevsimsellik etkileri 'takvim anomalileri' veya 'takvim etkileri'

⁴ Murat, Kıyılar, **Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İrdelenmesi ve Test Edilmesi**; İstanbul: Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları, 1997, s. 16.

⁵ Gülnur Muradoğlu ve Ercan Oktay, "Türk Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Etkinlik: Takvim Anomalileri", **Hacettepe Üniversitesi İkt. İd. Bil. Fak. Dergisi**, 11, 1993, pp. 51-62.

⁶ Metin, Kıvılcım, Gülnur Muradoğlu ve Bilgehan Yazıcı, "An Analysis of Day of the Week Effect on the ISE", **Istanbul Securities Exchange Review**, Vol. 1, Issue 2, 1997, pp. 15-27.

⁷ İ. Çetiner, "Test of Overreaction in Istanbul Stock Exchange", Basılmamış MBA Tezi, İşletme Bölümü, Ankara: Bilkent Üniversitesi, 1993'ten aktaran Hakan Aksoy ve İsmail Sağlam "Sınıflayıcı (Classifier) Sistem İle İmkb'de Yeni Bir Anomali Gözlemi", Boğaziçi Üniversitesi Ekonomi Bölümü, <http://www.econ.boun.edu.tr/papers/pdf/wp-01-15.pdf>, erişim tarihi: 10.10.2006.

⁸ Tahsin Özmen, **Dünya Borsalarında Gözlemlenen Anomaliler ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Bir Deneme**, Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları, No:61, 1997.

⁹ Bunların yanısıra Özer (2000) İMKB'de aşırı tepki verme hipotezini ortaya koymuştur. Hipoteze göre yatırımcıların hisse senedi fiyatlarını, aldıkları yeni bilgi çerçevesinde değerlendirirken firmaların nakit akım ve kazanma güçleri ile ilgili beklentilerinde büyük bir değişme yaratan çok iyi ya da çok kötü haberlere (özellikle kâr ilanlarıyla ilgili) aşırı tepki vermekte (olması gerektiğinden çok yüksek ya da çok düşük olarak değerlendirdikleri) olduklarını, bu aşırı tepkiyi ise, çok uzun (3 ya da 5 yıl gibi) bir sürede düzelttiklerini ortaya koymaktadır.

olarak da bilinir¹⁰. Çeşitli çalışmalar hisse getirilerinin haftanın günlerinde, yılın aylarında, ay başlarında ve tatil arifelerinde değişkenlik gösterdiğini bulmuştur. Takvim etkisi, finansal varlık getirilerinin günün, haftanın, ayın veya yılın belli zamanlarında sistematik bir yol içerisinde meyil gösterişleri olarak da tanımlanabilir. Bu anomalilerin en önemli örneklerinden biri de haftanın bazı günlerinin ortalama getirilerinin diğer günlerden anlamlı bir şekilde yüksek olması ile sonuçlanan haftanın günü etkisidir.

Mevsimsellik etkileri varlık getirilerindeki öngörülebilir herhangi bir yo olarak değerlendirilebilir. Böylece finansal varlık piyasalarının verimliliğinin yarı-güçlü oluşuna karşı bir delil olarak sorgulanabilir. Finans piyasalarının getirilerindeki istatistiksel olarak anlamlı bulunan bir trend mevsimsellikten kaynaklanır. Hisse getirilerindeki öngörülebilir mevsimsel bir davranışın varlığı, karlı alım satım stratejilerine ve olağandışı getirilere yol açabilir. Mevsimsellik, hisse getirilerindeki öngörülebilir davranışların önemli bir faktörüdür.

Bu çalışmanın amacı da İMKB'deki takvimsel anomalileri araştırarak piyasanın zayıf formda etkin olmadığını, bulunan anomalilerin istatistiki açıdan önemli olduğunu göstererek bir kez daha kanıtlamak ve hisse senedi piyasasındaki mevsimsellik etkilerini araştırmaktır.

¹⁰ Mevsimsellik anomaliler yalnızca hisse senedi piyasalarını etkilemezler. Bu tip anomalilerin döviz piyasaları üzerindeki etkileri için bkz. Corhay, A., Fatemi, A., & Rad, A. T. (1995). On the presence of a day-of-the-week effect in the foreign exchange market. *Managerial Finance*, 21, 32-43.

2. VOLATİLİTE ve VOLATİLİTE ENDEKSİ

2.1. Anomali

DeBondt ve Thaler (1987)'e göre anomali teori ile uyuşmayan bir gözlem veya gerçekliktir¹¹. Özmen'e (1997) göre ise gözleme dayalı bir bulguyu teorik çerçevede rasyonalize etmek güç ise veya bu bulguyu açıklamak için makul olmayan varsayımlar yapmak gerekli ise, söz konusu bulgu "anomali" olarak değerlendirilir. Hemen hemen yaşamın her alanında anomalilere rastlamak mümkündür. Araştırmada bizi ilgilendiren takvime veya belirli zamanlara bağlı olan mevsimselliklerdir¹².

Etkin olmayan piyasalarda birçok çeşit anomali görülebilir. Bunlardan bir kısmı farklı ülke piyasalarında farklı dönemlerde tekrar tekrar gözlenmiştir. Literatürde sıkça incelenen anomaliler aşağıdaki gibi categorize edilebilir.

2.2. Anomali Tipleri

2.2.1. Seanslara İlişkin Anomaliler

Farklı seanslar dünya finans piyasalarında yaygın bir uygulama değildir. Bu yüzden finansal literatürde haftanın seanslarına ilişkin olarak doğrudan bir anomali çalışmasına pek rastlamak mümkün değildir. Oysa İMKB'de 3 Nisan 1995'ten bu yana çift seans uygulanmaktadır.

¹¹ W. F. M. DeBondt , ve R. Thaler, "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality", **Journal of Finance**, Vol 42, Issue 3, 1987, pp. 557-581.

¹² Farklı mevsimsel anomaliler birbirleriyle etkileşim içerisinde olabilirler. Fakat bizim için önemli olan çalışmada günlük anomalilerin hisse senedi getirilerine etkisini incelemektir.

Kısıtlı sayıdaki çalışmalar genellikle birinci seansın getirilerinin ikinci seanstan yüksek olduğunu bulmuşlardır. Bunun muhtemel bir sebebi ilk seansın zaman bakımından stratejik planlama ve bilgi işlem faaliyetlerinde daha uygun olması olabilir. İlk seans güne başlarken açıldığı için alım eğilimi satım eğiliminden yüksek olacaktır.

Bir başka sebep de ikinci seansın ardından ertesi günün açılışına kadar uzun bir zaman aralığı olmasıdır. Bu zaman diliminde hisse fiyatlarını ve dolayısıyla getirilerini etkileyebilecek önemli haberler ve olaylar yaşanabilir. Yatırımcılar bu tip riskleri önlemek ve aradaki zaman dilimini rahat geçirmek için ikinci seansta ellerinde bulunan görece daha az güvenilir hisse senetlerini satıyor olabilirler.

Son olarak bir kısım yatırımcı sadece gün içerisinde işlem yapmaktadır ve ertesi güne pozisyon taşımak istemeyebilirler. Dolayısıyla ikinci seansta satım işlemleri hız kazanacaktır. Ayrıca bu tip yatırımcılar ilk seanstaki alımları da artırırlar.

2.2.2. Aylara İlişkin Anomaliler

Aylık anomali daha çok akla diğer aylardan daha yüksek getiri rakamları sunan ocak ayını getirir. Birçok çalışmada “ocak ayı etkisi” diye adlandırılan bu anomali incelenmiştir. Aylık anomalilere diğer bir örnek ay sonlarında yada yıl sonlarında ortalamanın üzerinde bir seyir gözlenmesidir. Bunlar sırasıyla “ay dönümü” ve “yıl dönümü” anomalileri olarak adlandırılır.

1904-974 yılları arasında New York Borsası için yapılan bir çalışmada Rozeff ve Kinney (1976), ocak ayının diğer aylara göre çok daha yüksek getiri sağladığını ve bu ayın ortalama getirisinin diğer ayların ortalamasının neredeyse yedi katı olduğunu tespit etmişlerdir. Daha sonra Amsterdam, Brüksel, Londra, Montreal ve Japonya gibi diğer gelişmiş ülkelerin borsalarında yapılan çalışmalarda da ocak etkisi saptanmıştır¹³. Ocak ayının diğer aylardan daha yüksek getiriler sağlamasına sebep olarak vergi sistemi gösterilmiştir. Bu açıklamalara göre mali yıl sonunda yatırımcılar vergi yükümlülüklerini azaltmak için ellerindeki hisse senetlerini zararına satarlar. Bu da aralık ayı getirilerini düşürür. Yeni yılla birlikte bu senetler tekrar yatırımcıların

¹³Bu etki gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarında daha az hissedilmektedir. Bkz. Koutianoudis, Theocharis and Wang, Shiyun, "Is the January Effect Economically Exploitable? Evidence from Athens Stock Exchange" (August 15, 2002).

portföylerine girmeyi başarırlar ve satım baskısının azalması sonucu ocak ayında yatırımcılar yeniden alıma yönelirler. Sonuçta, ocak ayının getirileri yukarı çıkar.

Yukarıda öne sürülen açıklama Türk hisse senedi piyasasında geçerli değildir. Vergi sistemi Türkiye’de yatırımcılar aralık ayında satışa yönlendirecek biçimde değildir. Dolayısıyla olası bir ocak etkisinin sebeplerini başka yerlerde aramak gerekir.

Ocak ayı dışında Cadsby (1989) ekim ayının da anomaliye sahne olduğunu göstermiştir. New York Borsası’nı 1963-1985 dönemi için inceleyen Cadsby, ekim ayının getirisinin diğer aylara getirilerinden sistematik bir şekilde daha düşük olduğunu göstermiştir. Bu mevsimsel trend “Mark Twain Etkisi”¹⁴ olarak adlandırılmıştır. Daha sonraki bir çalışmada Cadsby aynı etkinin Kanada’da borsası için de geçerli olduğunu ispatlamıştır.

Her ayın belli günlerinde hisse senedi piyasalarında olağandan farklı bir seyir olup olmadığına bakan analizler ay dönümü olarak nitelendirilebilir. Dow Jones endeksinin 90 yıllık bir periyodunu kapsayan yazılarında Lakonishok ve Smidt (1988) ay sonları ve ay başlarına bakmışlardır. Çok güçlü bir ay dönümü etkisi tespit etmişlerdir, buna göre ayın son ve ilk 3 gününde hisse senetleri fiyatları olağanın çok üstünde artmaktadır.

Yıl sonunun piyasalara bir etkisi olup olmadığını inceleyen çalışmalar ise yıldönümü etkisi üzerinde dururlar. Buna göre yılın son günleriyle yeni yılın ilk günleri yılın geri kalanından farklı bir trend sergilerler. Cadsby, bu etkiyi Kanada borsası için araştırmış ve yıldönümü etkisi olduğu sonucuna varmıştır. Özellikle aralık ayının son dönemi ile ocak ayının ilk günlerinde hisse senedi fiyat ve getirileri hızla artmaktadır. Bu bulgu yatırımcıların aralık ayı içerisinde satışa yöneleceklerini iddia eden ocak ayı etkisi hipotezi ile bir anlamda çelişki içindedir.

İMKB’de en çok kazandıran ay, diğer birçok ülkedeki gibi ocak ayıdır. Ocak ayından sonra sırasıyla en yüksek getiriye aralık, haziran ve nisan aylarında rastlanmıştır. Yılın negatif getiri sağlayan tek ayı ise ağustos ayıdır. Mayıs ve temmuz ayları da düşük getirili aylar olarak dikkat çekmektedir¹⁵.

¹⁴ Bu isim Mark Twain’in şu sözünden doğmuştur: “Ekim. Bu hisse senedi spekülasyonu yapmak için özellikle kötü bir aydır. Diğer kötü aylar Temmuz, Ocak, Eylül, Nisan, Kasım, Mayıs, Mart, Haziran, Aralık, Ağustos ve Şubatır”.

¹⁵ Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Balaban (1995).

Ortalama getirilerin hareketleri dışında nasıl hareket ettiğine bakarsak şubat, ocak, kasım ve aralıkta standard sapmaların daha yüksek olduğunu görürüz. Başka bir ifadeyle yılın ilk ve son ikişer ayı diğer aylara göre daha yüksek dalgalanmaya, yani riske sahiptir. Bu ayların yüksek ortalama getirisi de göz önüne alınırsa iktisat teorisindeki kazanç-risk ilişkisine uygun bir ilişki bulunduğu söylenebilir¹⁶.

2.2.3. Tatillere İlişkin Anomaliler

Diğer anomaliler gibi bu tip anomaliler de tatil dönemlerinin hisse senedi fiyat ve getirilerine etkisine bakar. Tatil öncesi yada tatil sonrasında olağandışı bir hareketlenmeye rastlanıyorsa bu tatil anomalisi olduğuna işaretir.

Daha önce bahsedilen Lakonishok ve Smidt (1988) çalışması Dow Jones endeksinin 90 yıllık periyodunda tatil zamanlarının etkisine de bakmışlardır. Tüm günleri tatil öncesi, tatil sonrası ve normal günler diye ayırarak bu farklı gruplar arasında hisse senedi fiyatları bakımından bir farklılık olup olmadığını araştırmışlardır. Tatil öncesi ortalama getiriler oldukça yüksek çıkarken tatil sonrası getirilerde düşüş gözlenmiştir. Diğer yandan, tatil öncesi getirilerin hafta sonu tatili öncesi günlerin (perşembe ve cuma) getirilerinden de 3-4 kat daha yüksek çıkması, bu etkinin diğer haftalık anomalilerden farklı olduğunu göstermektedir¹⁷.

Kim (1998) tatil anomalisi kavramını ABD, Avustralya, İngiltere, Japonya, Kanada ve Kore borsaları için incelemiştir. Tüm borsalarda, Kore dışında, tatil öncesi getiriler ortalamadan yüksek olarak kaydedilmiştir. Tatil sonrasında ise getirilerde gerileme olduğu bulunmuştur.

Son olarak tatil anomalisine farklı ülke borsalarında bakan Agrawal ve Tandon (1994) ise ele aldıkları 18 ülkeden 10'da tatil öncesi getirilerinin anomaly gösterdiğini tespit etmişlerdir. Özellikle 8 ülkede tatil öncesi iki günde hisse senedi getirileri ortalama aylık getirinin %70'inden fazla olduğu ortaya çıkmıştır.

Türkiye piyasaları için tatil etkisinin en çok uzun Ramazan ve Kurban Bayramı tatillerine denk gelmesi beklenir. Bu uzun süreli tatiller yatırımcılar normal günlerden farklı davranmaya itebilir.

¹⁶ Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Balaban (1995).

¹⁷ Özet için bkz. French, K. (1980). Stock returns and the weekend effect. Journal of Financial Economics, 8, 55–69.

2.2.4. Günlere İlişkin Anomaliler

Çalışmada günlere ilişkin anomaliler incelenecektir. Günlere dair anomaliler haftanın belli bir gününde hisse senedi getirisinin diğer günlerden sistematik olarak farklı olup olmadığına bakar. Aşağıda kısaca literatürde incelenen yabancı borsa örneklerinden bahsedilecek, daha sonra İMKB'de haftanın günü etkisini araştıran çalışmalara değinilecektir.

Haftanın günlerine göre hisse getirilerinin değişkenliği finans literatüründe oldukça sık analiz edilen mevsimselliklerden biridir. Sayısız araştırmacı gelişen finans piyasalarında mevsimsellik anomalilerini çalışmıştır. Hisse senedi piyasalarındaki günlük anomalileri içeren araştırmalara örnek olarak Osborne (1962), Cross (1973), French (1980), Jaffe ve Westerfield (1985), Keim ve Stambaugh (1984), Agrawal ve Tandon (1994), Balaban (1995) ve Oguzsoy ve Guven (2003) verilebilir.

French (1980), Gibbons ve Hess (1981) ve Keim ve Stambaugh (1984) Amerika'daki ortalama piyasa getirilerinin Pazartesi günlerinde anlamlı bir şekilde negatif, Cuma günlerinde ise anlamlı bir şekilde pozitif olduğunu bulmuşlardır. Birçok çalışma aynı sonuçlara varmış ve sadece haftanın günü anomalisi varlığını desteklemekle kalmamış ve ayrıca değişik versiyonlarını da bulmuştur. Bu fenomene göre ortalama olarak, haftanın diğer günlerine göre son işlem gününün getirisi en yüksek iken, ilk işlem gününün getirisi de en düşük getirdir.

Bu alanda yapılan çalışmalar genelde haftanın ilk günü olan Pazartesi gününde hisse senedi getirilerinin diğer günlere oranla daha düşük olduğunu vurgulamışlardır. Bunun yanısıra haftasonu ve haftanın son günü de anomaliye yol açabilir¹⁸. Haftanın günü anomalisi uluslararası bir olgudur ve farklı birçok ülkenin piyasasında gözlemlenebilir¹⁹.

¹⁸ Ortalama getirilerin günler içerisinde farklı olmasının yanısıra nasıl dalgalandıkları da literatürde sıkça çalışılmıştır. Foster ve Viswanatan (1990) 19 ülkeyi inceledikleri çalışmalarında en yüksek dalgalanmanın (volatilité) pazartesi günleri, en düşük dalgalanmanın da cuma günleri gerçekleştiğini belirlemişlerdir.

¹⁹ Elbetteki hangi günün getirisinin daha yüksek hangi günün getirisinin daha düşük olduğu ülke koşullarına ve piyasa yapısına bağlıdır. Fakat çalışmaların çoğu Pazartesi gününün diğer günlere oranla daha az bir getiri verdiği konusunda hemfikirdir.

Pazartesi etkisini ortaya koyan ilk çalışma Cross (1973) tarafından S&P 500 endeksinin 1953-1970 dönemi için yapılmıştır. Cross'un bulgularına göre, endeks, cuma günlerinin %62'sinde yükselirken, pazartesilerin sadece %40'ında yükselmiş ve cumaların ortalama getirisi %0,12 iken, pazartesi günlerinin ortalama getirisi %-0,18 olmuştur. Cross, bu bulgunun şans eseri olamayacağını iddia etmiştir. Daha sonra yapılan çalışmalar da bulunan "pazartesi etkisi"ni destekler niteliktedir.

Gelişmiş ülke borsalarının bir kısmında Pazartesi etkisi yerini Salı etkisine bırakmıştır. Jaffe ve Westerfield (1985) yapmış oldukları bir araştırmada, Japonya ve Avustralya'da haftanın günleri arasında en düşük getiri sağlayan günün Salı olduğunu gözlemlemişlerdir. Benzer bir çalışmayı O'Hanlon ve Ward (1987) Fransa ve Singapur borsalarında yapmış ve bu borsalarda da pazartesi yerine negatif Salı etkisini bulmuşlardır.

Bazı çalışmalarda haftanın günü etkisinin sadece Amerika piyasalarında değil, uluslararası piyasalarda da varlığını gözlemlemiştir. Jaffe ve Westerfield (1985), Japonya ve Avusturya hisse senedi piyasalarında en düşük getirilerin Salı günleri gerçekleştiğini bulmuşlardır. Bildik (1997), Ozmen (1997) ve Balaban (1995) ise haftanın diğer günlerine oranla Salı günü getirilerinin anlamlı olarak düşük ve negatif olduğunu, buna karşın Cuma günü ortalama getirilerinin olağandışı büyük ve pozitif olduğunu göstermişlerdir. Buna rağmen İMKB deki takas prosedürünün bir günden iki güne çıkması ile bu şablon değişmiştir. Bildik (1997) ve Özmen (1997), takas prosedürünün değişmesi ile en düşük getiri günü olan Salı gününün Pazartesi günü ve en yüksek getiri günü olan Cuma gününün de Perşembe günü olarak yer değiştirdiğine dikkat çekmişlerdir.

Osborne (1962), Cross (1973), French (1980) çalışmalarına göre en düşük getiri günü olarak Pazartesi gününü tespit etmişlerdir. Osborne'a göre bu davranışın varlığı, bireysel finansal analizlere konsantre olmak ve planlamak için hafta sonu boyunca daha fazla fırsata sahip olan bireysel yatırımcıların Pazartesi günleri daha aktif olarak işlem yapmalarından kaynaklanmaktadır. Bunun yanısıra kurumsal yatırımcılar Pazartesi günleri stratejik analizler ve planlamalar ile ilgili çalıştıkları için Pazartesi günleri diğer günlere göre daha az aktiftirler.

Jaffe and Westerfield (1985) hafta sonu etkisini test etmiş ve Amerika, Kanada ve İngiltere hisse senedi piyasalarında Pazartesi günleri anlamlı negatif getiri, Japonya

ve Avusturalya hisse senedi piyasalarında Salı günlerinde anlamlı negatif getiri tespit etmişlerdir. Jaffe and Westerfield bu güçlü Salı etkisini New York ve diğer iki borsa arasındaki +13 saatlik zaman farkına bağlamıştır.

Keim ve Stambaugh (1984) 10 adet piyasada günlük getirileri incelemiştir. Haftanın günü etkisinin değişik büyüklükteki tüm portföylerde olduğunu ve bu etkinin en çok küçük şirketlerin hisse senetlerinde daha belirgin olduğunu raporlamışlardır.

Agrawal ve Tandon (1994) Amerika dışındaki 18 ülkenin (Avusturalya, Belçika, Brezilya, Kanada, Danimarka, Fransa, Almanya, Hong Kong, İtalya, Japonya, Lüksemburg, Meksika, Hollanda, Yeni Zellanda, Singapur, İsveç, İsviçre, ve İngiltere) hisse senedi piyasalarında çeşitli mevsimsellikler için uluslararası bulgular tespit etmişlerdir²⁰. Agrawal and Tandon (1994), 8 tanesi anlamlı olmak üzere 12 adet ülkede en düşük ve negatif getirinin Salı günü, 17 adet ülkede anlamlı en yüksek ve pozitif getirinin Cuma ve 13 adet ülkede anlamlı en yüksek ve pozitif getirinin Çarşamba günü olduğunu raporlamışlardır. Bunlara ek olarak tüm ülkelerde hisse getirilerinin değişkenliğinin en yüksek Pazartesi günü, en düşük de Cuma günü olduğunu bulmuşlardır.

Balaban (1995, 1996), Türkiye hisse senedi piyasalarında Ocak 1988 – Ağustos 1994 dönemi için en yüksek getirilerin ve en düşük standart sapmaların Cuma günü gözlemlendiğini ve bunu Çarşamba gününün takip ettiğini kaydetmiştir. Balaban ayrıca, en düşük ve negatif ortalama getirilerin Salı günü, en yüksek standart sapmaların ise Pazartesi günü gerçekleştiğini gözlemiştir. Bunlara ek olarak “haftanın günü etkisi”nin yön ve hacim bakımından yıllara göre değişiklik gösterdiği sonucuna da varmıştır²¹. Balaban (1999) ayrıca gözlenen bu anomalilerin kısmen Türkiye’deki hisse senedi piyasalarındaki takas kurallarından kaynaklanabileceğini de iddia etmiştir.

Oguzsoy ve Guven (2003), İMKB Ulusal 100 Bileşik Endeksi ve İMKB-30 hisse senetlerini baz alınarak yapılan istatistiksel analizler sonucunda, 1988 ve 1999 yılları arasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda yadsınamaz bir haftanın günü etkisinin varlığına dikkat çekmişlerdir. İMKB Ulusal 100 Bileşik Endeks’inde diğer günlerin

²⁰ Daha önceki bir çalışmada yalnızca dört gelişmekte olan ülkeye bakmışlardır. Aggarwal, R., & Rivoli, P. (1989). Seasonal and day-of-the week effect in four emerging stock markets. *Financial Review*, 24, 541–550.

²¹ Bizim çalışmamızda her bir yıl ayrı ayrı incelenmeyecek, dört yıllık periyoda bir bütün olarak bakılacaktır.

getirilerine oranla, Salı günlerinin getirilerinin oldukça düşük olduğuna rastlanmıştır. Pazartesi günlerinin ise yüksek varyansla birlikte yine düşük getirilere sahip olduğu, buna karşın Çarşamba ve Cuma günü getirilerinin de diğer günlere kıyasla daha yüksek olduğu gözlenmiştir. İMKB 30 Endeks hisseleri incelendiğinde, en yüksek getirinin Cuma günleri, en düşük getirilerin ise Pazartesi veya Salı günleri yaşandığı görülmüştür²².

Haftanın günü etkisi yukarıda özetlenen çalışmalarda defalarca ispatlanmıştır. Buna göre İMKB etkin bir piyasa değildir ve anomalilere sahne olmaktadır. Haftanın günü etkisini açıklamak için öne sürülen sebeplerden biri kredili işlem yapan yatırımcıların kredi faizinin hafta sonunu içermesini engellemek için perşembe ve cuma günleri alım yapmalarıdır. Bu tür işlemlerde kredi, takasın gerçekleştiği günden itibaren faize tabi olmaktadır. Bu durumda perşembe ve cuma günü alım yapan yatırımcının hisse senedi, pazartesi ve salı günü hesabına geçeceği için yatırımcı, hafta sonunda kredi faizi ödemeyecektir.

Pazartesi anomalisine yol açabilecek bir diğer neden haber ve makroekonomik göstergeler açısından bu günün diğer günlere oranla daha riskli olmasıdır. Yukarıda bahsedilen çalışmalarda düşük getirilerin yanısıra Pazartesi standard sapması en yüksek gün olarak da kaydedilmiştir.

Gün içerisinde yatırım yapan yatırımcılar benzeri bir problem de Pazartesi etkisi açısından yaşanabilir. Yalnızca haftaiçi çalışan aracı kurumlar ve yatırım danışmanları müşterilerine alımları genellikle hafta içinde tavsiye ederler. Hafta sonu ise satıma yönelir. Dolayısıyla Pazartesi biriken satışlar gerçekleşir. Bu da Pazartesi getirilerinin düşmesine yol açar.

Son olarak haftanın günü etkisi haftanın son işlem gününün nasıl kapandığının Pazartesi gününü etkilemesi olarak gösterilmiştir. Eğer borsa pozitif kapanmışsa Pazartesi de pozitif bir havada açılır ve satışlar daha düşük olabilir. eğer borsa negative bir havada kapanmışsa bu olumsuz hava pazartesine taşınır ve satışlar çoğalır.

²² Araştırmacılar bir başka çalışmalarında tatil öncesi günlerin etkisine bakmışlardır. Oguzsoy, C.B. and S. Güven (2004), "Holy Day Effects on Istanbul Stock Exchange", Journal of Emerging Market Finance, 3(1): 63-75

2.3. Volatilite

Volatilite, herhangi bir deęişkenin, belirli bir ortalama deęere gre, ok yksek artıř ve azalıřlar gerekleřtirmesi anlamına gelmektedir. Volatilite, hisse senedi, dviz kuru ve zellikle geliřmekte olan lkelerde enflasyon ve benzeri deęiřkenlerde sıklıca rastlanan bir olgudur²³. Son zamanlarda volatilitenin finans piyasalarında arařtırılan nemli bir konu olması iki ana nedene dayanmaktadır. Birincisi, opsiyon ve trev piyasalarının performansı, hisse senedi piyasalarının volatilitesi ile yakından ilgilidir. Bu piyasaların da son zamanlarda olduka popler olmaları nedeni ile, finansal analizler, hisse senedi oynaklıęının tahmini ve analizi ile yakından ilgilenmektedirler.

Finansal analizlerin arařtırma odaęını yine volatilite ynne doęru kaymasının bir nedeni de, zellike Ekim 1987 de ABD’de yařanan finansal krizdir²⁴. Bu dnemde ortalama hisse senedi fiyatları yaklaşık %40 kadar deęer kaybetmiř ve finans piyasalarında ciddi bir kriz yařanmıřtır. Bu krize nelerin neden olduęu ve finansal deęiřkenlerin volatilitesinin neden belirli dzeyin zerine ıktıęı akademik evreler iin nemli bir arařtırma konusu olmuřtur. Yukarıda saydıęımız nedenlerden dolayı volatilite artık finans konusunda gerek akademik, gerekse pratik anlamda analiz yapan bir ok kiřinin ilgi odaęı haline gelmiřtir.

Volatilite makroekonomik olaylar ve haberlerden etkilenebildięi gibi mikroekonomik olaylardan da kaynaklanabilir. alıřma gnlk anomalilerin volatiliteyi nasıl deęiřtirdięine gz atmayaı hedeflemektedir.

2.4. Volatiliteyi nleme metodları

Volatilitenin nlenmesi iin alınması gereken nlemler, literatrde sıklıca tartıřılmak ile beraber bu konuda henz tam bir fikir birlięine ulařılamamıřtır. Belirli dnemlerde ykselen volatilitenin, belirli dzeylere ekilebilmesi iin sıralanan bazı nlemler ařaęıdaki gibidir.

²³ oęu yatırımcı volatiliteyi piyasa hareketi olarak tanımlar. Eęer bir piyasa ok hareketli ise, volatilidir. Eęer hareket azsa, volatilitesi de dřktr.

²⁴ Bu krizde Standart and Poors Endeksi bir hafta iinde yzde 22 puan kaybetmiřtir ve borsa, 1987 yılından ancak iki yıl sonra toparlanabilmiřtir.

2.4.1. Alım-Satım Sınırlamaları (Trading Halts)

Bu önlem yüksek volatilitenin olduğu dönemlerde alım-satım sınırlaması ya da durdurulması önerilmektedir. Örneğin, eğer o ülkedeki borsa bileşik endeksi belli bir değeri aşarsa (ya da altında kalırsa) alım-satım sınırlaması getirilebilir. Bu önlemin belirli yararlarının yanısıra bazı sakıncaları da vardır. Örneğin, endeks durma sınırına yaklaştığında spekülasyon alım-satım daha da artabilir ki bu daha olumsuz bir gelişmedir.

2.4.2. Alım-Satım Komisyonlarının Yükseltilmesi (Transaction Costs)

Bu önlemlerle de günlük alım-satım yaparak spekülasyon yapan bireylerin spekülasyon davranışları sınırlanabilir. Fakat bu önlem aynı zamanda borsadaki alım talebini belli bir ölçüde sınırlayacağı için belirli sakıncalar içermektedir. Bu yöntem belki sadece dönemsel olarak kullanılarak volatilitenin belirli düzeylerde tutulmasını sağlayabilir.

Görüldüğü gibi direkt yöntemlerle volatilitenin düzenlenmesi kolay değildir. Bu nedenle volatilitiyi yaratan kaynakların ayrıntılı bir biçimde belirlenmesi önem kazanmaktadır.

2.5. Hisse Senedi Piyasaları ve Volatilité

Finans literatürü, volatilitenin teorik olarak modellenmesi konusunda kesin bir fikir birliği içerisinde değildir. Genelde kabul gören görüş hisse senedi fiyatlarının belirli temel faktörlere bağlı olarak hareket ettiğidir. Bunun doğal bir sonucu da hisse senedi fiyatlarının diğer temel verilere (Örneğin, temettü, kazanç oranı, belirli makro veriler ve benzeri) olan ilişkisinin volatilité konusunda belirli ipuçları veriyor olmasıdır²⁵. Özellikle Shiller tarafından kullanılan bu yöntem temel parametreler ile hisse senedi getirisi arasında getiri oynaklıklarını karşılaştırmaktadır. Başka bir deyişle, Shiller hisse senedi

²⁵ Bu savın temelleri etkin piyasa hipotezine dayanmaktadır.

fiyatlandırmasının aşağıdaki denklem ışığında değerlendirilmesi gerektiği görüşündedir²⁶.

$$E_{t-1}P_t = E_{t-1} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{D_{t+j}}{(1 + R_{t+j})^j}$$

Yukarıdaki denklem, hisse senedi fiyatlarının zaman içinde nasıl belirlendiğini gösteren bir denklemdir. Burada E_{t-1} , t-1 anında koşullu beklenti değerini verecek olan beklenti operatörünü, P hisse senedi fiyatını, D sermaye kazancı + temettü oranını, R ise risksiz faiz oranını betimlemektedir.

Bu denklemin yorumlanması şöyledir; hisse senedi fiyatlarının oluşmasında en etkin belirleyiciler, temettü değişkeninin ileride alması beklenen değerdir. Bu da hisse senedi volatilitesinin belirlenmesinde etkin olan değişkenlerin “fundamental” olarak adlandırılan temettü, karlılık ve benzeri değişkenlerin beklenti değerleri olduğu anlamına gelmektedir. Başka bir deyişle, hisse senedi getiri volatilitesi, sadece temel bazı değişkenlerin beklenti değerinden ciddi sapmalar göstermesi sonucunda oluşacaktır. Shiller çalışmalarında bu noktadan hareket ederek, hisse senedi ve diğer temel etmenlerin ilişkilerini araştırmaktadır. Bu noktada Shiller gerçekleşen hisse senedi volatilitesi ile beklenen volatilité arasındaki ampirik ilişkiye bakarak volatilitenin kaynağını irdelemektedir.

Eğer gerçekleşen hisse senedi volatilitesi temel değişkenlerin volatilitesi ile açıklanamazsa, Shiller bunu finans piyasasının yeterince etkin olamadığı biçiminde yorumlamaktadır. Bu araştırma programına gerek yöntem gerek içerik açısından birçok eleştiri yöneltile bile volatilité konusunda Shiller (1989)’dan daha kapsamlı bir araştırma yöntemi geliştirilememiştir.

²⁶ Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Shiller, Robert, 1989, Market Volatility, MIT Press: Cambridge, MA. Shiller ayrıca hisse senedi piyasalarında olumlu yada olumsuz dönemlerde aşırı tepki verildiğini dolayısıyla volatilitenin beklenenden çok daha yüksek olacağını belirtmiştir.

2.6. Volatilitenin Ölçülmesi

Volatilite gibi somut olarak gözlemlenemeyen bir serinin ölçülmesi ve tahmini standart yöntemlerle yapılamamaktadır. Buna rağmen ekonometri literatüründe bu konuda bir çok alternatif endeks geliştirilmiştir. Volatilite ölçümü ve tahmininde kullanılan çeşitli metotların avantaj ve dezavantajlarının karşılaştırıldığı bir çalışma için Pagan ve Schwert (1990)'a bakılabilir.

2.6.1. Günlük Veriler Yardımı ile Aylık Volatilite Endeksinin Oluşturulması

Volatilite ölçümünde en yaygın kullanılan endekslerden biri standart hata endeksidir²⁷. Bu endeksin en büyük avantajı, hesaplanmasının kolay olması, sakıncası ise günlük verilerden hareket ederek geliştirilmesidir. Örneğin bu yöntemin kullanılması ile sadece aylık veriler ile ölçülebilen enflasyonun aylık standart hata serisi oluşturulamaz. Bununla beraber, yukarıda belirtildiği gibi, bu yöntem volatilite endeksi oluşturmada kullanılan en basit yöntemlerden biridir. Bu tahmin yönteminde günlük getiri değerlerinden yola çıkarak aylık endeks değerleri oluşturulur. Örneğin r_t , t anındaki günlük getiri değerinin ortalama günlük getiri değerinden sapmasını gösterebilir. Bu değerler yardımı ile aylık bir volatilite endeksi σ_t , şöyle geliştirilebilir.

$$\sigma_t^2 = \sum_{i=1}^{N_t} r_{it}^2$$

Yukarıdaki denklemde günlük getiri değerlerinin standart hataları, her ay için ayrı ayrı hesaplanmaktadır. Bu yüzden t zaman endeksi bir ayı tanımlamakta, i endeksi de günü belirlemektedir. Böylece formül yardımı ile

²⁷ Bu endeks yalnızca hisse senedi volatilitesi için değil döviz kuru volatilitesi için de yaygın olarak kullanılmaktadır.

gerçekleşmiş günlük endeks getiri değerlerinden aylık değerler de türetilebilir. Bu endeks volatilité konusunda kullanılan hesaplaması görece en kolay endekstir²⁸.

2.6.2. Schwert Volatilité Endeksi

Schwert'in 1989'da geliřtirdiđi endeks ise aylık makro ekonomik deđiřkenlerin volatilité deđerlerinin tahmin edilmesine olanak sađlamaktadır²⁹. Bu endeksin tahmin yöntemi řöyledir.

Birinci ařamada 12. dereceden bir otoregresif modelle aylık getiri oranları tahmin edilmektedir.

$$g_t = \sum_{i=1}^{12} \beta_i D_{it} + \sum_{j=1}^{12} \omega_j g_{t-1} + \varepsilon_t$$

Yukarıda D_{it} deđiřkeni aylık kukla deđiřkenini, g_{t-1} terimi de getirilerin j dönem önceki deđerlerini göstermektedir. Bu denklemin tahmin edilmesi ile hata terimleri, ε_t 'ler bulunabilir. İkinci ařamada ise bu deđerler kullanılarak Schwert volatilité endeksi hesaplanabilir. Bu son ařamada hata terimleri yardımı ile ařađıdaki regresyon denklemini tahmin edilebilir.

$$|\varepsilon_t| = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i D_{it} + \sum_{j=1}^{12} \rho_j |\varepsilon_{t-j}| + u_t$$

²⁸ Standard sapma endeksi asimetrik volatilité gibi sorunları göz ardı eder.

²⁹ Ayrıntılı bilgi ve açıklama için bkz. Schwert, W. (1989) "Stock Volatility and Crash of '87," Review of Financial Studies, 3, 77–102.

Burada tahmin edilmiş $|\varepsilon_t|$ deęerleri de aylık volatilitenin tahmin edicileri olarak kullanırlar.

2.6.3. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedastisite (GARCH) Modelinin Volatilite Endeksi Olarak Kullanılması

Son olarak GARCH modeli zaman içinde deęişen volatilitiyi modellemede kullanılmıştır. GARCH'ın, günlük volatilite tahminlerinde başarılı sonuçlar vermesi bu modelleme yönteminin finansal zaman serisi analizlerinde yaygın olarak kullanılması sonucunu doğurmuştur.

GARCH yöntemiyle volatilite hesabı aşağıdaki formüle göre bulunabilir. Burada GARCH modelinden elde edilen günlük varyans deęerleri kullanılır³⁰.

$$h_{m_t^2} = \sum_{i=1}^{N_t} h_{it}^2$$

Çalışmanın bir sonraki bölümünde GARCH metodu ile ilgili daha geniş bilgi sunulacaktır. Daha sonra IMKB-100 endeks verilerinde haftanın günü etkisi hem doğrusal hem de GARCH yöntemiyle incelenecektir. Son olarak da IMKB-100 endeksi ile dięer hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki ilişkiye bakılacaktır. Bu amaçla kullanılan GARCH modeline tekrar başvurulacaktır.

³⁰ GARCH yönteminin daha ayrıntılı bir tartışması ve GARCH yöntemiyle hesaplanan günlük ve aylık volatilite endeksleri ilerleyen bölümlerde sunulacaktır.

3. GARCH MODELLERİ

Klasik ekonometrik yöntemlerin en çok kullanılanı olan en düşük kareler metodu tüm hata terimlerinin beklenen değerlerinin birbirine eşit olduğunu varsayar. Hata terimlerinin farklı olduğu verilerde ise değişen varyans problemi vardır ve küçük kareler metodu uygulanamaz. Değişen varyans durumunda her ne kadar parameter katsayıları hala daha yansız (unbiased) olsa da standard sapma ve güvenilirlik aralığı (confidence interval) olması gerektiğinden daha düşük çıkar³¹. Bu durumda parametrelerimizin gerçekte olduğundan daha kesin açıklayıcılar olduğu yanılığımıza düşebiliriz.

Değişen varyans sorunu zamana dayalı seriler için genellikle gözardı edilmiştir. Bunun sebepleri zamana bağlı serilerde varyansın homojen olmasının beklenmesi, “kuvvetli standard hata” (robust standard errors) hesaplamalarının değişen varyans olması durumunda dahi güvenilir standard hata tahminleri yapabilmesi ve katsayıların etkilenmiyor olmasıdır.

Fakat özellikle finans alanında olduğu gibi sorun bazen standard hataların varyansındadır. Hemen hemen tüm finansal veriler bazı dönemlerin diğerlerinden daha riskli yada daha fazla getiriye sahip olduğunu göstermektedir. Bu yüzden finansal verilerde değişen varyans sorunu ile karşılaşmak çok olasıdır. Ayrıca risk yada daha yüksek getiri dönemleri rastgele dağılmamıştır ve riskli yada kazançlı olma verilerinde otokorelasyon sorunu mevcuttur. ARCH ve GARCH modelleri bu tip verilerle yapılacak analizlerde yaygın olarak kullanılmaya başlanmıştır³².

³¹ Değişen koşullu varyansın matematiksel bir analizi için bkz. by [Robert S Pindyck](#), Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*.

³² İlk olarak Engle tarafından enflayonda gözlemlenen zamana dayalı varyans sorunu için incelenmiştir. Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 987–1007.

3.1. Arch Modeli

Açılımı “otoregresif koşullu değişen varyans”a denk gelen bu modelde varyansın homojen olmadığı ve önceki dönemlerin hata terimlerinin varyansı ile ilişkili olduğu vurgulanır. Başka bir deyişle, otoregresif koşullu değişen [varyans](#) modeli, cari dönemdeki hata teriminin varyansının önceki dönemdeki hata terimlerinin varyansının bir fonksiyonu olduğunu varsayar.

$$\epsilon_t = \sigma_t z_t, z_t \sim iid N(0, 1)$$

olduğunu varsayarsak ve

$$\alpha_i \geq 0, i > 0$$

koşulları altında σ_t^2 şu şekilde modellenir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \epsilon_{t-p}^2$$

3.2. Garch Modeli

GARCH modelleri Engel tarafından geliştirilen ARCH modellerinin bir uzantısıdır. Eğer hata teriminin ayrıca otoregresif hareketli ortalama yapısı sergilediği öne sürülüyorsa o zaman genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans modeli (GARCH) kullanılır. Bu yöntem, koşullu varyansın hata teriminin gecikmeli değerinin yanısıra kendi gecikmeli değerine de bağlı olduğu bir yöntemdir.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \epsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2$$

Bu modellerin amacı standard sapma gibi bir volatilité hesaplaması yaparak finansal verilerle oluşturulacak analizlerde kullanmaktır.

En yaygın kullanılan GARCH (1, 1) modeli ilk olarak Bollerslev (1986) tarafından ortaya atılmıştır³³. Parantez içerisindeki (1,1) notasyonunda ilk rakam kaç tane otoregresif gecikme terimi kullanıldığını, ikinci rakam ise değişkenlerin hareketli ortalamalarında kaç tane gecikme terimi kullanıldığını belirtir. Varyans için hesaplanan GARCH (1,1)³⁴ modeli aşağıdaki gibidir:

$$h_t = \omega + \alpha h_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

Bu model finansal getirilerin t zamanındaki varyansını bir sabit terimin ağırlıklı ortalaması, bir önceki dönemin tahmini ve bir önceki dönemin standard hatasının karesine bakarak hesaplar. ARCH/GARCH modelinin en önemli katkısı volatilitenin tarihsel verilerle hesaplanabileceğini göstermesidir.

Finansal varlıkların getirilerinin volatilité hesapları birçok finansal ürünün risk düzeyini anlamakta kullanılmaktadır. Bu yüzden volatilitenin doğru ölçülmesi ve güvenilir tahminler finansal portföy kararları verilirken çok önemlidir. GARCH yöntemi giderek daha fazla bir şekilde volatilité ölçümü için kullanılmaktadır.

Finansal volatilité verileri zamana bağılı haberler ve olaylardan etkilendikleri için volatilité de geçici gruplaşmalar görülebilir. GARCH modelleri bu tür zaman serilerini parametrikleştirmede faydalıdır. Örneklem içerisinde oldukça iyi parametre hesaplamaları ve örneklem dışında da güvenilir volatilité tahminleri bu yöntemle bulunabilir³⁵.

Yukarıdaki GARCH modelleri parametre vektörü θ tarafından tanımlanmıştır:

³³ Bkz. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. Journal of Econometrics, 307–327.

³⁴ GARCH yönteminde en genel notasyon GARCH (p, q)'dur.

³⁵ Glosten L, Jagannathan R, and Runkle D, Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, Journal of Finance, 48, 1779-1801, 1993.

θ , where $\theta = (b_0, b^T, \omega^T)$, $\omega^T = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_q, \gamma)$

ve $b^T = (b_1, \dots, b_k)$.

GARCH parametrelerini hesaplamının bir yöntemi koşullu log-likelihood fonksiyonunu maksimize eden değeri bulmaktır:

$$lf = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \left(\log(b_i) + \frac{\varepsilon_i^2}{b_i} \right)$$

Bu θ değeri için yaklaşık bir hesaplama ile başlayıp kabul edilir bir cevaba ulaşıncaya kadar sayısal optimizasyon yapmakla sağlanabilir. Parametre hesaplamalarının standard hataları daha sonra maksimum yaklaşım yönteminden elde edilen sonuçlardan çıkarılabilir. Θ asimtotik olarak normal dağılmış, mean'i θ 'ya eşit ve covaryans matrisi de \mathfrak{N}^{-1} dir.

$$\mathfrak{N} = \mathbf{E} \left[\sum_{i=1}^T \frac{\partial^2 lf}{\partial \theta \partial \theta^T} \right]$$

GARCH sıralamasının modellenmesinin zorlukları hem p hem q hem de süreçte ne kadar volatilité hafızası olduğuna bağlıdır. Parametrelerin yüksek değerleri daha uzun volatilité hafızasına yol açmaktadır. Dolayısıyla modellemeyi güçleştirir. Parametre sayısını arttırmak da optimizasyonu zorlaştıracığı için GARCH modellemesini güçleştirir.

4. BÖLÜM - UYGULAMA

4.1. Veriler

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki günlük gözlemler, Türkiye hisse senedi piyasasındaki haftanın günü etkisini incelemek için kullanılmıştır. Daha sonra İMKB-100 endeksi ve Almanya DAX endeksi arasındaki ilişkinin haftanın günü etkisine yol açıp açmayacağını anlamak için aynı periyottaki DAX verileri kullanılmıştır³⁶. Son olarak da İMKB-100 endeks getirileri ve dolar kuru³⁷ arasındaki ilişkiye bakılmıştır. Bunun için dolar kurunun seyri 2002-2005 dönemi için hesaplanmıştır.

01.01.2002 – 30.12.2005 periyodundaki 1044 adet günlük endeks değerlerinin³⁸ logaritmik getirileri aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır;

$$R_t = \log (I_t / I_{t-1})$$

I_t = t zamanındaki endeks değeri

R_t = İMKB de t günündeki getiri

Veriler ile ilgili açıklayıcı istatistikler Tablo 1 ve Tablo 2'de görülebilir. Bu bilgiler Excel kullanılarak elde edilmiştir. Regresyon analizleri için E-Views 5.0 yazılımı kullanılacaktır.

³⁶ DAX verileri DAX sayfasından elde edilmiştir.

³⁷ Veriler TCMB sayfasından elde edilmiştir.

³⁸ Veriler İMKB sayfasından elde edilmiştir.

	Tüm Günler
Mean	0.00107800
Standard Error	0.00061201
Median	0.00203700
Mode	0.00000000
Standard Deviation	0.02079031
Sample Variance	0.00043224
Kurtosis	5.24289188
Skewness	0.25297351
Range	0.25006929
Minimum	-0.12489244
Maximum	0.12517685
Sum	1.30881584
Count	10444

Tablo 1. Tüm Günlerin Getirisi

	PAZARTESİ	SALI	ÇARŞAMBA	PERŞEMBE	CUMA
MEAN	-0.002044	-0.000312	0.000503	0.003133	0.004142
MEDIAN	-0.001235	-0.002855	0.001733	0.003993	0.005408
MAXIMUM	0.100954	0.109615	0.096499	0.117940	0.055095
MINIMUM	-0.133408	-0.073786	-0.062720	-0.076534	-0.05582
STD. DEVIATION	0.026133	0.022972	0.019871	0.023460	0.01733
SKEWNESS	-0.463610	0.677815	0.079332	0.405567	-0.38522
KURTOSIS	7,980504	6,603509	5,5914	5,75559	3,88334
COUNT	203	201	203	199	196

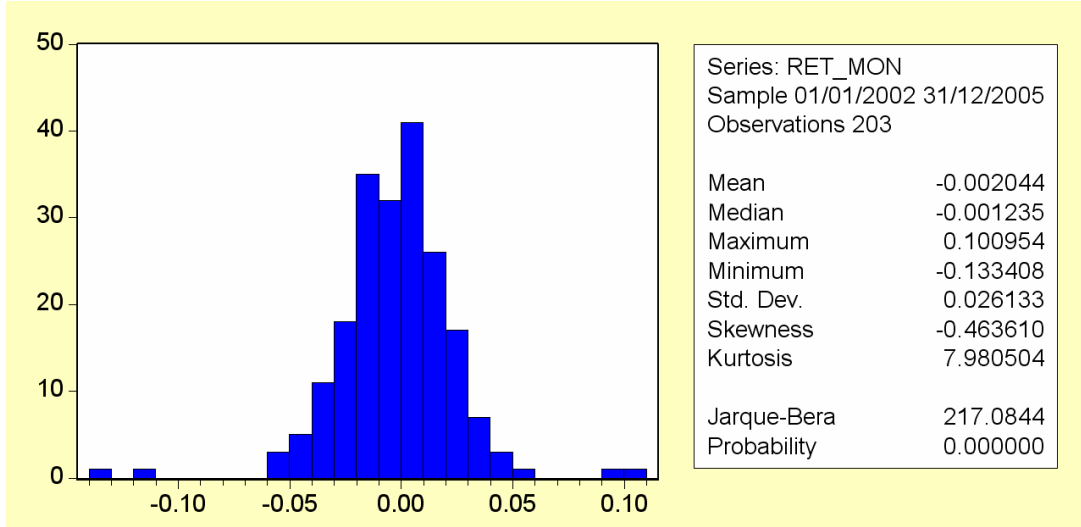
Tablo 2 : Günlük getirinin açıklayıcı istatistiği

Tablolardan görüldüğü üzere İMKB getirileri Pazartesi ve Salı günleri negatif ortalama ve medyan sergilemektedir. Bunun yanısıra ortalama ve medyan değerleri tüm günler için haftanın tümünden farklıdır. Standard sapma ise Çarşamba ve Cuma haricinde diğer günler için tüm örnekleme benzerdir. Bu iki günde getirilerde daha düşük bir standard sapma gözlenmektedir.

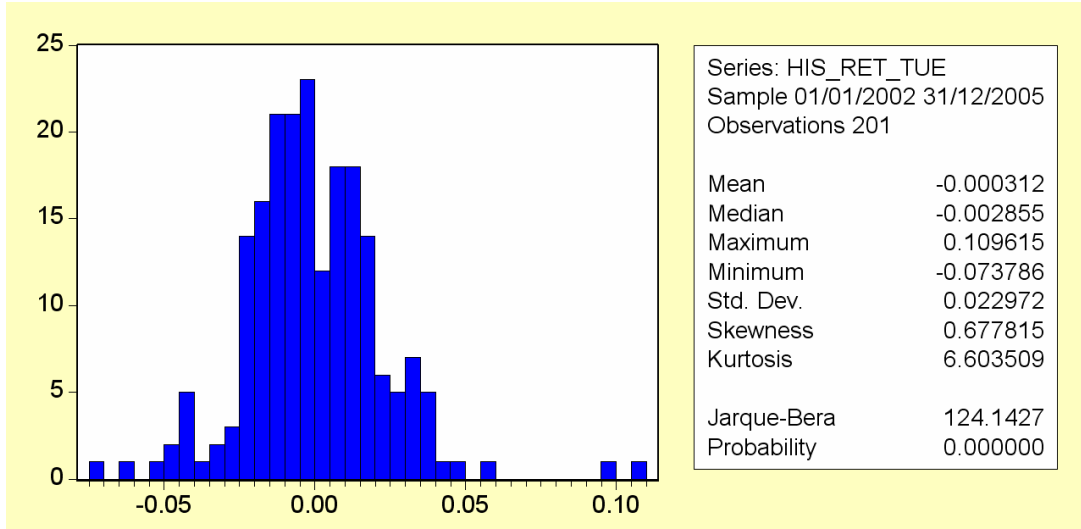
Tablolara göre İMKB'de pazartesi ve salı günleri en az getirili günler olurken, aynı zamanda da pozitif getirili gün oranı da %50'nin altında olan günler olarak dikkat çekmektedir. Aşağıdaki grafikte daha da iyi anlaşılacağı gibi günlük getiriler salıdan sonra yükselmektedir. Haftanın son günü olan cuma günü ise en yüksek getiriye

ulaşmaktadır. Bu eğilim uluslararası bulgularla paralellik göstermesine karşın, hafta sonu etkisinin pazartesisinin yanında salıyı da etkilediği gözükmektedir.

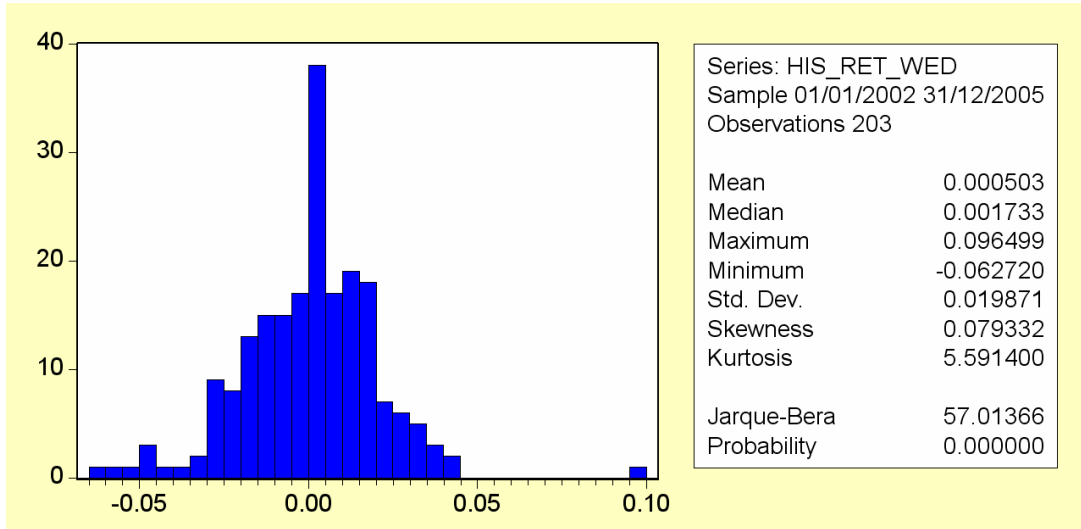
2002 – 2005 periyodunda İstanbul Menkul Değerler Borsası Ulusal 100 endeksine ait histogramlar aşağıda listelenmiştir. Histogramlar incelendiğinde Pazartesi ve Salı günlerinin haftanın diğer günlerine kıyasla daha fazla negatif alana sahip olduğu kolaylıkla görülebiliyor. Diğer taraftan, Perşembe ve Cuma günlerinin histogramları, Pazartesi ve Salı günlerinin histogramlarına kıyasla daha fazla pozitif alana sahiptir. Çarşamba günü histogramı incelendiğinde, bu günün Perşembe ve Cuma günlerinin histogramları kadar pozitif alana sahip olmadığı görülmektedir.



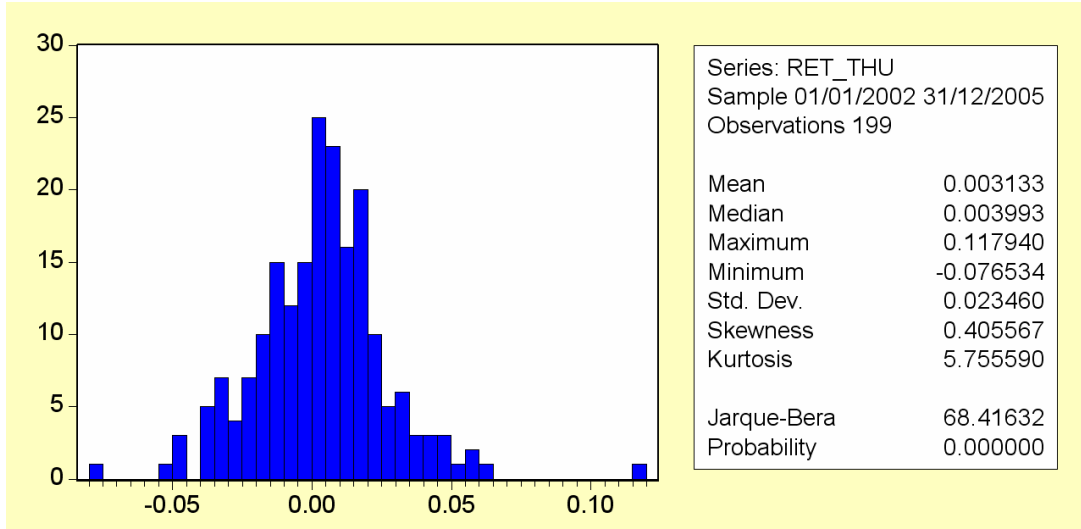
Pazartesi Günü Getirisine Ait Histogram



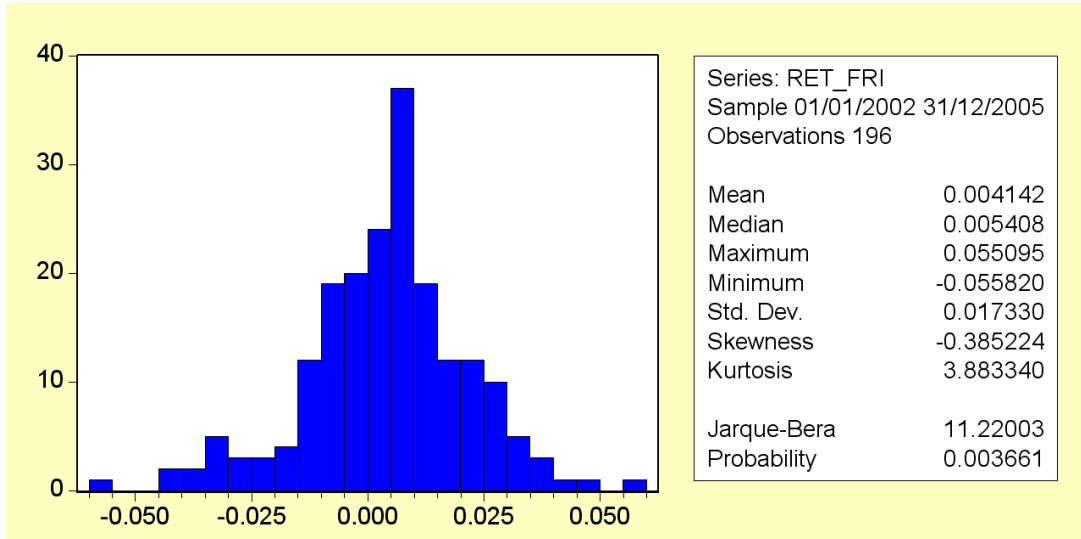
Salı Günü Getirisine Ait Histogram



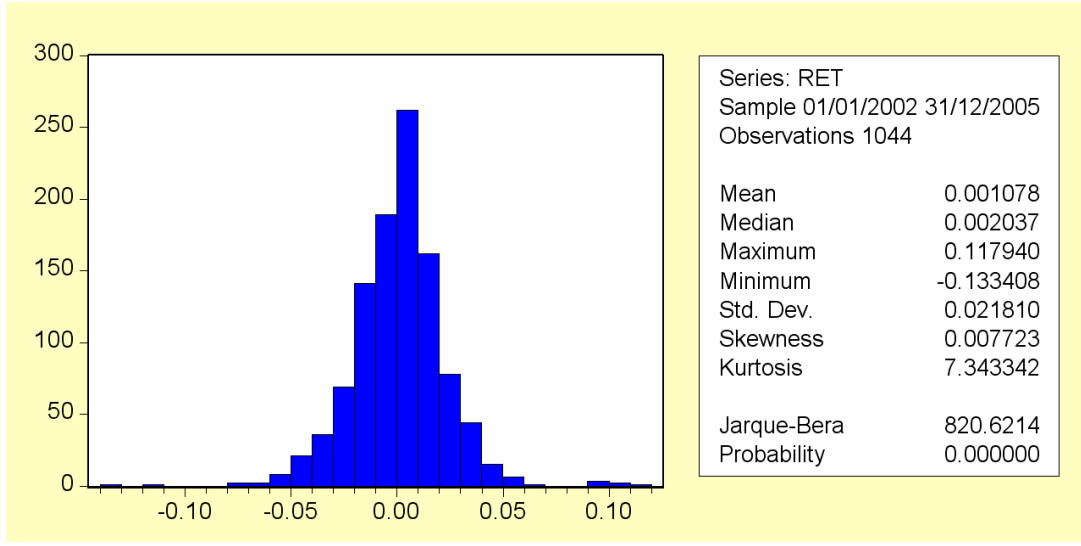
Çarşamba Günü Getirisine Ait Histogram



Perşembe Günü Getirisine Ait Histogram



Cuma günü getirisine ait histogram



Haftanın tüm günlerinin getirisine ait histogram

4.2 Metodoloji

4.2.1 Kukla Değişken Yöntemiyle Haftanın Günü Etkisinin İncelenmesi

Haftanın günü etkisini incelemek için ilk önce kukla değişkenli regresyon oluşturulmuştur. IMKB-100 endeksinin günlük getirileri ve haftanın günleri arasında ilk önce doğrusal bir bağ olup olmadığına bakılacaktır. Bunun için aşağıdaki regresyon denklemi kullanılmıştır.

$$R_t = \alpha_1 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + u_t$$

D_{1t} = Eğer takvim günü Pazartesi ise 1 değil ise 0

D_{2t} = Eğer takvim günü Salı ise 1 değil ise 0

D_{3t} = Eğer takvim günü Çarşamba ise 1 değil ise 0

D_{4t}	=	Eğer takvim günü Perşembe ise 1 değil ise 0
D_{5t}	=	Eğer takvim günü Cuma ise 1 değil ise 0
α	=	Sabit terim
α_1	=	Pazartesi gününün getirisi
α_2	=	Salı gününün getirisi
α_3	=	Çarşamba gününün getirisi
α_4	=	Perşembe gününün getirisi
α_5	=	Cuma gününün getirisi
u_t	=	Stokastik hate terimi

Bu regresyonda eğer günlük getirilere verilen kukla değerler istatistiksel olarak anlamlı çıkarsa bu anomaliye işarettir. Fakat yine de doğrudan haftanın günleri etkisi olduğu sonucuna varamayız.

Regresyona geçmeden önce her bir günün İMKB-100 endeksi getirisiyle olan ilişkisine tek tek bakılacaktır. Böylece modelde gereksiz değişken olup olmadığına karar verilecektir. İlk önce pazartesi gününün getirileri ve İMKB-100 endeksi arasındaki ilişki hesaplanmıştır.

Dependent Variable: RET
Method: Least Squares
Date: 11/06/06 Time: 09:55
Sample (adjusted): 1/01/2002 10/10/2002
Included observations: 203 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RET_MON	0.081938	0.065131	3.258062	0.0098
R-squared	0.001804	Mean dependent var		-0.001879
Adjusted R-squared	0.001804	S.D. dependent var		0.024287
S.E. of regression	0.024265	Akaike info criterion		-4.594627
Sum squared resid	0.118938	Schwarz criterion		-4.578306
Log likelihood	467.3547	Durbin-Watson stat		1.979883

Regresyon sonuçlarına göre pazartesi günü getirileri %1 anlamlılık düzeyinde açıklayıcıdır.

Dependent Variable: RET
Method: Least Squares
Date: 11/06/06 Time: 09:58
Sample (adjusted): 1/01/2002 10/08/2002
Included observations: 201 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RET_TUE	0.086356	0.074545	2.158432	0.0481
R-squared	-0.001423	Mean dependent var		-0.002178
Adjusted R-squared	-0.001423	S.D. dependent var		0.024203
S.E. of regression	0.024220	Akaike info criterion		-4.598321
Sum squared resid	0.117321	Schwarz criterion		-4.581887
Log likelihood	463.1313	Durbin-Watson stat		1.972100

Regresyon sonuçlarına göre salı günü getirileri %5 anlamlılık düzeyinde açıklayıcıdır.

Dependent Variable: RET
Method: Least Squares
Date: 11/06/06 Time: 09:59
Sample (adjusted): 1/01/2002 10/10/2002
Included observations: 203 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RET_WED	-0.042559	0.086177	-2.093864	0.0719
R-squared	-0.004803	Mean dependent var		-0.001879
Adjusted R-squared	-0.004803	S.D. dependent var		0.024287
S.E. of regression	0.024345	Akaike info criterion		-4.588029
Sum squared resid	0.119726	Schwarz criterion		-4.571708
Log likelihood	466.6850	Durbin-Watson stat		1.963494

Regresyon sonuçlarına göre çarşamba günü getirileri %10 anlamlılık düzeyinde açıklayıcıdır.

Dependent Variable: RET
Method: Least Squares
Date: 11/06/06 Time: 10:00
Sample (adjusted): 1/01/2002 10/04/2002
Included observations: 199 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RET_THU	0.020794	0.073273	3.283784	0.0769
R-squared	-0.007306	Mean dependent var		-0.002130
Adjusted R-squared	-0.007306	S.D. dependent var		0.024315
S.E. of regression	0.024404	Akaike info criterion		-4.583137
Sum squared resid	0.117919	Schwarz criterion		-4.566588
Log likelihood	457.0221	Durbin-Watson stat		1.976655

Regresyon sonuçlarına göre perşembe günü getirileri %10 anlamlılık düzeyinde açıklayıcıdır.

Dependent Variable: RET
Method: Least Squares
Date: 11/06/06 Time: 10:02
Sample (adjusted): 1/01/2002 10/01/2002
Included observations: 196 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RET_FRI	-0.232437	0.097342	-2.387834	0.0179
R-squared	0.021279	Mean dependent var		-0.002092
Adjusted R-squared	0.021279	S.D. dependent var		0.024485
S.E. of regression	0.024223	Akaike info criterion		-4.597923
Sum squared resid	0.114419	Schwarz criterion		-4.581198
Log likelihood	451.5965	Durbin-Watson stat		2.005286

Regresyon sonuçlarına göre cuma günü getirileri %5 anlamlılık düzeyinde açıklayıcıdır. Yukarıdaki analizden herbir gün ayrı ayrı anlamlı çıkmıştır, dolayısıyla tüm günlerin regresyonda tutulmasına karar verilmiştir.

Hafta içi günlerin getirilerinin eşit olup olmadığını test etmek için

$$H_0 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5$$

şeklinde sıfır hipotezi kurulmuştur. Eğer günlük getiriler eşit dağılımdan çekilmiş olsaydı, getirilerin eşit olması beklenirdi. Diğer bir deyişle, eğer hafta içi tüm günlerin getirileri eşit olsaydı; α_2 , α_3 , α_4 ve α_5 sıfır veya sıfıra çok yakın bir değer olurdu ve F-istatistiği anlamlı olmazdı.

Dependent Variable: RET
Method: Least Squares
Date: 11/06/06 Time: 09:32
Sample: 1/01/2002 12/30/2005
Included observations: 1044

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	-0.002118	0.001507	-1.405315	0.1602
D2	-0.000312	0.001503	-0.207558	0.8356
D3	0.000503	0.001503	0.334720	0.7379
D4	0.003157	0.001503	2.100012	0.0360
D5	0.004142	0.001503	2.755696	0.0060
R-squared	0.011010	Mean dependent var		0.001078
Adjusted R-squared	0.007203	S.D. dependent var		0.021810
S.E. of regression	0.021732	Akaike info criterion		-4.815321
Sum squared resid	0.490681	Schwarz criterion		-4.791610
Log likelihood	2518.597	F-statistic		3.92001
Durbin-Watson stat	2.011453	Prob (F-statistic)		0.08743

Kukla deęişkenlerinin kullanıldıęı yukarıdaki regresyon sonuçları göstermektedir ki, %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunan katsayılar Perşembe ve Cuma günleridir. Bu, Perşembe ve Cuma günlerinin dięer günlerle kıyaslandığında, daha yüksek getirilere sahip olduęu sonucuna bizi götürür. F-istatistięi %10 anlamlılık düzeyinde 3.92001deęeri ile istatistiksel olarak anlamlıdır.

Wald Test:

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.891721	(4, 1039)	0.0214
Chi-square	11.56688	4	0.0209

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(5)	-0.006260	0.002128
C(2) - C(5)	-0.004454	0.002126
C(3) - C(5)	-0.003639	0.002126
C(4) - C(5)	-0.000986	0.002126

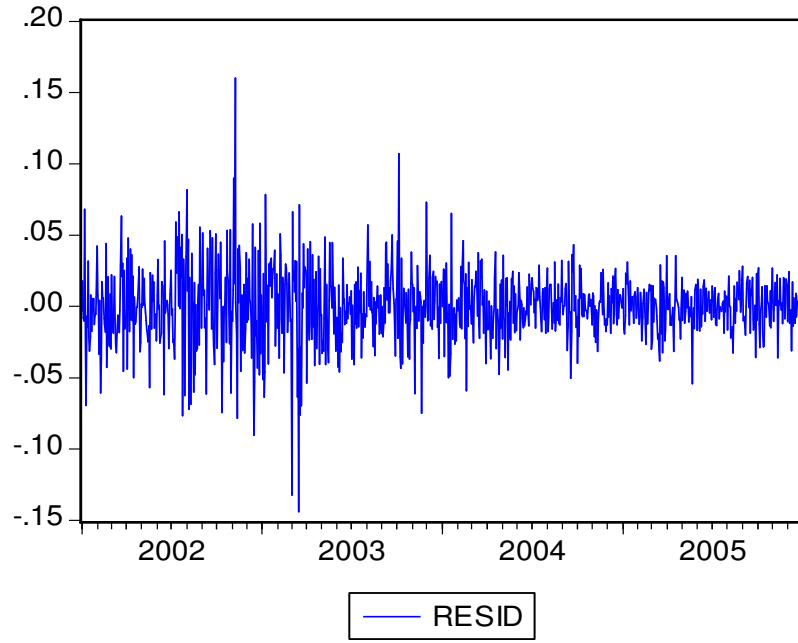
Ortalama getirilerin eřit olup olmadıęı ile iliřkin test sonuçları, yukarıdaki tabloda gösterilmiřtir. Ortalama getirilerin eřitlięini gösteren temel hipotez (H0) %5 anlamlılık düzeylerinde kabul edilememektedir. Dolayısıyla haftanın günlerinin ortalama getirileri farklıdır.

Haftanın hangi spesifik gününün "haftanın günü anomalisi"ni gösterdięini saptamak için her günün ortalama getirisi, geri kalan dięer günlerin ortalama getirisi ile karşılaştırılır ve bu farkın istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıęı t testi kullanılarak bulunur.

4.2.2 GARCH Yöntemiyle Haftanın Günü Etkisinin İncelenmesi

Yukarıdaki yaklaşımda iki önemli sorun vardır. İlk olarak regresyondan elde edilen artık terimlerde otokorelasyon olabilir. İkinci olarak da artık terimlerinin varyansları sabit olmayabilir, özellikle zamana bağımlı olarak değişebilirler.

İlk sorunu ortadan tespit etmek için artıkların dağılımına bakılacak ve kaldırmak için gerekli veri düzenlemeleri yapılacaktır. Daha sonra değişen varyans durumunun ortadan kaldırılması için gerekli yöntemler uygulanacaktır.



Yukarıdaki şekilden hata terimlerde otokorelasyon olup olmadığını anlamak güçtür. Bu yüzden sorunun tespiti için Breush-Gofrey testi kullanılacaktır. Bu test de Durbin alternatif Watson testi mantığını güder. Parametrelerin ayrı ayrı değerleri yerine R^2 ve LM istatistiğine bakılır. Yedinci dereceye kadar otokorelasyon tespiti için uygulanan test sonucu aşağıdaki değerler elde edilmiştir.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.846510	Prob. F(7,1032)	0.048778
Obs*R-squared	15.960251	Prob. Chi-Square(7)	0.044398

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/06/06 Time: 10:05

Sample: 1/01/2002 12/30/2005

Included observations: 1044

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	-1.04E-06	0.001508	-0.000689	0.9995
D2	-3.74E-06	0.001504	-0.002486	0.9980
D3	-5.85E-07	0.001504	-0.000389	0.9997
D4	1.43E-06	0.001504	0.000948	0.9992
D5	-4.82E-06	0.001504	-0.003202	0.9974
RESID(-1)	-0.003998	0.031126	-0.128457	0.8978
RESID(-2)	-0.003676	0.031074	-0.118302	0.9059
RESID(-3)	-0.003071	0.031059	-0.098869	0.9213
RESID(-4)	-0.027346	0.031048	-0.880766	0.3786
RESID(-5)	0.031124	0.031061	1.002008	0.3166
RESID(-6)	-0.060892	0.031080	-1.959193	0.0504
RESID(-7)	-0.015348	0.031138	-0.492920	0.6222
R-squared	0.005709	Mean dependent var		-1.64E-18
Adjusted R-squared	-0.004889	S.D. dependent var		0.021690
S.E. of regression	0.021743	Akaike info criterion		-4.807636
Sum squared resid	0.487879	Schwarz criterion		-4.750730
Log likelihood	2521.586	Durbin-Watson stat		1.999598

H_0 : otokorelasyon yoktur

H_1 : otokorelasyon vardır

Obs*R-squared = 15.96 > X-square ,

Bu yüzden H0 kabul edilemez yani modelimizde 7. dereceye kadar otokorelasyon vardır. Bir sonraki kısımda değişen varyans durumunun olup olmadığı kontrol edilecektir.

Klasik doğrusal modelin önemli bir varsayımı anakütle fonksiyonunda görünen U artık terimlerinin sabit varyanslı yani aynı olduğudur. Bu varsayımdan sapma durumunda değişen varyans problemi ortaya çıkar. Bu durumda parametre tahminçileri ve varyansları sapmasızdırlar fakat artık en iyi minimum varyans tahminçileri değildirler.

ARCH LM testi otoregresif koşullu değişen varyans tespiti için kullanılan bir yöntemdir. Otoregresif değişen varyans t dönemi hata terimi varyansının önceki dönemlerdeki hata terimi varyanslarına bağlı olduğu varsayımına dayanır. Bir modelde ARCH varlığı tanımlama hatası olduğunu belirtir.

$$\sigma_t^2 = \sigma_{t-1}^2 = \beta_0 + \sum \beta_j^2 \epsilon_{t-j} + w_t$$

$$H_0: \rho_0 = \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4$$

$$H_1: \rho_0 \neq \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \rho_4$$

ARCH Test:

F-statistic	7.728838	Prob. F(7,1029)	0.000000
Obs*R-squared	51.79904	Prob. Chi-Square(7)	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/06/06 Time: 10:09

Sample (adjusted): 1/10/2002 12/30/2005

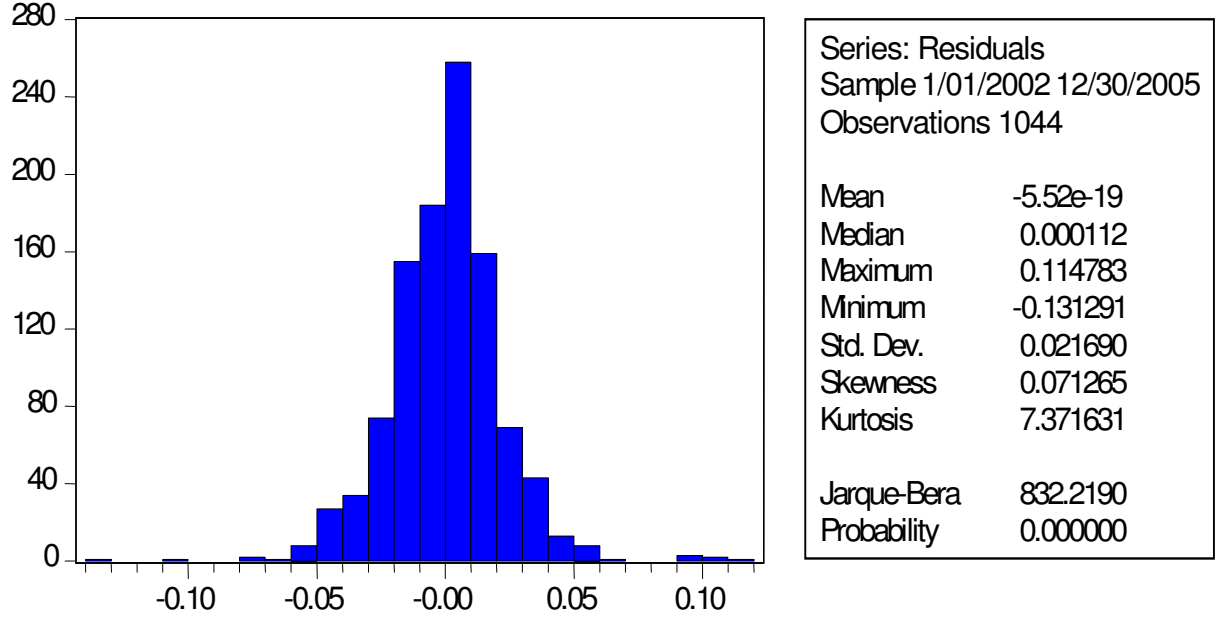
Included observations: 1037 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000293	4.65E-05	6.293153	0.0000
RESID^2(-1)	0.151316	0.031048	4.873660	0.0000
RESID^2(-2)	0.089378	0.031389	2.847424	0.0045
RESID^2(-3)	0.045164	0.031400	1.438349	0.1506
RESID^2(-4)	-0.018905	0.031419	-0.601710	0.5475
RESID^2(-5)	0.064119	0.031393	2.042450	0.0414
RESID^2(-6)	-0.011372	0.031322	-0.363085	0.7166
RESID^2(-7)	0.050136	0.030986	1.618018	0.1060
R-squared	0.049951	Mean dependent var		0.000467
Adjusted R-squared	0.043488	S.D. dependent var		0.001185
S.E. of regression	0.001159	Akaike info criterion		-10.67465
Sum squared resid	0.001382	Schwarz criterion		-10.63651
Log likelihood	5542.806	F-statistic		7.728838
Durbin-Watson stat	1.997803	Prob(F-statistic)		0.000000

Obs*R-squared = 30.28 > X-square ,

ARCH LM hesaplamaları bize modelimizde otoregresif koşullu değişen varyans olduğu sonucunu vermiştir. Bu durumda verilerimizi doğrusal bir modelle hesaplamak yanlıştır. İMKB-100 endeks getirilerine haftanın gününün etkisini incelemek için genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişken modeli kullanılacaktır. Bu model bahsedilen ARCH modelindeki birtakım varsayımları genişletmesi açısından daha yararlıdır.

Regresyon tahminlerine geçmeden önce GARCH modelinin temel varsayımlarından biri olan hata terimlerinin normal dağılıma sahip olup olmadığı koşulluna bakılacaktır. Eğer hata terimleri normal dağılmamışsa GARCH modeli uygulanamaz.



Hata Terimlerinin Dağılımı

Jarque-Bera testi bize hata terimlerinin normal dağıldığını göstermektedir. Dolayısıyla çalışmamıza GARCH yönetimini kullanarak devam edebiliriz. Buna göre, 2 Ocak 2002'den 30 Aralık 2005'e kadar olan İMKB-100 endeksi getirilerine haftanın günü etkisi aşağıda incelenmiştir.

Dependent Variable: RET
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 11/06/06 Time: 10:10
 Sample: 1/01/2002 12/30/2005
 Included observations: 1044
 Convergence achieved after 22 iterations
 Variance backcast: ON
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D1	-9.90E-06	0.001155	-0.008570	0.9932
D2	0.000488	0.001286	0.379219	0.7045
D3	0.001245	0.001345	0.925384	0.3548
D4	0.002279	0.001242	1.834390	0.0666
D5	0.003639	0.001583	2.298534	0.0215
Variance Equation				
C	6.92E-06	2.53E-06	2.738937	0.0062
RESID(-1)^2	0.071990	0.009058	7.947872	0.0000
GARCH(-1)	0.915525	0.009798	93.44092	0.0000
R-squared	0.008215	Mean dependent var		0.001078
Adjusted R-squared	0.001514	S.D. dependent var		0.021810
S.E. of regression	0.021794	Akaike info criterion		-4.942950
Sum squared resid	0.492067	Schwarz criterion		-4.905013
Log likelihood	2588.220	Durbin-Watson stat		2.010624

GARCH modeline göre yalnızca yine hem Cuma hem Perşembe günü istatistiksel olarak anlamlı bir katsayıya sahiptir. Cuma günü %5 düzeyinde anlamlıykenü Perşembe günü %10 düzeyinden anlamlıdır. Haftanın diğer günleri ise istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bunun yanısıra Pazartesi hariç tüm günler getirileri pozitif yönde etkilemektedir. Katsayılar doğrusal modelle uyum içerisindedir fakat doğrusal modelde Salı gününün katsayısı da negatiftir.

4.2.3. Pazartesi Etkisi

Bu kısımda literatürde sıkça vurgulanan Pazartesi etkisine bakılacaktır. Pazartesi etkisine dair önemli ve birbiriyle çelişen iki sav vardır. Bunlardan ilki Pazartesi günlerinin getirisinin diğer günlere oranla daha yüksek olması gerektiğini belirtirken ikincisi Pazartesi getirilerinde diğer günlerden farklılık olmaması gerektiğini söyler.

Biz de Draper ve Paudyal (2002) çalışmasındaki metodolojiyi baz alarak İMKB-100 endeksi için Pazartesi etkisine bakacağız. Draper ve Paudyal'a göre parametrik regresyon eşitliği aşağıdaki gibidir:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^4 \alpha_j D_j$$

R_t	=	İMKB de t günündeki getiri
α_0	=	Pazartesi ortalama getirisi
D_1	=	Eğer takvim günü Salı ise 1 değil ise 0
D_2	=	Eğer takvim günü Çarşamba ise 1 değil ise 0
D_3	=	Eğer takvim günü Perşembe ise 1 değil ise 0
D_4	=	Eğer takvim günü Cuma ise 1 değil ise 0
α_1	=	Salı ve Pazartesi günü getirisinin farkının ortalaması
α_2	=	Çarşamba ve Pazartesi günü getirisinin farkının ortalaması
α_3	=	Perşembe ve Pazartesi günü getirisinin farkının ortalaması
α_4	=	Cuma ve Pazartesi günü getirisinin farkının ortalaması

Hesaplanan regresyon modeli aşağıdaki gibidir. Tablodan da görüleceği üzere üzere Salı, Çarşamba ve Cuma günleri sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu da haftanın günü etkisine

işaret eder. Dolayısıyla Pazartesi ve diğer günlerin getirileri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark vardır.

Dependent Variable: RET
Method: Least Squares
Date: 11/07/06 Time: 12:49
Sample: 1/01/2002 12/30/2005
Included observations: 1044

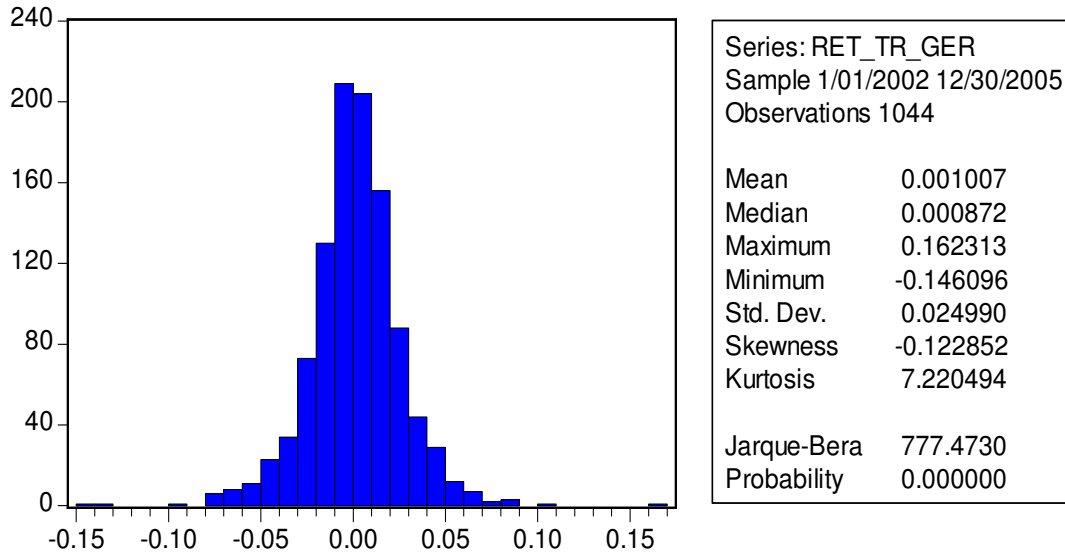
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.058138	0.456008	1.54268	0.303265
D2	0.035859	0.926725	2.92929	0.073998
D3	0.003845	0.959258	3.26612	0.041959
D4	0.597858	0.381176	1.87484	0.293301
D5	0.948424	0.324839	3.45031	0.003927
R-squared	0.011010	Mean dependent var		0.001078
Adjusted R-squared	0.007203	S.D. dependent var		0.021810
S.E. of regression	0.021732	Akaike info criterion		-4.815321
Sum squared resid	0.490681	Schwarz criterion		-4.791610
Log likelihood	2518.597	Durbin-Watson stat		2.011453

Daha sonra katsayılara Wald testi uygulanmıştır. Bu test bize katsayıların birbirinden farklı olup olmadığını gösterir. Aşağıdaki sonuçlara göre katsayılar birbirinden ve sıfırdan farklıdır.

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.454673	(4, 1039)	0.0443
Chi-square	9.818693	4	0.0436
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(1) - C(5)	-0.008377	0.003368	
C(2) - C(5)	-0.004454	0.002126	
C(3) - C(5)	-0.003639	0.002126	
C(4) - C(5)	-0.000986	0.002126	

4.3 İMKB-100 Endeksi ve DAX arasındaki İlişki

Çalışmanın ikinci bölümünde İMKB'nin diğer büyük hisse senedi piyasalarından etkilenip etkilenmediğini test etmek için, İMKB-100 bileşik endeksi ile DAX (Almanya Endeksi) 2002 – 2005 dönemi içinde incelenmiştir. İki endeks arasındaki ilişkinin tanımlayıcı istatistikleri aşağıdaki gibidir.



Şekil1. Tanımlayıcı İstatistikler

Düşük Pazartesi günü getirilerinin ve yüksek Cuma günü getirilerinin diğer önemli hisse senedi piyasaları ile bağlantılı olabileceği hipotezinden yola çıkılmıştır. İMKB ve DAX arasındaki bu ilişki aşağıdaki regresyon modeli ile test edilmiştir.

$$R_{ISE,t} - R_{DAX,t} = RET_TR_GER = \alpha_1 R_1 + \alpha_2 R_2 + \alpha_3 R_2 + \alpha_4 R_4 + \alpha_5 R_5 + u_t$$

$R_{ISE,t}$, t döneminde İMKB'nin kapanış getirileri

$R_{DAX,t}$, t döneminde DAX'ın kapanış getirileri

u_t hata terimi için kullanılmıştır.

Dependent Variable: RET_TR_GER
Method: Least Squares
Date: 30/10/06 Time: 19:59
Sample: 1/01/2002 12/30/2005
Included observations: 1044

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R1	-0.002121	0.001731	-1.225432	0.2207
R2	-4.85E-05	0.001727	-0.028100	0.9776
R3	0.001746	0.001727	1.011200	0.3122
R4	0.002165	0.001727	1.253688	0.2102
R5	0.003277	0.001727	1.897385	0.0581
R-squared	0.005741	Mean dependent var		0.001007
Adjusted R-squared	0.001913	S.D. dependent var		0.024990
S.E. of regression	0.024966	Akaike info criterion		-4.537850
Sum squared resid	0.647595	Schwarz criterion		-4.514139
Log likelihood	2373.757	Durbin-Watson stat		2.108175

Hesaplanan regresyon modelinde Cuma günü hariç hiçbir gün anlamlı çıkmamıştır. Cuma günü %10 anlamlık düzeyinde istatistiksel olarak açıklayıcıdır.

Wald Test:			
Equation: EQ_TR_GER			
Null Hypothesis: C(1) = C(5)			
C(2) = C(5)			
C(3) = C(5)			
C(4) = C(5)			
F-statistic	1.499902	Probability	0.200039
Chi-square	5.999606	Probability	0.199178

1,499902 deęeri ile F istatistięi hi bir dzeyde anlamlı deęildir. Bu sonulara baęlı olarak, DAX endeksinin İMKB ve DAX'daki gnlk getirilerin benzerlięi ile ilgili bir bilgiyi temin etmedięi ortaya ıkmaktadır.

Fakat bu hesaplamalar iki endeks ve gnlk getiriler arasında doęrusal bir baęlantı olduęunu varsaymıřtır. Oysa 3. blmde bahsedildięi gibi OLS modeli regresyondan elde edilen artık terimlerde otokorelasyon olmamasını ve artık terimlerinin varyanslarının sabit olmasını gerektirmektedir.

Otokorelasyon olup olmadıęını gzlemek iin Breush-Gofrey testi kullanılacaktır. Bu test de Durbin alternatif Watson testi mantıęını gder. Parametrelerin ayrı ayrı deęerleri yerine R^2 ve LM istatistięine bakılır. Yedinci dereceye kadar otokorelasyon tespiti iin uygulanan test sonucu ařaęıdaki deęerler elde edilmiřtir.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.179893	Prob. F(7,1032)	0.002465
Obs*R-squared	22.04264	Prob. Chi-Square(7)	0.002498

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 10/30/06 Time: 19:44

Sample: 1/01/2002 12/30/2005

Included observations: 1044

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R1	-6.45E-06	0.001718	-0.003755	0.9970
R2	-1.98E-06	0.001714	-0.001154	0.9991
R3	-3.89E-07	0.001714	-0.000227	0.9998
R4	-3.28E-06	0.001714	-0.001915	0.9985
R5	-5.52E-06	0.001714	-0.003217	0.9974
RESID(-1)	-0.052503	0.031109	-1.687749	0.0918
RESID(-2)	0.073676	0.031093	2.369587	0.0180
RESID(-3)	-0.034334	0.031098	-1.104069	0.2698
RESID(-4)	0.006726	0.031117	0.216162	0.8289
RESID(-5)	-0.071305	0.031101	-2.292678	0.0221
RESID(-6)	-0.063545	0.031097	-2.043437	0.0413
RESID(-7)	-0.036529	0.031117	-1.173930	0.2407
R-squared	0.021114	Mean dependent var		1.32E-18
Adjusted R-squared	0.010680	S.D. dependent var		0.024918
S.E. of regression	0.024784	Akaike info criterion		-4.545779
Sum squared resid	0.633922	Schwarz criterion		-4.488873
Log likelihood	2384.897	Durbin-Watson stat		2.000500

H_0 : otokorelasyon yoktur

H_1 : otokorelasyon vardır

Obs*R-squared = 22.04 > X-square ,

Bu nedenle H0 kabul edilemez yani modelimizde 7. dereceye kadar otokorelasyon vardır. Bir sonraki kısımda değişen varyans durumunun olup olmadığı kontrol edilecektir.

ARCH LM testi otoregresif koşullu değişen varyans tespiti için kullanılan bir yöntemdir. Otoregresif değişen varyans t dönemi hata terimi varyansının önceki dönemlerdeki hata terimi varyanslarına bağlı olduğu varsayımına dayanır. Bir modelde ARCH varlığı tanımlama hatası olduğunu belirtir.

$$\sigma_t^2 = \sigma_t^2 = \beta_0 + \sum \beta_j^2 \epsilon_{t-j} + w_t$$

$$H_0: \rho_0 = \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4$$

$$H_1: \rho_0 \neq \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \rho_4$$

ARCH Test:

F-statistic	10.14414	Prob. F(1,1041)	0.001491
Obs*R-squared	10.06554	Prob. Chi-Square(1)	0.001511

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/30/06 Time: 19:48

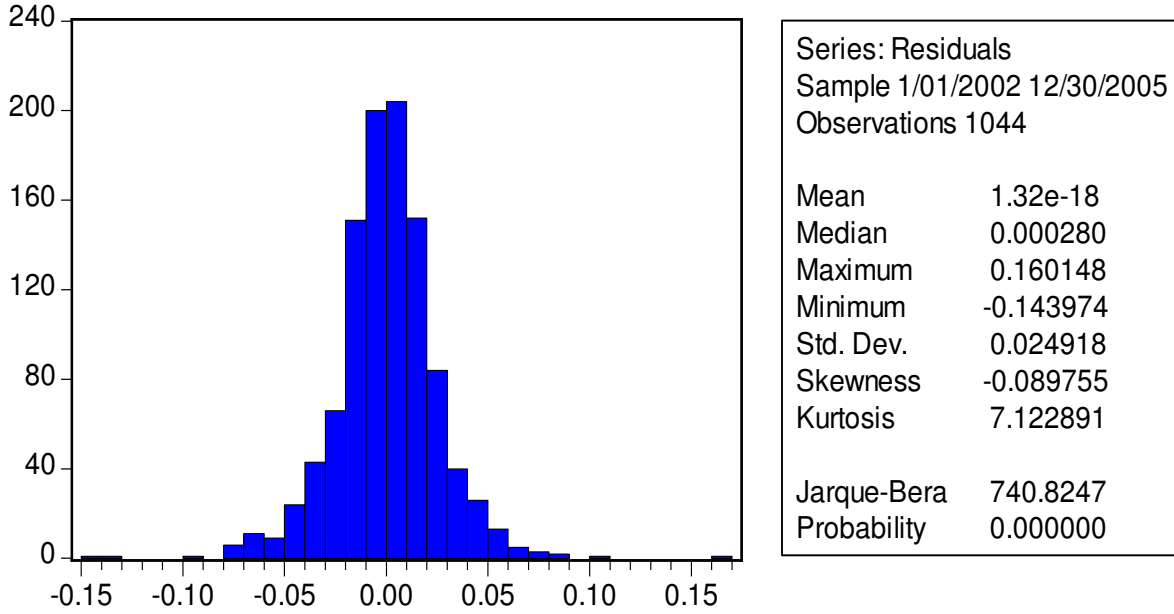
Sample (adjusted): 1/02/2002 12/30/2005

Included observations: 1043 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000560	5.11E-05	10.95969	0.0000
RESID^2(-1)	0.098237	0.030844	3.184986	0.0015
R-squared	0.009651	Mean dependent var		0.000621
Adjusted R-squared	0.008699	S.D. dependent var		0.001536
S.E. of regression	0.001530	Akaike info criterion		-10.12575
Sum squared resid	0.002435	Schwarz criterion		-10.11626
Log likelihood	5282.581	F-statistic		10.14414
Durbin-Watson stat	2.041641	Prob(F-statistic)		0.001491

ARCH LM hesaplamaları bize modelimizde otoregresif koşullu değişen varyans olduğu sonucunu vermiştir. Bu durumda verilerimizi doğrusal bir modelle hesaplamak yanlıştır. İMKB-100 ve DAX endeks getirileri arasındaki ilişkinin haftanın günü etkisini incelemek için genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişken modeli kullanılacaktır. Bu model bahsedilen ARCH modelindeki birtakım varsayımları genişletmesi açısından daha yararlıdır.

Regresyon tahminlerine geçmeden önce GARCH modelinin temel varsayımlarından biri olan hata terimlerinin normal dağılıma sahip olup olmadığı koşuluna bakılacaktır. Eğer hata terimleri normal dağılmamışsa GARCH modeli uygulanamaz.



Yukarıdaki dağılıma bakıldığında hata terimlerinin normal dağıldığı görülebilir. Dolayısıyla İMKB-100 ve DAX endeksleri arasındaki ilişki ile günlük anomalilere GARCH yöntemiyle yaklaşılabılır.

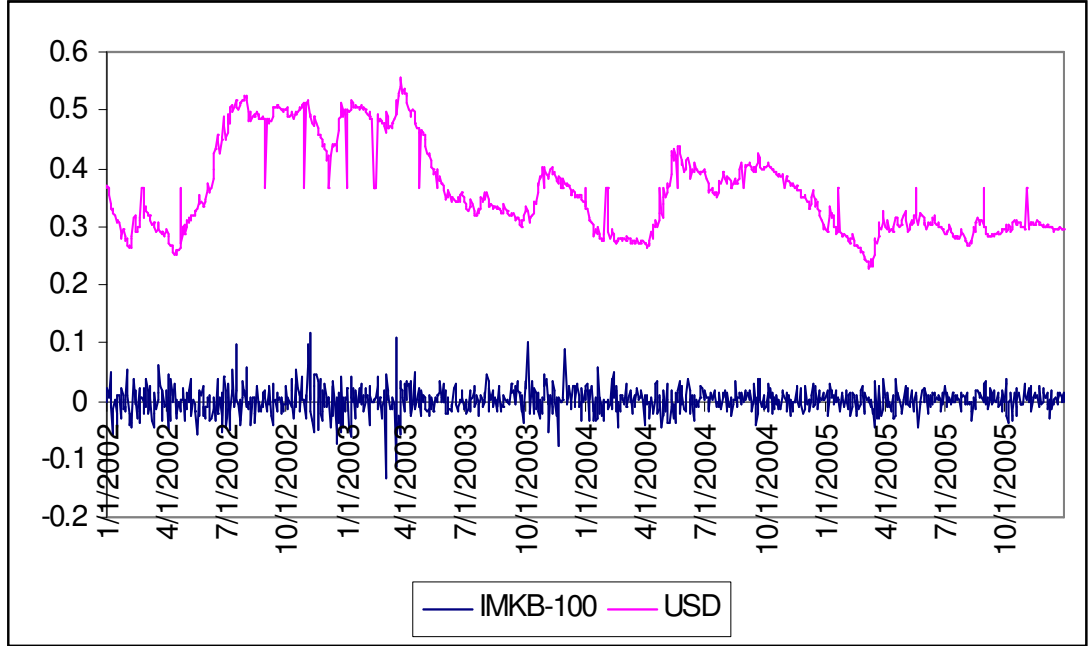
Dependent Variable: RET_TR_GER
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 10/30/06 Time: 19:56
Sample: 1/01/2002 12/30/2005
Included observations: 1044
Convergence achieved after 22 iterations
Variance backcast: ON
GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R1	-0.001149	0.001320	-0.870356	0.3841
R2	0.000159	0.001325	0.119900	0.9046
R3	0.000894	0.001439	0.621499	0.5343
R4	0.001984	0.001260	1.574775	0.1253
R5	0.002703	0.001484	1.822291	0.1184
Variance Equation				
C	1.53E-06	1.06E-06	1.438283	0.1504
RESID(-1)^2	0.044732	0.006658	6.718294	0.0000
GARCH(-1)	0.952737	0.006319	150.7791	0.0000
R-squared	0.005077	Mean dependent var		0.001007
Adjusted R-squared	-0.001646	S.D. dependent var		0.024990
S.E. of regression	0.025010	Akaike info criterion		-4.765050
Sum squared resid	0.648027	Schwarz criterion		-4.727113
Log likelihood	2495.356	Durbin-Watson stat		2.108264

GARCH hesaplamalarına göre, DAX ve İMKB-100 endeksleri arasında haftanın günü etkisi yaratabilecek bir ilişki olmadığı saptanmıştır. İMKB ve DAX endekslerinin, her iki piyasanın da hafta boyunca farklı finansal ve ekonomik bilgiler ve politik gelişmelerden etkilendiği düşünüldüğünde bu iki piyasanın getirilerinin birbirlerini etkilemediği sonucuna varılır.

4.4 İMKB-100 Endeksi ve Dolar Kuru Arasındaki İlişki

Çalışmanın son bölümünde ise İMKB'nin döviz piyasalarından etkilenip etkilenmediğini görmek için İMKB 100 Endeksi ile aynı dönemdeki dolar kuru incelenmiştir. 2002-2005 yılları içerisinde dolar kuru seyri Şekil 2'den İMKB-100 günlük getirilerinden her zaman daha yüksek düzeyde saptanmıştır. Dolayısıyla dolar kurununun İMKB getirileri üzerine olumsuz bir etkisi olduğu hipotezi geliştirilebilir. Çünkü bu iki finansal araç birbirlerine alternatif yatırım araçlarıdır.



Şekil 2. Dolar Kuru ve İMKB-100

İMKB ve USD arasındaki bu ilişki aşağıdaki regresyon modeli ile test edilmiştir.

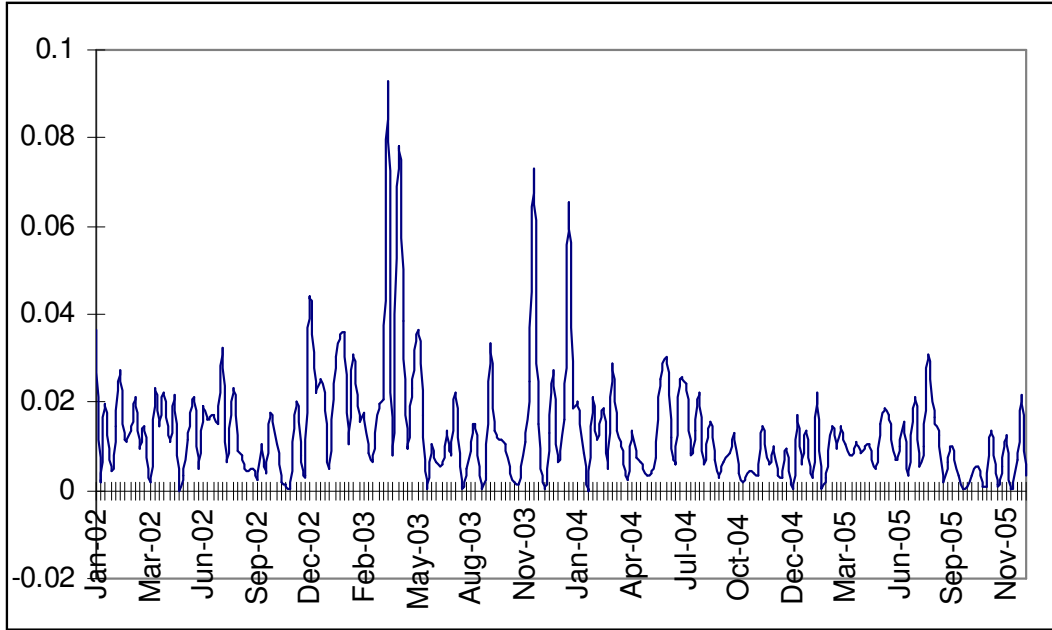
Dependent Variable: RET
Method: Least Squares
Date: 11/06/06 Time: 10:26
Sample: 1/01/2002 12/30/2005
Included observations: 1044

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R1	-0.006052	0.003493	-1.732907	0.1834
R2	-0.004248	0.003492	-1.216527	0.2241
R3	-0.003415	0.003479	-0.981617	0.3265
R4	-0.000792	0.003502	-0.226327	0.8210
R5	0.000203	0.003494	0.058160	0.9536
USD	0.010878	0.008711	1.248725	0.2120
R-squared	0.012494	Mean dependent var		0.001078
Adjusted R-squared	0.007737	S.D. dependent var		0.021810
S.E. of regression	0.021726	Akaike info criterion		-4.814906
Sum squared resid	0.489945	Schwarz criterion		-4.786453
Log likelihood	2519.381	F-statistic		1.92001
Durbin-Watson stat	2.011041	Prob (F-statistic)		0.18445

Regresyon sonuçları bize beklenenin aksine dolar kuru ile İMKB-100 günlük getirileri arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermektedir. Fakat bu ilişki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Ayrıca tüm model de düşük bir F istatistiğine sahiptir.

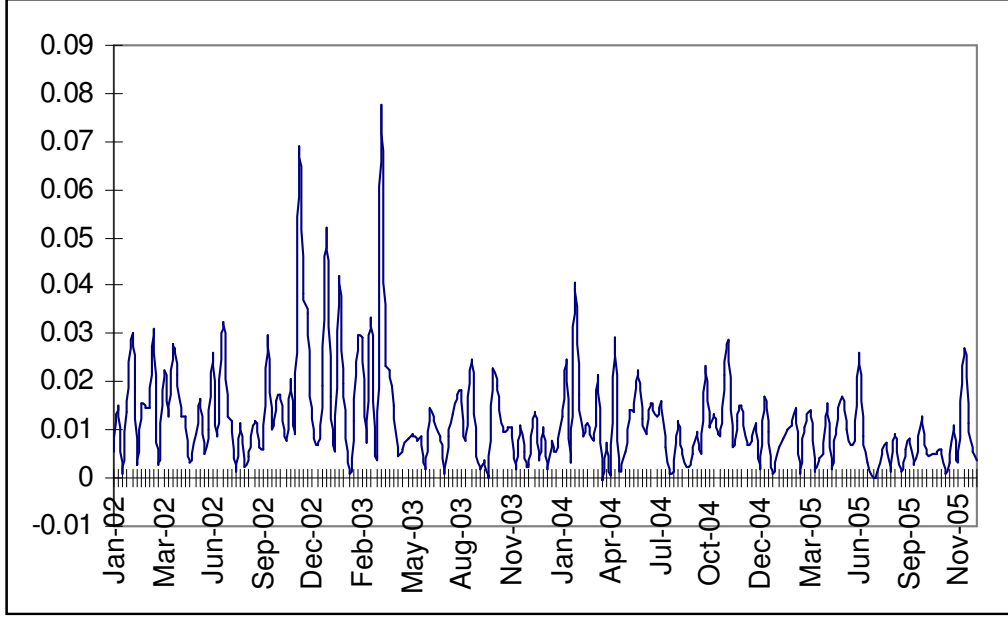
4.5 Haftanın Günü ve Volatilite

İlk bölümde standard sapmalardan yola çıkılarak günlük ve aylık volatiliteler hesaplanmıştır. Bu yöntem daha önce bahsedildiği gibi en kolay volatiliteler endeksi hesaplama yöntemidir fakat değişen varyans problemini ele almaz.



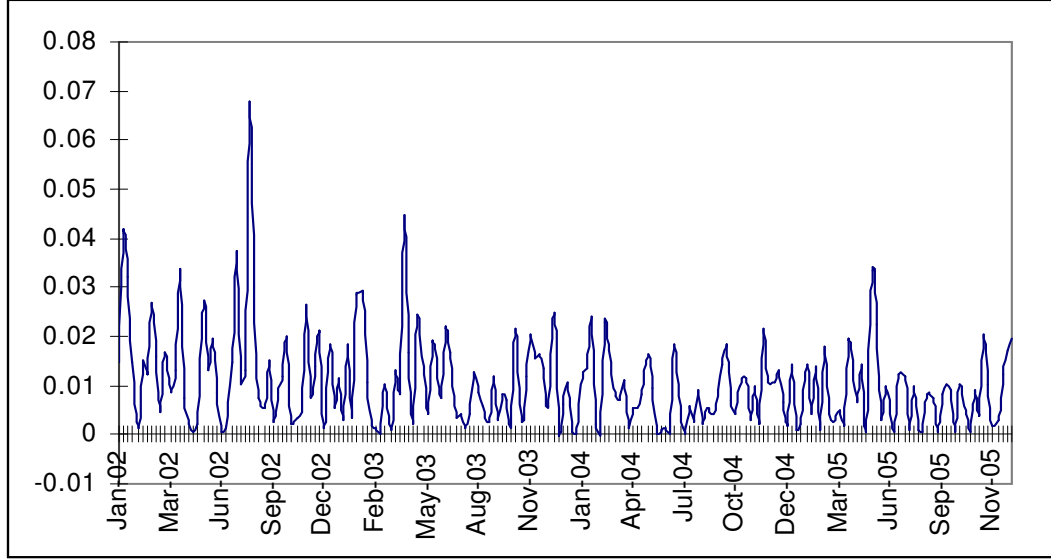
Tablo 3. Pazartesi Gününe ait Volatilite

İMKB-100 endeksi getirilerinden hesaplanan pazartesi gününe ait volatiliteler şekli yukarıda verilmiştir. Buna göre Pazartesi günü standard sapması bir hayli yüksektir.



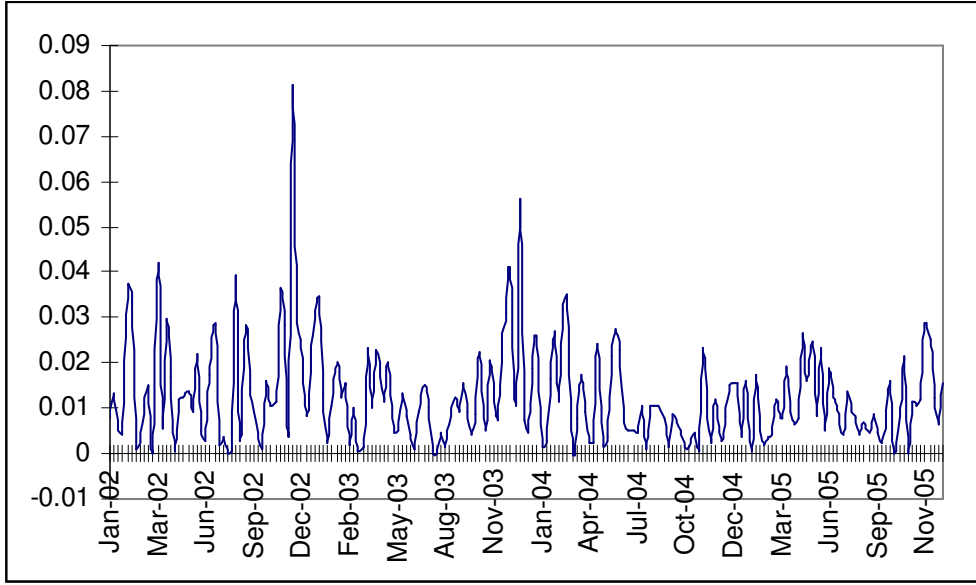
Tablo 4. Salı Gününe ait Volatilite

Salı gününe ait volatilite seyri Pazartesi gününe bir hayli benzerlik göstermektedir. Özellikle 2002 ve 2003 yıllarında bu günde getirilerin standard sapması oldukça yüksek olarak kaydedilmiştir.



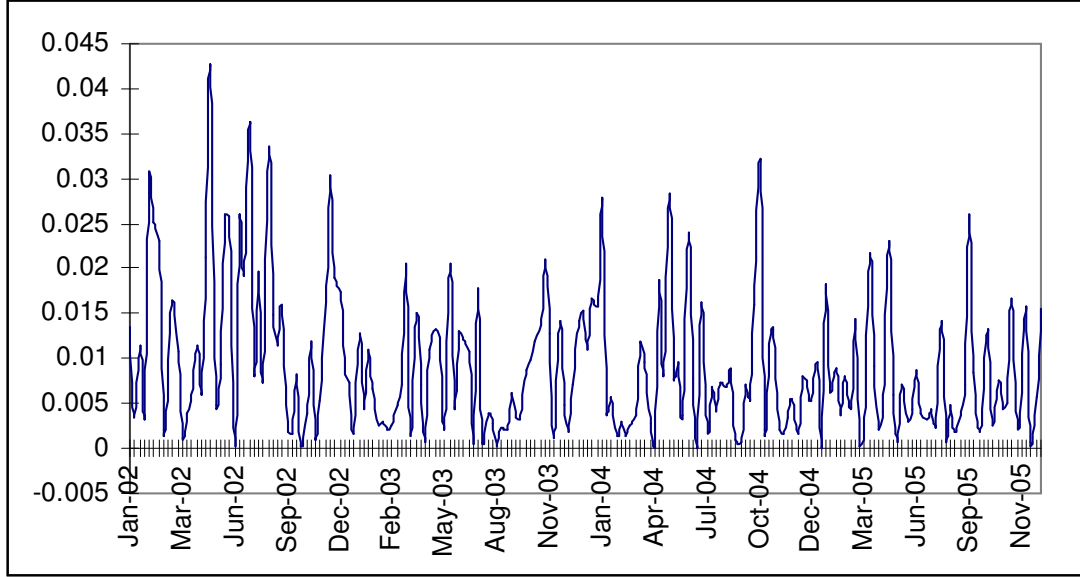
Tablo 5. Çarşamba Gününe ait Volatilite

Çarşamba günleri IMKB-100 endeksi Pazartesi ve Salı günlerine oranla daha fazla volatiliteye sahiptir. Bu bulgu literatür taraması kısmında bahsedilen sonuçlardan farklıdır.



Tablo 6. Perşembe Gününe ait Volatilite

Perşembe gününe ait volatilite Çarşamba günü ile benzerlik göstermektedir. Fakat Çarşamba gününününden farklı olarak 2005 yılı içerisinde daha fazla standard sapmaya sahiptir.

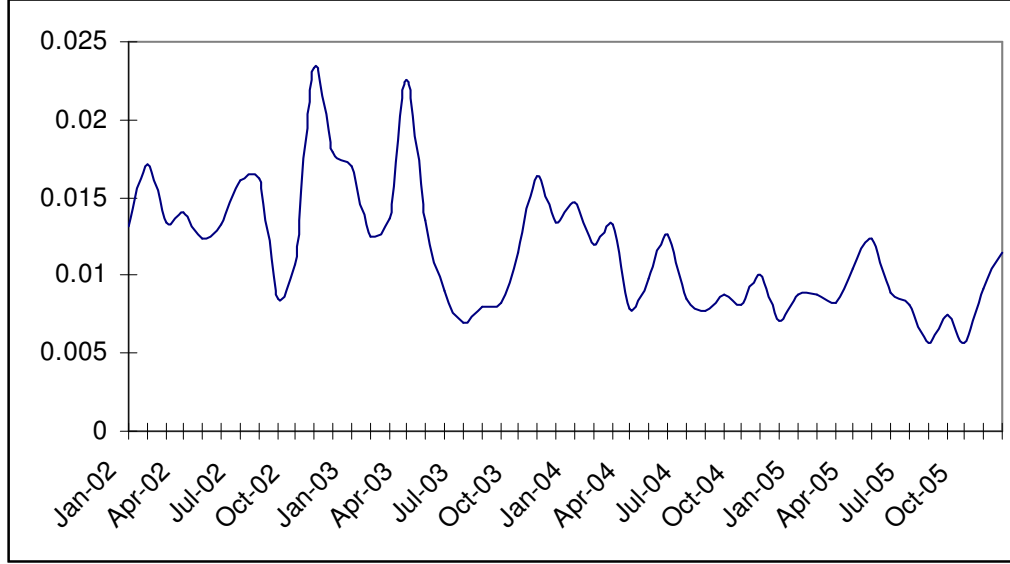


Tablo 7. Cuma Gününe ait Volatilite

İMKB-100 endeks getirilerine göre 2002-2005 yılları arasında en yüksek volatiliteye sahip gün Cumadır. Verilerin toplandığı tüm dönemler için Cuma günü diğer günlere oranla daha yüksek bir standard sapmaya sahiptir.

Bu sonuçlar daha önce bahsedilen Oğuzsoy ve Güven ile Balaban çalışmalarından farklıdır. Bu çalışmalarda bizim neticelerimizin aksine en yüksek volatiliteye sahip gün Pazartesi olarak kaydedilmiştir.

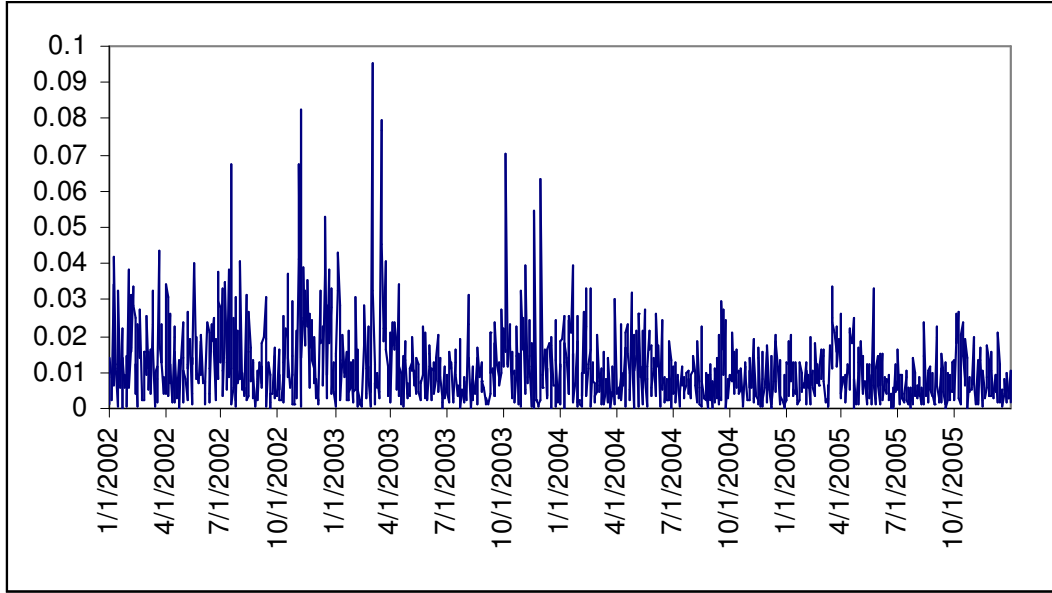
Son olarak günlük volatiliteler hesaplanarak aylık volatiliteler hesaplanmıştır.



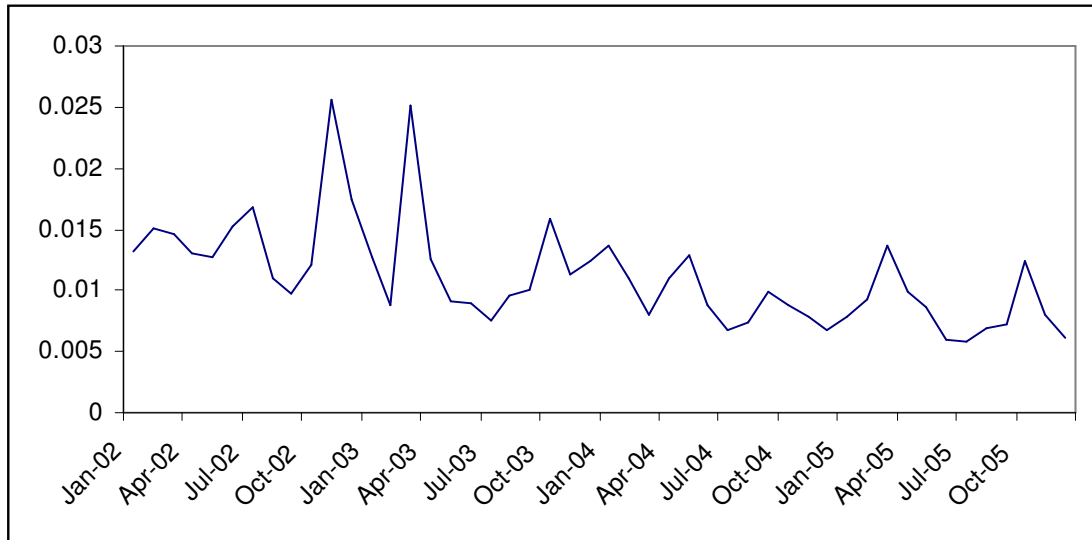
Tablo 8. Aylık Volatilite

Yukarıdaki tabloya göre volatilite Ekim aylarında artış gösterirken, Temmuz aylarında düşüşe geçmektedir. Ayrıca, volatilite de aylardan ziyade yılların daha önemli bir faktör olduğu gözlenmiştir.

GARCH yöntemiyle hesaplanan günlük volatilite seyri aşağıdaki tabloda gösterilmiştir. Buna göre günlük volatilite 2004 yılı ortalarından itibaren azalma göstermeye başlamıştır. Özellikle 2003 yılı içerisinde günlük volatilite bir hayli yüksektir. Bu bulgu Balaban (1995) çalışmasıyla örtüşmektedir.



Tablo 9. IMKB-100 endeksi için günlük volatilité



Tablo 10. IMKB-100 endeksi için aylık volatilité

Yukarıdaki tabloda ise aylık volatilité seyri incelenmiştir. Buna göre hisse senetleri getirilerinde bir hayli dalgalanmalar vardır. En büyük sapma 2002 yılı sonları, 2003 yılı ve 2005 yılının ikinci yarısından itibaren gözlenmiştir. İMKB-100 endeksi içerisindeki hisse senetleri genelde ortalamanın üzerinde bir getiri vermişlerdir.

4.6. Uygulama Sonuçları

Çalışmada haftanın gününün İMKB-100 endeksine getirileri incelenmiştir. Buna göre tanımlayıcı istatistiklerden Pazartesi ve Salı günü olduğu görülmüştür. Yine tanımlayıcı istatistiklerden Pazartesi ve Cuma günlerinin yüksek bir standard sapmaya sahip olduğu gözlenmiştir.

Daha sonra her bir günün getirisinin İMKB-100 endeksi üzerindeki etkilerine tek tek bakılmıştır. Buna göre her gün ayrı olarak endeks getirileri ile ilişkilidirü dolayısıyla her gün modelde açıklayıcı değişken olarak tutulmuştur. Tüm günlerin ve bu günlere dair kukla değişkenlerin kullanıldığı model %10 anlamlılık düzeyinde açıklayıcıdır. Bunun yanısıra Cuma ve Perşembe günleri de istatistiksel olarak anlamlı katsayılara sahiptir.

En düşük ortalama getiriler, istatistiksel olarak anlamsız olmasına rağmen, 2002 ve 2005 periyodunda arasında Pazartesi ve Salı günleri olarak gözlemlenmiştir. Diğer taraftan aynı dönem için, %1 anlamlılık düzeylerinde en yüksek getiri Cuma günü olarak tespit edilmiştir. Cuma günü gözlenen en yüksek getiriyi, ikinci en yüksek getiri ile %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olan Perşembe günü takip etmektedir. Ek olarak, Pazartesi gününde en yüksek standart sapmaya rastlanır.

Bu bulgular, 1988 -1999 dönemlerindeki getiriler ile çalışan Oğuzsoy ve Güven (2003)'in çalışmaları ile bazı noktalarda uyuşmamaktadır. Oğuzsoy ve Güven (2003) 'in çalışmalarında en yüksek getiri Çarşamba ve Cuma günleri olarak gözlemlenmiştir.

Fakat doğrusal modelle hesaplanan yukarıdaki sonuçlar yanıltıcı olabilir. Çünkü zaman serilerinde sıkça rastlanan otokorelasyon ve değişen varyans problemleri bizim verilerimiz için de geçerlidir. Bu sorunları tespit edebilmek için gerekli testler yapıldıktan

sonra verilerde hem otokorelasyon hem de deęişen varyans bulunmuştur. Dolayısıyla aynı deęişkenler kullanılarak regresyon GARCH modeliyle yeniden hesaplanmıştır.

GARCH yöntemiyle analiz edilen veriler de bize Cuma ve Perşembe günlerinin istatistiksel olarak açıklayıcı olduğunu göstermiştir. Fakat doğrusal modelden farklı olarak Salı günü olumsuz etkisini yitirmiştir. Yalnızca Pazartesi günün ve İMKB-100 endeks getirileri arasında negatif bir ilişki saptanmıştır.

Bulgularımız İMKB-100 endeksi üzerine yapılan diğer çalışmalardan farklıdır. Örneğin, Oguzsoy ve Guven (2003), İMKB Ulusal 100 Bileşik Endeks'inde diğer günlerin getirilerine oranla, Salı günlerinin getirilerinin oldukça düşük olduğunu gözlemlemiştir. Balaban (1995, 1996), Türkiye hisse senedi piyasalarında Ocak 1988 – Ağustos 1994 dönemi için en yüksek getirilerin ve en düşük standart sapmaların Cuma günü gözlemlendiğini ve bunu Çarşamba gününün takip ettiğini kaydetmiştir.

Balaban ayrıca, en düşük ve negatif ortalama getirilerin Salı günü, en yüksek standart sapmaların ise Pazartesi günü gerçekleştiğini gözlemlemiştir. Bunlara ek olarak "haftanın günü etkisi"nin yön ve hacim bakımından yıllara göre deęişiklik gösterdiği sonucuna da varmıştır.

Bizim analizlerimizde ise literatürde bahsedildiği gibi Pazartesi gününün getiriye negatif bir etkisi mevcuttur fakat bu etki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bunun yanısıra istatistiksel olarak sadece Cuma ve Perşembe günleri anlamlıdır. Farklı sonuçlar kullanılan farklı ekonometrik yöntemler ve veri periyotlarının deęişik dönemleri kapsıyor olmasından kaynaklanmaktadır.

Gözlemlenen günlük anomalilerin yabancı borsalardan kaynaklanabileceği savı ile Almanya DAX ve İMKB-100 endeksleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Buna göre doğrusal modelde Cuma gününe ait anomali bu iki endeks arasındaki ilişkiyi açıklayıcı yöndedir. Fakat doğrusal model kullanmak yukarıda bahsedilen otokorelasyon ve deęişen varyans sorunları yüzünden yayarlı değildir. Model GARCH yöntemi kullanılarak yeniden analiz edilmiştir.

GARCH hesaplamalarına göre, DAX ve İMKB-100 endeksleri arasında haftanın günü etkisi yaratabilecek bir ilişki olmadığı saptanmıştır. İMKB ve DAX endekslerinin, her iki piyasanın da hafta boyunca farklı finansal ve ekonomik bilgiler ve politik

gelişmelerden etkilendiđi düşünöldüğönde bu iki piyasanın getirilerinin birbirlerini etkilemediđi sonucuna varılır.

Son olarak İMKB-100 endeksi ve dolar kuru arasındaki ilişkiye bakılmıştır. Regresyon sonuçları bize beklenenin aksine dolar kuru ile İMKB-100 günlük getirileri arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermektedir. Fakat bu ilişki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Ayrıca tüm model de düşük bir F istatistiđine sahiptir.

5. SONUÇ

Bu çalışmanın sonucu 2002 ve 2005 dönemi arasında İstanbul Menkul Değerler Borsasında haftanın günü etkisinin varlığını teyit etmektedir. İMKB Ulusal 100 bileşik endeksinin haftanın diğer günlerine kıyasla Pazartesi ve Salı günlerinin düşük getirilere sahip olduğu gözlemlenmiştir. Bununla birlikte 2002 ve 2005 döneminde İMKB'de en yüksek getirilerin Cuma ve Perşembe günleri gerçekleştiği görülmüştür. Ayrıca İMKB bileşik endeksinde günlük getiriler arasında istatistiksel olarak anlamlı farklılıkların ortaya çıktığı test edilmiştir. GARCH yöntemine göre hesaplanan günlük anomali regresyonu bize Cuma ve Perşembe gününün istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermiştir.

Çalışmanın ikinci kısmında volatilité hesaplamalarına bakılmıştır. Buna göre günlük volatilité ve bu değerlerden yola çıkılarak aylık volatilité 2002-2005 periyodu için ölçülmüştür. İlk hesaplamalar sonucunda Cuma gününün volatilitesi en yüksek gün olduğu kaydedilmiştir. Bu literatürdeki diğer çalışmalardan farklı bir bulgudur. Bir sonraki aşamada volatilitenin hesaplanması için GARCH yöntemi kullanılmıştır. Ve buradan görüldüğü üzere günlük ve aylık volatilité İMKB-1000 endeksi için özellikle 2002 yılının sonları ve 2003 yılları için bir hayli fazladır.

Ayrıca çalışmada günlük anomalilerin yabancı bir borsanın faaliyetlerine bağlı olup olmadığı hipotezi test edilmiştir. Bunun için Almanya endeksi (DAX) ve İMKB-100 endeksi arasındaki ilişki ve haftanın günlerini bu ilişkiye etkisi tartışılmıştır. Fakat ekonometrik analizler sonucu bu iki endeks arasında günlük anomaliye yol açacak bir ilişki saptanamamıştır.

En son olarak da İMKB-100 endeksine alternatif olabilecek dolar kuru göz önüne alınmıştır. Buna göre borsadaki günlük anomalilerin doların seyrinden etkilenip etkilenmediğine bakılmıştır. Bu iki yatırım aracı birbirlerine alternatif olsa da beklenenin aksine dolar kuru ve günlük getiri değerleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir sonuç mevcut değildir.

KAYNAKÇA

Aggarwal, R., & Rivoli, P. (1989) "Seasonal and day-of-the week effect in four emerging stock markets". **Financial Review**, 24, 541–550.

Aggarwal, R. and Tandon, K., (1994) "Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries", **Journal of International Money and Finance**, 13: 83-106.

Aksoy, Hakan; Sağlam, İsmail "Sınıflayıcı Sistem ile İMKB'de Yeni Bir Anomali Gözlemi"; Türkiye Ekonomik ve Mali Araştırmalar Vakfı; **Maliye Yazıları**, 2001, <http://www.econ.boun.edu.tr/papers/pdf/wp-01-15.pdf> , erişim tarihi: 10.10.2006.

Anderson; Sweeney; Williams **Statistics for Business and Economics**; New York: South-Western College Publishing; seventh edition; 1999, 327-380;483-520

Andersen T.G., Bollerslev T., (1998). "Towards a unified framework for high and low frequency return volatility modeling", **Statistica Neerlandica** 52 (3): 273-302

Balaban E., (1995). "Day of the week effects: new evidence from an emerging stock market", **Applied Economics Letters**, 2, 139-43.

Bernstein, Jake (1997) **Seasonality, Systems, Strategies and Signals**; New York: Wiley Trading Advantage.

Bildik R., (1998). "Day of the week effects in Overnight Interest Rates: Evidence from Turkish Money Markets", **ISE Review** 2 (6) : 49-78

Bollerslev, T. (1986). "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity". **Journal of Econometrics**, V. 45 (2), 307–327

Chang EC, Pinegar JM, Ravichandran R., (1993). "Internatioanl Evidence On The Robustness Of The Day-Of-The Week Effect", **Journal Of Financial And Quantitative Analysis** 28 (4): 497-513

Corhay, A., Fatemi, A., & Rad, A. T. (1995). On the presence of a day-of-the-week effect in the foreign exchange market. *Managerial Finance*, 21, 32–43.

DeBondt , W. F. M. ve R. Thaler (1987) "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality", **Journal of Finance**, Vol 42, Issue 3, 1987, pp. 557-581.

Deckman, Thomas R.; Morse, Dale. **Efficient Capital Markets and Accounting: A Critical Analysis**, Second Edition, New York: Prentice-Hall, 1986.

Draper, Paul and K. Paudyalü (2002), "Explaining Mondya Returns", **Journal of Financial Research**, 25(4): 507-520

Dubois M, Louvet P., (1996). "The day-of-the-week effect: The international evidence", **Journal Of Banking & Finance**, 20 (9): 1463-1484

Engle, R. (1982). "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation". *Econometrica*, 987–1007.

Fama, Eugene, (1987) "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", **Journal of Finance**, Vol 25, Issue 2, pp. 383-417.

French, K. R. (1980) "Stock returns and the weekend effect", **Journal of Financial Economics**, 8, 55-69.

Gibbons, M. R. and Hess, P. (1981) "Day of the week effects and asset returns", **Journal of Business**, 54, 579-96.

Greenwood, James (1996) "Seasonal Stock Index Trades"; **Stocks & Commodities** V16:11; 522-525.

Jaffe, J. and Westerfield, R., (1985). "The weekend effect in common stock returns: the international evidence", **Journal of Finance**, 40: 433-54.

Keim, D. B. and Stambaugh, R. (1984) A further investigation of the weekend effect in stock returns, *Journal of Finance*, 39: 819-35.

Kıvılcım, Metin ve Gülnur Muradođlu ve Bilgehan Yazıcı, "An Analysis of Day of the Week Effect on the ISE", ***Istanbul Securities Exchange Review***, Vol. 1, Issue 2, 1997, pp. 15-27.

Kıyılar, Murat (1997) **Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İrdelenmesi ve Test Edilmesi**; Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu

Muradođlu ,Gülnur ve Ercan Oktay (1993) "Türk Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Etkinlik: Takvim Anomalileri", ***Hacettepe Üniversitesi İkt. İd. Bil. Fak. Dergisi***, 11, pp. 51-62.

Oguzsoy CB, Guven S., (2003). "Stock returns and the day-of-the-week effect in Istanbul Stock Exchange", ***Applied Economics***, 35 (8): 959-971

Oguzsoy, C.B. and S. Güven (2004), "Holy Day Effects on Istanbul Stock Exchange", ***Journal of Emerging Market Finance***, 3(1): 63-75

Özmen, Tahsin **Dünya Borsalarında Gözlemlenen Anomaliler ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Bir Deneme**, Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları, No:61,1997.

Sharpe, W. F. (1991) "The Arithmetic of Active Management". ***Financial Analysts Journal***, Vol 47, Issue, 3, (Jan/Feb), 7-9.

Schwert, W. (1989) "Stock Volatility and Crash of '87," **Review of Financial Studies**, 3, 77–102.

Seler, İhsan (1995) Haftanın Günleri: İMKB'ye Etkileri Üzerine Bir İnceleme; Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar;147-168

Shiller, Robert, 1989, **Market Volatility**, MIT Press: Cambridge, MA

Vakkur, Mark (1996) "Seasonality and the S&P 500"; **Stocks & Commodities** V14:6; 241-243