

147098

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ \* SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

İKTİSAT ANABİLİMDALI

İKTİSAT PROGRAMI

HİSSE SENEDİ PİYASALARININ ZAYIF VE YARI GÜÇLÜ YAPIDA

ETKİNLİĞİNİN EKONOMETRİK TESTİ:

İMKB ÖRNEĞİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Serdar KURT

147098

TEMMUZ – 2004

TRABZON

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ \* SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

İKTİSAT ANABİLİMDALI

İKTİSAT PROGRAMI

HİSSE SENEDİ PİYASALARININ ZAYIF VE YARI GÜÇLÜ YAPIDA

ETKİNLİĞİNİN EKONOMETRİK TESTİ:

İMKB ÖRNEĞİ

Serdar KURT

Karadeniz Teknik Üniversitesi – Sosyal Bilimler Enstitüsü'nce

Bilim Uzmanı (İktisat)

Ünvanı Verilmesi İçin Kabul Edilen Tez'dir.

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih : 20.07.2004

Tezin Sözlü Savunma Tarihi : 13.08.2004

Tezin Danışmanı : Prof. Dr. Hilmi ZENGİN

Jüri Üyesi : Doç. Dr. Harun TERZİ

Jüri Üyesi : Yrd.Doç. Dr. Haydar AKYAZI

Enstitü Müdürü : Prof. Dr. M. Alaaddin YALÇINKAYA

Temmuz – 2004

TRABZON

## 0. SUNUŞ

### 00. Önsöz

Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı'na yüksek lisans tezi olarak sunulan "Hisse Senedi Piyasalarının Zayıf ve Yarı Güçlü Yapıda Etkinliğinin Ekonometrik Testi: İMKB Örneği" adlı bu çalışmanın temel amacı, Türkiye'de tasarrufların yatırımlara aktarılmasında önemli bir yeri olan İMKB'nin zayıf ve yarı güçlü yapıda etkinliğini test etmek ve İMKB ile bazı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri tespit ederek ortaya koymaktır.

Bu çalışmanın yürütülmesinde, başta teşvik ve yardımlarından dolayı değerli danışman hocam sayın Prof. Dr. Hilmi ZENGİN'e, çalışmaya ilişkin uygulamanın gerçekleştirilmesinde ve bulguların değerlendirilmesinde yardımlarını esirgemeyen sayın Doç. Dr. Harun TERZİ'ye teşekkürlerimi bir borç bilirim.

Trabzon, 07 - Haziran - 2004

Serdar KURT

## 01. İçindekiler

	Sayfa Nr.
0.SUNUŞ	
00. Önsöz .....	II
01. İçindekiler .....	III
02. Özet .....	VI
03. Summary .....	VII
04. Tablolar Listesi .....	VIII
05. Grafikler Listesi .....	IX
GİRİŞ.....	1-3

### BİRİNCİ BÖLÜM

1. ETKİN PİYASALAR HİPOTEZİ .....	4-20
10. Etkin Piyasalar Hipotezi ve Etkinliğin Derecesi .....	4
100. Zayıf Yapıda Etkinlik .....	5
101. Yarı Güçlü Yapıda Etkinlik .....	5
102. Güçlü Yapıda Etkinlik .....	7
11. Piyasa Etkinliğine Karşı Deliller (Anomaliler) .....	8
110. Mevsimsel Anomaliler .....	8
1100. Ocak Ayı Etkisi .....	9
1101. Haftanın Günü Etkisi .....	10
1102. Fiyat-Kazanç Oranı Etkisi .....	11
1103. Küçük Firma Etkisi .....	12
1104. Hava Durumu Etkisi .....	12
12. Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik İlişkiler .....	12
120. Hisse Senedi Fiyatları ve Çıktı (RGSMH) Arasındaki İlişkiler .....	13
121. Hisse Senedi Fiyatları ve Para Arzı Arasındaki İlişkiler .....	15

122. Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki İlişkiler .....	17
123. Hisse Senedi Fiyatları ve Enflasyon Oranı Arasındaki İlişkiler .....	18

## İKİNCİ BÖLÜM

2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI .....	21-39
20. Diğer Ülkelerde Yapılan Çalışmalar .....	21
21. Türkiye’de Yapılan Çalışmalar.....	32

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. EKONOMETRİK YÖNTEM ve VERİ SETİ .....	40-53
30. Durağanlık ve Birim Kök Analizi.....	40
300. Standart Dickey-Fuller Birim Kök Testi (SDF).....	42
301. Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi (ADF).....	43
302. Yapısal Kırılma İçin Perron Birim Kök Testi .....	44
31. Eşbütünleşme Analizi .....	45
310. Engle-Granger Eşbütünleşme Testi .....	45
311. Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi .....	46
32. Nedensellik Analizi.....	48
320. Hata Düzeltme Modeli.....	49
321. Granger Nedensellik Analizi ve Hsiao Yöntemi .....	50
322. Optimal Gecikme Uzunluklarının Tespiti.....	52
3220. Akaike Kriteri .....	52
3221. FPE Kriteri.....	52
33. Veri Seti .....	53

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. ZAYIF ve YARI GÜÇLÜ ETKİNLİĞİN TESTİ.....	54-68
40. Veri Setine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler.....	54
41. Durağanlık (Birim Kök) Testi Sonuçları .....	57
410. ADF ve Perron Birim Kök Testi Sonuçları .....	58

42. Eşbütünleşme Testi Sonuçları .....	60
420. Engle-Granger Eşbütünleşme Testi Sonuçları.....	60
421. Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi Sonuçları.....	61
43. Nedensellik Analizi Sonuçları .....	63
430. Hata Düzeltme Modeli Sonuçları .....	63
431. Granger Nedensellik Analizi Hsiao Yöntemi Sonuçları.....	66
5. GENEL DEĞERLENDİRME VE SONUÇ .....	68-73
YARARLANILAN KAYNAKLAR .....	74-86
EKLER.....	87-105
ÖZGEÇMİŞ .....	106



## 02. Özet

Bu çalışmanın amacı, 1987:01-2002:12 dönemini kapsayan hisse senedi fiyatları (İMKB 100) ve makroekonomik değişkenler (Reel Gayri Safi Milli Hasıla, TÜFE, TEFE, M1, M2, M3) arasında nedensellik ve eşbütünleşme ilişkilerinin olup olmadığının araştırılması ve İMKB (İstanbul Menkul Kıymetler Borsası)'nin zayıf ve yarı güçlü yapıda etkinliğinin sınanmasıdır. Çalışmada değişkenlerin durağanlıklarının testinde Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Perron birim kök testleri kullanılmıştır. Nedensellik ilişkilerinin varlığı ve nedenselliğin yönü Granger nedensellik testi ve hata düzeltme modeli kullanılarak tespit edilmiştir. İMKB 100 endeksi ve makroekonomik değişkenler arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkileri Engle-Granger ve Johansen-Juselius eşbütünleşme testleri ile belirlenmiştir.

ADF ve Perron testlerinin sonuçlarına göre İMKB 100 endeksi hem sabitli hem de sabitli-trendli modellerde seviyesinde durağan çıkmamıştır. TÜFE değişkeni 2. farkında durağan çıktığı için ve eşbütünleşme analizine dahil edilmemiştir. Eşbütünleşme testi sonuçları, İMKB endeksi ile analize giren tüm makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermiştir. Nedensellik analizi sonuçlarına göre, M3 para arzı ile İMKB endeksi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, İMKB endeksinden reel döviz kuru ve reel gayri safi milli hasılaya doğru Granger anlamda bir nedensellik ilişkisi tespit edilmişken, TEFE fiyat endeksinden İMKB endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Birim kök testi sonuçları, İMKB 100 endeksinin rassal yürüyüşe uyduğunu ve İMKB'nin zayıf yapıda etkin olduğunu göstermektedir. İMKB endeksi ve makroekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ve eşbütünleşme ilişkileri kullanılarak, İMKB endeksinin tahmin edilebileceği ve bazı yatırımcıların normal üstü kazanç elde edebileceği göz önüne alındığında İMKB'nin yarı güçlü yapıda etkin olmadığı sonucuna varılmıştır.

### 03. Summary

This study aims to investigate whether or not there are the co-integration and the causality relationships between stock prices and macroeconomic variables (Real Gross National Product, Consumer Price Index, Wholesale Price Index, M1, M2 and M3) for the period of 1987:01-2002:12 and to test weak and semi-strong (informationally) efficiency of ISE Market (Istanbul Stock Exchange). In Study, Augmented Dickey Fuller (ADF), Perron unit root tests are being employed for stationary of variables. The aspects of causality and the existing of causality relations have been determined by using Granger causality test and error correction model. Long term co-integration relationships between İMKB-100 and macroeconomic variables have been determined by Engle-Granger and Johansen-Juselius co-integration tests.

According to ADF and Perron unit root tests, ISE index isn't stationary with models of constant and constant-trend in the level. The results of co-integration tests show that there is co-integration between ISE index and macroeconomics variables except for TUFİE that is stationary in second level. According to the results of causality tests, there is bilateral causality relationship between ISE index and M3 money supply. While ISE index Granger causes real exchange rate and real gross national product, there is a causality relationship from TEFE to ISE index.

The results show that ISE 100 index follows a random walk and ISE has a weak form efficiency. Because of that ISE 100 index can be estimated by using co-integration and causality relationships between macroeconomic variables and ISE 100 index, some investigators may have higher profit than the others. In addition, the results of causality and co-integration tests indicate that ISE market has no a semi-strong efficiency.



#### 04. Tablolar Listesi

<u>Tablo No</u>	<u>Tablo Adı</u>	<u>Sayfa No</u>
1	İz İstatistiğinin Karar Hipotezleri.....	47
2	Max. Özdeğer Hipotezinin Karar Hipotezleri.....	47
3	Serilere Ait Tanımlayıcı İstatistikler.....	54
4	ADF (Sabitli) ve Perron Birim Kök Testi .....	57
5	ADF (Sabitli ve Trendli) ve Perron Birim Kök Testi .....	59
6	Engle-Granger Eşbütünleşme Testi .....	60
7	Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi .....	61
8	LİMKB-LTEFE Sonuç Vektörü.....	62
9	LİMKB-LKUR Sonuç Vektörü.....	63
10	Hata Düzeltme Model Testi .....	64
11	Granger Nedensellik Analizi .....	66

## 05. Grafikler Listesi

<u>Grafik No</u>	<u>Grafik Adı</u>	<u>Sayfa No</u>
1	LİMKB ve LTUFE Endeksi.....	55
2	LRGSMH ve LTEFE Endeksi .....	55
3	LRM1 ve LRM2 Para Arzı .....	56
4	LRDOV ve LRM3 Para Arzı .....	56



## GİRİŞ

Etkin piyasalar hipotezi, ilk olarak Fama (1970) tarafından geliştirilmiştir. Etkin piyasalar hipotezinin temelinde yatan görüş, etkin bir sermaye piyasasında oluşan fiyatların tüm mevcut bilgiyi yansıttığı görüşüdür. Diğer bir deyişle, piyasada oluşan fiyatlar hisse senedinin geçmiş fiyat serilerindeki bilgileri ve piyasada fiyatı etkileyen diğer faktörlerdeki değişimleri yansıtmaktadır. Bu nedenle yatırımcıların hiçbir şekilde normal üstü kazanç elde edemeyeceği savunulmaktadır. Literatürde geniş yer tutan hipotez, çeşitli araştırmacılar tarafından farklı ülkeler için sınanmıştır. Ülkeden ülkeye farklılık göstermekle birlikte, daha çok gelişmiş ülkelerin sermaye piyasaları zayıf ve yarı güçlü yapıda etkin çıkarken, gelişmekte olan ülkeler için yapılan çalışmalarda zayıf etkinlik genelde kabul edilmekle birlikte, sermaye piyasalarının yarı güçlü yapıda etkin olmadıkları kanısına ulaşılmıştır.

Gelişmekte olan ülkeler için önemi daha fazla olmakla birlikte herhangi bir ülkenin büyüme ve kalkınması için sermaye ve finans piyasalarının etkinliği önemlidir. Bir ülkenin büyümesinin ölçütü olarak o ülkenin RGSMH'ındaki yüzde artış göz önüne alınmakta ve bu artış ülkenin büyüme hızı olarak değerlendirilmektedir. RGSMH nominal GSMH'daki artışın genel fiyatlar seviyesinden (GFS) arındırılması ile ( $RGSMH / GFS = \text{Reel GSMH}$ ) elde edilir. Ülkenin üretiminin reel olarak (RGSMH) artırılması için ya üretim faktörlerinde verimlilik artışı sağlanmalı, ya daha üst bir teknoloji düzeyine geçilmeli, yada yatırımlar yaparak ülkenin üretim gücü artırılmalıdır. Bu noktada yatırımların artırılabilmesi için gerekli olan kaynak, tasarruflardan sağlanmaktadır.

Ayrıca, yine gelişmekte olan ülkelere kalkınmayı engelleyici başlıca faktörler arasında yetersiz sermaye birikimi ve bununla birlikte finansal piyasaların yetersizliği gelmektedir. Sermaye birikimi içinde tasarruflar önemli bir yer tutmaktadır. Özellikle gelişmekte olan ülkelere milli gelirin düşük olması nedeniyle hane halkı elde ettiği gelirin büyük bir kısmını hayatını idame ettirmekte kullanmakta ve daha az tasarruf yapılabilmektedir. Bu

noktada sermaye ve finans piyasalarının etkin olması, tasarrufların yatırımlara dönüştürülmesinde daha da önemli bir rol oynamaktadır.

Gelişmiş ülkelerin gelirleri, aynı zamanda tasarruf birikimi, yüksek olduğu için yatırımların finansmanında kullanılacak tasarruf birikimi kolayca sağlanabilmektedir. Az gelişmiş ülkeler ise bir kısır döngü ile karşı karşıyadır. Az gelişmiş ülkelerin gelirleri düşük olduğu için, halkın talebi de düşük olmakta, arz ve talep düşük miktarlarda dengeye gelmekte ve üreticinin yeni yatırımlar yapması için itici güç oluşmamaktadır. Ayrıca yine gelirlerin azlığı nedeniyle tasarruf birikimleri düşük olmaktadır, bu yüzden daha az yatırım yapabilmektedir. Yatırımların azlığı, ülkenin verimliliğini ve üretim faktörlerinin arttırılamamasını birlikte getirmekte ve kalkınma ve/veya büyüme hızları gelişmiş ülkelere oranla daha az olmaktadır; böylece aradaki uçurum giderek açılmaktadır.

Düşük miktardaki tasarrufların en etkin şekilde kullanılması ülkenin sermaye ve finans piyasalarının etkin olması ile yakından ilişkilidir. Etkin sermaye ve finans piyasaları tasarruf arz ve talebinin tam ve optimal şekilde karşılaşmasını sağlayarak tasarrufların gerekli alanlara aktarılmasında önemli bir yer tutacaktır. Bu da tasarrufların verimli bir şekilde kullanılmasını, bununla birlikte ülkenin yatırım miktarının arttırılmasını sağlayarak kalkınma ve büyüme üzerinde olumlu bir etki meydana getirmektedir.

Çalışmanın birinci bölümünde, etkin piyasalar hipotezi hakkında ön bilgi verilmiş ve hipotezin zayıf, yarı güçlü, güçlü yapıları kısaca açıklanmıştır. Etkin piyasalar hipotezi ile uyumlu olmayan çeşitli anomaliler açıklanmış, ayrıca hisse senedi fiyatları ve çalışmada kullanılan makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler literatürden yararlanarak açıklanmaya çalışılmıştır.

İkinci bölümde, etkin piyasalar hipotezinin zayıf ve yarı güçlü yapıda etkinliğinin sınanması ile ilgili literatür çalışması yapılmıştır. Hazırlanan literatür çalışması Türkiye' de ve diğer ülkelerde yapılan çalışmalar olmak üzere iki kısma ayrılmış ve tarihsel bir düzenleme ile sunulmuştur.

Üçüncü bölümde, çalışmada kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntemler hakkında bilgi verilmiştir. Bu amaçla çalışmada öncelikle verilerin durağanlığının testi için SDF

(Standart Dickey Fuller), ADF (Augmented Dickey Fuller) ve Perron testleri açıklanmıştır. Eşbütünlüşme ilişkisinin belirlenmesinde kullanılan Engle-Granger ve Johansen-Juselius eşbütünlüşme testleri ile nedensellik ilişkilerinin tespitinde kullanılan Granger nedensellik testi, hata düzeltme modeli yöntemleri ve yöntemlerin uygulanışları hakkında bilgi verilmiştir.

Dördüncü bölümde, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası endeksi ve çalışmada kullanılan makroekonomik değişkenlere (RGSMH, M1, M2, M3 para arzı, TEFE ve TUFİ fiyat endeksleri, Reel Döviz Kuru) uygulanan durağanlık testleri sonuçları tablolar halinde özetlenerek sunulmuştur. Ayrıca, hisse senedi endeksi ve çeşitli makroekonomik değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ve nedensellik ilişkilerini inceleyen eşbütünlüşme ile nedensellik testlerinin sonuçları tablolar halinde verilmiştir.

Beşinci ve son bölüm olan genel değerlendirme ve sonuç bölümünde, çalışmadan elde edilen durağanlık, eşbütünlüşme ve nedensellik testleri sonuçları değerlendirilerek, İstanbul Menkul Kıymetler Borsasının (İMKB)'nin zayıf ve yarı güçlü yapıda etkinliği incelenmiş ve politika önerileri yapılmıştır.

## BİRİNCİ BÖLÜM

### 1. ETKİN PİYASALAR HİPOTEZİ

#### 10. Etkin Piyasalar Hipotezi ve Etkinliğin Derecesi

Etkin piyasalar hipotezi ilk olarak neoklasik bir iktisatçı olan Fama tarafından öne sürülmüştür. Etkin piyasalar hipotezinde; “Fiyatların mevcut bilgiyi daima tam olarak yansıttığı piyasalar etkin piyasalar olarak tanımlanır” (FAMA, 1970, s.383). Bu hipotezin bir ön koşulu olarak daha sonraları; “Fiyatlar, kazanç elde edebilmek için bilgideki hareketin marjinal faydası, marjinal maliyeti aşmayacak bir noktada bilgiyi yansıtır” (JENSEN, 1978, s.96) ve “Bilgi ve ticari maliyetler (bilgiyi yansıtmak için fiyat oluşumu maliyetleri) daima 0 dır (GROSSMAN-STIGLITZ, 1980, s.393) şeklinde yorumlar ortaya çıkmıştır. Bu yorumlarda vurgulanan; bilgiyi elde etmek için katlanılan maliyetin sıfır olması gerektiği veya bilginin sağlayacağı marjinal faydanın bilgiyi elde etmek için katlanılan marjinal maliyeti aşmaması gerektiğidir. Gerçektende rasyonel düşünen bir yatırımcı, bir bilgiyi elde edip kullanması için katlanması gereken maliyetin, bilginin getireceği kazançtan fazla veya eşit olduğu bir durumda, o bilgiye ulaşmak ve onu kullanmak istemeyecektir.

Daha sonraları Fama (1991), sermaye piyasalarının etkinliği için gerekli koşulları şöyle ifade etmiştir.

1-) Menkul kıymetlerin işlem maliyetleri yoktur.

2-) Tüm mevcut bilgiler piyasa oyuncularının kullanımına kısıtsız ve maliyetsiz açıktır.

3-) Tüm piyasa oyuncuları menkul kıymetlerin şimdiki ve gelecekteki fiyatlarının belirlenmesi için mevcut verinin aynı yönde kullanımı konusunda hemfikirdir.

Etkin Piyasalar hipotezi 3 yapıda incelenmiştir; zayıf etkinlik, yarı güçlü etkinlik ve güçlü etkinlik.

### 100. Zayıf Yapıda Etkinlik

Zayıf yapıda etkinlik, piyasalarda oluşan fiyatların hisse senedi fiyat serisinin geçmiş fiyat ve değerlerini kapsadığını, yani hisse senedinin geçmiş fiyat ve değerlerini kullanarak yapılacak analizlerin yatırımcıya normal üstü bir kazanç sağlamayacağını ifade etmektedir. Bu durumda teknik analiz işe yaramayacak, yani yatırımcıların hisse senedinin geçmiş fiyat serisini kullanarak çeşitli al-sat stratejileri oluşturması ile normal üstü bir kar elde edilemeyecektir. Etkin piyasalar hipotezi, hisse senedi piyasasındaki fiyat oluşumlarının rassal bir yürüyüş oluşturduğunu öne sürmektedir. Fama (1965), ABD'deki çeşitli hisse senedi fiyatlarına yaptığı otokorelasyon testleri sonucu, hisse senedi fiyatlarının rassal yürüyüşü takip ettiği sonucuna varmıştır. Bu sonuç aynı zamanda serinin herhangi bir deterministik trend taşımadığı ve rassal yürüyüşe uyduğu anlamına gelmektedir. Rassal yürüyüş aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Denklem 1'de  $Y_t$  hisse senedi fiyatlarını temsil etmektedir,  $u_t$  klasik varsayımlara uyan ortalaması sıfır ( $\mu$ ), varyansı sabit ( $\sigma^2$ ), ardışık bağımlı olmayan, olasılıklı hata terimidir. Böyle bir hata terimi "beyaz gürültü" hata terimi diye adlandırılır. (1) no'lu denklemde  $\rho = 1$  olması halinde,  $Y_t$  olasılıklı değişkeni, birim kök içermektedir denir ve birim kök içeren zaman serileri "rassal yürüyüş" olarak adlandırılır. Bu çalışmada serilere ADF ve Perron testi uygulanarak serinin rassal yürüyüşe uyup uymadığı incelenecektir. Eğer seri durağan değilse serinin rassal bir yürüyüşe sahip olduğu ve piyasanın zayıf yapıda etkin olduğu sonucuna varılır.

### 101. Yarı Güçlü Yapıda Etkinlik

Yarı güçlü yapıda etkin piyasalar, piyasadaki fiyatların halka açık olan tüm verileri yansıttığını, yani yatırımcıların bu verileri kullanarak normal üstü bir kazanç sağlayamadığı piyasalardır. Öyle ki, piyasadaki fiyatların oluşumunda zaten halka açık

olan bilgiler değerlendirilmiştir. Bilgiler açıklandığında fiyatlara gecikmesiz olarak yansımakta ve yeni fiyatlar oluşmaktadır; yani bilgiler fiyatları güncellemiştir. Artık herhangi biri bu bilgileri kullanarak normal üstü kazanç elde edemez. Temel analiz işe yaramayacaktır. Fama, ayrıca piyasa denge fiyatının oluşumunu ifade eden adil oyun (fair game) modelini geliştirmiştir. Bu model;

$$E(P_{j,t+1} | \phi_t) = [1 + E(r_{j,t+1} | \phi_t)] P_{j,t} \quad (2)$$

$$X_{j,t+1} = P_{j,t+1} - E(P_{j,t+1} | \phi_t) \quad (3)$$

şeklinde ifade edilmiştir. Denklemdaki E beklenen değer notasyonunu,  $\phi_t$  t zamanındaki fiyatlara tam yansıtıldığı varsayılan bilgi setinin sembolü,  $P_{j,t+1}$ , t+1 zamanında j'inci hisse senedinin fiyatı,  $X_{j,t+1}$  anormal (beklenmeyen) getiriyi,  $E(r_{j,t+1} | \phi_t)$  j'inci menkul kıymetin t+1 periyodunda  $\phi_t$  koşulunda beklenen getirisini,  $E(P_{j,t+1} | \phi_t)$  j'inci menkul kıymetin t+1 periyodunda  $\phi_t$  koşulunda beklenen fiyatını ifade etmektedir. Buna göre, anormal getiri ancak j'inci hisse senedinin t+1 zamanındaki fiyatının t zamanındaki bilgi setinin veri olması koşulu ile j'nin t+1 zamanındaki beklenen fiyatından yüksek olması durumunda gerçekleşir. Fakat bilginin tam yansıtılması durumunda anormal getirinin beklenen değeri 0 olacaktır. Bu aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$E(X_{j,t+1} | \phi_t) = 0 \quad (4)$$

Diğer bir deyişle, fiyatların mevcut bilgiyi tam yansıttığı koşulu altında (tam bilgiye sahip olduğu takdirde) anormal kazancın beklenen değeri 0 olacaktır.

Sermaye piyasalarının yarı güçlü yapıda etkin olarak tanımlanması için öncelikle şu iki önşartın sağlanması gerekmektedir;

1) Eşanlı öngörülme değişkenlerin, hisse senedi getirisi ile istatistiki bakımdan anlamlı ilişki içinde olması.

2) Gecikmeli öngörülen ve gecikmeli öngörülme ve eşanlı öngörülen değişkenlerin hisse senedi getirisi ile istatistiki açıdan anlamlı bir ilişki içinde olmaması gerekmektedir.



Buradaki deęişkenler halka açık tüm bilgilerdir. Eđer piyasa etkin bir piyasa ise, halka açık bilgilerin beklenen gemiş deęerleri ve cari deęerleri ile deęişkenlerin beklenmeyen gemiş deęerleriyle ilişkili olmamalıdır. Piyasanın etkinlięi söz konusu olduęunda, piyasanın fiyatları tam olarak yansıtmaması, deęişkenlerin beklenmeyen cari kısımları ile ilişkili olmasını gerektirmektedir.

Bu önşartlar aynı zamanda, Rasyonel Beklentiler Hipotezi ile de örtüşmektedir. Rasyonel Beklentiler Hipotezinde ekonomik birimlerin rasyonel davrandığı ve amaçlarının fayda maksimizasyonu olduęu ifade edilmektedir. Tercihler rasyoneldir ve mevcut tüm bilgi kullanılarak yapılmaktadırlar. Rasyonel Beklentiler Hipotezinin test edilmesinde kullanılan Barro (1977, 1978)'nun iki aşamalı yöntemi, Etkin Piyasalar Hipotezinin testi için de kullanılmaktadır. Rasyonel Beklentiler Hipotezinin testinde hisse senedi fiyatları yerine çıktı alınmakta ve makroekonomik deęişkenlerin gemiş ve cari deęerleri ile çıktının cari ve gemiş deęerleri arasındaki ilişki yukarıdaki önşartlar göz önüne alınarak incelenmektedir. Dięer bir açıdan, Etkin Piyasalar Hipotezinin testi hisse senedi piyasalarında Rasyonel Beklentiler Hipotezinin geçerlilięini test etmekle aynı anlama gelmektedir.

Ayrıca, eđer piyasa fiyatları ve makro ekonomik deęişkenler arasında kısa ve uzun dönemde bir nedensellik ve/veya eş bütünleşme varsa, yine bu verilerden yararlanarak gelecekte oluşacak fiyatlar tahmin edilebilmektedir ve yine sermaye piyasalarında herhangi bir anomali piyasanın etkin olmadığını göstermektedir. Çünkü anomalilerden yararlanarak normal üstü kar elde etmek mümkündür ve bu durum piyasanın etkin olmadığını göstermektedir.

## **102. Güçlü Yapıda Etkinlik**

Güçlü yapıda etkin piyasa, açıklanan veya gizli tüm bilgilerin fiyatlar tarafından yansıtıldığı piyasadır. Böyle bir piyasada halka açık veya açık olmayan tüm bilgiler fiyatlara yansımış olduęu için şirket içindekilerde dahil (insider) hiçbir yatırımcı normal üstü kar elde edemez. Halka açık olmayan bilgilerin elde edilebilmesi ve bu bilgilerin kullanımlarının açıkça gözlenememesi nedeniyle güçlü yapıda etkinlięin test edilebilmesi zordur.

## 11. Piyasa Etkinliğine Karşı Deliller ( Anomaliler )

Anomali, teori ile uyuşmayan bir gözlem veya realite olarak tanımlanmaktadır (THALER, 1987, s.169). Anomali hisse senetleri piyasası için tanımlanacak olursa, hisse senetleri fiyatlarındaki veya getirilerindeki normal olmayan hareketlerdir şeklinde tanımlanabilir. Etkin bir piyasada, hisse senedi fiyatları rassal yürüyüşü takip etmektedir ve aynı zamanda çeşitli bilgi kümelerinden yararlanarak normal üstü bir kazanç elde edilememektedir. Bu şartlar anomalilerin bulunduğu hisse senedi piyasalarında sağlanmamaktadır ve piyasanın etkin olmadığını gösteren bir delil olarak kabul edilmektedir. Belirli zaman aralıklarında, bir hisse senedi piyasasında anomalilerin bulunması hisse senedi fiyat endeksinin rassal olmadığını göstermektedir. Ayrıca bu anomalilerden yararlanarak yatırım yapan yatırımcılara normal üstü kazanç elde etme imkanı doğmaktadır.

Sermaye piyasalarında görülen anomalilerden bazıları mevsimsel anomaliler, küçük firma etkisi, fiyat – kazanç oranı etkisi, hava etkisi, vb. anomalilerdir. Bu anomalilerden bir kısım aşağıda kısaca açıklanmıştır.

### 110. Mevsimsel Anomaliler

Sermaye piyasalarında en çok görülen anomaliler mevsimsel anomalilerdir. Mevsimsel anomaliler aşağıdaki şekilde sıralanabilir.

- a. Günlere İlişkin Anomaliler
  - i. Haftanın günlerinin getirileri arası farklar
  - ii. Takas süresinin günler arası getiri farklarına etkisi
  - iii. Bir önceki haftanın kapanışının sonraki haftaya etkisi
- b. Seanslara İlişkin Anomaliler
  - i. Birinci ve ikinci seans getirileri arası farklar
  - ii. Birinci ve ikinci seans getirileri arası etkileşimler
- c. Aylara İlişkin Anomaliler
  - i. Ayların ortalama getirileri arası farklar

- ii. Ay başları, sonları ve diğer günler arası getiri farkları
  - iii. Yıl başları, sonları ve diğer günler arası getiri farkları
- d. Tatillere İlişkin Anomaliler
- i. Tatil öncesi ve sonralarının getiriler üzerine etkileri
  - ii. Uzun tatillerin getiriler üzerine etkileri ve aralarındaki farklar

Yukarıda verilen anomalilerin en önemlileri Ocak ayı ve haftanın günleri anomalileridir ([www.analiz.com.tr/egitim/anomali/02.html](http://www.analiz.com.tr/egitim/anomali/02.html), 2002).

Yukarıda bahsedilen anomali çeşitlerinden Ocak ayı etkisi, haftanın günleri, fiyat-kazanç oranı, küçük firma etkisi ve hava etkisi anomalileri aşağıda kısaca açıklanmıştır.

### **1100. Ocak Ayı Etkisi**

Ocak ayında hisse senedi getirilirinde diğer aylara oranla normal üstü bir artış gözlenmektedir. Rozeff-Kinney (1976), New York Borsası'nın 1904-1974 yılları arasını kapsayan dönemiyle ilgili yaptıkları çalışma sonucu Ocak ayının diğer aylara göre çok daha yüksek getiri sağladığını ve bu ayın ortalama getirisinin %3.48 iken, diğer ayların ortalamasının % 0.42 olduğunu tespit etmişlerdir.

Balaban (1997), Türkiye için yapmış olduğu çalışmada ay etkisini incelemiştir. Çalışmada 4 Ocak 1988 – 2 Haziran 1993 yıllarını ve 1600 veriyi kapsayan İMKB Ulusal 100 endeksini kullanmıştır. Ocak, Haziran ve Eylül aylarının getirilerinin diğer aylara göre daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Fakat, Ocak ayının getirisinin Haziran ve Eylül aylarının getirisinden yaklaşık iki kat daha yüksek olduğu tespit edilmiştir.

Bu anomalinin vergisel nedenlerden kaynaklandığı ileri sürülmüştür. Bu görüşe göre yatırımcılar mali yıl sonunda vergilendirilebilir gelirden düşmek amacıyla zarar ettikleri hisse senetlerini Aralık ayında satarak zararlarını realize etmektedirler. Dolayısıyla bu davranış biçimi Aralık ayında fiyatların düşmesine neden olmaktadır. Ocak ayında ise satış baskısının kalkması ve satılan hisselerin tekrar portföye alınması ile hisse fiyatları aşırı bir yükseliş göstermektedir ([www.analiz.com.tr/egitim/anomali/05.html](http://www.analiz.com.tr/egitim/anomali/05.html), 2002).

### 1101. Haftanın Günü Etkisi

Finansal literatürde haftanın günlerine ilişkin anomalilere “Haftanın Günü” veya “Hafta Sonu” anomalisi denmektedir. “Haftanın Günü Anomalileri” denilince, genelde hisse senedi getirilerinin haftanın ilk işlem günü olan Pazartesilerin düşük getiri sağlamaları ve haftanın son işlem günü olan Cumaların getirisinin diğer günlere göre daha yüksek olduğu anlaşılmaktadır. Yapılan birçok ampirik araştırma, bu anomalinin uluslararası nitelikte olduğunu göstermektedir.

Dünya çapında haftanın günlerini ortalama getiriler açısından inceleyen 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 çalışmalarda bulunan “Pazartesi Etkisi”ni destekler niteliktedir.

Dağlı (1996), haftanın günü etkisini Türkiye için incelemiştir. Çalışmada 1 Ocak 1988 – 31 Aralık 1995 dönemi için ve ayrıca 4 alt dönem için incelemiştir. Türkiye için kuvvetli bir haftanın günü etkisine rastlanmamıştır. Fakat, Cuma gününün getirisinin diğer günlere göre daha fazla olduğu tespit edilmiştir. En yüksek getiriye sahip olan Cuma gününü Çarşamba ve Perşembe günü takip etmektedir. En düşük ortalama getiriye Salı gününün sahip olduğu görülmüştür. Bunun yanında hisse senedi getirilerinde en riskli günün Pazartesi, en risksiz günün ise Cuma günü olduğu tespit edilmiştir.

Yalçın-Yücel (2004), haftanın günü etkisini Türkiye’yi de kapsayan 24 gelişen ülke için hem pazar getirisi, hem de pazar değişkenliği açısından test etmiştir. Türkiye’yi de içeren 20 ülkede haftanın günü etkisinin mevcut olduğu tespit edilmiştir.

Gökçe-Sarıoğlu (2004), Ocak 1995-Eylül 2003 dönemi için yapmış olduğu çalışmada, haftanın günlerinde seanslar arasında bir getiri farklılığı olup olmadığını araştırmıştır. Perşembe günleri her iki seansın, Cuma günleri 2. seansın getirilerinin diğer günlere oranla daha fazla olduğu tespit edilmiştir.

Haftanın günü anomalisine yol açan en önemli nedenlerden biri olarak takas süresi gösterilebilir. Takas süresi İMKB'de 8 Ekim 1990 ile 24 Haziran 1994 tarihleri arasında bir gün olarak uygulanmıştır. Bu tarihten itibaren ise 2 gün olarak uygulanmaktadır. Yeni sistemde Perşembe ve Cuma günleri hisse senedi alan yatırımcı, ödemesini ertesi hafta Pazartesi ve Salı günleri yapmaktadır. Borsada işlem yapılmayan Cumartesi ve Pazar günleri ise parasını faizde değerlendirebilmektedir. Bu durumda haftanın son iki iş günü işlem yapmak diğer günlere nazaran daha cazip hale gelmektedir. Dolayısıyla takas süresi etkisi Perşembe ve Cuma günkü yüksek getirilerin nedenlerinden biri olabilir ([www.analiz.com.tr/egitim/anomali/03.html](http://www.analiz.com.tr/egitim/anomali/03.html), 2002).

### **1102. Fiyat- Kazanç Oranı Etkisi**

Sanjoy Basu (1977), F-K oranı hakkında yapılmış ilk çalışmadır. Çalışmada 1957-1971 döneminde düşük fiyat kazanç oranına sahip şirketlerin hisse senetlerini tutan yatırımcıların diğer yatırımcılara göre daha fazla getiri elde ettiği sonucu elde edilmiştir. Bu bulgu etkin piyasalar hipotezi ile uyumlu bir sonuç değildir.

Karan (1996), 1988-1995 dönemine ait hisse senetleriyle dört portföy oluşturmuş ve fiyat-kazanç oranı, fiyat-satış, pazar değeri-defter değeri oranlarından yararlanarak uzun dönemde normal üstü bir kazanç elde edilip edilemeyeceğini incelemiştir. Elde edilen bulgular fiyat-satış ve pazar değeri-defter değeri oranları kullanılarak normal üstü bir kazanç sağlanabileceği yönünde olmuştur.

Canbaş-Düzakın-Kılıç (2000), 1993-1997 dönemini kapsayan ve İMKB'de işlem gören 173 endüstri şirketinden oluşan verilerle, 20 finansal rasyonun hisse senetlerinin değerlemesinde ve hisse senetlerinin getirilerinin açıklanmasında etkili olup olmadığını araştırmıştır. Fiyat-kazanç oranının da içinde bulunduğu rasyoların büyük bir kısmının hisse senedi yatırımcıları açısından yararlı bilgiler sağladığı ve temel analizi kullanarak normal üstü karlar sağlanabileceği tespit edilmiştir. Ayrıca, en fazla öneme sahip olan rasyoların likidite, finansal yapı ve karlılık ile ilgili rasyolar olduğu tespit edilmiştir.

### **1103. Küçük Firma Etkisi**

Küçük firma etkisi üzerinde yapılan ilk çalışma Banz (1981) tarafından yapılmıştır. 1936-1975 dönemini kapsayan periyot için düşük sermayeli şirketlerin hisse senetlerini elde tutarak aşırı bir getiri elde edilip edilemeyeceğini analiz etmiştir. Elde edilen sonuçlar, küçük firmaların hisse senetlerini elde tutarak normal üstü kazanç sağlanabileceğini ortaya koymaktadır.

Marisetty-Vedpuriswar (2002), Hindistan hisse senedi piyasası için küçük firma etkisini en küçük ve en büyük 25 firma üzerinde incelemiştir. Küçük firmaların büyük firmalardan daha iyi performans gösterdiğini tespit edilmiştir. Ayrıca, küçük firmaların hisse senetlerinin büyük firmalardan daha az işlem gördüğünden dolayı, küçük firma etkisinin ortaya çıktığı görüşünün yanlış olduğu tespit edilmiştir.

### **1104. Hava Durumu Etkisi**

Bu teoriye göre güneş ışığı insanların ruh halini iyi yönde etkilemektedir ve iyi bir ruh hali ile insanlar daha iyimser seçimler yapabilmekte ve daha iyi kararlar verebilmektedirler. Saunders (1993), New York Borsası için yapmış olduğu çalışmada, havanın bulutlu olduğu günlerde endekste düşme eğilimi olduğunu tespit etmiştir.

Tufan-Hamarat (2003), hava etkisini 26 Ekim 1987-26 Temmuz 2002 dönemi İMKB için incelemiştir. Çalışmada bulutlu günlerin İMKB endeksi üzerinde herhangi bir etki yaratmadığı tespit edilmiştir. Yatırımcıların farklı şehirlerden alım satım kararlarını verdikleri ve bununla birlikte yatırım kararlarının hava durumundan bağımsız olabileceği sonucuna ulaşılmıştır.

## **12. Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik İlişkiler**

Hisse senedi fiyatları veya menkul kıymetler borsası aynı zamanda bir ülkenin ekonomik ve/veya siyasi göstergesi olarak da nitelendirilebilir. Bu nedenle sermaye piyasaları ve makroekonomik değişkenler arasında çeşitli ilişkiler gözlenebilmektedir.



Çalışmada kullanılan makroekonomik değişkenlerle hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiler açıklanmaya çalışılmıştır.

## 120. Hisse Senedi Fiyatları ve Çıktı (RGSMH) Arasındaki İlişkiler

Genellikle borsalarda yaşanan bir düşüş sadece hisse senedine yatırım yapan yatırımcıları tedirgin etmemektedir, borsa aynı zamanda bir ülkenin ekonomisinin aynası olarak da görülmektedir. Genel kabul gören görüş hisse senedi fiyatlarının, bir bakıma borsa endeksinin, gelecek RGSMH'nin öncü bir göstergesi olduğudur. Resesyona borsa endekslerinde yaşanan ani düşüşlerle karakterize edilmektedir. Bu düşüşün öncelikle borsa endeksinde yaşandığı daha sonra ise RGSMH tarafından ülkenin ekonomik yapısına göre değişen bir gecikme ile takip edildiği düşünülmektedir. Bunun nedeni hisse senetlerinin şirketlerin temel verilerini yansıttığı görüşüdür. Şöyle ki hisse senetleri şirketlerin durumunu yansıttığı için, şirketlerin karlılığı ve üretimi azaldığında veya şirketlerin durumu kötüye gittiğinde hisse senetlerinin fiyatlarında bir azalma meydana geleceği düşünülür. Aynı zamanda şirketlerin üretimi azaldığında toplam üretimde bir azalma meydana gelecek ve böylece RGSMH'da da bir azalış meydana geleceği düşünülmektedir.

Carlstrom-Fuerst-Iannidou (2002), hisse senedi fiyatları ve RGSMH arasındaki ilişkinin iki şekilde olabileceğini ifade etmişlerdir. İlk olarak, kaynağı ne olursa olsun hisse senedi fiyatlarındaki bir düşüşün firmaların borçlanma maliyetlerini ve firmaların varlık pozisyonlarını değiştireceği düşüncesinden yola çıkılmaktadır ve bu yolla hisse senedi piyasasının RGSMH'yı etkileyeceği düşünülmektedir. Örneğin, hisse senedi fiyatları düştüğünde borçlanma firmalar için daha maliyetli olduğundan daha az borç alacaklar ve daha az yatırım yapabileceklerdir. Firmalar daha az yatırım yaptığında, RGSMH büyümesi yavaşlayacaktır. Bu görüşe "kredi kanalı etkisi" de denilmektedir.

Şirketler iki yoldan borçlanmaya gidebilmektedirler; öncelikle piyasaya ek hisse senedi çıkararak veya ikinci bir yol olarak banka ve devletten borçlanarak finansman sağlanabilmektedir. Firmaların piyasaya hisse senedi sürerek borçlanmak istemelerinin nedeni açık vergi ve faiz avantajlarıdır. Bunun yanında diğer bir sebep bütün yatırımcıların firmanın finansal durumu hakkında eşit olarak bilgi sahibi olamamalarıdır. Fakat, yatırımcıların şirketin mali durumu hakkında tam bilgiye sahip olduğu bir piyasada,

firmalar geniş oranda hisse senedi piyasaya çıkararak borçlanmaktan tamamıyla kaçınacaklardır. Çünkü yatırımcılar mali durumu bozuk olan bir firmanın hisse senetlerini almak istemeyecekler ve talep azalacaktır. Firmaların böyle bir durumda piyasaya ek hisse senedi çıkararak borçlanması güç olacaktır.

Firmalar ikinci bir yol olarak borçlanmak için devletten veya bankadan borçlanma yolunu seçeceklerdir. Daha düşük hisse senedi fiyatları aynı zamanda firmaların borçlanmasında istenen teminat miktarında bir azalmayı ifade etmektedir. Teminat miktarında azalma risk primini arttıracaktır ve çoğu firma için borç alma maliyetleri yükselecektir. Çok az varlıklı firmalar ve bundan dolayı borcun geriye ödenmesi için az teminatı olan firmalar, en yüksek faiz oranlarından borçlanacaktır. Daha yüksek borçlanma maliyetleri cari çıktıya daha fazla baskı yapacaktır ve gelecek çıktıda azalmaya yol açacaktır. Cari çıktı bu kredi kanalı etkisinin yokluğunda olandan daha fazla azalacaktır. Çünkü risk primindeki artış, faiz ve borçlanma maliyetlerini arttıracak; faizlerdeki artış da yatırımları daha da azaltacaktır. Sonuç olarak üretim ve tüketimde azalma ile birlikte GSMH'da da bir azalma meydana gelecektir.

Borsa endeksi ve RGSMH arasındaki ilişkiyi açıklamada kullanılan diğer bir yol ise nedensellik ilişkisinin borsa endeksinden gelecek RGSMH'ya değil, RGSMH'dan (tahmini veya beklentiler) güncel hisse senedi fiyatlarına doğru olduğudur. Yani gelecek RGSMH hakkında bilgi değişmelerinin (beklentilerin değişmesi) borsalardaki hisse senedi fiyatlarının değişmesine yol açabileceği görüşüdür.

Buna göre hisse senedi fiyatlarındaki hareket RGSMH'da ki hareketten önce gelmesi, nedensellik ilişkisinin hisse senetlerinden RGSMH'ya doğru olduğunu göstermemektedir. Gelecek RGSMH artış oranındaki büyümenin yavaşlamasını uman yatırımcılar bugünkü hisse senedi fiyatlarını daha da düşürebilirler. Eğer yatırımcılarda gelecekte RGSMH'da bir azalma olacağı beklentisi mevcutsa, bu beklenti şirketlerin karlarında bir azalma, kriz ortamı vb. düşüncelerle hisse senetlerine olan taleplerini düşürmelerine neden olacaktır.

Fakat, hisse senedi fiyatlarındaki düşüş ekonomik büyümeyi direkt olarak etkilemeyen bazı faktörler tarafından neden olunursa, hisse senedi fiyatlarındaki düşüş gelecek çıktı büyümesi hakkında hiçbir şey söyleyemeyecektir. Örneğin piyasadaki büyük bir şirketin



batışı borsada bir zayıflığa neden olabilir. Bu durum RGSMH beklentileriyle ilgili değildir. Bunun gibi hisse senedi fiyatlarındaki düşüşün RGSMH beklentileriyle doğrudan bir ilişkisi olmadığı takdirde, gelecekte kesinlikle RGSMH'da bir azalma olacağını göstermeyecektir.

### **121. Hisse Senedi Fiyatları ve Para Arzı Arasındaki İlişkiler**

Hisse senedi fiyatları ve para arzı arasındaki ilişki ilk olarak Sprinkel (1964) tarafından incelenmiştir. Sprinkel, paranın miktar teorisini kullanarak para arzı değişimlerinin hisse senedi fiyatlarını tahmin etmek için kullanılabileceğini tespit etmiştir. Fakat etkin piyasalar hipotezine ters düşen bu bulguya göre eğer piyasalar etkinse geçmiş bilgiler kullanılarak hisse senedi fiyatları tahmin edilememektedir. Cooper (1974), alternatif bir görüş sunmuştur. Bu görüşe göre normalde paranın miktar teorisi ve etkin piyasalar hipotezi karşıt görüşler olarak görünmesine rağmen gerçekte bu iki görüşün birbirini tamamlayıcı görüşler olduğu ifade edilmiştir. Cooper, beklentiler göz önüne alındığında gelecek para arzı artışlarının beklenmeyen kısmı için para arzı ve hisse senetleri arasındaki ilişkinin Sprinkel'in modelinde olduğu gibi olacağını belirtmiştir. Fakat, etkin bir piyasada, cari hisse senedi fiyatları tarafından para arzındaki artış beklentilerinin içerildiği, yani beklenen para arzı artışlarının fiyatlar tarafından yansıtıldığı tespit edilmiştir.

Sprinkel, basit miktar teorisi ile uyumlu bir model geliştirmiştir. Bu modele göre para arzı normalden daha fazla genişlediğinde (artan reel gelir nedeniyle artan talepten daha fazla) gerçekte tutulan nakite karşı, halkın istenen portföyü farklı olacaktır. Sonuç olarak bireyler para ile para dışı diğer fiziksel ve finansal varlıkları değiştirme (alma) eğilimine girerler. Bu mallara olan talep artığında malların fiyatlarında da bir artış olacaktır. Fiziki ve finansal varlıkların fiyatları yeni bir dengeye gelinceye kadar yukarıya doğru artış gösterecektir.

Para arzını normalden daha fazla arttırmayı sürdürdüğümüzde halk bu fiyat artışlarını bekler ve enflasyon nedeniyle halk varlıklarını nakit tutmanın dışında daha fazla değiştirmeye başlar. Sprinkel, para arzının değişim oranının hareketli ortalaması ve hisse senedi fiyatları arasında bir karşılaştırma yapmıştır. Verilerin grafikleri görsel olarak

incelenerek para deęişimi ařaęı dnşlerde yaklaşık on beş ay, yukarı dnşlerde yaklaşık 2 ay ile hisse senedi fiyatlarının deęişmesine yol atıęı sonucu elde edilmiştir.

Hamburger-Kochin (1972)'in yapmış oldukları alıřmada para arzının hisse senedi fiyatlarını bir ok deęişik yoldan etkiledięi ifade edilmektedir. Likidite etkisi para miktarındaki deęişikliklerin faiz oranı zerinde meydana getirdięi etkiyi ifade etmektedir. Para stokundaki bir artıř tutulan paranın son biriminde yani marjinal faydasında (getirisinde) bir azalmaya neden olacaktır. Para arzı miktarındaki byle deęişmeler para talebinde yer alan tm faiz oranlarında dşmeye neden olacaktır. Faiz oranlarında yařanan bir dşşn ise hisse senedi talebinde ve hisse senedi fiyatlarında artıřa yol aacaęı ifade edilmiştir.

Kazan etkisi, para arzındaki deęişimin mal ve hizmet talebini deęiřtirme etkisidir. Para arzındaki deęişim, toplam talebin seviyesinde deęişikliklere yol aabilmektedir ve řirket kazançları toplam talepteki deęişim iinde nemli bir yer tutmaktadır. Yani para arzı arttıęında retimde de bir artıř sz konusu olursa, toplam talep artıřından kaynaklanan milli gelirdeki artıřın byk bir blm, retimi gerekleřtiren řirketlerin gelir ve kazançlarının da artıřına yol aacaktır. Eęer para arzındaki deęişimi ieren bilgi, piyasa tarafından etkin olarak daha nceden hisse senedi piyasasına yansıtılmıřsa, hisse senedi fiyatlarında bir artıř sz konusu olmayacaktır. Fakat, bilgi fiyatlarda yansıtılmamıřsa hisse senedi fiyat hareketleri para stokundaki hareketleri takip edecektir.

nc etki risk primi etkisidir. Bir portfy hisse senedi, tahvil vb. finansal ve fiziki varlıklardan oluřmaktadır. Portfydeki finansal varlıkların getiri veya fiyatlarında meydana gelen dalgalanmalar, portfyn risk priminde bir artıřa neden olacaktır. Paracı grře gre para arzında meydana gelen dalgalanmalar, ekonomik olayların byk lde aıklayıcıdır ve para arzı byme oranındaki deęişkenlik, ekonominin deęişkenlięinin belirleyicisi olarak ifade edilmektedir. Para arzındaki hareketler hisse senedi fiyatlarında deęişmelere neden olmaktadır. Para arzında oluřan dalgalanmalar, hem ekonomik istikrarsızlıęın bir gstergesi olacaktır hem de hisse senedi fiyatlarında dalgalanmalara yol aacaktır ve hisse senedi fiyatları ile iliřkilendirilen risk primini etkileyecektir. Para arzının deęişkenlięi ekonominin deęişkenlięi olduęu iin risk primi artacaktır ve hisse senedi fiyatları dşecektir.

Mookerjee (1987), Fransa, Japonya, İtalya, Kanada, Almanya, İngiltere, Hollanda, İsviçre ve Belçika için yapmış olduğu çalışmada, sadece Fransa ve Belçika'da para arzı ile hisse senedi fiyatları arasında bir nedensellik ilişkisi olmadığını belirtmiştir. Diğer ülkelerde, ülkenin yapısına bağlı olarak nedensellik ilişkisinin yönünde farklılıklar gözlenmiştir.

Graham (1999), Finlandiya için yapmış olduğu çalışmada para arzı ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada dar tanımlı para arzı kullanılmıştır. Para arzı ve hisse senedi endeksi arasında negatif bir ilişki olduğu ve hisse senedi fiyat endeksinin para arzı değişmelerini tam ve eşanlı olarak yansıttığı tespit edilmiştir. Ayrıca, para arzındaki değişmelerin hisse senedi fiyatlarına yansımaya sürecinde, beklenmeyen para arzındaki azalışların beklenmeyen para arzındaki artışlara göre daha hızlı olduğu ifade edilmiştir.

## **122. Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki İlişkiler**

Özer (1999), hisse senedi fiyatları ve döviz kuru arasındaki ilişkilerin iki yaklaşım ile açıklanabileceğini ifade etmiştir: Bunlar geleneksel yaklaşım ve portföy yaklaşımıdır. Geleneksel yaklaşım, döviz kurundaki değişmelerin hisse senedi fiyatlarında değişmelere neden olacağını ifade etmektedir. Döviz kurundaki değişmelerin hisse senedi fiyatlarında meydana getireceği değişmeler mikro ve makro temellerde incelenebilir.

Yaygın olan inanca göre mikro düzeyde, döviz kuru değişmeleri bir firmanın portföy değerini etkiler. Çünkü döviz kurlarındaki dalgalanmalar, yurt içindeki firmaların karlılık düzeyi üzerinde önemli etkilere sahiptir. Döviz kurundaki değişmeler;

- i) Yabancı firmaların, yerli ihracatçı ve ithalatçı firmalarla olan rekabetin kurallarını,
- ii) Fiyatları uluslararası olarak belirlenen girdi kullanan firmalarla, yeniden satma amacı ile ithalat yapan firmaların girdi fiyatlarını,
- iii) Yabancı paralar cinsinden varlıkların değerlerini değiştirebilir.

Örneğin; TL'nin değer kazanması, büyük olasılıkla ihracata dönük faaliyetleri olan veya döviz alacağı bulunan Türk firmalarının karlılık düzeyinin azalmasına ve dolayısıyla hisse senetlerinin değerinin düşmesine neden olur (ÖZER, 1999, s.63).

Makroekonomik açıdan bakıldığında, ev sahibi ülke parasının değer kazanması ve hisse senedi endeksi arasında ters yönlü bir ilişki görülmektedir (ABDALLA-MURINDE, s.26). Buna göre, esnek döviz kuru sisteminin geçerli olduğu bir ülke parasının değer kazanması, o ülkenin ürünlerinin uluslararası piyasalarda rekabet gücünü azaltacak ve hisse senetlerinin değerini düşürecektir (GRANGER-HUANG-YANG, 1998, s.2). Buna karşılık dış ticaretinde ithalatın önemli yer tuttuğu bir ülke parasının değer kazanması ise o ülkenin ithal ettiği girdi fiyatlarının düşmesine ve yurt içi firmaların karlılığının artmasına neden olarak borsa üzerinde olumlu etki yaratır (ÖZER, 1999, s.63)

Son zamanlarda globalleşme ile birlikte dünya sermaye piyasalarının entegrasyonu daha da artmıştır. Bu nedenle döviz kurundaki değişmelerin, ülkelerin cari hesap dengesizliklerinden çok sermaye hareketlerini yansıttığı söylenebilir. Böyle bir sonuç da, döviz kuru değişmeleri ile hisse senedi fiyatları değişmeleri arasında nedenselliğin yönü konusunda portföy yaklaşımını ön plana çıkarmaktadır. Portföy yaklaşımının temel mantığı şu şekilde açıklanabilir (GRANGER-HUANG-YANG, 1998, s.2):

Hisse senetlerinin fiyatlarındaki bir düşüş, yerli yatırımcıların servet düzeylerinin azalmasına neden olur. Servetteki bir azalma, faiz oranlarının düşük bir düzeyde kalmasını sağlayacak biçimde para talebinde bir azalmaya yol açar. Bir başka deyişle, servetteki azalma nedeniyle para talebinde ortaya çıkan düşüş, düşük faiz oranları ile uyumlu olur. Düşük faiz oranları ise diğer etkiler sabit iken, ülkeden sermaye çıkışını teşvik eder ve buda ülke parasının değer kaybetmesine neden olur. Burada geleneksel yaklaşımın aksine hisse senetleri fiyatları döviz kurunun nedeni olur (ÖZER, 1999, s.64).

### **123. Hisse Senedi Fiyatları ve Enflasyon Oranı Arasındaki İlişkiler**

Fama (1981), enflasyon ve hisse senedi getirileri arasında sahte negatif bir ilişki gözlemlemiştir. Bu ilişkiyi Fisher'in miktar teorisi ile açıklamıştır. Bir miktar teorisyeni olarak Fisher, reel ve parasal sektörlerin birbirinden bağımsız olduğu görüşündedir. Parasal

değişimler ekonominin sadece nominal yönünü etkilemektedir, reel değişkenleri etkilememektedir. Fisher hipotezine göre nominal faiz oranları beklenen enflasyon oranı ve beklenen reel getirinin toplamı ile açıklanabilmektedir. Bu teori hisse senedi getirileri ve enflasyon arasındaki ilişkiye uyarlandığında, nominal getiri beklenen reel getiri ve beklenen enflasyon oranının toplamından oluşmaktadır. Reel getiri, reel faktörler tarafından belirlenir. Beklenen reel getiri ve beklenen enflasyon oranı ilişkisizdir. Fama bu hipoteze dayanarak reel hisse senedi dönüşümleri beklenen enflasyonla ilgili olarak dışsaldır görüşünü savunmaktadır. Buna göre enflasyon modeldeki reel aktivite değişkenlerinin bir vekili (Proxy) gibi hareket eder. Bu enflasyon ve reel aktivite arasındaki negatif bir ilişkiye sebep olur. Nominal getiri beklenen reel getiri ve beklenen enflasyon oranının toplamı olduğundan beklenen reel getirideki bir artış (azalış) aynı sonuca ulaşılması için beklenen enflasyon oranındaki bir azalışla (artışla) ikame edilmelidir.

Nominal getiriler ve enflasyon arasındaki ilişki incelendiğinde ise pozitif bir ilişki görülmektedir. Çünkü nominal getirilerin içinde enflasyon oranının da bulunması ile beklenen enflasyon oranında bir artış nominal getirilerde bir artışla, beklenen enflasyondaki bir azalış ise nominal getirilerdeki bir azalışla sonuçlanacaktır. Yani nominal hisse senedi fiyatları enflasyon oranını kapsayacak ve iki değişken arasında pozitif bir ilişki ortaya çıkacaktır.

Geske-Roll (1983), enflasyon ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin sahte olup olmadığını ve hisse senedi getirilerinin zincirleme makroekonomik olaylar nedeniyle enflasyonist beklentilere neden olup olmadığını tartışmışlardır. Reel ekonomik faaliyetlerdeki düşüşler şirket karlarında azalmalara, aynı zamanda hisse senedi fiyatlarının düşmesine neden olacaktır. Reel faaliyetlerdeki azalış, hükümetlerin planlanmış bütçe harcamalarını karşılayamamasına sebep olmakta ve bununla beraber bütçenin açık vermesine neden olmaktadır. Bütçe açıkları para basılarak karşılanacak ve enflasyon beklentileri ile beraber enflasyon oranı da artacaktır.

Chopin-Zhong (2000). Fama'nın Proxy yaklaşımı ile Geske-Roll'un yaklaşımlarını çoklu hata düzeltme modeli ve Johansen and Juselius eşbütünleşme yöntemi ile karşılaştırmışlardır. Her iki değişken arasında eşanlı bir ilişki tespit edilmiştir. Fakat,

incelenen dönem boyunca, bütçe açıklarının parasallaştırıldığı veya bütçe açıklarının reel ekonomiyi etkilediği tespit edilememiştir. Çalışma sonuçlarının Fama'nın Proxy hipotezi ile uyumlu olduğu ifade edilmiştir.



## İKİNCİ BÖLÜM

### 2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Bu bölümde etkin piyasalar hipotezi ile ilgili olarak, farklı yöntemlerle yapılan çalışmalar, diğer ülkeler ve Türkiye için yapılmış çalışmalar olarak iki başlık altında tarihsel sıralamaya göre incelenmiştir.

#### 20. Diğer Ülkelerde Yapılan Çalışmalar

Fama (1970), Dow Jones Sanayi Endeksinde yer alan 30 hisse senedine otokorelasyon testi uygulayarak zayıf yapıda etkinliği test etmiştir. Çalışmada kullanılan zaman serilerinin kapsadığı dönem hisse senedinden hisse senedine değişiklik göstermekle birlikte genelde 1957'nin sonlarıyla 26 Eylül 1962 dönemi içinde yer almaktadır. Testte her bir serinin logaritmik farkı kullanılmıştır. Hisse senetlerinin getirilerinin bir ölçümü olarak logaritmik fark kullanılmasının nedeni, bu kullanımın rassal yürüyüş literatüründe yaygın olarak bulunmasıdır. Serilere bir, dört, dokuz ve on altı günlük farklar alınarak otokorelasyon testi uygulanmıştır. Elde edilen otokorelasyon katsayıları incelendiğinde gecikmesi alınmış fiyat serileri veya getiriler arasında önemli bir lineer bağımlılık bulunamamıştır.

İkinci olarak, hisse senedi bölünmeleri ve kar payı dağıtımını piyasaya yeni bir bilgi girişi olarak değerlendirilmiştir. Burada yeni bir model oluşturularak hisse senedi bölünmelerinin olduğu ay etrafında anormal bir hareketin olup olmadığı test edilmiştir. Oluşturulan modelde bağımlı değişken olarak hisse senetlerinin getiri oranları, bağımsız değişken olarak piyasadaki belirli bir endeksin benzer getiri oranı kullanılmıştır. Belirli bir ay için tüm bölünmüş hisse senetlerinin ortalama hata terimleri toplamı elde edilmiştir. Ayrıca ilgili ayın kümülatif ortalama hata terimleri hesaplanmıştır.



Sonuç olarak kümülatif ortalama hata terimlerinde aşağıya veya yukarıya doğru net bir hareket gözlenmemiştir. Hisse senetlerindeki bölünmenin fiyatlara, bölünme ayının sonuna kadar tam olarak yansıtıldığı tespit edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, hisse senedi piyasasının hem zayıf yapıda hem de yarı güçlü yapıda etkin olduğunu göstermektedir.

Palmer (1970), para arzı değişim oranı ve hisse senedi fiyatları (Standart & Poor 425) arasındaki ilişkiyi Ocak 1959-Ağustos 1969 dönemi için serilerin grafiğinden yararlanarak araştırmıştır. Buna göre para arzı ve endeks arasında, 1964'ün ilk çeyreği ve 1965'in son çeyreği hariç, açık bir ilişki olduğu sonucu desteklenmektedir. İkinci bir gözlem ise iki serinin dönüm noktaları arasında sıkı bir ilişki olduğudur. Para arzının çoğunlukla birkaç ay öncesinden öncü bir gösterge olarak hareket ettiği tespit edilmiştir. Üçüncü bir gözlem olarak para arzındaki yüzde birlik bir değişimin hisse senedi fiyatlarında yaklaşık yüzde onluk bir değişmeye karşılık geldiği sonucuna ulaşılmıştır.

Homa-Jaffee (1971)'nin yapmış oldukları çalışmada, 1954-1969 yıllarını kapsayan üç aylık veriler kullanmıştır. Hisse senedi piyasası ve para arzı ilişkisi, ayrıca para arzının büyüme oranı regresyon analizi tekniği kullanarak tahmin edilmiştir. İkinci olarak yatırım stratejilerini belirleyen bir denklem (1960:Q1-1969Q4) tahmin edilmiştir. Regresyon denkleminde Standart & Poor 500 endeksi bağımlı değişken, para arzı ve para arzının artış oranı bağımsız değişken olarak kullanılmıştır.

Çalışmada parasal değişkenlerle endeks arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Ayrıca eğer bir yatırımcı mükemmel bir tahmin yaparak para arzını tahmin ederse, al-sat stratejilerini kullanarak yatırım yapan yatırımcıdan önemli derecede daha başarılı olacağı sonucu öne sürülmüştür. Mükemmel tahmin yapmaksızın, para arzı için tahmin edilen regresyon eşitliğinin nasıl iyi bir yatırım yapılacağı hakkında bir ölçü olarak kullanılabileceği ifade edilmiştir.

Cooper (1974), 1947-1970 dönemini kapsayan Standart & Poor Ulusal 500 endeksini ve M1 para arzının yüzde değişimi verilerini kullanılmıştır. 1947-1970 döneminin kullanılmasının nedeni çalışmada kullanılan cross-spektral metodun kovaryans durağan zaman serileri ile kullanılıyor olmasıdır. Çalışmada sadece 1947-1970 dönemi kovaryans durağan çıkmıştır. Çalışmada etkin piyasalar hipotezinin ve paranın miktar teorisinin



birbirine zıt olarak görünmesine rağmen, bu iki teorinin birbirini tamamlayıcı nitelikte olduğu belirtilmiştir. Buna göre nedenselliğin miktar teorisinde olduğu gibi para arzından hisse senedi getirilerine değil, hisse senetlerinden para arzına doğru olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca para arzı değişimlerinin hisse senedi getirileri üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiş ve bu etkin piyasalar hipotezini destekleyici bir bulgu olarak değerlendirilmiştir.

Rozeff (1974), hisse senedi piyasası etkinliğini, para arzı verilerine dayalı oluşmuş ticari kurallar ve parasal değişkenleri, hisse senedi dönüşümlerinin regresyon modelini test ederek incelemiştir. Çalışmada Aralık 1947-Şubat 1979 dönemini kapsayan para arzının büyüme oranını hesaplamak için M1, M2, M3 para arzı ve Standart & Poor 500 endeksi kullanılmıştır.

Elde edilen sonuçlar, hisse senedi dönüşümlerinin para arzının büyüme oranındaki ve büyüme oranının ilk farkındaki geçmiş veri ile ilişkisi olmadığını, ayrıca istatistiksel olarak anlamlı pozitif bir gecikme bulunmadığını göstermiştir. Cari hisse senedi dönüşümleri sadece cari parasal büyüme oranları ile ilgili önemli bir bilgi taşımaktadır, fakat herhangi bir yatırımcının cari para arzındaki büyüme oranı bilgisine sahip olmadıkça normal üstü kar elde edemeyeceği vurgulanmıştır.

Fama (1981), yapmış olduğu çalışmada, hisse senedi getirileri ile çıktı, enflasyon ve para arzı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yazar çalışmada aylık ve çeyrek yıllık dönemlerin başında gözlenen hazine bonosu faiz oranını, endüstriyel büyüme oranını, enflasyon oranını ve hisse senedi endeksini kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti 1953-1981 dönemini kapsamaktadır. Beklenen enflasyonu iki ayrı model kullanarak tahmin edilmiştir. Birinci model faiz oranının beklenen enflasyon oranına ve beklenen reel getirilere ayrıştırılmasından oluşmaktadır. Faiz oranları vade döneminin başlangıcında gözlemlendiği için bu yaklaşım ex-ante (dönem başı veya beklenen) beklenen enflasyon oranını verir. İkinci model para talebine ve paranın miktar teorisine dayanmaktadır. Bu yaklaşım ise reel aktivitenin büyüme oranını ve paranın bir fonksiyonu olan kayıtlı (şartlı) beklenen enflasyon oranını vermektedir.

Elde edilen sonuçlara göre, hisse senedi getirileri ile reel değişkenler arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Ayrıca, reel aktivite ve enflasyon arasında negatif bir ilişkiye de rastlanmıştır. Aynı çalışmada reel hisse senedi getirileri ve enflasyon oranı arasında negatif ve sahte (spurious) bir ilişki olduğu yönünde de bulgulara rastlanmıştır.

Darrat-Mukherjee (1986) yapmış oldukları çalışmada, 1948-1980 dönemini kapsayan yıllık verileri kullanarak Hindistan hisse senedi piyasasının yarı güçlü yapıda etkinliğini Granger nedensellik testini kullanarak test etmişlerdir. Çalışmada hisse senedi fiyat endeksi, para arzı, kısa ve uzun dönem faiz oranı, TUFİ fiyat endeksi ve RGSMH değişkenlerini kullanmışlardır. Hisse senedi fiyat endeksi ve çalışmada kullanılan veriler arasındaki nedensellik testleri sonucunda, para arzı ve hisse senedi fiyat endeksi arasında para arzından hisse senedi fiyatlarına doğru nedensel bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca uzun dönem faiz oranından hisse senedi fiyatlarına doğru negatif nedensel bir ilişki olduğu, enflasyondan hisse senedi fiyatlarına zayıf negatif bir nedensel ilişki olduğu ve Hindistan hisse senedi piyasalarının yarı güçlü yapıda etkin olmadığı tespit edilmiştir.

Mookerjee (1987), Fransa, Japonya, İtalya, Kanada, Almanya, İngiltere, Hollanda, İsviçre ve Belçika için yapmış olduğu çalışmada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini Granger (1969) nedensellik testini kullanarak belirlemiştir. Çalışmada kullanılan periyot Ocak 1975-Mart 1985 dönemini kapsamaktadır. Bu zaman periyodunun seçilmesinin nedeni dünya petrol krizi periyodundan ve döviz kuru değişiminden sonraki dönem olmasıdır. Tüm ülkeler için hisse senedi fiyatları endeksi, para arzının dar tanımı olan M1 ve geniş tanımlı para arzı M2 değişkenleri kullanılmıştır.

Sonuçlar, Fransa ve Belçika hariç diğer ülkelerde para arzı ve hisse senedi endeksi arasında ilişki bulunduğunu göstermektedir. Pazar etkinliğinde Kanada, Japonya, Almanya, İtalya ve İsviçre'de kullanılan verinin aylık veya üç aylık olmasına bağlı olarak ve kullanılan para tanımına bağlı olarak etkinlik derecesinde değişimler görülmektedir. Sadece Amerika ve İngiltere hisse senedi piyasaları tam olarak yarı güçlü etkin bulunmuştur.

Darrat (1988), 1960:Q1-1984:Q4 dönemini kapsayan çalışmasında makroekonomik değişkenler ve hisse senedi endeksi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Kanada için yapılan çalışmada hisse senedi endeksinin büyüme oranı kullanmıştır. Çalışmada hisse senedi fiyat endeksi, dar tanımlı para arzı, bütçe açığı, enflasyon oranı, kısa dönem faiz oranı ve RGSMH değişkenleri kullanılmıştır. Para ve maliye politikaları Barro'nun iki aşamalı yöntemi ile tahmin edilmiştir. Maliye politikası ex-ante olarak makroekonomik değişkenlerden yararlanarak tahmin edilmiştir. Hisse senedi fiyat endeksi bağımlı değişken para politikası gecikmeleri, maliye politikaları gecikmeleri ve endeksi belirleyecek diğer değişkenler açıklayıcı değişken olarak alınmış ve regresyon denklemi tahmin edilmiştir.

Elde edilen sonuçlara göre, para politikası ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkilerin etkin piyasalar hipotezini desteklediği belirlenmiştir. Fakat aynı zamanda, maliye politikası ve hisse senedi getirileri arasında istatistiksel olarak önemli gecikmeler olduğunu ve bu bulguların etkin piyasalar hipotezini desteklemediği ifade edilmiştir. Kanada hisse senedi piyasasının yarı güçlü yapıda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Hancock (1989). Amerika hisse senedi piyasasının yarı güçlü etkinliğini test etmek için Barro (1977, 1978)'nin iki aşamalı yöntemini kullanmıştır. Barro'nun iki aşamalı yönteminin ilk adımına göre değişkenler beklenen ve beklenmeyen değerlerine ayrılmıştır. Bunun için önce bağımlı değişkeni tahmin etmede kullanılacak bağımsız değişkenler belirlenmiştir. Daha sonra bu değişkenler regresyon denkleminde yerine konarak bağımlı değişken tahmin edilmiştir. Regresyon denkleminde elde edilen tahmin değerleri bağımlı değişkenin beklenen kısmını, denklemden elde edilen hata terimleri ise bağımlı değişkenin beklenmeyen kısmını temsil etmektedir.

İkinci aşamada ise bu regresyon denklemlerinden elde edilen değişkenlerin beklenen ve beklenmeyen değerleri ve bu değerlerin gecikmeleri bağımsız değişken, hisse senedi endeksi bağımlı değişken alınarak regresyon denklemi tahmin edilmiştir. Çalışmada, 1960-1985 dönemini kapsayan mali ve parasal üç aylık veriler; hisse senedi fiyat endeksi, para arzı, enflasyon oranı, işsizlik oranı, bütçe kısıtı, üç aylık hazine tahvili faiz oranı, RGSMH, yurt dışındaki devlet tahvili faiz oranıdır.

Honcock para politikasını temsilen para arzı büyüme oranı ve maliye politikasını temsilen bütçe kısıtı olmak üzere iki regresyon denklemi tahmin ederek bu iki değişkeni beklenen ve beklenmeyen bileşenlerine ayırmıştır. Beklenen ve beklenmeyen değişkenler politika hareketlerini temsil etmektedir. Burada hisse senedi endeksi reel değişken olarak alınmıştır. Para ve maliye politikalarının beklenen kısmının reel değişkenlerle ilişki içinde olmaması, beklenmeyen değişkenlerle anlamlı bir ilişki içinde olması beklenmektedir. Elde edilen sonuçlar, Amerikan hisse senedi piyasanın yarı güçlü yapıda etkin olduğunu göstermiştir.

Balvers-Cosimano-McDonald (1990) tarafından yapılan çalışmada, 1947-1987 dönemini kapsayan yıllık veri seti kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti enflasyon oranı, hisse senedi endeksi ve sanayi üretim endeksi verilerinden oluşmaktadır. Etkin piyasalar hipotezine dayanan yeni bir model oluşturmuştur. Bu model standart bir neoklasik büyüme modeli olarak değerlendirilmiştir. Toplam çıktıda meydana gelen değişim finansal varlıkların istenen dönüşüm oranını etkileyen tüketimi süpürmek için ekonomik ajanlar tarafından bir girişimde bulunulmasına yol açar.

Toplam çıktı otokorelasyonlu olduğu için, hisse senedi dönüşümleri çıktının rasyonel öngörüsüne dayanarak tahmin edilebileceği sonucuna ulaşılmıştır. Modelde öncelikle  $t+1$  dönemindeki çıktının bağımsız değişken olarak  $t$  dönemindeki çıktı ve zaman değişkeni kullanarak öngörü elde edilmesi gerektirmektedir. Daha sonra elde edilen  $t+1$  dönemindeki çıktı öngörüsünden veya çıktının öngörülen büyüme oranından yararlanarak hisse senedi dönüşümlerinin tahmin edilmesi adımlarından oluşmaktadır. Ulaşılan sonuçlara göre, model hisse senedi dönüşümlerinin yüzde yirmisinden daha fazlasını açıklayabilmektedir ve modelde beklendiği gibi gelecek dönüşümler ile cari çıktı arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Malliaris-Urrutia (1991). Standart and Poor 500 endeksi, M1 para arzı, sanayi üretim endeksi Ocak 1970-Haziran 1989 dönemini kapsayan aylık veriler ile yaptığı çalışmada nedensellik ilişkilerini tespit etmek için Granger (1969) nedensellik testini kullanmıştır. Test sonuçlarına göre, para arzı ve Standart & Poor 500 endeksi arasında eşanlı bir nedensellik söz konusudur. Ayrıca, Standart & Poor 500 sanayi üretim endeksinin nedenidir bulguları elde edilmiştir. Nedensellik ilişkilerinden yararlanarak hisse senedi

dalgalanmalarının gelecek reel ekonomik aktivitelerin öncü bir göstergesi olduğu tespit edilmiştir.

Lee (1992). reel aktivite, enflasyon, faiz oranı, hisse senedi dönüşümleri (New York Borsası) arasındaki nedensellik ilişkilerini araştırmak amacıyla çoklu bir vektör otoregresyon yaklaşımı kullanmıştır. Kullanılan veri seti Ocak 1947- Aralık 1987 dönemini kapsamaktadır. Çalışma sonucunda hisse senedi dönüşümleri ile para arzı artış oranı arasında nedensel bir ilişki bulunamamıştır, fakat hisse senedi ve faiz oranları reel aktiviteyi açıklayabilmektedir. Faiz oranları enflasyondaki değişimin önemli bir bölümünü açıklayabilmektedir. Ayrıca enflasyonun reel aktivitenin küçük bir kısmını açıklayabildiği tespit edilmiştir.

Frenberg-Hansson (1993), 1919-1990 dönemini kapsayan aylık hisse senedi fiyat verileri ile yapmış olduğu çalışmada İsveç borsası için zayıf yapıda etkinliği korelasyon testi uygulayarak sınamıştır. Korelasyon testlerinde 1 aydan 12 aya kadar kısa yatırım dönemi için hisse senedi getirilerinde negatif korelasyon bulunmuştur. Elde edilen sonuçlara göre, incelenen hisse senedi fiyatlarının rassal yürüyüş göstermediği, yani piyasanın zayıf yapıda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Thornton (1993), İngiltere (1963:Q1-1990:Q4) için Granger (1969) nedensellik testi kullanarak RGSMH, M0 (dar tanımlı) ve M5 (geniş tanımlı) para arzı, sanayi endeks makroekonomik değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Nedensellik testi öncelikle değişkenlerin doğal logaritmalarının ilk farkı için uygulanmış ve şu sonuçlara ulaşılmıştır: i) Hisse senedi endeksi M5 para arzının ve reel gayri safi milli hasıla değişkenlerinin Granger anlamda nedenidir. ii) M0 para arzı reel gayri safi milli hasılanın Granger anlamda nedenidir.

Bir sonraki adımda logaritmik değişkenlerin ilk farkının standart sapması için nedensellik testi uygulanmıştır. Buna göre, i) M5 Para arzı ve hisse senedi endeksi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu, ii) Reel gayri safi milli hasıla hisse senedi fiyat endeksinin ve M5 para arzının nedeni olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Buradan İngiltere için en azından dar tanımlı para arzının reel çıktı için öncü bir gösterge olduğu ve hisse

senedi fiyatlarındaki dalgalanmaların gelecek ekonomik aktivitenin öncü bir göstergesi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Ely ve Robinson (1994) Amerika, Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Finlandiya, Fransa, İtalya, Japonya, Hollanda, Norveç, İspanya, İsviçre, Yeni Zelanda ve İngiltere'nin yarı güçlü yapıda etkinliğini test etmişlerdir. Çalışmada kullanılan veri seti her bir ülkenin hisse senedi endeksi, tüketici fiyat endeksi, toptan eşya fiyat endeksi, en dar tanımlı para arzı, en geniş tanımlı para arzı, reel gayri safi milli hasıla, GSMH deflatörü, sanayi üretim endeksinden oluşmaktadır. Çalışmada eşbütünleşme ilişkilerini tespit etmek için iki değişkenli ve çok değişkenli olmak üzere Johansen (1990) eşbütünleşme analizi kullanılmıştır.

İki değişkenli modellerde hisse senedi fiyatları ve mal fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir. Sonuçlara göre hisse senedi fiyatları ve mal fiyatları arasında sadece incelenen ülkelerin birkaçında bir eşbütünleşik ilişki tespit edilmiştir. RGSMH dikkate alındığında sadece üç ülkede hisse senedi fiyatları ile RGSMH arasında eşbütünleşik ilişki (Avusturya, İtalya, Hollanda) vardır. Çoklu eşbütünleşme testi sonuçları ise reel çıktı ve para arzı da dahil olmak üzere, makroekonomik değişkenlerin hisse senetleri fiyatları ve enflasyon arasındaki etkileşimde önemli bir rol oynadığını göstermektedir. Elde edilen sonuçlar göz önüne alındığında, hisse senedi fiyatlarının enflasyona karşı güçlü bir kısıt olduğu hipotezi incelenen her durumda reddedilmiştir.

Dockery-Kavussanos (1996), panel veri kullanarak Atina hisse senedi piyasasının etkinliğini test etmiştir. Çalışmada kullanılan veri seti, 1988 Şubat-1994 Ocak aylarını kapsayan Atina hisse senedi piyasasındaki 150 şirketin 73'ünün hisse senedi kapanış fiyatlarını içermektedir. Örneklem için temel kriter olarak ticari aktivite alınmıştır. Bunun için tüm periyot boyunca ticari aktivitede bulunmayan hisse senetleri örneklemden çıkarılmıştır. Seriyeye Wald testi uygulanarak birim kök içerip içermediği test edilmiştir. Wald testi sonuçları hisse senedi fiyatları için rassal yürüyüş hipotezini red etmiştir. Hisse senedi fiyatları zaman boyunca sistematik olarak hareket etmeye eğilimlidir ve Atina borsası zayıf yapıda etkin değildir sonucuna ulaşılmıştır.



Poshakwale (1996), Hindistan için yapmış olduğu çalışmada 2 Ocak 1987– 31 Ekim 1994 dönemini kapsayan dolar bazında alınmış Bombay hisse senedi piyasası Ulusal endeksi günlük verilerini kullanmıştır. Çalışma, Bombay hisse senedi piyasası endeksinin rassal yürüyüşe uyup uymadığı ve piyasada haftanın günü etkisinin bulunup bulunmadığı üzerine yoğunlaşmıştır. İnceleme sonuçlarına göre piyasanın frekans dağılımının normal veya tekdüze olmadığı tespit edilmiştir. Run testi ve otokorelasyon testi sonuçları serinin rassal yürüyüşe uymadığını göstermiştir. Böylece piyasanın zayıf yapıda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer inceleme konusu olan haftanın günleri arasında açık bir fark olduğu gözlenmiştir. Şöyle ki; her bir günün ortalama getirisi istatistiksel olarak birbirinden farklı çıkmıştır. Hafta sonu etkisi yani Cuma gününün getirisi diğer günlerden istatistiksel olarak farklı çıkmıştır. Bu sonuca göre hisse senedi piyasasının yarı güçlü yapıda da etkin olmadığı görülmüştür.

Al-Ghamidi-Opong (1996) yapmış oldukları çalışmada, Suudi Arabistan hisse senedi piyasasının zayıf yapıda etkin olup olmadığını 1985–1991 dönemi için test etmişlerdir. Çalışmada elli şirketin bireysel haftalık hisse senedi getiri verileri kullanılmış ve aynı dönem için haftalık Suudi-Arabistan hisse senedi piyasası endeksi dönüşümleri test edilmiştir.

Piyasa endeksinin dağılım özellikleri incelenmiş ve örnekteki bireysel hisse senedi getirilerinin büyük bir çoğunluğunun normalden farklılık gösterdiği belirlenmiştir. Otokorelasyon testi şirketlerin hisse senetlerinin yaklaşık %76'sının bir dönem gecikmeleri ile istatistiksel olarak önemli bir korelasyon ilişkisi içinde olduklarını göstermiştir. Ayrıca run testi sonuçları hisse senetlerinin %48'inin fiyat değişimlerinin rassal yürüyüşe uyduğunu göstermektedir. Endekse uygulanan otokorelasyon testi ve run testi sonucunda Suudi Arabistan hisse senedi piyasalarının rassal yürüyüşe uyduğu yani piyasanın zayıf yapıda etkin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Baharumshah-Habibullah (1996), Malezya (Ocak 1978-Eylül 1992) için Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testi ile bir grup makroekonomik değişkenle (M1-M2 para arzı, RGSMH) hisse senedi fiyat endeksleri (Ulusal, Sanayi, Finans, Mülkiyet, Tarım, Kalay) arasındaki eşbütünleşme ilişkisini incelemiştir. Eşbütünleşme ilişkisini incelerken trendli ve trendsiz model olmak üzere iki eşbütünleşme denklemi kullanmıştır. Tarım endeksi

seviyesinde durağan çıkmıştır. Buna karşılık diğer bütün değişkenler birinci devresel farklarında durağan çıkmışlardır. Hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler (M1, M2 para arzı ve RGSMH) arasında herhangi bir eşbütünleşik ilişki tespit edilemediği için Malezya hisse senedi piyasası yarı güçlü yapıda etkindir sonucuna ulaşmıştır.

Kwon-Shin (1999), Kore (Ocak 1980 - Aralık 1992) için yapmış olduğu çalışmada çeşitli makroekonomik değişkenlerle (üretim endeksi, döviz kuru, ticaret dengesi, para arzı) hisse senedi piyasası endeksi arasındaki ilişkiyi vektör hata düzeltme modeli ve Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testi kullanarak incelemiştir. Çalışmanın sonucunda Kore hisse senedi piyasasının hisse senedi fiyat endeksinde makroekonomik değişkenleri yansıttığı bulunmuştur. Eşbütünleşme testi ve vektör hata düzeltme modeli hisse senedi fiyatlarının makro ekonomik değişkenler seti ile eşbütünleşik olduğunu göstermiştir.

Hisse senedi fiyatları endeksi ve üretim endeksi eşanlı olarak birbirlerini etkilemelerine rağmen genelde hisse senedi fiyatları endeksinin ekonomik değişkenler için öncü bir gösterge niteliğinde olmadığı tespit edilmiştir. Bu bulgunun Amerika ve Japonya piyasaları ile çeliştiğini ve bu farklılığın Kore hisse senedi piyasasındaki yatırımcıların farklılıklarından kaynaklandığı ifade edilmiştir. Ayrıca Kore piyasasının enflasyon ve faiz oranlarından daha çok uluslararası ticari aktivitelere karşı duyarlı olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Mobarek-Keasey (2000), Bangladeş hisse senedi piyasasının zayıf yapıda etkinliğini test etmek için yapmış oldukları çalışmada 2638 gözlemden oluşan Dhaka hisse senedi piyasası günlük verilerini (1988- 1997) kullanmışlardır. Sonuçları doğrulamak için 1988-1992 ve 1993-1997 dönemini kapsayan iki döneme ayırmışlar ve her bir dönem için testler ayrı ayrı uygulanmıştır. Çalışmada non-parametrik test olarak Kolmogrov-Smirnov testi ve Run testi ve parametrik test olarak otokorelasyon ve otoregresyon, ARIMA modeli kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre test edilen piyasanın rassal yürüyüşe uymaması ve farklı gecikmelerdeki anlamlı otokorelasyon katsayıları hisse senedi piyasasının zayıf yapıda etkin olmadığını göstermektedir. Ayrıca, farklı dönemler için sonucun değişmediği tespit edilmiştir.



Cheung-Coutts (2001) yapmış oldukları çalışmada, Hong Kong hisse senedi piyasalarının yarı güçlü yapıda etkinliğini test etmişlerdir. Çalışmada sabit ve değişen hata varyansı ve varyans oran testi ile Hang Seng endeksi incelenmiştir. Amprik sonuçlar endeksin rassal yürüyüşü takip ettiğini yani piyasanın zayıf yapıda etkin olduğunu göstermiştir.

Rapach (2001). Amerika ekonomisinin 1959:Q3-1999:Q1 dönemi üç aylık veriler ile yapmış olduğu çalışmada VAR modeli ve etki-tepki analizi yöntemlerini kullanmıştır. Çalışmada para arzı, toplam talep ve toplam arz şoklarının Amerikan reel hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini analiz etmek için yapısal bir vektör otoregresyon modeli kullanılmıştır.

Çalışmanın sonucunda her bir makro şokun reel hisse senedi fiyatları üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca toplam arz şoklarının uzun dönemde reel hisse senedi fiyatlarındaki açıklanabilen dalgalanmalarda önemli bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. Reel hisse senedi fiyatları tarihsel ayrışımının hisse senedi fiyatlarındaki 1990'ların sonlarında yaşanan dalgalanmaların, Amerikan ekonomisinin farklı sektörlerinden çıkan olumlu yapısal şoklar nedeniyle olduğunu göstermektedir. Çalışmada reel hisse senedi fiyatlarının etki tepki analizinde, enflasyon ve hisse senedi dönüşümleri arasında daha önceki ampirik çalışmalara uygun olarak negatif bir korelasyon olduğu görülmüştür.

Abrosimova-Linovski (2002), Rus hisse senedi piyasalarında zayıf etkinliğin varlığını 01 Eylül 1995 – 01 Mayıs 2001 dönemi için günlük veri kullanarak incelemiştir. Çalışmada Rus Ticari Sistem (RTS) endeksinin aylık, haftalık ve günlük değerleri kullanılmıştır. RTS endeksinin rassal yürüyüşe uygunluğunu belirlemek için birim kök testi, otokorelasyon testleri ve varyans rasyo testi kullanılmıştır.

Bu testlerin sonuçlarına göre yalnız aylık verilerde birim kökün varlığı reddedilememiştir. Haftalık ve günlük verilerde birim kökün varlığı reddedilmiştir. Ardışık bağımlılığın lineer ve non-lineer modellemesi ARIMA ve GARCH yöntemlerini kullanarak 01 Eylül 1995 –01 Ocak 2001 dönemi ile yapılmıştır. En iyi tahmini seçmek

için AR(p), MA(q)ve GARC süreci karşılaştırılmıştır. En iyi tahmini veren öngörü 02 Ocak 2001 – 01 Mayıs 2001 dönemi kapsayan veri seti için elde edilmiştir.

## 21. Türkiye’de Yapılan Çalışmalar

Alparslan (1989), yapmış olduğu çalışmada 10 Ocak 1986 – 8 Ekim 1988 dönemini kapsayan İMKB’den seçilmiş 15 hisse senedinin haftalık fiyat serileri kullanılmıştır. İMKB’nin zayıf yapıda etkinliğini sınavan çalışmada seri korelasyon ve filtre testi kullanılmıştır. Testlerden elde edilen sonuçlara göre, hisse senetlerinin bir haftadan 24 haftaya kadar gecikmeli fiyatları arasında korelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Böylece piyasanın zayıf yapıda etkin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Muradoğlu-Önkal (1992), para ve maliye politikalarının İMKB üzerinde etkisinin olup olmadığını Barro (1977, 1978)’nun iki basamaklı yöntemini kullanarak incelemiş ve İMKB’nin yarı güçlü yapıda etkinliğini test etmiştir. Çalışmada kullanılan veri seti Ocak 1986-Haziran 1991 dönemini kapsayan aylık verilerden oluşmaktadır. İlk adımda para ve maliye politikalarını temsil edecek olan iki denklem geliştirilmiştir. Daha sonra bu denklemler tahmin ederek beklenen ve beklenmeyen kısımlar elde edilmiştir. Denklem tahmin kısmı beklenen, hata terimleri ise beklenmeyen para ve maliye politikalarını temsil etmektedir. İkinci adımda ise bağımlı değişken İMKB endeksi ve bağımsız değişken beklenen politika etkilerinin cari ve gecikme değerleri, beklenmeyen değişkenin cari değeri alınarak ayrı ayrı denklemler tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, beklenmeyen politika etkileri ile İMKB endeksi arasında istatistiki açıdan anlamlı bir ilişki bulunmamış fakat beklenen değişkenlerin bazıları ile anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Balaban (1994), gelişen bir ülke olan Türkiye’de hisse senedi piyasalarında haftanın günleri etkisini araştırmıştır. Çalışmada İMKB ulusal 100 endeksinin ağırlıklandırılmış günlük değerleri ve 4 Ocak 1988–5 Ağustos 1994 dönemini kapsayan logaritması alınmış 1646 gözlem kullanılmıştır. Ağırlıklandırma t dönemindeki değerlerin bir önceki dönemin değerine bölünmesi ile yapılmıştır. Her bir yıl ve tüm periyot için t dönemindeki getiriler hesaplanmıştır. Haftanın günleri arasında istatistiksel olarak önemli bir farklılık olup olmadığını incelemek için beş kukla değişken oluşturulmuştur ki bu kukla değişkenlerin

dördü hafta içi günleri, bir kukla değişkende hafta sonunu temsil etmektedir. Bu regresyon denklemi tüm periyot, her bir yıl, ve ikişerli yıllar için hesaplanmıştır.

1988-1994 yılları için pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olan günler Çarşamba ve Cuma günleridir. Bu günlerde sırasıyla Cuma ve Çarşamba günleri en yüksek getiriye ve en düşük varyansa sahiptir. Çalışmadan İMKB’de haftanın günleri anomalisinin 1988-1994 yılları için mevcut olduğu ve zaman boyunca büyüklük ve yön değiştikçe haftanın günleri etkisinin de değiştiği tespit edilmiştir.

Balaban (1995), yapmış olduğu çalışmada İMKB Ocak 1988 – Ağustos 1994 dönemi ve alt dönemler için zayıf ve yarı güçlü etkinliği test etmiştir. Çalışmada zayıf yapıda etkinlik için rassal yürüyüş, yarı güçlü yapıda etkinlik için haftanın günleri anomalisi test edilmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre İMKB endeksi ne zayıf yapıda ne de yarı güçlü yapıda etkin bulunmamıştır. Rassal yürüyüş tüm periyotlar için reddedilmiştir. Yarı güçlü yapı için yapılan testlerde etkinliğin derecesi değişen zaman periyotları için farklılık göstermektedir.

Muradoğlu-Kıvılcım (1995), 1986:01-1993:12 dönemini kapsayan aylık verilerle İMKB’nin yarı güçlü etkinliğini Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) eşbütünleşme testlerini kullanarak incelemiştir. Çalışmada İMKB Ulusal 100 endeksi, M1 ve M2 para arzı, bütçe kısıtının bir göstergesi olarak Merkez Bankası’nın Hazine’ye olan kısa vadeli avansları, hazinenin üç aylık tahvil faiz oranı, Merkez Bankası dolar döviz kuru, TUFİ fiyat endeksi kullanılmıştır.

Endeks ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek için değişkenlere Johansen ve Engle-Granger eşbütünleşme yöntemleriyle ikili, üçlü, dördü ve beşli olmak üzere eşbütünleşme testleri uygulanmıştır. Her bir ADF durağanlık testi denklemine sabit, trend ve onbir mevsimsel değişken ilave edilmiştir. Yapılan testlerin sonucunda, makroekonomik değişkenlerle İMKB endeksi arasında çeşitli eşbütünleşme ilişkileri elde edilmiş ve İMKB’nin yarı güçlü yapıda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Özer (1996), çalışmasında İMKB Ulusal-100 endeksi, M2 para arzı, Bankalararası para piyasası gecelik faiz oranı, Merkez Bankası Amerikan doları ve Alman markını içeren

döviz kurları verilerini kullanarak, İMKB'nin yarı güçlü yapıda etkinliğini test etmek için çoklu Granger nedensellik testi Hsiao (1981) yöntemini kullanmıştır. Nedensellik testinde optimal gecikme uzunluğunu Akaike'nin son tahmin kriteri olan FPE kriteri ile belirlemiştir. Çalışmada kullanılan veri seti günlük veri seti olup 4 Ocak 1988 – 30 Aralık 1994 dönemini kapsamaktadır. Veri seti işlem hacmine bakılarak 3 kısma (1988-1989, 1990-1992, 1993-1994) ayrılmıştır. Tüm veri seti ve bu 3 dönem için ayrı ayrı nedensellik testi uygulanmıştır.

1988-1994 döneminde Alman markı ve faiz oranları neden ulusal endeks sonuç çıkmıştır, 1988-1989 döneminde incelenen değişkenlerden herhangi birisi denklemin sağ tarafında yer almamış bu dönem için tabloya sadece endeksin geçmiş değerleri konmuştur. Buna göre, bu dönem için piyasa yarı güçlü yapıda etkin, fakat zayıf yapıda etkin değildir. 1990-1992 dönemi için endekse neden olan değişken sadece Alman markı olarak tespit edilmiştir. 1993-1994 döneminde faiz oranı, dolar, M2 para arzı değişkenleri neden İMKB endeksi sonuç değişkeni olarak bulunmuştur. Sonuç olarak yazar, İMKB'de yatırım stratejilerinin sürekli değiştiğini ve yatırımcıların buna ayak uydurmalarının zor olacağını vurgulamıştır ve çalışmanın çift yönlü nedensellik ilişkisi, eşbütünleşme analizi ve hata düzeltme modeli kullanarak genişletilmesi gerektiğini önermiştir.

Dağlı (1996), İMKB bileşik endeksi günlük kapanış değerlerini kullanarak 1 Ocak 1988–31 Aralık 1995 döneminde hisse senedi piyasalarında haftanın günü ve ay etkilerini incelemiştir. Fakat bu genel dönemin yanısıra 4 alt dönem ve her yılı ayrı ayrı olarak da incelemiştir. Öncelikle haftanın günü etkisini ölçmek için her günün getiri oranını, ay etkisini ölçmek için aylık getiri oranlarını hesaplamıştır. Daha sonra haftanın günü etkisi için dört kukla değişken, ay etkisi için on bir kukla değişken içeren regresyon denklemleri kullanarak istatistiksel olarak farklı olan gün ve ayı belirlemeye çalışmıştır.

Çalışmanın sonucunda 1988-1995 döneminde en yüksek ve 0.01 anlamlılık düzeyinde en yüksek getiriye sahip olan gün Cuma günü olarak belirlenmiştir. 1., 2., 3., ve 4. alt dönemler için yine en yüksek getiriye sahip olan gün Cuma günü olarak belirlenmiştir. Ay etkisi incelendiğinde 1988-1995 döneminde ve 1. alt dönemde en yüksek getiriye sahip olan ay Ocak olarak tespit edilmiştir. 2. alt dönemde en yüksek getiriye sahip olan ay ise Kasım ayı olarak tespit edilmiştir.

Balaban-Candemir-Kunter (1996), Ocak 1989 – Temmuz 1995 dönemini kapsayan günlük verileri kullanarak İMKB'nin yarı güçlü etkinliğini test etmiştir. Çalışmada kullanılan veriler İMKB Ulusal 100 endeksi, dolar ve markın serbest piyasa döviz kuru, Bankalararası Para Piyasası gecelik faiz oranları, bankaların serbest rezervleri, TEFE ve TUFİ para sepetleri, dolaşımdaki para, M1 ve M2 para arzı, parasal taban, para sepeti (1 US doları + 1.5) Alman markı değişkenleri kullanılmıştır.

Öncelikle her bir makroekonomik değişken ARIMA modeli kullanılarak modellenmiş daha sonra beklenen ve beklenmeyen değerlerine ayrıştırılmıştır. Daha sonra elde edilen beklenen ve beklenmeyen değişkenlerin anlamlı cari ve gecikme değerlerini bağımsız değişken olarak ve İMKB endeksini bağımlı değişken olarak regresyon denklemi tahmin edilmiştir. Tahmin edilen regresyon denkleminde makroekonomik değişkenlerin beklenen ve beklenmeyen değerlerinin cari ve gecikme değerlerinin bazıları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Yurtiçi ve yurtdışı yatırımcıların bu ilişkilerden yararlanarak normal üstü kar elde etme imkanı olmasından dolayı İMKB'nin yarı güçlü yapıda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Kılıç (1997), İMKB endeks değerlerine ve borsada farklı sektörlerde faaliyet gösteren firmalara ait hisse senetlerinin fiyat serilerine birim kök testi uygulayarak rassal yürüyüş modelini ve zayıf yapıda etkinliği sınamıştır. Dolar bazındaki bileşik endeks değerleri Ocak 1986 – Temmuz 1996 dönemini, dolar bazındaki sanayi ve mali endeks değerleri Aralık 1990 – Temmuz 1996 dönemini kapsamaktadır. Ayrıca rasgele örnekleme yoluyla seçilen hisse senetleri 8 Ağustos 1990 – 4 Nisan 1996 dönemini kapsayan Çarşamba günleri kapanış fiyatları baz alınmıştır. Çalışmada günlük serilerdeki taraflılığı en düşük seviyeye indirmek için haftalık ve aylık veriler kullanılmıştır.

Çalışmada, fiyat serilerinin birim kök içerip içermediğini test etmek için sabitsiz, sabitli, sabitli ve trendli olmak üzere 3 model içeren Geliştirilmiş Dickey-Fuller birim kök testi uygulanmıştır. Yapılan birim kök testleri sonucunda mali, sanayi ve bileşik endeksin ve seçilen hisse senedi fiyat serilerinin birim kök içerdiği sonucuna varılmıştır. Serilerin birim kök içermesi, ilgili değişkenlerin deterministik ve/veya stokastik trend taşımadığını ve aynı zamanda İMKB'nin zayıf yapıda etkin olduğunu göstermektedir.

Balaban (1997), İMKB'nin zayıf ve yarı güçlü yapıda etkinliğini test etmiştir. Testin uygulandığı dönem 4 Ocak 1988–2 Haziran 1994 dönemini kapsamakta ve 1600 gözlemden oluşmaktadır. Testte ağırlıklandırılmış İMKB Ulusal 100 endeksi kullanılarak zayıf ve yarı güçlü yapıda etkinlik test edilmiştir. Çalışmada farklı olarak dünya borsalarında sıkça görülen Ocak ayı anomalisi test edilmiştir. Zayıf yapıda etkinliğin testi için Peters (1994) yöntemi kullanılmıştır.

Elde edilen sonuca göre, İMKB endeksi rassal yürüyüşe uymamaktadır. Ocak ayı anomalisini tespit etmek için kullanılan seri 4 Ocak 1988 – 31 Aralık 1993 dönemini kapsamaktadır. Her ay için günlük yüzde getiriler hesaplanmıştır. Ayrıca her ayda ortalama yirmi çalışma günü olduğu göz önüne alınarak bileşik getiriler hesaplanmıştır. Ay etkisini hesaplamak için ortalama günlük getiriler karşılaştırılmıştır. Ek olarak karşılaştırma amacıyla her ay için oynaklık hesaplanmıştır. Testlerin ampirik sonuçlarına göre üç ay istatistiksel olarak önemli bulunmuştur. Bu aylar Ocak, Haziran ve Eylül aylarıdır. Bu aylar arasında en yüksek ortalama getiri oranına sahip ay Ocak ayıdır ki diğer aylar göz önüne alındığında iki kat daha fazla ortalama getiriye sahiptir. Bu sonuçlar İMKB'de çeşitli anomalilerin olduğunu göstermektedir.

Kargı-Terzi (1977), yaptıkları çalışmada dört değişkenli bir VAR modeli, varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizi kullanılmıştır. Çalışmada 1986:01-1996:06 dönemini kapsayan İMKB 100 Endeksi, TÜFE, bir yıl vadeli mevduata uygulanan faiz oranı ve sanayi üretim endeksi değişkenleri kullanılmıştır.

Yapılan VAR analizi, İMKB endeksi ile enflasyon arasında çift yönlü bir nedensellik olduğunu, enflasyonun İMKB endeksi yanında faiz oranlarından etkilendiğini ve faiz oranlarıyla enflasyon arasında çift yönlü bir nedensellik olduğunu göstermektedir. Sanayi üretim endeksi ile diğer değişkenler arasında önemli bir ilişki olmadığı tespit edilmiştir.

Varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizi sonuçları, İMKB'nin reel kesimdeki değişimleri açıklamadaki gücünün oldukça zayıf olduğunu, İMKB'nin enflasyonun ancak küçük bir bölümünü açıkladığını ve enflasyondaki değişimin önemli bir kısmının faiz oranları tarafından açıklandığını göstermektedir. Ayrıca enflasyon reel kesimdeki değişimlerin küçük bir kısmını açıklarken reel kesim enflasyondaki şoklara negatif yönde fakat oldukça zayıf tepki göstermektedir. Genel bir sonuç olarak, İMKB'nin enflasyona



karşı bir zırh olma özelliğini taşıyabilmesi için yeterince gelişmemiş olduğu tespit edilmiştir.

Özmen (1997), yapmış olduğu çalışmada sermaye artırımlarının hisse senedi fiyatları üzerinde ne gibi bir etki yapacağını incelemiştir. Buna göre sermaye artırımını sonucu hisse senedi fiyatlarında üç türlü değişim olabilir; bunlar nötr etki, negatif etki ve pozitif etkidir. Etkin piyasalar hipotezi teorisine göre sermaye piyasalarında sermaye artırımını sonucunda hisse senedi fiyatlarında nötr bir etki meydana gelecektir, yani fiyatta bir değişim olmayacaktır. Etkin bir piyasada bir hisse senedinin fiyatı, ancak onun gelecekte yaratacağı nakit akımlarının beklenen getirisi ile riski tarafından belirleneceği ifade edilir.

Özmen, İMKB'de sermaye artırımını yaşandığında ortaya hisse sahibine doğan bir rüçhan hakkı olduğunu ve bu rüçhan haklarının alınıp satıldığı ikincil bir piyasa olmadığından dolayı rüçhan hakkını kullanmaması durumunda hisse sahibinin söz konusu hakkın piyasa değeri kadar zarar edeceğini ifade etmektedir. Dolayısıyla sermaye artırımına eski ortaklardan her zaman bir talep olduğunu, bu durumda talep artışından kaynaklanan bir fiyat artışı gözlemlendiğini ifade etmektedir. Ayrıca, bir yatırımcının bazı bilgilerden yararlanarak normal üstü bir kazanç sağlaması söz konusu olduğu için piyasanın yarı güçlü yapıda etkin olmadığı söylenebilir.

Sönmez-Berik (1997) yapmış oldukları çalışmada, hisse senedi getirileri ile beklenen enflasyon arasındaki ilişkileri incelemişlerdir. Çalışmada kullanılan hisse senedi getirileri veri seti, İMKB bileşik endeksini ve bu endekste meydana gelen değişimleri yansıtmaktadır. Ayrıca reel etkileri belirleyebilmek amacıyla İMKB endeksinin enflasyondan arındırılmış hali veri setine dahil edilmiştir. Analizde kullanılan diğer bir veri seti ise TEFE fiyat endeksi, para arzındaki (emisyon hacmi) değişim ve hazine bonusu getirileridir. Çalışmada kullanılan veri seti Ocak 1989–Haziran 1995 yıllarını kapsamaktadır.

Beklenen ve beklenmeyen enflasyon oranları üç farklı yolla oluşturulmuştur. Birinci yöntem olarak ARIMA modeli kurularak beklenen ve beklenmeyen enflasyon serisi oluşturulmuştur. İkinci modelde üç aylık hazine bonoları faizlerinden açıklayıcı değişken alınarak tahmini enflasyon tahmin edilmeye çalışılmıştır. Üçüncü yöntemde ise para

arzındaki deęişim açıklayıcı deęişken alınarak tahmini enflasyon belirlenmiştir. En güvenilir sonuçlar, ARIMA modeli ile elde edilmiştir. Daha sonra hisse senedi getiri oranları hesaplanmıştır. Son olarak hisse senedi getirileri ile tahmini enflasyon arasındaki ilişki tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre nominal hisse senedi getirileri ile tahmini enflasyon arasında pozitif ve istatistiki açıdan anlamsız bir ilişki gözlenmiştir. Tahmini enflasyon oranı ile reel hisse senedi getirileri arasında negatif ve anlamlı bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Özer (1999), döviz kurundaki deęişmelerin hisse senedi fiyatlarında bir deęişim yaratıp yaratmayacağını incelemiştir. Bu nedenle öncelikle iki deęişken arasındaki nedensellik ilişkilerinin belirlenmesi gerektiğini belirtmiştir. Deęişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini tespit etmek için Granger nedensellik analizini, eşbütünleşme ilişkilerini tespit etmek için ise Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri kullanmıştır. İki deęişken arasında bir eşbütünleşik ilişki tespit edilemediği için nedensellik ilişkisinin belirlenmesinde Granger nedensellik analizini yapmıştır. Elde edilen sonuca göre nedensellik ilişkisi hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğrudur. Yani İMKB endeksinin neden döviz kurunun sonuç olduğu tespit edilmiştir.

Önder-Metin-Muradoęlu (1999) tarafından yapılan çalışmada, çeşitli zaman serisi modellerini kullanarak, İMKB endeksi için öngörülerde bulunmakta ve modellerin öngörü performanslarını karşılaştırmaktadır. İMKB'nin gelişmekte olan piyasa özellikleri göz önüne alınarak, hisse senedi fiyatlarının para arzı, enflasyon haddi, faiz haddi, döviz kuru ve bütçe dengesi yoluyla öngörüsüne çalışılmıştır. İlk olarak verilerin zaman serisi özellikleri incelenmiş, birim kök ve eşbütünleşme sınaması yapılmıştır. Ardından vektör otoregresyon (VAR), hata düzeltme modeli (HDM) ve tek deęişkenli ARIMA modelleriyle, 1986:01-1995:12 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak tahmin gerçekleştirilmiştir. Örnek dışı öngörü uygulamasına göre, daha yalın olan tek deęişkenli ARIMA modelinin daha iyi performansa sahip olduğu gözlenmiştir.

Canbaş-Düzakın-Kılıç (2002). Türk firmaları tarafından yayınlanan finansal verilerin ve makroekonomik deęişkenlerin hisse senetlerinin deęerlenmesinde kullanılıp kullanılmadığını incelemiştir. Çalışmada 1998 İMKB şirket yıllıklarından elde edilen yirmi finansal rasyo, TUFİ ve sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. Veri seti 1993-1997



dönemini kapsamaktadır. Çalışmada ilk adım olarak firmaların finansal rasyolarından yararlanarak firmaların finansal karakteristikleri ve özellikleri temel bileşim analizi kullanılarak belirlenmiştir. İkinci adımda ise, ilk adımdan elde edilen firmaların finansal özellikleri ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki logit model ile araştırılmıştır.

İlk adımdan elde edilen sonuçlara göre, firmalar üç ana özellikle karakterize edilebilir; likit pozisyon ve karlılık, karın hissedarlara dağıtımı ve büyüme. İkinci adımın sonucunda ise firmalar tarafından yayınlanan finansal veriler hisse senedi değerlemesinde kullanılmaktadır, bunun ötesinde yatırımcılar için önemli bir bilgi kaynağıdır. Ayrıca enflasyon oranı ve hisse senedi fiyatları arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Fakat, TUFİE ve hisse senedi fiyatları arasında anlamlı bir ilişki elde edilememiştir.

Aksoy-Sağlam (2002) yapmış oldukları çalışmada, sınıflayıcı sistem kullanarak, İMKB 100 endeksinin değişik seviyeleri için beklenen risk ve getirileri hesaplayarak İMKB'nin zayıf yapıda etkinliğini test etmiştir. Çalışmada kullanılan veri seti 3 Temmuz 1987–15 Ağustos 2001 dönemini kapsamaktadır. Dolar bazındaki İMKB 100 endeksine ait 3513 gözlem kullanılarak, aynı döneme ait fiyat ve getiri serisi oluşturulmuştur.

Endeksin düşük seviyelerinde, yatırım süresinden bağımsız olarak, beklenen getirinin ve endekse duyulan güvenin daha yüksek olduğu, endeks seviyesinin yukarıya doğru hareketi ile eş zamanlı olarak endeks getirisinin ve güvenin aşağıya doğru indiği gözlenmiştir. İMKB 100 endeksi kapsamında bulunan hisse senetlerinden oluşan bir portföy dikkate alındığında, yatırımcı için, yatırım süresinden bağımsız olarak endeksin düşük olduğu seviyelerde portföyü satın almak, optimal strateji olarak ortaya çıkmaktadır. Öte yandan böyle bir portföyü optimal elde tutma süresi yaklaşık bir yıl olarak tespit edilmiştir. Bu durum çalışmada yeni bir anomali olarak dikkate alınmıştır.

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### 3. EKONOMETRİK YÖNTEM ve VERİ SETİ

Çalışmada İMKB'nin zayıf ve yarı güçlü yapıda etkinliği Engle-Granger (1987), Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testleri, hata düzeltme modeli, Granger (1969, 1981) ve Hsiao (1982) nedensellik testleri kullanılarak test edilmiştir.

#### 30. Durağanlık ve Birim Kök Analizi

Zaman serisi analizlerinde kullanılacak veri setlerinin öncelikle durağan olması gerekmektedir. İktisadi zaman serileri genellikle seviyelerinde durağan değildirler. Ekonometrik çalışmalarda durağan olmayan zaman serilerinin kullanılması halinde EKK tahmincilerinin katsayıları ve t istatistikleri normal dağılıma uymamaktadır. Ayrıca sahte regresyona (spurious regression) neden olabilmektedir. Bunun sonucunda gerçekte değişkenler arasında olmayan ilişkiler ortaya çıkabilmekte ve/veya regresyonun açıklayıcılık gücünü gösteren  $R^2$  olduğundan farklı çıkabilmektedir.

Durağanlığın genel tanımı şu şekilde yapılabilir: Ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı, bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç için durağandır (GUJARATI, 1999, s.713).

Durağan bir zaman serisinin ortalaması ( $E(Y_t) = \mu$ ), varyansı ( $var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ ) ve ortak varyansı  $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]$ 'dir ve bunları ne zaman ölçersek ölçelim değişmeyecektir.

Bir zaman serisinin deterministik veya stokastik bir trend içermesi serinin durağan olmadığını gösterir. Çünkü seride stokastik veya deterministik bir trendin olması serinin

ortalamasının, varyansının ve ortak varyansının zaman içinde değişmesine neden olacaktır. Ayrıca ortalama, varyans ve ortak varyans trendin etkisiyle artış veya azalış gösterecektir. Zaman serilerinden trend etkisinin arındırılması ile elde edilen zaman serilerine trend durağan seriler denmektedir. Bazı zaman serilerinin durağan hale gelmesi için trendden arındırmak yeterli olmamaktadır. Bu durumlarda serinin durağanlaşması için seri durağan hale gelene kadar farkı alınması gerekir ki bu şekilde durağanlaştırılan serilere fark-durağan seriler denmektedir.

Bazen serilerde mevsimsel eğilim bulunabilmektedir. Serideki mevsimsel eğilim serinin durağanlığını etkileyerek durağan olan bir serinin durağan olmamasına veya durağan olmayan bir serinin durağan olmasına neden olabilmektedir. Bu yüzden serideki mevsimsel eğilimin giderilmesi gerekmektedir. Serideki mevsimselliği tespit etmenin yollarından biri de kukla değişkenlerden yararlanmaktır. Serinin aylık veya üç aylık olmasına göre kukla değişkenler oluşturulur. Örneğin seri aylık ise ilgili aya bir diğer aylara sıfır değeri verilerek onbir kukla değişken oluşturulur. Model aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n-1} \alpha_i D_i + e_t \quad (5)$$

Eğer  $D_i$ 'lerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı çıkarsa seride mevsimsel bir eğilim vardır. Denklemden elde edilen hata terimleri söz konusu değişkenin mevsimsel dalgalanmalardan arındırılmış kısmı olacaktır (IŞIĞIÇOK, 1994, s.24).

Bir zaman serisinin durağan olup olmadığını ölçmek için çeşitli testler kullanılmaktadır. Bu çalışmada, serilerin durağanlığı Standart Dickey-Fuller (SDF), Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Perron (1989) birim kök testleri kullanılarak belirlenmiştir.

### 300. Standart Dickey-Fuller Birim Kök Testi (SDF)

Serilerin stokastik veya deterministik bir trend içeriyor olması serinin durağan olmadığını göstermektedir. Bir serinin stokastik veya deterministik bir trend içerip içermediği SDF ve ADF testleri ile belirlenebilmektedir. Stokastik trend içeren bir değişken en basit şekilde aşağıdaki denklemle ifade edilebilir.

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

Dickey-Fuller (1979,1981) bir serinin durağanlığını test etmek için sabitli, sabitli ve trendli olmak üzere 2 denklem kullanmıştır ve bunlar sırasıyla (7) ve (8) no'lu denklemlerde gösterilmiştir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Trend} + \alpha_2 Y_{t-1} + e_t \quad (8)$$

Yukarıdaki denklemlerde  $Y_t$  durağanlığı incelenen zaman serisini,  $Y_{t-1}$  incelenen zaman serisinin bir gecikmesini,  $e_t$  stokastik hata terimlerini,  $\alpha_i$  değişkenlerin katsayılarını göstermektedir. Birim kök testine ilişkin hipotezler sırasıyla aşağıdaki şekilde verilmiştir.

(7) no'lu denklem için;

$$H_{10}: \alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0$$

(Seri birim köke sahiptir, seri durağan değildir.)

$$H_{11}: \alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0$$

(Seri birim köke sahip değildir, seri durağandır.)

(8) no'lu denklem için;

$$H_{20}: \alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0, \alpha_2 = 1$$

(Seri birim köke sahiptir, seri durağan değildir.)

$$H_{21}: \alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0, \alpha_2 \neq 1$$

(Seri birim köke sahip değildir, seri durağandır.)

hipotezleri test edilmektedir. (7) no'lu denklemde  $\alpha_1$ , (8) no'lu denklemde  $\alpha_2$  katsayısı kritik tablo değerleriyle karşılaştırılır.  $\alpha_1$  ve  $\alpha_2$  katsayıları kritik tablo değerlerinden büyükse  $H_{10}$  ( $H_{20}$ ) reddedilir ve serinin durağan olduğuna karar verilir.

### 301. Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi (ADF)

Standart Dickey-Fuller birim kök testi serideki otokorelasyonu dikkate almadığı için Dickey-Fuller tarafından Augmented Dickey-Fuller birim kök testi geliştirilmiştir. ADF testinde serideki otokorelasyon problemini gidermek için denklemin sağ tarafına otokorelasyon problemini giderecek kadar değişkenin gecikmesi eklenmektedir. (9) ve (10) no'lu ADF birim kök testinde kullanılan denklemler aşağıda verilmiştir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (9)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Trend} + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (10)$$

(9) no'lu denklem için;

$$H_{10}: \alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0$$

(Seri birim köke sahiptir, seri durağan değildir.)

$$H_{11}: \alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0$$

(Seri birim köke sahip değildir, seri durağandır.)

(10) no'lu denklem için:

$$H_{20}: \alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0, \alpha_2 = 1$$

(Seri birim köke sahiptir, seri durağan değildir.)

$$H_{21} : \alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0, \alpha_2 \neq 1$$

(Seri birim köke sahip değildir, seri durağandır.)

hipotezleri test edilmektedir. SDF'de olduğu gibi (9) no'lu denklemde  $\alpha_1$ , (10) no'lu denklemde  $\alpha_2$  katsayısı kritik tablo değerleriyle karşılaştırılır.  $\alpha_1$  ve  $\alpha_2$  katsayıları kritik tablo değerlerinden büyükse  $H_{10}$  ( $H_{20}$ ) reddedilir ve serinin durağan olduğuna karar verilir.  $H_{10}$  ( $H_{20}$ )'ın reddedilememesi durumunda serinin birim köke sahip olduğu ve durağan olmadığı sonucuna varılır. Eğer seri durağan değilse söz konusu model birim kök içerir ve tesadüfi yürüyüş modeli olarak adlandırılır. Bu çalışmada otokorelasyon problemini dikkate aldığı için ADF testi kullanılmıştır.

### 302. Yapısal Kırılma için Perron Birim Kök Testi

Zaman serilerinde bazen çeşitli nedenlerle yapısal kırılmalar görülebilmektedir. Yapısal kırılma nedeniyle, durağan olan bir zaman serisi ADF testi ile durağan çıkmayabilir. Bu durumda yapısal kırılma olan serilerin durağanlığını belirlemek için, yapısal kırılmayı dikkate alan Perron (1989) testi uygulanmalıdır.

Çalışma kapsamındaki değişkenlerde LİMKB değişkeninin 1992:10 ayından itibaren bir yapısal kırılma görülmektedir. Bu değişkenlerin Perron (1989)'un Model B olarak tanımladığı denkleme göre durağanlığı test edilmiştir.

Perron metodolojisinde yapısal kırılmanın bir gözlem değerinden sonra süreklilik arz etmesi durumunda denklem (11)'de kırılmanın olduğu dönemden sonraki gözlemlere 1, kırılmanın olduğu dönemden önceki dönemlere sıfır değerini veren bir kukla değişken (Dummy1) oluşturulur. Perron'un bu modeli (11) no'lu denklem ile gösterilmiştir.

$$Y_t = \alpha_0 + \delta_1 \text{Dummy1} + \delta_2 \text{Trend} + \Psi_t \quad (11)$$

(11) no'lu denklem tahmin edilerek hata terimleri elde edilir. Elde edilen hata terimlerine ADF testi uygulanarak Perron (1989)'un kritik değerleri ile karşılaştırılır. (11) no'lu denklemle ifade edilen modelde kırılmanın yaşandığı gözlem değeri ( $T_b$ ) ve toplam gözlem sayısı ( $T$ ) olmak üzere elde edilen  $I=T_b/T$  değerlerine ve anlamlılık düzeyine

karşılık gelen kritik değerle karşılaştırılır.  $H_0$ 'ın reddedilmesi durumunda serinin durağan olduğuna karar verilir (PERRON, 1989).

### 31. Eşbütünleşme Analizi

İktisadi değişkenler arasında uzun dönemde ve/veya kısa dönemde etkileşimler ve birliktelikler görülebilmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli birliktelikleri tespit etmede kullanılan yöntemlerden biri de eşbütünleşme analizleridir. Eşbütünleşme ilişkisini tespit etmek için çeşitli testler geliştirilmiştir. Bu testlerden en çok kullanılanları Engle-Granger, Johansen-Juselius ve Stock-Watson eşbütünleşme testleridir. Bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkilerini ve bu ilişkilerin derecesini belirlemek için Engle-Granger (1987) ve Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testleri kullanılmıştır.

#### 310. Engle Granger Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme iki serinin uzun dönemde birlikte hareket etmesini ifade etmektedir. Kısa dönemde seriler arasında kısa süreli ayrılıklar olabilir, fakat kısa dönemli ayrılıklar iki serinin uzun dönemde bir birliktelik göstermeyeceğini ifade etmemektedir. Uzun dönemde bir birliktelik gösteren seriler arasında bir ilişki mevcuttur ve bu ilişkiyi ölçmekte kullanılan yöntemlerden biride Engle-Granger (1987) eşbütünleşme analizidir.

Engle-Granger eşbütünleşme analizinin uygulanması için öncelikle serilerin seviyelerinde durağan olmaması fakat analize tabi tutulan serilerin aynı devresel farkında durağan olmaları gerekmektedir. Testin uygulanmasında ilk adım (12) no'lu denklemin çalıştırılmasıyla denklemin hata terimlerinin elde edilmesidir. (12) no'lu denkleminde  $Y_t$  ve  $X_t$  aralarında uzun dönemli birlikteliğin araştırılacağı seviyelerinde durağan olmayan fakat aynı devresel farkında durağan olan serileri ifade etmektedir.  $v_t$  stokastik hata terimlerini ifade etmektedir.

İkinci adım. elde edilen hata terimlerinin (13) no'lu denklemin tahmin edilmesi ile durağan olup olmadığının incelenmesinden oluşmaktadır. Çalışmada hata terimlerinin durağanlığının incelenmesinde sabitsiz ve trendsiz ADF testi kullanılmıştır.

$$Y_t = \alpha_0 + \beta X_t + v_t \quad (12)$$

$$\Delta \hat{v}_t = \alpha_1 \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^n q_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Eğer hata terimleri durağan ise seriler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin olduğu veya serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettiği, hata terimlerinin durağan olmaması durumunda seriler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı kabul edilir.

### 311. Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi

İki veya daha fazla değişkenin uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisini belirlemek için kullanılan testlerden biri de Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testidir. “Gonzalo (1989) tarafından sunulan Monte Carlo kanıtları, eşbütünleşme ilişkilerinin test ve tahmin edilmesinde Johansen’in maksimum benzeşim tekniğinin hem tek eşitlik yöntemlerinden, hem de çok değişkenli yöntemlerden daha iyi performans gösterdiğini ortaya koymaktadır” (IŞIKLAR, 2000, s.24). Yine eşbütünleşme testinin uygulanabilmesi için değişkenlerin seviyelerinde durağan olmaması gerekmektedir. Testin işleyiş süreci aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

1. Model için p gibi bir otoregresif düzeyin seçilmesi

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (14)$$

2. Bağımlı değişkenin  $\Delta Y_t$  ve bağımsız değişkenlerin  $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}$  olduğu regresyon eşitliğinin tahmin edilmesi ve bu tahminden elde edilen artık terimlerin  $D_t$  isimli seriye aktarılması. Her t için  $D_t$  serisi n tane elemana sahip olacaktır.

$$\Delta Y_t = A_1 \Delta Y_{t-1} + A_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + A_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + D_t \quad (15)$$



3. Bağımlı değişkenin  $Y_{t-p}$ , bağımsız değişkenlerin  $\Delta Y_{t-1}$ ,  $\Delta Y_{t-2}, \dots, + \Delta Y_{t-p+1}$  olduğu regresyon eşitliğinin tahmin edilmesi ve bu tahminden elde edilen artık terimlerin  $L_t$  isimli seriye aktarılması. Her  $t$  için  $L_t$  serisi  $n$  tane elemana sahip olacaktır.

$$Y_{t-p} = A_1 \Delta Y_{t-1} + A_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + A_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + L_t \quad (16)$$

4.  $D_t$  ve  $L_t$  arasındaki kanonik korelasyonların karesinin ( $p$ ) bulunması.

5.a. Veride mevcut periyot sayısını  $N$  ile göstererek, iz testinin aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanması.

$$\text{İz Testi} = -N \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - p_i) \quad (17)$$

Burada sıfır hipotezi  $r$  veya daha az sayıda eşbütünlük vektör bulunduğu şeklindedir.

5.b. Bu yöntemde maksimum özdeğer testini kullanmak da tercih edilebilir. Bu test  $r+1$ ' inci en büyük kanonik korelasyon karesini veya özdeğeri kullanarak aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\text{Max. Özdeğer Testi} = -N \ln(1 - p_{r+1}) \quad (18)$$

6. Johansen-Juselius (1990) tarafından hazırlanan tablolardan uygun olanını kullanarak test istatistiğinin kritik değerle karşılaştırılması (IŞIKLAR, 2000, s.26).

Hesaplanan iz ve max. özdeğer istatistikleri tablo kritik değerlerinden büyükse  $H_0$  hipotezi reddedilir, küçükse  $H_0$  hipotezi reddedilemez. İz ve max. özdeğer istatistiklerinin alternatif hipotezleri farklıdır. İz ve max. özdeğer hipotezleri aşağıdaki gibidir.

**Tablo: 1**  
**İz İstatistiğinin Karar Hipotezleri**

$H_0$	$H_1$
$r = 0$	$r \geq 1$
$r \leq 1$	$r \geq 2$

İz istatistiğinde  $H_0$  hipotezi  $r$ 'nin test edilen vektör sayısına eşit veya daha az olduğu iken, alternatif hipotez  $r$ 'nin test edilen vektör sayısına eşit veya daha fazla olduğunu işaret etmektedir. Buna göre  $H_0$  reddedilirse eşbütünleşik vektör sayısının test edilen vektör sayısına eşit veya fazla olduğuna,  $H_0$  reddedilemezse eşbütünleşik vektör sayısının test edilen vektör sayısına eşit veya daha az olduğuna karar verilir.

**Tablo: 2**  
**Max. Özdeğer İstatistiğinin Karar Hipotezleri**

$H_0$	$H_1$
$r = 0$	$r = 1$
$r \leq 1$	$r = 2$

Max. özdeğer istatistiğinde de  $H_0$  hipotezi  $r$ 'nin test edilen vektör sayısına eşit veya daha az olduğu iken alternatif hipotez  $r$ 'nin test edilen vektör sayısına eşit olduğunu göstermektedir. Buna göre  $H_0$  reddedilirse eşbütünleşik vektör sayısının test edilen vektör sayısına eşit olduğuna,  $H_0$  reddedilemezse eşbütünleşik vektör sayısının test edilen vektör sayısına eşit veya daha az olduğuna karar verilir.

Her iki testin sonucunda, eşbütünleşik vektörler istatistiksel olarak anlamlı çıkıyorsa değişkenler arasında test sonuçlarının gösterdiği sayıda uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi olduğuna karar verilir.

### 32. Nedensellik Analizi

Zaman serileri arasında nedensellik ilişkilerini tespit etmek için kullanılan çeşitli yöntemler vardır. Çalışmada nedensellik ilişkilerinin belirlenmesi için Granger (1969, 1981) nedensellik analizi ve hata düzeltme modeli kullanılmıştır.

### 320. Hata Düzeltme Modeli

Zaman serileri arasındaki nedensellik ilişkisini belirlemek amacıyla en çok kullanılan yöntemlerden biri de Granger (1969, 1981) nedensellik testidir. Zaman serileri arasında eşbütünlük ilişkisi varsa yani uzun dönemde bir birliktelik söz konusu ise, bu durumda Granger nedensellik testinden elde edilen sonuçlar geçerli olmaz. Böyle bir durumda Granger nedensellik testine eşbütünlük denkleminde elde edilen hata düzeltme terimine yer verilmelidir (GHATAK-MILNER-UTKULU, 1997, s.216). Diğer bir deyişle hata düzeltme modelinin uygulanması gerekmektedir.

Hata düzeltme modeli uygulanacak seriler uzun dönemde eşbütünlük ilişkisine sahip olmalıdırlar. Uzun dönemde bir eşbütünlük ilişkisine sahip olmayan serilere hata düzeltme modeli uygulanamaz. Engle-Granger ve Johansen-Juselius eşbütünlük analizinin sonuçları bize iki seri arasında bir eşbütünlük ilişkisi olduğunu verirken, hata düzeltme modeli ile bu seriler arasındaki nedenselliğin yönü incelenebilmektedir. Model aşağıdaki denklemlerin tahmin edilmesini gerektirmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m a_j \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_j \Delta X_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \eta_t \quad (19)$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p c_j \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^q d_j \Delta Y_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \Phi_t \quad (20)$$

Denklem (19) için hata düzeltme modelini inceleyelim. Aynı yorumlar denklem (20) içinde geçerli olacaktır.

Denklem (19)'da Y'nin tahmin edilmesinde X'in geçmiş değerlerinin yanısıra bir önceki dönemin hata terimleri de kullanılmıştır. Hata düzeltme terimi ( $EC_{t-1}$ ) eşbütünlük serisinden elde edilen hata terimlerinin bir gecikmesini ve uzun dönem dengeye doğru olan ayarlamaları ifade etmektedir. Hata düzeltme terimi katsayısı ( $\lambda$ ) ise bize (Denklem 19) istatistiksel olarak Y'deki dengesizliğin ne oranda bir dönem sonra giderileceğini göstermektedir.

Hata düzeltme modelinde  $H_0$  (y değişkeni x'in Granger nedeni değildir) hipotezi,  $b_j$  veya  $d_j$  katsayılarının grup halinde ve/veya  $Ec_{t-1}$ 'in anlamlı olması durumunda reddedilir. Diğer bir anlamda standart Granger nedensellik analizinin aksine, Y değişkeninin gecikmeli değişken katsayılarının anlamsız olması, ancak  $Ec_{t-1}$ 'in katsayısının anlamlı olması durumunda da Y değişkeninin X'in nedeni olduğu kabul edilir (ENGLE-GRANGER, 1987).

$\lambda$  katsayısının anlamlı bulunması eşbütünleşme sonucunu doğrular. Ayrıca değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin olduğunu ve bu nedenselliğin (Denklem 19) X'ten Y'ye doğru olduğunu gösterir.

### 321. Granger Nedensellik Analizi ve Hsiao Yöntemi

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini test etmek için en yaygın olarak kullanılan nedensellik testlerinden biride Granger nedensellik analizidir. Granger nedenselliği: “X değişkeninin geçmiş değerlerinden yararlanarak Y’yi daha iyi bir şekilde tahmin edebiliyorsak X değişkeni Y değişkenine Granger anlamada neden olur” (GRANGER, 1969) şeklinde tanımlanabilir.

Yukarıda da ifade edildiği gibi Granger nedensellik testi değişkenlerin geçmiş değerlerinden faydalanarak otoregresif bir sürecin tahmini yoluyla iki seri arasındaki nedensellik ilişkisini test etmektedir. Granger nedenselliğini test etmek için (21) ve (22) no’lu otoregresif denklemlerin tahmin edilmesi gerekmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q b_i \Delta X_{t-i} + v_t \quad (21)$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m c_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_i \Delta Y_{t-i} + z_t \quad (22)$$

(21) ve (22) no’lu denklemlerdeki  $X_t$  ve  $Y_t$  aralarında nedensellik ilişkisi aranan durağan zaman serilerini göstermektedir.  $a_i$  ve  $c_i$  bağımlı değişkenin gecikme katsayılarını

$b_i$  ve  $d_i$  bağımsız değişkenin gecikme katsayılarını,  $p$ ,  $q$ ,  $m$  ve  $n$  gecikme uzunluklarını,  $v_t$  ve  $z_t$  EKK varsayımlarına uyan rassal hata terimlerini ifade etmektedir.

(21) no'lu denklem için,

$H_{01} : b_1=b_2=\dots=b_i=0$  (X Y'nin Granger anlamda nedeni değildir)

$H_{11} : b_1 \neq b_2 \neq \dots b_i \neq 0$  (X Y'nin Granger anlamda nedenidir)

(22) no'lu denklem için,

$H_{02} : d_1= d_2=\dots d_i=0$  (Y X'in Granger anlamda nedeni değildir)

$H_{12} : d_1 \neq d_2 \neq \dots d_i \neq 0$  (Y X'in Granger anlamda nedenidir)

hipotezleri test edilir.

(21) no'lu denklem için elde edilen  $b_i$  katsayılarının ve (22) no'lu denklem için  $d_i$  katsayılarının grup olarak anlamlılığı F sınaması ile test edilir. Her iki denklem içinde yokluk hipotezinin kabul edilmesi değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi olduğunu, reddedilmesi değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi olmadığını göstermektedir. Eğer her iki değişkende birbirine neden oluyorsa çift yönlü nedensellik söz konusu olmaktadır. Her iki denklem için yokluk hipotezinin kabul edilmesi değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığını göstermektedir.

Hsiao (1982)'nin geliştirmiş olduğu yöntemde de yine  $m$ ,  $n$ ,  $p$  ve  $q$  olmak üzere dört ayrı gecikme uzunluğunu belirlemek üzere FPE (Final Prediction Error) kriteri kullanılmıştır. Bu yöntem denklemin açıklayıcı değişkenlerinin gecikme uzunluklarını veren FPE değerlerini karşılaştırılmasına dayanır. Denklemin sağ tarafında açıklayıcı değişken olarak bulunan bağımlı değişkenin optimal gecikmesini veren FPE kriterinin sayısal değeri ile denklemin diğer açıklayıcı değişkeninin optimal gecikme uzunluğunu veren FPE kriterinin sayısal değeri karşılaştırılarak bir nedensellik ilişkisi olup olmadığı ve nedenselliğin yönü belirlenir. (21) no'lu denklem için X'in optimal gecikme uzunluğunu veren FPE kriteri değeri, Y'nin optimal gecikme uzunluğunu veren FPE kriteri değerinden küçük çıkarsa nedenselliğin yönü X'ten Y'ye doğrudur.

### 322. Optimal Gecikme Uzunluklarının Tespiti

Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmelerinin kullanıldığı modellerde optimal gecikme uzunluğunu bulmak için Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Son Tahmin Hata Kriteri (FPE), Schwartz Bayesyen Bilgi Kriteri (BIC), Pagano-Hartley Kriteri (P-H), Hannan-Quinn Bilgi Kriteri gibi çeşitli kriterler geliştirilmiştir. Bu çalışmada Akaike ve FPE kriterlerinden yararlanılmıştır.

#### 3220. Akaike Kriteri

Optimal gecikme uzunluğunu bulmak için en çok kullanılan yöntemlerden biride Akaike kriteridir. Çalışmada durağanlık testlerinde kullanılan Akaike kriteri aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır (TERZİ-ZENGİN, 2003, s.58) ;

$$AIC = \ln \left[ \frac{\sum e_i^2}{n} \right] + \frac{2k}{n} \quad (23)$$

Denklemden n gözlem sayısını,  $e_i$  hata terimlerini ifade etmektedir. ADF birim kök testinde her bir denklem için (sabitli veya sabitli ve trendli) sıfırıncı gecikmeden başlayarak denklemin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikme değerleri eklenir ve eklenen her gecikme için denklemin Akaike değerleri hesaplanır. En düşük Akaike değerine sahip olan gecikme optimal gecikme uzunluğunu verir.

#### 3221. FPE Kriteri

Çalışmada Akaike'nin son tahmin kriteri olan FPE, Hsiao nedensellik testlerinde ve hata düzeltme modellerinde kullanılmıştır. FPE aşağıdaki şekilde hesaplanır (ÖZER, 1996, ss.24-25) :

$$FPE = \frac{\sum e_i^2 (n+1+m+q)}{(n-1-m-q)(n)} \quad (24)$$

Denkleme  $n$  gözlem sayısını,  $m$  bağımlı değişkenin gecikme uzunluğunu,  $q$  bağımsız değişkenin gecikme uzunluğunu,  $e_i$  hata terimlerini ifade etmektedir. Başlangıçta bağımlı değişkenin gecikme uzunluğunu bulmak için,  $q$  ve bağımsız değişken denklem dışı bırakılıp  $m'e$  1'den itibaren değerler verilir ve en küçük FPE değerini veren bağımlı değişkenin gecikme uzunluğu belirlendikten sonra  $q$  denkleme katılarak aynı işlemler bağımsız değişkenin optimal gecikme uzunluğunu bulmak için tekrarlanır.

### 33. Veri Seti

Çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi (İMKB) hisse senedi piyasalarının, Reel Gayri Safi Milli Hasıla (RGSMH)<sup>1</sup> reel aktivitenin, RM1 - RM2 - RM3 para miktarı tanımları para arzının, TEFE (1987=100) ve TUFİ (1987=100) aylık fiyat endeksleri enflasyonun, RKUR döviz kurunun bir göstergesi olarak kullanılmıştır. Veriler Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden alınmıştır. M1, M2, M3 nominal para arzı değişkenleri TEFE (1987=100) fiyat endeksine oranlanarak reel değerlere dönüştürülmüştür. RKUR değişkeni dolar alış kurunun Amerika TUFİ (1982-84=100)<sup>2</sup> fiyat endeksinin, Türkiye TUFİ (1981=100) fiyat endeksine oranlanması ile elde edilen yeni seri ile çarpılarak reel hale dönüştürülmüştür.

Veriler aylık olup 1987:01-2002:12 dönemini kapsamaktadır. Tüm veriler logaritması alınarak analize tabi tutulmuştur<sup>3</sup>. Çalışmada kullanılan değişken sembollerinin önündeki L harfi serinin logaritmasının alındığını,  $\Delta$  sembolü değişkenin birinci devresel farkının alındığını göstermektedir. Çalışmada ekonometrik analizlerin uygulanmasında RATS, MICROFIT ve EVIEWS paket programlarından yararlanılmıştır.

<sup>1</sup> RGSMH değişkeni sabit fiyatlarla (1987=100) Merkez Bankası EVDS'den alınmıştır. Eviews programında hareketli ortalamalara oranlama tekniği ile mevsimsel etkiden arındırılmıştır.

<sup>2</sup> <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/CPIAUCNS/downloaddata>.

<sup>3</sup> İktisadi değişkenler, gerçek değerleri üzerinden değil, genellikle logaritmik değerleri üzerinden doğrusaldır. Bu nedenle, serilerin gerçek değerleri yerine logaritmik değerlerinin kullanılması önerilir (WILLAMS-GOODHART-GOWLİND, 1976). Sürecin ortalaması arttıkça, gözlemlerin değişkenliğinin de arttığı bazı durumlarda, gözlemlerdeki oransal değişimler ortalamaya göre bağımsız olduğundan logaritma almanın yararı vardır. (MONTGOMERY-JOHNSTON, 1976). Logaritma alma varyansı, fark alma ise ortalamayı durağan hale getirmektedir (IŞİĞİÇOK, 1994).

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### 4. ZAYIF ve YARI GÜÇLÜ ETKİNLİĞİN TESTİ

Çalışmanın üçüncü bölümünde çalışmada kullanılan yöntemler hakkında bilgi verilmiştir. Bu bölümde ise açıklanan yöntemlerden yararlanılarak İMKB'nin zayıf ve yarı güçlü yapıda etkinliği test edilmiştir.

#### 40. Veri Setine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

Etkin piyasalar hipotezinin zayıf ve yarı güçlü yapıda etkinliği, İMKB endeksi ve makro ekonomik değişkenlerden yararlanılarak test edilmiştir. Testlere geçmeden önce çalışmada kullanılan verileri tanıtmak amacıyla 192 gözleme ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 3'de verilmiştir.

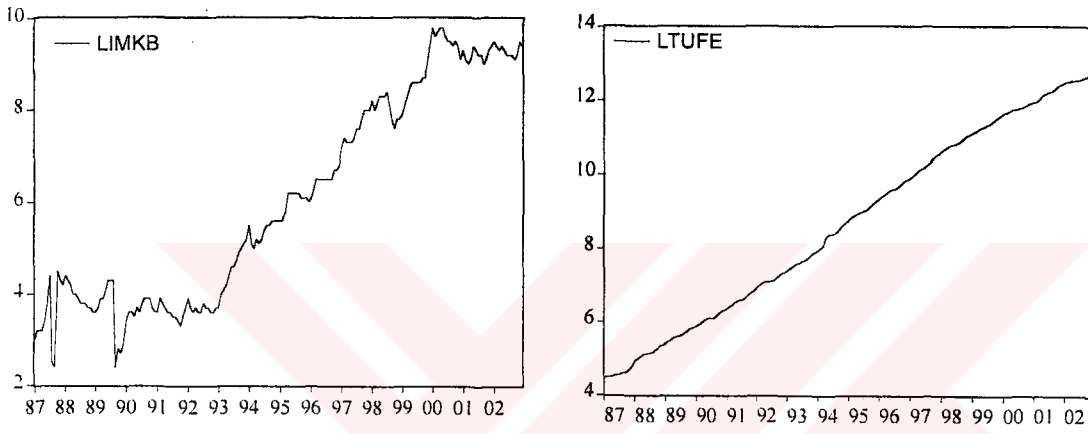
**Tablo: 3**  
**Serilere Ait Tanımlayıcı İstatistikler**

Seriler	Ortalama	Standart Hata	Min.	Max.
İMKB	3014.914	4697.829	10.670	17605.555
RGSMH	8188.064	2091.763	4171.098	13000.423
TEFE	37316.205	61572.796	85.300	244615.100
TUFE	51375.273	84350.238	88.500	328469.100
RM1	44.884	26.093	30.103	393.273
RM2	146.328	115.916	78.498	1679.992
RM3	157.585	123.276	83.262	1791.698
RKUR	159.138	23.227	117.200	238.421

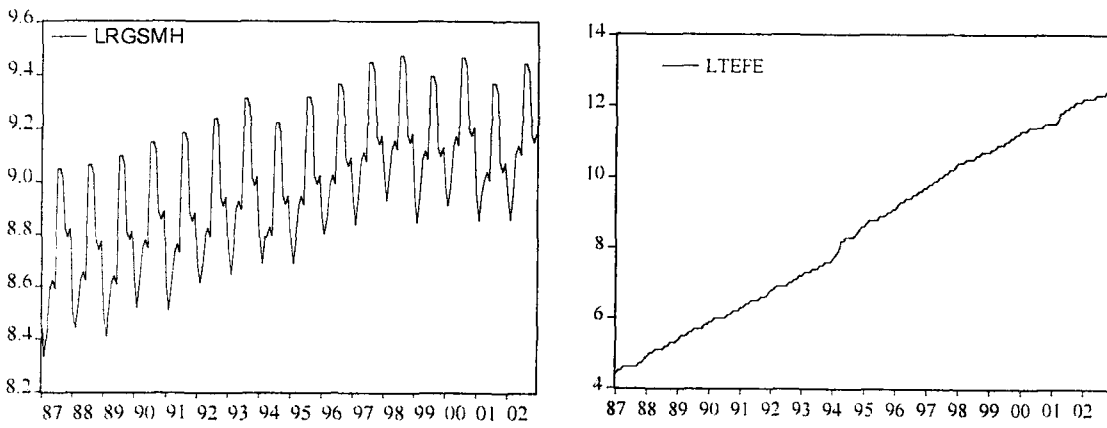


Grafiklerde serilerin gerçek deęerleri büyük olduęu için logaritmik deęerleri kullanılmıřtır. Ayrıca serilerin ölçekleri birbirinden farklı oldukları için toplu bir grafik kullanmak yerine İMKB endeksi ve dięer makro ekonomik deęişkenlerin tekli grafikleri kullanılmıřtır. Grafiklerden yapısal kırılma, mevsimsellik ve duraęanlıkla ilgili çeřitli çıkarımlar yapılabilir.

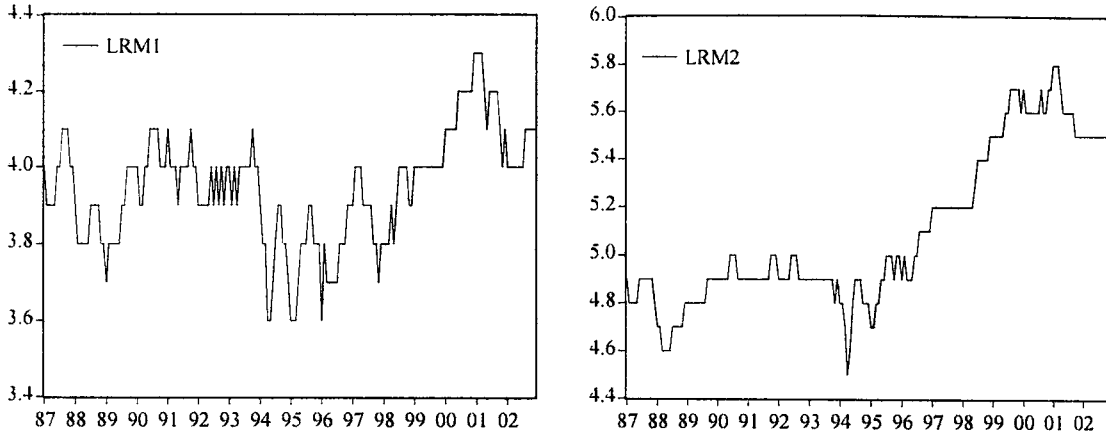
**Grafik: 1**  
**LİMKB ve LUFTE Endeksi**



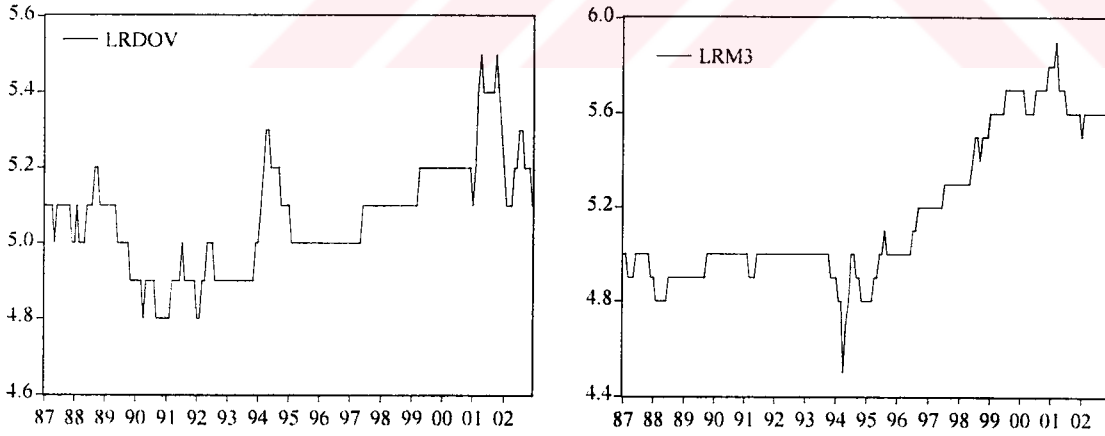
**Grafik: 2**  
**LRGSMH ve LTEFE Endeksi**



Grafik 1'de görüldüğü gibi, İMKB endeksinde 1992:10 ayından itibaren bir yapısal kırılma görülmektedir. Duraęanlık analizleri çerçevesinde deęişkenlerin duraęanlıkları test edilirken bu kırılma dikkate alınmıřtır.

**Grafik: 3****LRM1 ve LRM2 Para Arzı**

Grafik 2'de RGSMH değişkeni yılın belirli dönemlerinde azalma ve artma göstermektedir. RGSMH değişkenindeki bu artış ve azalışlar ilk bakışta seride mevsimsel bir eğilim olduğu izlenimini vermektedir.

**Grafik: 4****LRDOV ve LRM3 Para Arzı**

Yukarıda verilen grafiklerden ayrıca değişkenlerin belirli bir trend içerip içermediği hakkında izlenimler elde edilebilir. Grafiklerden de görüldüğü gibi tüm değişkenlerde bir artış eğilimi gözlenmektedir. bu tür bir eğilim ilk bakışta serilerin seviyelerinde durağan olmadıkları izlenimini vermektedir.

#### 41. Durağanlık (Birim Kök) Testi Sonuçları

Analizlerde kullanılan serilerin durağan olmaması sahte regresyona ve/veya katsayıların t istatistiklerinin normal dağılıma uymaması gibi sorunlara yol açabilmektedir. Bu nedenle öncelikle zaman serileri analizinde kullanılacak serilerin durağanlığı test edilmeli ve durağan olmayan seriler logaritma alma veya fark alma yolu ile durağan hale getirilmelidir. Durağanlığın tespitinde en çok kullanılan yöntemlerden biri de otokorelasyon problemini dikkate alan ADF birim kök testidir.

#### 410. ADF ve Perron Birim Kök Testleri Sonuçları

ADF testi ile bir serinin durağan olup olmadığını belirlemek için 2 farklı denklem kullanılmıştır. Bunlar sabitli (denklem 9), sabitli ve trendli (denklem 10) modellerdir. (9) no'lu ve (10) no'lu denklemlerin tahmin edilmesi ile elde edilen sonuçlar Tablo 4 ve Tablo 5'te verilmiştir.

**Tablo: 4**  
**ADF (Sabitli) ve Perron Birim Kök Testi**

Seriler	Seviyesinde		1. Farkında	2. Farkında
	ADF	Perron		
LRGSMH	-1.528 (18)	—	-4.883 <sup>a</sup> (17)	—
LİMKB	-0.793 (0)	-2.910 (0)	-14.842 <sup>a</sup> (0)	—
LRM1	-1.589 (15)	—	-4.281 <sup>a</sup> (14)	—
LRM2	-0.549 (9)	—	-4.445 <sup>a</sup> (8)	—
LRM3	-0.476 (1)	—	-8.795 <sup>a</sup> (3)	—
LTEFE	-0.505 (1)	—	-8.419 <sup>a</sup> (0)	—
LTUFE	-1.222 (13)	—	-2.223 (12)	-6.860 <sup>a</sup> (11)
LRKUR	-2.235 (2)	—	-9.051 <sup>a</sup> (1)	—

a : %1 anlamlılık düzeyi. Parantez içindeki değerler AIC kriterine göre hesaplanmış gecikme uzunluklarıdır. Kritik değerler Maccinnon (1991) tablo değerleridir.

Tablo 4'teki ADF birim kök testi sonuçlarına göre, incelenen tüm değişkenler sabitli ve trendsiz modelde seviyesinde durağan değildir. Serileri durağanlaştırmak amacı ile serilerin birinci farkı alınmış ve tekrar ADF birim kök testi uygulanmıştır. Buna göre LTUFE değişkeni hariç birinci farkında incelenen diğer değişkenler %1 anlamlılık düzeyinde durağan çıkmışlardır. LTUFE değişkeni birinci devresel farkında durağan çıkmamıştır. Değişkeni durağanlaştırmak amacıyla ikinci farkı alınmış tekrar ADF testi uygulanmıştır. LTUFE değişkeni ikinci farkında %1 anlamlılık düzeyinde durağan çıkmıştır.

Ancak, LİMKB değişkenlerinde yapısal kırılma olduğu göz önüne alındığında, yapısal kırılmayı da dikkate alan Perron testi uygulanması gerekmektedir. Yapılan Perron testi sonuçlarına göre LİMKB değişkeninin yapısal kırılma dikkate alındığında da seviyesinde, sabitli-trendsiz modelde durağan olmadığı gözlenmiştir. LİMKB değişkeninin seviyesinde durağan çıkması bu değişkeninin rassal yürüyüşe uyduğunu, yani serinin belirli bir trend izlemediğini göstermektedir.

**Tablo: 5**

**ADF (Sabitli ve Trendli ) ve Perron Birim Kök Testi**

Seriler	Seviyesinde		1. Farkında	2. Farkında
	ADF	Perron		
LRGSMH	-0.874 (18)	—	-5.076 <sup>a</sup> (17)	—
LİMKB	-2.912 (0)	-2.9171(0)	-14.806 <sup>a</sup> (0)	—
LRM1	-1.872 (15)	—	-4.277 <sup>a</sup> (14)	—
LRM2	-2.291 (9)	—	-4.473 <sup>a</sup> (8)	—
LRM3	-1.773 (4)	—	-8.789 <sup>a</sup> (3)	—
LTEFE	-1.763 (1)	—	-8.409 <sup>a</sup> (0)	—
LTUFE	-0.543 (13)	—	-2.423 (12)	-6.872 <sup>a</sup> (11)
LRKUR	-2.980 (2)	—	-9.027 <sup>a</sup> (1)	—

a: %1 anlamlılık düzeyi. Parantez içindeki değerler AIC kriterine göre hesaplanmış

gecikme uzunluklarıdır. Kritik değerler Maccinnon (1991) tablo değerleridir.

Tablo 5`te sabitli ve trendli modelin ADF birim kök testi sonuçları özetlenmiştir. ADF testine giren tüm değişkenler seviyesinde durağan değildir. Serileri durağanlaştırmak amacıyla serilerin birinci farkları alınmış ve tekrar ADF testi uygulanmıştır. Buna göre LTUFE değişkeni hariç diğer değişkenler birinci farkında %1 anlamlılık düzeyinde durağan çıkmışlardır. LTUFE değişkeni birinci farkında durağan çıkmadığı için ikinci farkı alınıp tekrar ADF testi uygulanmış ve ikinci farkında durağan olduğu görülmüştür.

Yapısal kırılmanın durağanlığa etkisinin olup olmadığını ölçmek için LİMKB değişkenine Perron testi uygulanmıştır. Perron testi sonuçlarına göre yapısal kırılma dikkate alınmasına rağmen LİMKB değişkeni seviyesinde sabitli-trendli modelde de durağan çıkmadığı gözlenmiştir. Değişkenlerin durağanlıkları incelendikten sonra LİMKB ve diğer makroekonomik değişkenlerin uzun dönemli birliktelikleri incelenmiştir.

#### **42. Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

Eşbütünleşme testlerinin uygulanabilmesi için değişkenlerin seviyelerinde durağan çıkmamaları, fakat aynı farklarında durağan çıkmaları gerekmektedir. Yapılan durağanlık analizleri sonucunda değişkenlerin seviyelerinde durağan olmadıkları fakat LTUFE değişkeni hariç diğer değişkenlerin birinci farklarında durağan oldukları tespit edilmiştir. Bu da eşbütünleşme testlerinin LTUFE değişkeni hariç diğer değişkenlere uygulanabileceğini göstermektedir.

#### **420. Engle-Granger Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

Engle-Granger eşbütünleşme testi iki değişkenin uzun dönemdeki birlikteliğini ölçen bir testtir. Engle-Granger eşbütünleşme testi uygulanacak değişkenlerin aynı devresel farkta durağan olmaları gerekmektedir. Daha önce incelenen ADF testi sonuçlarına göre bütün değişkenlerin birinci devresel farklarında durağan çıkmaları eşbütünleşme testinin uygulanabilmesi için gerekli ön şartın sağlandığını ifade etmektedir. Testin uygulanması için aralarındaki uzun dönemli ilişki incelenmek istenen değişkenler (12) no`lu denklemde yerine konularak denklem tahmin edilir. Daha sonra (12) no`lu denklemden elde edilen hata terimleri (13) no`lu denklemde yerine konularak hata terimlerinin durağanlığı incelenir.

(12) ve (13) no'lu denklemlerin uygulanması ile elde edilen Engle-Granger eşbütünlük testi sonuçları Tablo 6'da gösterilmiştir.

Eşbütünlük analizine giren LRGSMH, LRM3 ve LTEFE değişkenlerinin %10 anlamlılık düzeyinde, LRKUR değişkeninin %5 anlamlılık düzeyinde LİMKB değişkeni ile uzun dönemde bir birliktelik gösterdiği tespit edilmiştir. Engle-Granger eşbütünlük analizi sonuçlarına göre LRM1 ve LRM2 değişkenleri LİMKB değişkeniyle uzun dönemde bir birliktelik göstermemektedir.

**Tablo : 6**  
**Engle-Granger Eşbütünlük Testi**

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	ADF istatistiği
LİMKB	LRGSMH	-2.847 (0)
LRGSMH	LİMKB	-3.269 <sup>b</sup> (0)
LİMKB	LRM1	-0.507 (14)
LRM1	LİMKB	-1.898 (15)
LİMKB	LRM2	-2.894 (1)
LRM2	LİMKB	-2.370 (4)
LİMKB	LRM3	-2.962 (1)
LRM3	LİMKB	-3.028 <sup>b</sup> (1)
LİMKB	LTEFE	-3.247 <sup>b</sup> (0)
LTEFE	LİMKB	-3.161 <sup>b</sup> (0)
LULUS	LRKUR	-2.886 (1)
LRKUR	LULUS	-4.006 <sup>a</sup> (1)

a : % 5 anlamlılık düzeyin. b : %10 anlamlılık düzeyi. Parantez içindeki değerler AIC kriterine göre hesaplanmış gecikme uzunluklarıdır. Kritik değerler Engle-Yoo (1987) tablo değerleridir.

Bu durumda LİMKB değişkeni ile LRM1 ve LRM2 hariç diğer makroekonomik değişkenler arasında bir etkileşim veya nedensellik ilişkisi olduğu düşünülebilir. Bu ilişkinin varolup olmadığı hata düzeltme modeli ile daha sonraki bölümlerde incelenmiştir.

#### 421. Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Engle-Granger testinden daha karmaşık ve gelişmiş bir test Johansen-Juselius eşbütünleşme testidir. Bu test ile değişkenler arasında muhtemel kaç eşbütünleşik vektör olduğu tespit edilebilir. Değişkenlere ait gecikme uzunlukları Akaike kriterine göre hesaplanmıştır. İkiserli değişken grupları için eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Test sonuçları ve gecikme uzunlukları Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo : 7

#### Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi

Değişkenler	AIC	Mak. Özdeğer İstatistiği			İz İstatistiği		
		Hipotezler	Hesap. İst.	Kritik Değ.*	Hipotezler	Hesap. İst.	Kritik Değ.
LİMKB LRGSMH	1	r = 0 r = 1 r ≤ 1 r = 2	10.766 4.997	15.870 9.160	r = 0 r ≥ 1 r ≤ 1 r = 2	15.763 4.997	20.180 9.160
LİMKB LTEFE	3	r = 0 r = 1 r ≤ 1 r = 2	40.709 5.553	15.870 9.160	r = 0 r ≥ 1 r ≤ 1 r = 2	46.261 5.553	20.180 9.160
LİMKB LRM1	1	r = 0 r = 1 r ≤ 1 r = 2	8.722 3.119	15.870 9.160	r = 0 r ≥ 1 r ≤ 1 r = 2	11.841 3.119	20.180 9.160
LİMKB LRM2	3	r = 0 r = 1 r ≤ 1 r = 2	10.109 6.440	15.870 9.160	r = 0 r ≥ 1 r ≤ 1 r = 2	16.550 6.440	20.180 9.160
LİMKB LRM3	3	r = 0 r = 1 r ≤ 1 r = 2	10.056 6.122	15.870 9.160	r = 0 r ≥ 1 r ≤ 1 r = 2	16.178 6.178	20.180 9.160
LİMKB LRKUR	3	r = 0 r = 1 r ≤ 1 r = 2	14.018 5.179	13.810 7.530	r = 0 r ≥ 1 r ≤ 1 r = 2	19.194 5.179	17.880 7.530

\* Kritik değerler (LİMKB-LKUR değişkeni %10) %5 anlamlılık düzeyine karşılık gelen değerlerdir.



Johansen-Juselius eşbütünleşme testi sonuçlarına göre LİMKB değişkeni ile sadece LTEFE ve LRKUR değişkenleri eşbütünleşik çıkmıştır, diğer değişkenlerle LİMKB arasında herhangi bir uzun dönemli birliktelik tespit edilememiştir.

Uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulunan değişkenlere ait normalleştirilmiş ve tahmini sonuç vektörleri aşağıda incelenmiştir. Sonuç vektörlerindeki parantez içindeki değerler normalleştirilmiş değerleri göstermektedir. Denklemlerin katsayıları ilgili değişkenler arasındaki esneklikleri göstermektedir.

**Tablo: 8**  
**LİMKB-LTEFE Sonuç Vektörü**

Değişkenler	Vektör 1
LİMKB	-0.006 (-1.000)
LTEFE	0.003 (0.472)
Sabit	0.160 (26.128)
Tahmini Denklem	$LİMKB = 26.128 + 0.472LTEFE$

Tablo 8’de LİMKB ve LTEFE değişkenleri için tahmin edilen normalleştirilmiş vektör ve tahmini denklem verilmiştir. Değişkenler arasında pozitif bir ilişki söz konusudur. Buna göre, LTEFE deki %1’lik bir değişme LİMKB değişkeninde % 0.47’lik bir değişmeye neden olacaktır.

Tablo 9’da LİMKB ve LRKUR değişkenleri için tahmin edilen normalleştirilmiş vektör ve tahmini denklem verilmiştir. Değişkenler arasında pozitif bir ilişki söz konusudur. Buna göre LRKUR’daki %1’ lik bir değişme LİMKB değişkeninde % 9.44’lük bir değişmeye neden olacaktır.

**Tablo: 9**  
**LİMKB-LKUR Sonuç Vektörü**

<b>Değişkenler</b>	<b>Vektör 1</b>
<b>LİMKB</b>	0.009 (-1.000)
<b>LRKUR</b>	-0.089 (9.437)
<b>Sabit</b>	-0.322 (-34.109)
<b>Tahmini Denklem</b>	$LİMKB = -34.108 + 9.437 LKUR$

### 43. Nedensellik Analizi Sonuçları

Uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulunan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi hata düzeltme modeli ile, eşbütünleşme ilişkisi bulunmayan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ise Granger nedensellik analizi ile tespit edilebilmektedir.

### 430. Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

İki veya daha fazla değişken arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik testi ile belirlenebilir. Fakat iki veya daha fazla değişken arasında uzun dönemli bir ilişki veya uzun dönemli bir birliktelik söz konusu olduğu durumlarda, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini Granger nedensellik testi ile belirlemek güvenilir olmayacaktır.

Eğer iki veya daha fazla değişken arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcut ise bu durumda eşbütünleşme denklemindeki hata terimlerini içeren hata düzeltme modeli kullanılır. (19) ve (20) no'lu denklemlerin uygulanması ile elde edilen hata düzeltme modeli sonuçları Tablo 10'da gösterilmiştir.

Engle-Granger eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre İMKB endeksi ile LRGSMH, LTEFE, LRM3 ve LRKUR değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkileri tespit edilmiştir.

Çalışmada kullanılan diğer eşbütünleşme testi olan Johansen-Juselius eşbütünleşme testinde ise LİMKB değişkeni ile sadece LTEFE ve LRKUR değişkenleri arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Hata düzeltme modelinde her iki eşbütünleşme testi sonucu da dikkate alınmıştır. LRM1, LRM2 ve LTUFE değişkenleri ile İMKB endeksi arasında bir eşbütünleşik ilişki tespit edilemediği için bu değişkenler hata düzeltme modeline dahil edilmemiştir. Hata düzeltme modeli ancak uzun dönemli bir birliktelik gösteren değişkenler arasında yapılabilir.

**Tablo: 10**  
**Hata Düzeltme Modeli Test**

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişkenler <sup>1</sup>	$F_{h,(b_j,d_j)}^2$	$EC_{t-1}(t_h)^2$	$LM_h^2$
ΔLİMKB	ΔLRGSMH(1)	-0.630 (0.53)	-1.620 (0.11)	11.292 (0.50)
	ΔLİMKB(2)			
ΔLRGSMH	ΔLİMKB(2)	1.790 (0.17)	-2.272 (0.02) <sup>b</sup>	28.770 (0.00)
	ΔLRGSMH(2)			
ΔLİMKB	ΔLTEFE(3)	2.410 (0.07) <sup>c</sup>	-2.470 (0.02) <sup>b</sup>	7.669 (0.81)
	ΔLİMKB(3)			
ΔLTEFE	ΔLİMKB(1)	0.100 (0.76)	-0.240 (0.81)	5.840 (0.92)
	ΔLTEFE(1)			
ΔLİMKB	ΔLRM3(3)	0.450 (0.72)	-1.970 (0.05) <sup>b</sup>	6.470 (0.89)
	ΔLİMKB(1)			
ΔLRM3	ΔLİMKB(2)	1.690 (0.19)	-3.220 (0.00) <sup>a</sup>	23.720 (0.02)
	ΔLRM3(2)			
ΔLİMKB	ΔLRKUR(2)	0.241 (0.78)	-0.480 (0.63)	11.290 (0.50)
	ΔLİMKB(2)			
ΔLRKUR	ΔLİMKB(3)	1.302 (0.28)	-3.586 (0.00) <sup>a</sup>	7.890 (0.79)
	ΔLRKUR(3)			

a : %1 anlamlılık düzeyi. b : %5 anlamlılık düzeyi. c : %10 anlamlılık düzeyi.

1) 2. sütunda parantez içindeki değerler gecikme uzunluklarıdır. 2) 3. 4. ve 5. sütunda parantez içindeki değerler anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Hata düzeltme modelleri incelendiğinde; İMKB endeksi ile LTEFE değişkeni arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ve nedensellik ilişkisinin LTEFE'den İMKB endeksine doğru yöneldiği tespit edilmiştir. LTEFE değişkeninin bağımsız değişken olarak alındığı denklemde hem hata düzeltme katsayısının (%5), hem de bağımsız değişken LTEFE'nin (%10) gecikmelerinin toplu halde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. LİMKB değişkeninin bağımsız değişken olarak alındığı denklemde hem değişkenin gecikmelerinin toplu olarak anlamlılığı, hem de hata düzeltme katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Bu sonuç, LİMKB'den LTEFE'ye doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını göstermektedir.

LRKUR değişkeni göz önüne alındığında, nedensellik ilişkisinin LİMKB değişkeninden LRKUR değişkenine doğru olduğu görülmektedir. LRKUR değişkeninin bağımlı değişken olarak alındığı denklemde hata düzeltme katsayısı %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Nedenselliğin diğer yönünde LRKUR'un LİMKB'nin nedeni olmadığı görülmektedir.

LRM3 değişkeni ile LİMKB değişkeni arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi söz konusu olmasına rağmen LRM3'ün bağımlı değişken olarak alındığı hata düzeltme denkleminde otokorelasyon problemine rastlanmıştır. Sonuç olarak LRM3 ve LİMKB değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisinin %5 anlamlılık düzeyinde LRM3'ten LİMKB'ye doğru ve tek yönlü olduğu gözlenmiştir.

LRGSMH ve LİMKB değişkenleri arasında LİMKB'den LRGSMH'a doğru bir nedensellik ilişkisi olmasına rağmen ilgili hata düzeltme modelinde otokorelasyon problemi olduğu için bu iki değişken arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Bu iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti için Granger nedensellik analizi kullanılmıştır.

### 431. Granger Nedensellik Analizi Hsiao Yöntemi Sonuçları

Makroekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin belirlenmesinde en çok kullanılan yöntemlerden biri de Granger nedensellik testidir. Granger nedensellik testinin hata düzeltme modelinden farkı 21 ve 22 no'lu denklemlerde görüldüğü gibi eşbütünleşme hata terimlerinin modelde yer almamasıdır.

LTUFE değişkeni eşbütünleşme analizlerine girmemiştir. LTUFE ve LİMKB değişkeni arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik analizi ile belirlenmiştir. Granger nedensellik analizinde kullanılan değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Bu yüzden nedensellik analizinde LTUFE ikinci farkında, diğer değişkenler birinci farklarında kullanılmışlardır.

**Tablo: 11**  
**Granger Nedensellik Analizi**

Bağımlı D.	Bağımsız Değişkenler *	F <sub>h</sub>	H <sub>0</sub>
$\Delta$ LİMKB	$\Delta$ LRGSMH (1) + $\Delta$ LİMKB (2)	0.130 (0.72)	Kabul
$\Delta$ LRGSMH	$\Delta$ LİMKB (1) + $\Delta$ LRGSMH (1)	3.820 (0.05) <sup>a</sup>	Red
$\Delta$ LİMKB	$\Delta$ LTUFE (1) + $\Delta$ LİMKB (2)	1.890 (0.17)	Kabul
$\Delta$ LTUFE	$\Delta$ LİMKB (1) + $\Delta$ LTUFE (5)	0.030 (0.87)	Kabul
$\Delta$ LİMKB	$\Delta$ LRM1 (2) + $\Delta$ LİMKB (2)	1.310 (0.28)	Kabul
$\Delta$ LRM1	$\Delta$ LİMKB (1) + $\Delta$ LRM1 (1)	0.170 (0.68)	Kabul
$\Delta$ LİMKB	$\Delta$ LRM2 (1) + $\Delta$ LİMKB (2)	0.030 (0.87)	Kabul
$\Delta$ LRM2	$\Delta$ LİMKB (1) + $\Delta$ LRM2 (1)	0.050 (0.83)	Kabul

\*Parantez içindeki değerler gecikme uzunluklarını göstermektedir. a : % 5 anlamlılık düzeyi

LRM1, LRM2 değişkenleri Engle-Granger ve Johansen-Juselius eşbütünleşme testlerinde LİMKB değişkeni ile uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi içinde bulunmadığı için nedensellik ilişkisi hata düzeltme modeli ile tespit edilemez. Ayrıca LRGSMH

değişkeni ile LİMKB değişkeni arasındaki nedensellik ilişkisi hata düzeltme modeli ile tespit edilemediği için bu üç değişken ve LİMKB değişkeni arasındaki nedensellik ilişkilerinin belirlenmesinde Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Test sonuçları Tablo 11'de verilmiştir.

LRGSMH ve LİMKB değişkenleri arasındaki Granger nedensellik testi ve Hsiao yöntemi sonuçlarına göre “LRGSMH neden LİMKB sonuç değildir” hipotezi ( $H_0$ ) reddedilememiştir. Nedenselliğin diğer yönünde ise “LİMKB neden LRGSMH sonuç değildir” hipotezi % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Diğer bir deyişle, LİMKB değişkeni LRGSMH değişkeninin Granger anlamda nedenidir. Değişkenler arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. İki değişken arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Buna göre LİMKB değişkeninde meydana gelen bir değişme karşısında LRGSMH değişkeninde de aynı yönde bir değişme meydana gelecektir.

LTUFE, LRM1 ve LRM2 değişkenleri ile LİMKB değişkenleri arasında nedenselliğin her iki yönü içinde  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. LTUFE, LRM1, LRM2 değişkenleri ile LİMKB değişkeni arasında herhangi bir Granger anlamda nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

## 5. GENEL DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Etkin piyasalar hipotezi ilk olarak Fama (1970) tarafından ortaya atılmıştır. Fama, etkin bir piyasadaki hisse senedi fiyatlarının piyasadaki mevcut tüm bilgiyi içerdiğini ifade etmiştir. Etkin piyasalar hipotezi zayıf, yarı güçlü ve güçlü olmak üzere üç yapıda incelenmiştir. Buna göre, zayıf etkinlik hisse senedi fiyat serilerinin rassal bir yürüyüşü takip ettiğini, yani fiyat serilerinin uzun dönemde tekrar ortalamaya dönme eğilimi içerisinde olduğunu ifade etmektedir. Zayıf etkin bir piyasada, hisse senedi serisinin geçmiş değerlerinden yararlanarak normal üstü bir kazanç sağlanamayacak ve teknik analiz geçerliliğini kaybedecektir. Hisse senedi fiyat serilerinin rassal yürüyüşe uymaması hisse senedi piyasasının zayıf yapıda etkin olmadığını göstermektedir.

Yarı güçlü yapıda etkinliğe göre, hisse senedi fiyatları piyasada halka açık tüm bilgileri yansıtmaktadır. Yarı güçlü etkin bir piyasada, halka açık bilgilerden veya temel analizden yararlanarak yatırımcıların normal üstü bir kazanç elde etme olanağı ortadan kalkacaktır.

Etkin piyasalar hipotezinin en üst düzeyini ifade eden güçlü yapıda etkinlik ise halka açık veya açık olmayan tüm bilgilerin hisse senedi fiyatları tarafından yansıtıldığını ifade etmektedir. Buna göre şirket içinden öğrenilen bilgileri kullanarak dahi normal üstü bir kazanç elde edilememektedir. Yani, fiyatlar piyasadaki halka açık olan veya olmayan tüm bilgileri içererek, şirket içinde çalışanlar veya bilgi edinenler dahil, hiçbir yatırımcıya normal üstü kazanç elde etme imkanı vermemektedir. Bu etkinliğin üst düzey bir durumu olup, ulaşılması ve test edilmesi zor bir seviyedir. Bir menkul kıymet piyasasının güçlü yapıda etkin olabilmesi için her açıdan çok gelişmiş koşullara ve imkanlara sahip olması gerekmektedir.

Herhangi bir menkul kıymet borsasında bulunan anomaliler, o piyasanın etkin olmadığını göstermektedir. Bugüne kadar çeşitli piyasalar için tespit edilmiş çok çeşitli anomaliler mevcuttur. Piyasada bulunan anomalilerden yararlanarak yatırımcılar normal üstü kar elde etme imkanı bulabilmektedirler.



İMKB'de anomalilerin varlığını test etmek için yapılmış çeşitli çalışmalar bulunmaktadır. Bu anomalilerin başlıcaları, Ocak ayı anomalisi, haftanın günü anomalileri, fiyat kazanç oranı anomalileridir. İMKB'de tespit edilen bu anomaliler İMKB'nin yarı güçlü yapıda etkin olmadığına öncü göstergeleri olarak kabul edilebilirler.

Ayrıca, yine bugüne kadar hisse senedi endeksleri ile makroekonomik değişkenler arasında ilişkiler araştıran ve endeks ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalar yapılmıştır. Hisse senedi endeksleri ile makroekonomik değişkenler arasında eşbütünleşme veya nedensellik ilişkilerinin bulunması, ilgili hisse senedi piyasasının yarı güçlü yapıda etkin olmadığını göstermektedir. Çünkü, hisse senedi endeksi ve makroekonomik değişkenler arasındaki bu ilişkiler, halka açık olan bilgilerin hisse senedi fiyatları tarafından yansıtılmadığını göstermektedir. Bazı yatırımcılar bu ilişkilerden yararlanarak hisse senedi endeksini veya fiyatları öngörebilir ve normal üstü kazanç elde edebilirler.

Çalışmada zayıf etkinliğin testi için sabitli, sabitli-trendli olmak üzere ADF ve yapısal kırılmayı da dikkate alan Perron testleri uygulanmıştır. ADF ve Perron testleri bir serinin rassal yürüyüşe uyup uymadığını veya serinin durağan olup olmadığını test etmektedir. Durağan olmayan, yani rassal yürüyüşe uyan, bir serinin ortalama ve varyansı uzun dönemde sabit olmayacak ve yine uzun dönemde sabit bir ortalama etrafında hareket etmeyecektir. Rassal hareket eden bir hisse senedi fiyat serisi, serinin gelecek değerleri hakkında bilgi taşımamaktadır. Yani bu serinin geçmiş değerlerinden yararlanarak normal üstü bir kazanç elde edilemeyecektir.

Çalışmada İMKB endeksine önce sabitli ve sabitli-trendli olmak üzere ADF durağanlık testleri uygulanmıştır. Hem sabitli hem de sabitli-trendli modelde İMKB endeksi seviyesinde durağan çıkmamıştır. Serinin birinci farkı alınarak seriye tekrar ADF durağanlık testi uygulandığında, İMKB endeksinin birinci farkında yüzde bir anlamlılık düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiştir.

Serinin durağanlığının incelenmesinde ikinci bir yol olarak, Perron durağanlık testi uygulanmıştır. Perron testi seride varolabilecek yapısal kırılmayı da dikkate alan bir

durağanlık testidir. Bir zaman serisinde yapısal kırılmanın olması normalde durağan olan bir serinin durağan çıkmamasına neden olabilmektedir. Çünkü, seride yapısal kırılmanın olması serinin ortalaması ve varyansı farklı olan iki veya daha fazla kısma ayrılması anlamına gelmektedir. Eğer seride iki farklı ortalama ve varyans varsa, seri durağanlığın tanımı olan sabit bir ortalama ve varyans koşulunu sağlamayacak ve normalde durağan olan bir seri durağan çıkmayacaktır.

İMKB endeksinde 1992'nin onuncu ayından sonra serinin eğiminde bir farklılık olduğu tespit edilmiştir. Bu yüzden yapısal kırılmayı dikkate alan Perron testi İMKB endeksine sabitli ve sabitli-trendli olmak üzere iki modelde uygulanmıştır. Buna göre İMKB endeksi her iki modelde de durağan çıkmamıştır. Yapısal kırılma dikkate alındığında da İMKB endeksinin seviyesinde durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Hem ADF testi hem de Perron testi sonuçları, İMKB endeksinin seviyesinde durağan olmadığını ve rassal yürüyüşe uyduğunu göstermektedir. Buna göre, İMKB'nin zayıf yapıda etkin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yani, yatırımcılar teknik analizden yararlanarak normal üstü bir kazanç elde edemeyeceklerdir.

Yarı güçlü etkin bir piyasada, hisse senedi endeksi ve halka açık bilgiler arasında nedensellik ve eşbütünleşme ilişkilerinin bulunmaması gerekmektedir. Çünkü, yarı güçlü etkin bir piyasada fiyatlar bu bilgileri yansıtmaktadır. Bu çalışmada halka açık bilgi olarak, reel gayrisafi milli hasıla, reel dolar kuru, M1, M2, M3 para arzı tanımları, TEFE ve TÜFE fiyat endeksleri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan bu değişkenler hem halka açık olarak bulunmakta, hem de elde edilmesi çok düşük bir maliyet gerektirmekte veya hiçbir maliyete katlanılmaksızın elde edilebilmektedir.

Bu çalışmada İMKB endeksi ve makroekonomik değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkilerini tespit etmek için Engle-Granger ve Johansen-Juselius eşbütünleşme testleri kullanılmıştır. Endeks ve değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini belirlemek için ise hata düzeltme modeli, Granger nedensellik ve Hsiao yöntemi analizlerinden yararlanılmıştır. Eşbütünleşme testlerinde, değişkenlerin eşbütünleşme denkleminde dahil edilebilmesi için bağımlı ve bağımsız değişkenlerin aynı seviyede durağan olmaları gerekmektedir. Ayrıca, yine hata düzeltme modelinde ve Granger nedensellik analizinde

kullanılan deęişkenlerin duraęan olmaları gerekmektedir. Bu yüzden, öncelikle deęişkenlerin duraęanlıkları incelenmiştir.

Deęişkenlerin duraęanlıklarının incelenmesinde sabitli ve sabitli-trendli model olarak iki ADF duraęanlık testi uygulanmıştır. ADF testi sonuçlarına göre bütün deęişkenler hem sabitli hem de sabitli-trendli modelde seviyesinde duraęan çıkmamıştır. Serilerin birinci farkları alınarak tekrar ADF testine tabi tutulmuştur. TÜFE deęişkeni hariç dięer deęişkenler birinci farklarında yüzde bir anlamlılık düzeyinde duraęan çıkmışlardır. TÜFE deęişkeni ikinci farkında yüzde bir anlamlılık düzeyinde duraęan çıkmıştır. Eşbütünleşme testlerinde yer alacak deęişkenlerin aynı devresel farkta duraęan olması gerektiğinden TÜFE deęişkeni eşbütünleşme testlerinde yer almamıştır, Granger nedensellik analizinde ise ikinci farkında kullanılmıştır.

Deęişkenler arasındaki uzun dönemli birliktelikler eşbütünleşme testleri ile belirlenmiştir. Buna göre, Engle-Granger nedensellik analizi sonuçları, İMKB endeksi ile reel gayri safi milli hasıla, M3 para arzı ve TEFE deęişkenleri arasında yüzde on anlamlılık düzeyinde, reel dolar kuru ve İMKB endeksi arasında yüzde beş anlamlılık düzeyinde uzun dönemli bir birliktelik olduğunu göstermektedir. Johansen-Juselius eşbütünleşme analizi sonuçları ise İMKB endeksi ile TEFE fiyat endeksi ve reel dolar kuru arasında eşbütünleşme ilişkileri veya uzun dönemli birliktelik olduğunu göstermektedir. İMKB endeksi ve M1, M2 para arzı arasında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir.

Hata düzeltme modelinde eşbütünleşme denklemlerinden elde edilen tüm eşbütünleşme ilişkileri göz önüne alınarak deęişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri belirlenmiştir. Buna göre, TEFE fiyat endeksinden İMKB endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Yani enflasyon oranında meydana deęişmeler, İMKB endeksinde deęişmelere yol açmaktadır. Elde edilen sonuçlar, Fama (1981) destekler niteliktedir. Bu görüşe göre enflasyon reel deęişkenlerin bir vekili gibi hareket etmektedir. İMKB endeksinden enflasyon oranına doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Para arzı ve İMKB endeksi arasında ise çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Burada elde edilen sonuçlar Sprinkel (1964), Hamburger ve Kochin (1972)'i

destekler niteliktedir. Sprinkel, para arzı hisse senedi endeksi arasındaki ilişkileri açıklarken miktar teorisinden yararlanmışır. Para arzında meydana gelen artış, gerçekte tutulan nakde karşı halkın istenen portföyünde değışmeye neden olacaktır. Bu durumda halk para ile fiziki ve finansal varlıklarını değıştirme yoluna gidecektir. Fiziki ve finansal varlıkların fiyatlarında yeni bir dengeye kadar artış olacaktır. Yani nedenselliğın yönünün para arzından hisse senedi fiyatlarına doğru olduđu savunulmaktadır. Hamburger ve Kochin ise buna üç etkinin yol açtığını ortaya koymuştur. Bu etkilerin likidite etkisi, risk primi etkisi ve kazanç etkisi olduđu ileri sürülmüştür.

Reel dolar kuru ile İMKB endeksi arasındaki nedensellik ilişkisinde ise nedenselliğın dolar kurundan İMKB endeksine doğru olduđu tespit edilmiştir. Bu sonuç geleneksel yaklaşımı destekler niteliktedir. Geleneksel yaklaşımda döviz kurunun değeri kazanması veya TL'nin değeri kaybetmesi durumunda ihracat yapan şirketlerin satışlarında ve gelirlerinde, döviz alacağı bulunan şirketlerin karlarında, dolayısıyla, hisse senedi fiyatlarında bir yükseliş meydana gelecektir.

Reel gayri safi milli hasıla ve İMKB arasında, İMKB endeksinden RGSMH'ya doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Fakat, ilgili denklemde otokorelasyon sorunu ile karşılaşmıştır.

TÜFE fiyat endeksi ikinci farkında durağan çıktığı için eşbütünleşme denklemine dahil edilememiştir. Ayrıca, M1, M2 para arzları ile İMKB endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi tespit edilemediği için bu değışkenlerle İMKB endeksi arasındaki ilişkilerde bulunamamıştır. Reel gayri safi milli hasıla ve İMKB arasındaki nedensellik ilişkisi tespit edilmesine rağmen otokorelasyon problemi nedeniyle güvenilir bulunmamıştır. Bu değışkenlerle İMKB endeksi arasındaki ilişkiler, eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli ile tespit edilemediği için değışkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin belirlenmesinde Granger nedensellik analizi kullanılmıştır.

Granger nedensellik analizi sonuçları, İMKB endeksi ve reel gayri safi milli hasıla arasında İMKB endeksinden reel gayri safi milli hasılaya doğru Granger anlamda bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Ayrıca, İMKB endeksi ile TÜFE fiyat endeksi,

M1 ve M2 para arzı arasındaki nedensellik ilişkileri Granger nedensellik analiziyle de tespit edilememiştir.

İMKB endeksi ve makroekonomik değişkenler arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkileri İMKB'nin yarı güçlü yapıda etkin olmadığını göstermektedir. Bu ve benzeri ilişkilerden yararlanarak bazı yatırımcılar tarafından, hisse senedi fiyatları öngörebilir ve normal üstü kazanç elde edilebilir sonucuna ulaşılmıştır.

Sonuç olarak, bir ekonomide tasarrufların yatırımlara aktarılmasında önemli bir yer tutan hisse senedi piyasalarının etkin olmaması, toplanan tasarrufların etkin bir şekilde yatırımlara dönüştürülememesine neden olacaktır. Tasarruflar etkin bir şekilde yatırımlara aktarılamayacağı için ülkenin kalkınması yeterince finanse edilemeyecek ve ülke gelişme veya kalkınmasını yavaş bir şekilde sürdürecektir.

Hisse senedi piyasalarının daha etkin bir şekilde çalışması, tam rekabet ortamına en yakın bir şekilde tasarruf arz ve talebinin optimal şekilde karşılaşacağı bir piyasa haline getirilmesi için gerekli yasal düzenlemeler yapılmalıdır. Ayrıca, piyasalarda spekülasyon amaçla işlem yapılmasının önlenmesi küçük yatırımcıları da hisse senedi piyasasına çekecek, yastık altında bulunan tasarrufların da hisse senedi piyasasına aktarılmasını sağlayacaktır. Kayıt dışı ekonomideki ve yastık altındaki paraların hisse senedi piyasalarına aktarılması piyasadaki işlem hacmini arttıracaktır. Piyasadaki işlem hacmindeki artış fon talep eden şirketlerin halka arzlarında da artışlara neden olabilecektir.

Piyasadaki alıcıların, satıcıların artması ve arz ve talep miktarındaki artışla beraber tam rekabet koşullarına daha yakın bir piyasanın oluşması piyasanın etkinliğine pozitif bir katkı sağlayacaktır. Böyle bir piyasada halka arzların artması ile beraber firmalar yatırımlarının finansmanında daha kolay ve optimal bir şekilde borçlanarak yatırımlarını, dolayısıyla üretimlerini arttıracaktır.

## YARARLANILAN KAYNAKLAR

### a.Kitaplar

- GREENE, William H. : "Econometric Analysis", *Prentice-Hall International, Inc.*, Third Edition, America, 1997.
- GUJARATI, D. N. : "Temel Ekonometri", (Çev. Şenesen Ü. ve Şenesen G.G.), *Mc Graw-Hill, Inc.*, New York, 1999.
- İŞİĞİÇOK, Erkan : "Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi", *Uludağ Üniversitesi Güçlendirme Vakfı Yayınları*, 94, 1994.
- İŞIKLAR, Emel : "Eşbütünleşme Analizi ve Türkiye'de Para Talebi", *Anadolu Üniversitesi Fen Fakültesi Yayınları*, No: 13, Eskişehir, 2000.
- MONTGOMERY, D. C. : "Forecasting and Time Series Analysis, *Mc-Graw-Hill Book Comp.*, New York, 1976.
- JOHNSTON, L. A.
- PATTERSON, Kerry : "An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach", *MacMillian Press Ltd*, Houndmills, Basingstoke, Hampshire, RG21 6XS, London, 2000.
- PAYA, M. Merih : "Para Teorisi ve Politikası", *Filiz Kitabevi*, İstanbul, 1994.
- SPRINKEL, B. W. : "Money and Stock Prices". III.: Richard D. Irwin, Inc., Homewood. (1964).
- TERZİ, Harun : "Temel Ekonometri: Teori ve Uygulama". *Derya Yayınevi*, Trabzon, 2003.
- ZENGİN, Hilmi

### b.Makale ve Tebliğler

- ABDALLA, I. : "Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging  
MUINDE, V. Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and the  
Philippines", *Applied Financial Economics*, 7, (1997), pp.25-  
35.
- ABROSIMOVA, Natalja : "Testing Weak-Form Efficiency of the Russian Stock  
LINOVSKI, Dirk Market". EFA 2002 *Berlin Meetings Presented Paper*,  
(February 20, 2002).
- AL-GHAMIDI, Abdulsalam: "Weak-Form Market Efficiency: Some Saudi Arabian  
OPONG, Kwaku K. Evidence", *the 19th Annual Congress of the European  
Accounting Association*, Bergen, Norway, (1996).
- ALPARSLAN, S. M. : "Test of Weak Form Efficiency in Istanbul Stock Exchange",  
*Yayınlanmamış Master Tezi, Bilkent Üniversitesi*, (1989),  
Ankara.
- AKSOY, H. : "Sınıflayıcı (Classifier) Sistem ile İMKB'de Yeni Bir Anomali  
SAĞLAM, İ. Gözlemi", [http://www.econ.boun.edu.tr/papers/pdf/wp-01-  
15.pdf](http://www.econ.boun.edu.tr/papers/pdf/wp-01-15.pdf), ( Haziran 2002).
- BAHARUMSHAH, A. Z. : "Money, Output, and Stock Prices in Malaysia: An  
HABIBULLAH, M. S. Application of the Cointegration Tests", *International  
Economic Journal*, 10, No: 2, (Summer 1996), 121-130.
- BALABAN, E. : "Stock Market Efficiency in a Developing Economy: Evidence  
CANDEMİR, H. B. from Turkey", *The Central Bank of Republic of Turkey*,  
KUNTER, K. Discussion Paper No: 9612, (March 1996).
- BALABAN, Ercan : "Day of the Week Effects: New Evidence from an Emerging



Stock Market”, *T.C.M.B. Araştırma Departmanı, Tartışma Kağıdı*, No: 9410, (Kasım 1994).

\_\_\_\_\_ : “The Turkish Stock Market: The Term Structure of Volatility and the Month of the Year Effects”, *Research Paper in Banking and Finance*, Institute of European Finance, United Kingdom, (1995a).

\_\_\_\_\_ : “Informationally Efficiency of the Istanbul Securities Exchange and Some Rational for Public Regulation”, *T.C.M.B. Araştırma Departmanı, Tartışma Kağıdı* No: 9502, (Şubat 1995b).

\_\_\_\_\_ : “The Term Structure of Volatility and Month of the Year Effects: Empirical Evidence from the Turkish Stock Markets”. *Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları*, Yayın No: 56, (Ocak 1997), ss.363-388.

BALVER, Ronald J. : “Predicting Stock Returns in an Efficient Market”, *The Journal of Finance*, 45, 4, (September 1990), pp.1109-1128.

CASIMANO. Thomas F.  
MC DONALD. Bill

BANZ, Robert W. : “The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks.”, *Journal of Financial Economics*, March 1981, pp.3-18.

BARTOV, E. : “Firm Valuation, Earnings Expectations, and the Exchange-Rate Exposure Effect”, *The Journal of Finance*, XLIV, 5, (December 1994), pp.1755-1785.

BODNAR, G. M.  
BASU. Sanjoy : “Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price/Earnings Ratios: A Test of Efficient Market Hypothesis”, *The Journal of Finance*, (June 1977), pp.663-

681.

CANBAŞ, Serpil : "Türkiye'de Hisse Senetlerinin Değerlendirilmesinde Temel  
DÜZAKIN, Hatice Finansal Verilerin ve Bazı Makroekonomik Göstergelerin  
KILIÇ, Süleyman Bilgin Etkisi", *O.D.T.Ü., IV. Uluslararası Ekonomi Kongresi*, (13-16  
Eylül 2000).

CANBAŞ, Serpil : "Fundamental and Macroeconomic Information for Common  
DÜZAKIN, Hatice Stock Valuation: The Turkish Case", *Yapı Kredi Economic  
KILIÇ, Süleyman Bilgin Review*, 13, No: 1, (June 2002).

CARLSTROM, Charles T. : "Stock Prices and Growth: An Examination of the Credit  
FUERST, Timothy S. Channel", *Research Department, Federal Reserve Bank of  
IOANNIDOU, Vasso P. Cleveland*, (August 15 2002).

CHEUNG, Kwong C. : "A Note on Weak Form Market Efficiency in Security  
COUTTS, J. Andrew. Prices: Evidence from the Hong Kong Stock Exchange",  
*Applied Economics Letters*, 8, Issue 6, (2001), pp.407-10.

CHOPIN, Marc : " Stock Returns, Inflation and Macroeconomy: The Long-  
ZHONG, Maosen and Short-Run Dynamics", *SSRN*, (May 10, 2000),  
<http://ssrn.com/abstract=294500>.

COOPER, Richard V. L. : "Efficient Capital Markets and the Quantity Theory of  
Money", *Journal of Finance*, 29, (1974), pp.887-908.

CROSS, F. : "The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays",  
*Financial Analyst Journal*, (November-December 1973),  
pp.67-69.

ÇETİNER, İ. : "Test of Overreaction in Istanbul Stock Exchange",

*Basılmamış MBA Tezi, İşletme Bölümü, Bilkent Üniversitesi, 1993, Ankara.*

- DAĞLI, Hüseyin : "Türk Hisse Senedi Piyasasının Takvim Etkileri: Haftanın Günü ve Ay Etkileri", *Sermaye Piyasası Kurulu, Ankara, Yayın No: 54, (Aralık 1996).*
- DARRAT, Ali F. : "On Fiscal Policy and the Stock Market", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 20, No: 3, (August 1988), pp.353-363.
- DARRAT, Ali F. : "The Behavior of Stock Market in a Developing Economy",  
MUKHERJEE, T. K. *Economics Letters*, 22, (1986), pp.273-278.
- DICKEY, D. A. : "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series  
FULLER, W. A. with a Unit Root", *Journal of Am. Stat. Assoc*, 74, (1979), pp.427-431.
- DICKEY, D. A. : "The Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time  
FULLER, W. A. Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, (1981), pp.1057-1072.
- DOCKERY, E. : "Testing the Efficient Market Hypothesis Using Panel Data,  
KAVUSSANOS, M. G. with Application to the Athens Stock Market", *Applied Economics Letters*, 3, (1996), pp.121-123.
- ELY, David P. : "Are Stocks a Hedge Against Inflation? International Evidence  
ROBINSON, Kenneth J. Using Co-integration Analysis", *Federal Reserve Bank of Dallas, Financial Industry Studies Working Paper, No: 94-3, (1994).*
- ENGLE, R. F. : "Forecasting and Testing in Co-integrating Systems", *Journal  
YOO, B. S. of Econometrics*, 35, (1987), pp.143-159.

- ENGLE, R. F. : "Co-integration and Error Correction: Representation and  
GRANGER, C. W. J. Testing", *Econometrica*, 55, (1987), pp.251-276.
- FAMA, E. F. : "The Behavior of Stock Market Prices", *Journal of Business*,  
38, (1965), pp.34-105.
- \_\_\_\_\_ : "Efficient Capital Market: A Review of the Theory and  
Empirical Work", *Journal of Finance*, (May.1970), pp.383-  
417.
- \_\_\_\_\_ : "Asset Returns and Inflation", *Journal of Financial  
Economics*, 5, (1977), pp.115-146.
- \_\_\_\_\_ : "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money",  
*American Economic Review*, 71, (1981), pp.545-564.
- \_\_\_\_\_ : "Stock Returns, Expected Returns and Real Activity", *Journal  
of Finance*, XLV, No: 4, (September 1990), pp.1089-1128.
- \_\_\_\_\_ : "Efficient Capital Markets: II", *Journal of Finance*, XLVI, No:  
5, (December 1991), pp.1575-1617.
- FRENNBERG, P. : "Random Walk Hypothesis on Swedish Stock Prices: 1919-  
HANSSON, B. 1990", *Journal of Banking and Finance*, (February 1993), 17,  
pp.175-191.
- FUNG, H. G. : "Stock Market and Economic Activity: A Causal Analysis",  
LIE, C. J. *Pacific-Basin Capital Markets Research*, Amsterdam: North  
Holland, (1990).
- GESKE, R. : "The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and  
ROLL, R. Inflation", *Journal of Finance*, 38, (March 1983), pp.1-33.

- GHATAK, Subrata : "Exports, Export Composition and Growth: Co-integration and  
MILNER, Chris Causality Evidence for Malaysia", *Applied Economics*, 29,  
UTKULU, Utku (1997), pp.213-223.
- GÖKÇE, Alp Gökçe : "Trading Session Effect: Evidence from Istanbul Stock  
SARIOĞLU, Serra Eren Exchange", *Eleventh Annual Conference*, (July 3 - July 8,  
2004), Istanbul, Turkey.
- GRAHAM, Michael : "Money Supply and Stock Returns in Finland", Licentiate  
Thesis, University of Vaasa, (1999).
- GRANGER, C. Q. J. : "Investigating Causal Relations by Econometric Models and  
Cross Spectral Methods", *Econometrica*, 37, (1969), pp.428-  
438.
- \_\_\_\_\_ : "Some Properties of Time Series Data and their Use in  
Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*,  
11, (1981), pp.121-130.
- GRANGER, C. W. J. : "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange  
HUANG, B. Rates: Evidence from Recent Asia Flu", Discussion Paper 98-  
YANG, C. W. 09, (April 1998).
- GROSSMAN, Sanford J. : "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets".  
STIGLITZ, E. *American Economic Review*, 70, (1980), pp.393-408.
- HAMBURGER, J.M. : "Money and Stock Prices: The Channels of Influence", the  
KOCHIN, A.L. *Journal of Finance*, 27, (1972), pp.231-249.
- HANCOCK, D. G. : "Fiscal Policy, Monetary Policy and the Efficiency of the  
Stock Market", *Economics Letters*, 31, (1989), pp.65-69.
- HARDOUVELIS, G. A. : "Macroeconomic Information and Stock Prices", *Journal of*

*Economics and Business*, 39, (1987), pp.131-140.

- HSIAO, Cheng : "Time Series Modeling and Causal Ordering of Canadian Money, Income and Interest Rates, *Time Series Analysis: Theory and Practice 1*", (Ed: O.D. ANDERSON), *North-Holland Publishing Company*, (1982), pp.671-699.
- HO, Y. K. : "Money Supply and Equity Prices: An Empirical Note on Far Eastern Countries", *Economics Letters*, 11, (1983), pp.161-165.
- HOMA, Kenneth E. : "The Supply of Money and Common Stock Prices", *The Journal of Finance*, XXVI, No: 5, (December 1971), pp.1045-1065.
- JAFFEE, Dwight M.
- JENSEN, Michael C. : "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 6, (1978), pp.95-101.
- JONES, J. D. : "Money Supply Growth, Stock Returns and the Direction of Causalty", *Socio-Economic Planning Sciences*, 21(5), pp.(1986), 321-325.
- URI. N.
- KARAN, M. B. : "İMKB'de Fiyat/Kazanç, Fiyat/Satış ve Pazar Değeri/Defter Değeri Etkileri: Karşılaştırmalı Bir Analiz", *Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar, İşletme ve Finans Dergisi*, No: 4, (1996), ss.73-91.
- KARGI, Nihal : "Türkiye' de İMKB, Enflasyon, Faiz Oranı ve Reel Sektör Arasındaki Nedensellik İlişkilerinin VAR Modeli ile Belirlenmesi", *İMKB Dergisi*, 1, No: 4, (Ekim-Aralık 1997), ss.27-39.
- TERZİ, Harun
- KILIÇ, Süleyman B. : "Türk Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinliğin

Sinanması". *Uludağ Üniversitesi Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, (28-29 Mayıs 1997).

- KWON, C. S.  
SHIN, T. S. : "Co-integration and Causality between Macroeconomic Variables and Market Returns", *Global Finance Journal*, 10(1), (1999), pp.71-81.
- LEE, Bong-Soo : "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation", *The Journal of Finance*, XLVII, No: 4, (September 1992), pp.1591-1603.
- MC KINNON, J. G. : "Critical Values for Co-integration Test, Long -Run Economic Relationships: Reading in Co-integration (Eds: R.F.Engle and C.W.J. Granger)", *Oxford University Press*, New York, pp.266-276.
- MALLIARIS, A. G.  
URRITIA, Jorge L. : "An Empirical Investigation Among Real, Monetary and Financial Variables", *Economics Letters*. No: 37, (1991), pp.151-158.
- MARISSETTY, Vijaya B.  
VEDPURISWAR, A.V. : "Small Firm Effect in Indian Stock Market: An Empirical Study", *the ICFAI Journal of Applied Finance*, 8, No: 4, (July 2002), pp.51-66.
- MOOKERJEE, Rajen : "Monetary Policy and the Informationally Efficiency of Stock Market: the Evidence from Many Countries", *Applied Economics*, 19, (1987), pp.1521-1532.
- MUBAREK, Asma  
KEASEY, Keavin : "Weak-Form Market Efficiency of an Emerging Market: Evidence from Dhaka Stock Market of Bangladesh", *OSLO ENBS Conference*, (May. 2000).



- MURADOĞLU, G. : "Türk Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Etkinlik: Takvim  
OKTAY, T. Anomalileri", *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bil. Fakül. Dergisi*, 11, (1993), ss.51-62.
- MURADOĞLU, G. : "Türk Hisse Senedi Piyasasında Yarı-Güçlü Etkinlik", *ODTÜ  
ÖNKAL, D. Gelişme Dergisi*, 19(2), (1992), ss.197-207.
- MURADOĞLU, G. : "Weak Form Efficiency in Thinly Traded Istanbul Securities  
ÜNAL, M. Ünal Exchange", *Middle East Business and Economic Review*, 6,  
(1994), pp.37-44.
- MURADOĞLU, G. : "Inflation and the Stock Market: A Co-integration Analysis",  
METİN, K. *Boğaziçi Journal, Review of Social, Economic and Administrative Studies*, (1995), No: 2, pp.207-216.
- ÖNDER, Ö. : "Hisse Senedi Fiyatlarının Çeşitli Zaman Serisi Modelleri ile  
METİN, Kıvılcım Yapılmış Öngörüsü", *METU Studies in Development  
MURADOĞLU, G. Published in Turkish*, 26, (1999), ss.163-179.
- ÖZER, Murat : "Efficient of Istanbul Stock Exchange with Respect to  
Macroeconomic Variables: A Study Using Granger  
Causality", *Unpublished M.B. Thesis*, Bilkent University,  
(June 1996).
- ÖZER, Mustafa : "Türk Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kurları Arasında  
Etkileşimler", *Bahçeşehir Üniversitesi*, Eylül, (1999), ss.61-  
73.
- ÖZMEN, T. : "Dünya Borsalarında Gözlemlenen Anomaliler ve İstanbul  
Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Bir Deneme", *Sermaye  
Piyasası Yayınları* No: 61, (1997), Ankara.

- PALMER, Michael : "Money Supply, Portfolio Adjustment and Stock Prices", *Financial Analysts Journal*, (July-August 1970), pp.19-22.
- PERRON, P. : "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometric Analysis*, 57, No: 6, (1989), pp.1361-1401.
- POSHAKWALE, Sunil : "Evidence on Weak Form Efficiency and Day of the Week Effect in the Indian Stock Market", *Finance India*, X, No: 3, (September 1996), pp.605-616.
- RAPACH, David E. : "Macro Shocks and Real Stock Prices", *Journal of Economics and Business*, No: 53, (2001), pp.5-26.
- ROZEFF, Michael S. : "Market Efficiency and the Lag in Effect of Monetary Policy", *Journal of Finance Economics*, 1, (1974), pp.245-302.
- ROZEFF, M.  
KINNEY, W. : "Capital Market Seasonality: The Case of Stock Market Returns", *Journal of Financial Economics*, 3, (1976), pp.379-402.
- SAUNDERS, Edward M. : "Stock Prices and Wall Street Weather", *American Economic Review*, 83, (1993), pp.1337-1345.
- SÖNMEZ, Cahit  
BERİK, Alparslan : "Hisse Senedi Getirileri ile Tahmini Enflasyon Arasındaki İlişki", *Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları*, Yayın No: 56, (Ocak 1997), ss.205-224.
- THALER, R. : "Anomalies: Weekend, Holiday, Turn of the Month, and Intraday Effects", *Journal of Economic Perspectives*, 1, (1987), pp.169-177.

- THORONTON, John : "Money, Output and Stock Prices in the UK: Evidence on some (none) Relationships", *Applied Financial Economics*, 3, (1993), pp.335-338.
- TUFAN, Ekrem : "Weather Effect: An Evidence from Istanbul Stock Exchange", *the International Conference in Economics VII*, Working Paper, (September 2003).
- HAMARAT, Bahattin
- WILLIAMS, David : "Money, Income, and Causality: The U.K. Experience", *The American Economic Review*, (June 1976), pp.417-423.
- GOODHART, C. A. E
- GOWLAND, D. H.
- YALÇIN, Yeliz : "The Day of the Week Effect of Stock Market Volatility: Evidence from Emerging Markets", *Eleventh Annual Conference*, (July 3 - July 8, 2004), Istanbul, Turkey.
- YÜCEL, Eray M.

### **c.İnternet Adresleri**

[www.analiz.com.tr/egitim/anomali/02.html](http://www.analiz.com.tr/egitim/anomali/02.html), 2002

<http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cbt.html>



**EKLER**

## EK 1 : RATS VE MICROFİT PAKET PROGRAMLARI ÇIKTILARI

### 10. ADF İLE DURAĞANLIK TESTLERİ

#### 11. SEVİYESİNDE SABİTLİ – TRENDSİZ

##### TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LİMKB

Augmented Dickey-Fuller t-test with 0 lags: -0.7927

1%	5%	10%
-3.46	-2.88	-2.57

##### TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LRGSMH

Augmented Dickey-Fuller t-test with 18 lags: -1.5275

##### TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LRM1

Augmented Dickey-Fuller t-test with 15 lags: -1.5887

##### TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LRM2

Augmented Dickey-Fuller t-test with 9 lags: -0.5489

##### TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LRM3

Augmented Dickey-Fuller t-test with 4 lags: -0.4762

##### TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LTEFE

Augmented Dickey-Fuller t-test with 1 lags: -0.5053

##### TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LTUFE

Augmented Dickey-Fuller t-test with 13 lags: -1.2217

##### TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LKUR

Augmented Dickey-Fuller t-test with 2 lags: -2.2349

#### 12. BİRİNCİ FARKINDA SABİTLİ - TRENDSİZ

##### TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN DLİMKB

Augmented Dickey-Fuller t-test with 0 lags: -14.8424

1%	5%	10%
-3.46	-2.88	-2.57

##### TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN DLRGSMH

Augmented Dickey-Fuller t-test with 17 lags: -4.8833

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLRM1**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 14 lags: -4.2812

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLRM2**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 8 lags: -4.4453

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLRM3**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 3 lags: -8.7946

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLTEFE**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 0 lags: -8.4186

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLTUFE**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 12 lags: -2.2232

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLKUR**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 1 lags: -9.0514

### 13. SEVİYESİNDE SABİTLİ - TRENDLİ

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **LİMKB**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 0 lags: -2.9116

1%	5%	10%
-3.99	-3.43	-3.13

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **LRGSMH**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 18 lags: -0.8735

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **LRM1**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 15 lags: -1.8723

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **LRM2**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 9 lags: -2.2910

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **LRM3**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 4 lags: -1.7728

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **LTEFE**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 1 lags: -1.7634

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **LTUFE**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 13 lags: -0.5429

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **LRKUR**  
Augmented Dickey-Fuller t-test with 2 lags: -2.9898

**14. BİRİNCİ FARKINDA TRENDLİ**TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLİMKB**

Augmented Dickey-Fuller t-test with 0 lags: -14.8064

1%	5%	10%
-3.99	-3.43	-3.13

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLRGSMH**

Augmented Dickey-Fuller t-test with 17 lags: -5.0762

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLRM1**

Augmented Dickey-Fuller t-test with 14 lags: -4.2766

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLRM2**

Augmented Dickey-Fuller t-test with 8 lags: -4.4733

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLRM3**

Augmented Dickey-Fuller t-test with 3 lags: -8.7894

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLTEFE**

Augmented Dickey-Fuller t-test with 0 lags: -8.4085

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLTUFE**

Augmented Dickey-Fuller t-test with 12 lags: -2.4227

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DLKUR**

Augmented Dickey-Fuller t-test with 1 lags: -9.0270

**İKİNCİ FARKINDA SABİTLİ TRENDSİZ**TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DDL TUFE**

Augmented Dickey-Fuller t-test with 11 lags: -6.8599

1%	5%	10%
-3.46	-2.88	-2.57

**İKİNCİ FARKINDA SABİTLİ TRENDLİ**TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN **DDL TUFE**

Augmented Dickey-Fuller t-test with 11 lags: -6.8719

1%	5%	10%
-3.99	-3.43	-3.13



**20. KO-ENTEGERASYON TESTLERİ****21. ENGLE-GRANGER KO-ENTEGRASYON TESTİ****LİMKB - LRSMH**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES

Augmented Dickey-Fuller t-test with 0 lags: -2.8473

1%	5%	10%
-2.58	-1.95	-1.62

**LRSMH-LİMKB**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES1

Augmented Dickey-Fuller t-test with 0 lags: -3.2694

**LİMKB-LRM1**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES2

Augmented Dickey-Fuller t-test with 14 lags: -0.5067

**LRM1-LİMKB**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES3

Augmented Dickey-Fuller t-test with 15 lags: -1.8976

**LİMKB-LRM2**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES4

Augmented Dickey-Fuller t-test with 1 lags: -2.8937

**LRM2-LİMKB**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES5

Augmented Dickey-Fuller t-test with 4 lags: -2.3701

**LİMKB-LRM3**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES6

Augmented Dickey-Fuller t-test with 1 lags: -2.9615

**LRM3-LİMKB**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES0

Augmented Dickey-Fuller t-test with 1 lags: -3.0276

**L1MKB-LTEFE**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES8  
 Augmented Dickey-Fuller t-test with 0 lags: -3.2474

**LTEFE-L1MKB**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES21  
 Augmented Dickey-Fuller t-test with 0 lags: -3.1608

**L1MKB-LKUR**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES8  
 Augmented Dickey-Fuller t-test with 1 lags: -2.8861

**LKUR-L1MKB**

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN RES9  
 Augmented Dickey-Fuller t-test with 1 lags: -4.0062

**22. JOHANSEN – JUSELIUS KO-ENTEGRASYON TESTI**

**L1MKB-LRGSMH**

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR  
 Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix  
 \*\*\*\*\*  
 191 observations from 1987M2 to 2002M12. Order of VAR = 1.  
 List of variables included in the cointegrating vector:  
 L1MKB LRGSMH Intercept  
 List of eigenvalues in descending order:  
 .054807 .025822 0.00  
 \*\*\*\*\*  

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	10.7658	15.8700	13.8100
r <= 1	r = 2	4.9968	9.1600	7.5300

 \*\*\*\*\*  
 Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR  
 Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix  
 \*\*\*\*\*  
 191 observations from 1987M2 to 2002M12. Order of VAR = 1.  
 List of variables included in the cointegrating vector:  
 L1MKB LRGSMH Intercept  
 List of eigenvalues in descending order:  
 .054807 .025822 0.00  
 \*\*\*\*\*  

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	15.7626	20.1800	17.8800
r <= 1	r = 2	4.9968	9.1600	7.5300

 \*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*  
 Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

**LULUS-TEFE**

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR  
 Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*

189 observations from 1987M4 to 2002M12. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector:

L1MKB      LTEFE      Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.19377   .028952   0.00

\*\*\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	40.7075	15.8700	13.8100
r <= 1	r = 2	5.5528	9.1600	7.5300

\*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*

189 observations from 1987M4 to 2002M12. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector:

L1MKB      LTEFE      Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.19377   .028952   0.00

\*\*\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	46.2602	20.1800	17.8800
r <= 1	r = 2	5.5528	9.1600	7.5300

\*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

\*\*\*\*\*

189 observations from 1987M4 to 2002M12. Order of VAR = 3, chosen r = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

L1MKB      LTEFE      Intercept

\*\*\*\*\*

Vector 1

L1MKB      .0061220

( -1.0000)

LTEFE      -.0028907

( .47218)

Intercept      -.17638

( 28.8112)

\*\*\*\*\*

**L1MKB-LRM1**

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*

191 observations from 1987M2 to 2002M12. Order of VAR = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

L1MKB LRM1 Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.044638 .016198 .0000

\*\*\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	8.7221	15.8700	13.8100
r <= 1	r = 2	3.1192	9.1600	7.5300

\*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*

191 observations from 1987M2 to 2002M12. Order of VAR = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

L1MKB LRM1 Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.044638 .016198 .0000

\*\*\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	11.8413	20.1800	17.8800
r <= 1	r = 2	3.1192	9.1600	7.5300

\*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

**L1MKB-LRM2**

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*

189 observations from 1987M4 to 2002M12. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector:

L1MKB LRM2 Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.052083 .033502 .0000

\*\*\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	10.1093	15.8700	13.8100
r <= 1	r = 2	6.4404	9.1600	7.5300

\*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*

189 observations from 1987M4 to 2002M12. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector:

L1MKB LRM2 Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.052083 .033502 .0000

\*\*\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	16.5497	20.1800	17.8800
r <= 1	r = 2	6.4404	9.1600	7.5300

\*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

**L1MKB - LRM3**

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*

189 observations from 1987M4 to 2002M12. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector:

L1MKB LRM3 Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.051816 .031871 .0000

\*\*\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	10.0561	15.8700	13.8100
r <= 1	r = 2	6.1217	9.1600	7.5300

\*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*

189 observations from 1987M4 to 2002M12. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector:

L1MKB LRM3 Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.051816 .031871 .0000

\*\*\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	16.1778	20.1800	17.8800
r <= 1	r = 2	6.1217	9.1600	7.5300

\*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

**L1MKB -LRKUR**

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*

189 observations from 1987M4 to 2002M12. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector:

L1MKB LRKUR Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.071469 .027029 .0000

\*\*\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	14.0147	15.8700	13.8100
r <= 1	r = 2	5.1787	9.1600	7.5300

\*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

\*\*\*\*\*

189 observations from 1987M4 to 2002M12. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector:

LİMKB LRKUR Intercept  
 List of eigenvalues in descending order:  
 .071469 .027029 .0000

\*\*\*\*\*

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	19.1934	20.1800	17.8800
r <= 1	r = 2	5.1787	9.1600	7.5300

\*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).  
 Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)  
 Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

\*\*\*\*\*

189 observations from 1987M4 to 2002M12. Order of VAR = 3, chosen r = 1  
 List of variables included in the cointegrating vector:

LİMKB LRKUR Intercept  
 \*\*\*\*\*

	Vector 1
LİMKB	.0094441 ( -1.0000)
LRKUR	-.089128 ( 9.4374)
Intercept	.32195 ( -34.0896)

\*\*\*\*\*

### 30. HATA DÜZELTME MODELİ

#### LİMKB –LRGSMH

##### Ordinary Least Squares Estimation

\*\*\*\*\*

Dependent variable is DLİMKB  
 189 observations used for estimation from 1987M4 to 2002M12

\*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.045249	.020796	2.1759[.031]
DLİMKB(-1)	-.080615	.071064	-1.1344[.258]
DLİMKB(-2)	-.27936	.071015	-3.9339[.000]
DLRGSMH(-1)	-.48482	.77493	-.62563[.532]
LUSG(-1)	-.032325	.019902	-1.6242[.106]

\*\*\*\*\*

R-Squared	.10471	R-Bar-Squared	.085243
S.E. of Regression	.28107	F-stat. F( 4, 184)	5.3798[.000]
Mean of Dependent Variable	.032683	S.D. of Dependent Variable	.29388
Residual Sum of Squares	14.5363	Equation Log-likelihood	-25.7778
Akaike Info. Criterion	-30.7778	Schwarz Bayesian Criterion	-38.8821
DW-statistic	1.9881		

##### Diagnostic Tests

\*\*\*\*\*

* Test Statistics *	LM Version	* F Version *
* A:Serial Correlation*	*CHSQ( 12)= 11.2918[.504]*F( 12, 172)= .91076[.537]*	
* B:Functional Form	*CHSQ( 1)= 8.7618[.003]*F( 1, 183)= 8.8960[.003]*	

```

*          *          *          *
* C:Normality      *CHSQ( 2)= 4304.7[.000]*      Not applicable      *
*          *          *          *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 21.4054[.000]*F( 1, 187)= 23.8838[.000]*
*****

```

**LRGSMH – LIMKB**

Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is DLRGSMH
186 observations used for estimation from 1987M7 to 2002M12
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C              .0023206         .0020108            1.1540[.250]
DLIMKB(-1)    .012394         .0067873            1.8260[.070]
DLIMKB(-2)    .0049790         .0068277            .72923[.467]
DLRGSMH(-1)  -.036013         .075100             -.47953[.632]
DLRGSMH(-2)  .047878         .074289             .64449[.520]
SGLU(-1)     -.063143         .027797             -2.2716[.024]
*****
R-Squared      .054675      R-Bar-Squared      .028416
S.E. of Regression .026859      F-stat. F( 5, 180) 2.0821[.070]
Mean of Dependent Variable .0026411      S.D. of Dependent Variable .027249
Residual Sum of Squares .12986      Equation Log-likelihood 411.9152
Akaike Info. Criterion 405.9152      Schwarz Bayesian Criterion 396.2380
DW-statistic   1.9540
*****

```

Diagnostic Tests

```

*****
* Test Statistics *      LM Version      *      F Version      *
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 28.7660[.004]*F( 12, 168)= 2.5613[.004]*
*          *          *          *
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= .42689[.514]*F( 1, 179)= .41176[.522]*
*          *          *          *
* C:Normality      *CHSQ( 2)= 187.7915[.000]*      Not applicable      *
*          *          *          *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .69200[.405]*F( 1, 184)= .68711[.408]*
*****

```

**LIMKB-LTEFE**

Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is DLIMKB
188 observations used for estimation from 1987M5 to 2002M12
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C              .010644         .045494             .23396[.815]
DLTEFE(-1)    -.55715         .81129              -.68674[.493]
DLTEFE(-2)    2.3600         .89509              2.6366[.009]
DLTEFE(-3)    -1.1110         .82167              -1.3521[.178]
DLIMKB(-1)    -.029906         .076096             -.39300[.695]
DLIMKB(-2)    -.25846         .071095             -3.6354[.000]
DLIMKB(-3)    .071437         .073564             .97109[.333]
LUTE(-1)     -.081710         .033141             -2.4655[.015]
*****

```



R-Squared .15867 R-Bar-Squared .12595  
 S.E. of Regression .27548 F-stat. F( 7, 180) 4.8495[.000]  
 Mean of Dependent Variable .032792 S.D. of Dependent Variable .29466  
 Residual Sum of Squares 13.6598 Equation Log-likelihood -20.2937  
 Akaike Info. Criterion -28.2937 Schwarz Bayesian Criterion -41.2395  
 DW-statistic 1.9928

\*\*\*\*\*

Diagnostic Tests

\*\*\*\*\*

\* Test Statistics \* LM Version \* F Version \*

\*\*\*\*\*

\* A:Serial Correlation\*CHSQ( 12)= 7.6686[.810]\*F( 12, 168)= .59535[.844]\*

\* B:Functional Form \*CHSQ( 1)= 2.0138[.156]\*F( 1, 179)= 1.9381[.166]\*

\* C:Normality \*CHSQ( 2)= 3940.7[.000]\* Not applicable \*

\* D:Heteroscedasticity\*CHSQ( 1)= 28.8999[.000]\*F( 1, 186)= 33.7862[.000]\*

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

LTEFE-LIMKB

Ordinary Least Squares Estimation

\*\*\*\*\*

Dependent variable is DLTEFE

185 observations used for estimation from 1987M8 to 2002M12

\*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.022936	.0033092	6.9310[.000]
DLTEFE(-1)	.46114	.065847	7.0032[.000]
DLIMKB(-1)	-.0013179	.0062489	-.21090[.833]
TELU(-1)	-.6624E-3	.0027611	-.23991[.811]

\*\*\*\*\*

R-Squared .21355 R-Bar-Squared .20051

S.E. of Regression .024565 F-stat. F( 3, 181) 16.3826[.000]

Mean of Dependent Variable .042367 S.D. of Dependent Variable .027473

Residual Sum of Squares .10922 Equation Log-likelihood 425.2111

Akaike Info. Criterion 421.2111 Schwarz Bayesian Criterion 414.7704

DW-statistic 1.9330 Durbin's h-statistic 1.0237[.306]

\*\*\*\*\*

Diagnostic Tests

\*\*\*\*\*

\* Test Statistics \* LM Version \* F Version \*

\*\*\*\*\*

\* A:Serial Correlation\*CHSQ( 12)= 5.8360[.924]\*F( 12, 169)= .45875[.936]\*

\* B:Functional Form \*CHSQ( 1)= 15.1131[.000]\*F( 1, 180)= 16.0128[.000]\*

\* C:Normality \*CHSQ( 2)= 11692.6[.000]\* Not applicable \*

\* D:Heteroscedasticity\*CHSQ( 1)= 4.3848[.036]\*F( 1, 183)= 4.4427[.036]\*

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*



## L1MKB-LRM3

## Ordinary Least Squares Estimation

\*\*\*\*\*

Dependent variable is DL1MKB

184 observations used for estimation from 1987M9 to 2002M12

\*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.037238	.019021	1.9578[.052]
DL1MKB(-1)	.0096446	.065322	.14765[.883]
DLRM3(-1)	.93159	2.4624	.37832[.706]
DLRM3(-2)	.23049	2.6020	.088584[.930]
DLRM3(-3)	.81738	2.4786	.32977[.742]
LUM3(-1)	-.036176	.018343	-1.9722[.050]

\*\*\*\*\*

R-Squared	.027913	R-Bar-Squared	.6073E-3
S.E. of Regression	.25486	F-stat.	F( 5, 178) 1.0222[.406]
Mean of Dependent Variable	.037226	S.D. of Dependent Variable	.25494
Residual Sum of Squares	11.5616	Equation Log-likelihood	-6.4981
Akaike Info. Criterion	-12.4981	Schwarz Bayesian Criterion	-22.1429
DW-statistic	2.0858	Durbin's h-statistic	-1.2558[.209]

\*\*\*\*\*

## Diagnostic Tests

\*\*\*\*\*

* Test Statistics *	LM Version	* F Version *
* A:Serial Correlation*	*CHSQ( 12)= 6.4692[.891]*	*F( 12, 166)= .50409[.910]*
* B:Functional Form	*CHSQ( 1)= 8.7189[.003]*	*F( 1, 177)= 8.8044[.003]*
* C:Normality	*CHSQ( 2)= 10998.6[.000]*	Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*	*CHSQ( 1)= 8.1152[.004]*	*F( 1, 182)= 8.3973[.004]*

\*\*\*\*\*

## LRM3-L1MKB

## Ordinary Least Squares Estimation

\*\*\*\*\*

Dependent variable is DLRM3

184 observations used for estimation from 1987M9 to 2002M12

\*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.4701E-3	.5643E-3	.83308[.406]
DL1MKB(-1)	-.0014337	.0019346	-.74105[.460]
DL1MKB(-2)	-.0034690	.0019053	-1.8207[.070]
DLRM3(-1)	.33679	.072857	4.6227[.000]
DLRM3(-2)	-.0031521	.074042	-.042572[.966]
M3LU(-1)	-.062010	.020509	-3.0236[.003]

\*\*\*\*\*

R-Squared	.15156	R-Bar-Squared	.12772
S.E. of Regression	.0075424	F-stat.	F( 5, 178) 6.3592[.000]
Mean of Dependent Variable	.5709E-3	S.D. of Dependent Variable	.0080758
Residual Sum of Squares	.010126	Equation Log-likelihood	641.2119
Akaike Info. Criterion	635.2119	Schwarz Bayesian Criterion	625.5671
DW-statistic	2.0309		

\*\*\*\*\*

## Diagnostic Tests

```

*****
* Test Statistics *   LM Version   *   F Version   *
*****
*   *               *               *
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 23.7233[.022]*F( 12, 166)= 2.0475[.023]*
*   *               *               *
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 14.9736[.000]*F( 1, 177)= 15.6799[.000]*
*   *               *               *
* C:Normality      *CHSQ( 2)= 1473.6[.000]* Not applicable *
*   *               *               *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 7.1614[.007]*F( 1, 182)= 7.3704[.007]*
*****

```

## LİMKB – LRKUR

## Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is DLİMKB
188 observations used for estimation from 1987M5 to 2002M12
*****
Regressor      Coefficient   Standard Error   T-Ratio[Prob]
C              .045763      .021015          2.1776[.031]
DLİMKB(-1)    -.098225     .071572          -1.3724[.172]
DLİMKB(-2)    -.29270      .071680          -4.0835[.000]
DLRKUR(-1)    -.38530      .61888           -.62258[.534]
DLRKUR(-2)    -.034722     .62711           -.055368[.956]
ULRK(-1)      -.0062768    .013129          -.47808[.633]
*****
R-Squared      .094562      R-Bar-Squared    .069688
S.E. of Regression .28421      F-stat. F( 5, 182) 3.8015[.003]
Mean of Dependent Variable .032792      S.D. of Dependent Variable .29466
Residual Sum of Squares 14.7006      Equation Log-likelihood -27.1967
Akaike Info. Criterion -33.1967      Schwarz Bayesian Criterion -42.9060
DW-statistic 1.9786
*****

```

## Diagnostic Tests

```

*****
* Test Statistics *   LM Version   *   F Version   *
*****
*   *               *               *
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 11.2942[.504]*F( 12, 170)= .90547[.543]*
*   *               *               *
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 10.1194[.001]*F( 1, 181)= 10.2969[.002]*
*   *               *               *
* C:Normality      *CHSQ( 2)= 4638.7[.000]* Not applicable *
*   *               *               *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 18.7313[.000]*F( 1, 186)= 20.5828[.000]*
*****

```

## LRKUR-LİMKB

## Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is DLRKUR
188 observations used for estimation from 1987M5 to 2002M12
*****
Regressor      Coefficient    Standard Error    T-Ratio[Prob]
C               .3433E-3      .0024321          .14114[.888]
DLİMKB(-1)     -.0063868     .0085663          -.74557[.457]
DLİMKB(-2)     -.010823      .0082234          -1.3161[.190]
DLİMKB(-3)     .0080553      .0085820          .93862[.349]
DLRKUR(-1)     .45817        .072303           6.3367[.000]
DLRKUR(-2)     -.12098       .078074           -1.5495[.123]
DLRKUR(-3)     .037565       .073522           .51093[.610]
RKUL(-1)       -.091512      .025520           -3.5858[.000]
*****
R-Squared      .23469  R-Bar-Squared    .20493
S.E. of Regression .032428  F-stat.  F( 7, 180)  7.8857[.000]
Mean of Dependent Variable .4190E-3  S.D. of Dependent Variable .036367
Residual Sum of Squares .18928  Equation Log-likelihood  381.9312
Akaike Info. Criterion  373.9312  Schwarz Bayesian Criterion  360.9854
DW-statistic    2.0088
*****

```

## Diagnostic Tests

```

*****
* Test Statistics *   LM Version   *   F Version   *
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 7.8943[.793]*F( 12, 168)= .61364[.829]*
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 6.3466[.012]*F( 1, 179)= 6.2539[.013]*
* C:Normality *CHSQ( 2)= 223.2106[.000]* Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 15.4735[.000]*F( 1, 186)= 16.6819[.000]*
*****

```

## 40. GRANGER NEDENSELLİK TESTLERİ

## RGSMH' dan İMKB Endeksine

Dependent Variable DLİMKB - Estimation by Least Squares

Monthly Data From 1987:04 To 2002:12

Usable Observations 189 Degrees of Freedom 185

Centered R\*\*2 0.091871 R Bar \*\*2 0.077144

Uncentered R\*\*2 0.103024 T x R\*\*2 19.472

Mean of Dependent Variable 0.0326829894

Std Error of Dependent Variable 0.2938770219

Standard Error of Estimate 0.2823140811

Sum of Squared Residuals 14.744729475

Regression F(3,185) 6.2385

Significance Level of F 0.00046656

Durbin-Watson Statistic 1.982818

Q(36-0) 36.604783

Significance Level of Q 0.44060321

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
----------	-------	-----------	--------	--------

\*\*\*\*\*

1. Constant	0.046174560	0.020879697	2.21146	0.02822913
-------------	-------------	-------------	---------	------------

2. DLIMKB{1}	-0.096582156	0.070691384	-1.36625	0.17351867
3. DLIMKB{2}	-0.289336464	0.071061767	-4.07162	0.00006914
4. DLRGSMH{1}	-0.277765585	0.767760830	-0.36179	0.71792439

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

DSGS      Lag(s) 1  
F(1,185)= 0.13089 with Significance Level 0.71792439

### İMKB Endeksinden RGSMH' ya

Dependent Variable DLRGSMH - Estimation by Least Squares

Monthly Data From 1987:03 To 2002:12

Usable Observations 190      Degrees of Freedom 187

Centered R\*\*2 0.021728      R Bar \*\*2 0.011265

Uncentered R\*\*2 0.033045      T x R\*\*2 6.279

Mean of Dependent Variable 0.0029303266

Std Error of Dependent Variable 0.0271584849

Standard Error of Estimate 0.0270050764

Sum of Squared Residuals 0.1363742660

Regression F(2,187) 2.0767

Significance Level of F 0.12822351

Durbin-Watson Statistic 2.016396

Q(36-0) 105.430779

Significance Level of Q 0.00000001

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.002639049	0.001981234	1.33202	0.18447378
2. DLRGSMH{1}	-0.055127430	0.072588500	-0.75945	0.44853893
3. DLIMKB{1}	0.013128998	0.006720757	1.95350	0.05225225

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

DLIMKB      Lag(s) 1  
F(1,187)= 3.81616 with Significance Level 0.05225225

Summary of Linear Combination of Coefficients

DLULUS      Lag(s) 1

Value 0.013128997508      t-Statistic 1.95350

Standard Error 0.006720757104      Signif Level 0.05225225

### Tufe'den İMKB Endeksine

Dependent Variable DLIMKB - Estimation by Least Squares

Monthly Data From 1987:04 To 2002:12

Usable Observations 189      Degrees of Freedom 185

Centered R\*\*2 0.100437      R Bar \*\*2 0.085849

Uncentered R\*\*2 0.111485      T x R\*\*2 21.071

Mean of Dependent Variable 0.0326829894

Std Error of Dependent Variable 0.2938770219

Standard Error of Estimate 0.2809794506

Sum of Squared Residuals 14.605648556

Regression F(3,185) 6.8851

Significance Level of F 0.00020214

Durbin-Watson Statistic 1.972774

Q(36-0) 36.442979

Significance Level of Q 0.44805264

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.045576754	0.020714893	2.20019	0.02903181

2. DLİMKB{1}	-0.095665209	0.070003222	-1.36658	0.17341464
3. DLİMKB{2}	-0.292701256	0.069973359	-4.18304	0.00004438
4. DDLTUFÉ{1}	-1.014001849	0.736841129	-1.37615	0.17043958

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

DDL TUFÉ Lag(s) 1  
F(1,185)= 1.89378 with Significance Level 0.17043958

### İMKB Endeksinden Tufe'ye

Dependent Variable DDL TUFÉ - Estimation by Least Squares

Monthly Data From 1987:08 To 2002:12

Usable Observations 185 Degrees of Freedom 178

Centered R\*\*2 0.271193 R Bar \*\*2 0.246627

Uncentered R\*\*2 0.271194 T x R\*\*2 50.171

Mean of Dependent Variable 0.0000235462

Std Error of Dependent Variable 0.0280186177

Standard Error of Estimate 0.0243193395

Sum of Squared Residuals 0.1052745891

Regression F(6,178) 11.0391

Significance Level of F 0.00000000

Durbin-Watson Statistic 2.014904

Q(36-0) 81.459993

Significance Level of Q 0.00002248

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.000207036	0.001797934	0.11515	0.90845433
2. DDL TUFÉ{1}	-0.421001272	0.073954089	-5.69274	0.00000005
3. DDL TUFÉ{2}	-0.450771974	0.073622672	-6.12273	0.00000001
4. DDL TUFÉ{3}	-0.354356503	0.076286508	-4.64507	0.00000659
5. DDL TUFÉ{4}	-0.435875743	0.073444891	-5.93473	0.00000002
6. DDL TUFÉ{5}	-0.166963443	0.073790395	-2.26267	0.02486428
7. DİMKB{1}	-0.001013906	0.006109360	-0.16596	0.86837716

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

DLULUS Lag(s) 1  
F(1,178)= 0.02754 with Significance Level 0.86837716

### RM1'den İMKB Endeksine

Dependent Variable DLİMKB - Estimation by Least Squares

Monthly Data From 1987:04 To 2002:12

Usable Observations 189 Degrees of Freedom 184

Centered R\*\*2 0.103942 R Bar \*\*2 0.084463

Uncentered R\*\*2 0.114947 T x R\*\*2 21.725

Mean of Dependent Variable 0.0326829894

Std Error of Dependent Variable 0.2938770219

Standard Error of Estimate 0.2811924144

Sum of Squared Residuals 14.548728005

Regression F(4,184) 5.3360

Significance Level of F 0.00043519

Durbin-Watson Statistic 1.973042

Q(36-0) 38.846478

Significance Level of Q 0.34267512

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.046157999	0.020738649	2.22570	0.02724857
2. DLİMKB{1}	-0.099964296	0.070073721	-1.42656	0.15540163
3. DLİMKB{2}	-0.299172606	0.070150819	-4.26471	0.00003196

4. DLRM1{1}	0.005375933	0.375649707	0.01431	0.98859735
5. DLRM1{2}	-0.606571918	0.375410094	-1.61576	0.10785993

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

DLRM1 Lag(s) 1 to 2  
F(2,184)= 1.30540 with Significance Level 0.27356288

### İMKB Endeksinden RM1'e

Dependent Variable DLRM1 - Estimation by Least Squares

Monthly Data From 1987:03 To 2002:12

Usable Observations 190 Degrees of Freedom 187

Centered R\*\*2 0.001126 R Bar \*\*2 -0.009557

Uncentered R\*\*2 0.001553 T x R\*\*2 0.295

Mean of Dependent Variable 0.0011246088

Std Error of Dependent Variable 0.0545321665

Standard Error of Estimate 0.0547921307

Sum of Squared Residuals 0.5614072090

Regression F(2,187) 0.1054

Significance Level of F 0.90001185

Durbin-Watson Statistic 2.005354

Q(36-0) 160.690792

Significance Level of Q 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.0009195974	0.0040029217	0.22973	0.81855147
2. DLRM1{1}	0.0162492624	0.0730151044	0.22255	0.82413129
3. DLİMKB{1}	0.0056025274	0.0135940008	0.41213	0.68071447

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

DLİMKB Lag(s) 1  
F(1,187)= 0.16985 with Significance Level 0.68071447

### RM2' den İMKB Endeksine

Dependent Variable DLİMKB - Estimation by Least Squares

Monthly Data From 1987:04 To 2002:12

Usable Observations 189 Degrees of Freedom 185

Centered R\*\*2 0.091357 R Bar \*\*2 0.076622

Uncentered R\*\*2 0.102516 T x R\*\*2 19.376

Mean of Dependent Variable 0.0326829894

Std Error of Dependent Variable 0.2938770219

Standard Error of Estimate 0.2823939631

Sum of Squared Residuals 14.753074819

Regression F(3,185) 6.2001

Significance Level of F 0.00049039

Durbin-Watson Statistic 1.977454

Q(36-0) 36.504055

Significance Level of Q 0.44523580

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.045254869	0.020911600	2.16410	0.03173809
2. DLİMKB{1}	-0.098933848	0.070345542	-1.40640	0.16128340
3. DLİMKB{2}	-0.292749085	0.070354476	-4.16106	0.00004847
4. DLRM2{1}	0.082809962	0.511925017	0.16176	0.87166989

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

DLRM2 Lag(s) 1  
F(1,185)= 0.02617 with Significance Level 0.87166989

**İMKB Endeksinden RM2' ye**

Dependent Variable DLRM2 - Estimation by Least Squares

Monthly Data From 1987:03 To 2002:12

Usable Observations 190 Degrees of Freedom 187

Centered R\*\*2 0.096076 R Bar \*\*2 0.086409

Uncentered R\*\*2 0.103191 T x R\*\*2 19.606

Mean of Dependent Variable 0.0035678841

Std Error of Dependent Variable 0.0401629876

Standard Error of Estimate 0.0383885758

Sum of Squared Residuals 0.2755786748

Regression F(2,187) 9.9379

Significance Level of F 0.00007913

Durbin-Watson Statistic 2.002868

Q(36-0) 59.985660

Significance Level of Q 0.00729461

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.002596989	0.002814686	0.92266	0.35737518
2. DLRM2{1}	0.308501006	0.069442397	4.44255	0.00001519
3. DLİMKB{1}	-0.002061242	0.009518512	-0.21655	0.82879440

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

DLİMKB Lag(s) 1

F(1,187)= 0.04689 with Significance Level 0.82879440



## ÖZGEÇMİŞ

Serdar KURT, 1979 yılında Balıkesir'in Gönen ilçesinde dünyaya geldi. 1984-1989 tarihleri arasında Mehmet Çanakçı İlkokulunu, 1989-1992 yılları arasında Gönen Ömer Seyfettin Ortaokulunu ve 1992-1995 yılları arasında Gönen Mirciler Ticaret Meslek Lisesini bitirdi. 1996 yılında Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri bölümünü kazandı ve 2000 yılında mezun oldu. 2000 yılında Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Ana Bilim Dalında yüksek lisans programını kazandı. Halen, K.T.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal Bilimler Enstitüsünde Araştırma Görevlisi olarak çalışmaktadır.

KURT, bekar olup, İngilizce bilmektedir.