



İMKB 100 ENDEKSİ İLE BAZI MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ İLİŞKİYİ İNCELEMAYA YÖNELİK BİR UYGULAMA

Yard. Doç. Dr. Muhittin ZÜGÜL*
Arş. Gör. Cumhuri ŞAHİN**

Özet: Bu çalışmanın amacı, Ocak 2004- Aralık 2008 dönemi aylık verileri kullanılarak, İMKB 100 Endeksi ile bazı makroekonomik değişkenler arasında bir ilişki olup olmadığını tespit etmektir. Kullanılan makroekonomik değişkenler, dolar döviz kuru, M1 para arzı, faiz oranı ve tüketici fiyat endeksidir. Zaman serisi verileri “En Küçük Kareler Yöntemi”ne göre değerlendirilmiş olup verilerin analizinde doğrusal regresyon yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre M1 para arzı, döviz kuru ve faiz ile hisse senedi getiri endeksi arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu, buna karşılık enflasyon oranıyla İMKB 100 Endeksi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu ortaya çıkmıştır.

Anahtar Kelimeler: Makroekonomik değişkenler, İMKB 100 Endeksi, Zaman serileri, Doğrusal regresyon

AN APPLICATION TO EXAMINE THE RELATIONSHIP BETWEEN İMKB 100 INDEX AND SOME MACROECONOMIC VARIABLES.

Abstract: The aim of this study is to determine whether there is a relationship between İstanbul Stock Exchange 100 Index and macroeconomic variables by using data of January 2004 – December 2008. The macroeconomic variables that used in this study are US Dolar Exchange rate, M1 money supply, deposit interest rate and inflation rate. Time series datas are evaluated based on “Smallest Square Technique” and linear regression analysis is used. According to the results, it appeared to be a negative relationship between M1 money supply, foreign exchange, interest rates and return indices of stocks, whereas the positive relationship between inflation rate and İMKB 100 index seemed to be exist.

Key Words: Macroeconomic variables, İMKB 100 Index, Time series, Linear regression

GİRİŞ

Finans literatüründe 1960’lı yıllardan sonra varlık fiyatlama modelleri olarak geliştirilen Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM- Capital Assets Pricing Model), çoklu faktör modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modeli (AFM-Arbitrage Pricing Model), finansal varlıkların fiyatlarını, dolayısıyla getirilerini etkileyen çeşitli faktörleri belirlemeyi amaçlamıştır.

* Muhittin ZÜGÜL, Dumlupınar Üniversitesi, İİBF.

** Cumhuri ŞAHİN, Bilecik Üniversitesi, İİBF.

Bu modeller incelendiğinde, faktör modellerinin ve Arbitraj Fiyatlama Modeli'nin, tek bir risk faktörünü dikkate alan Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'ne alternatif olarak ve bu modeldeki eksiklikleri giderecek şekilde geliştirildikleri görülmektedir. Teorik olarak belli eksiklikleri belirtilse de, Arbitraj Fiyatlama Modeli'nin, varsayımlarının gerçek hayatla daha fazla uyumlu olması ve birden fazla makroekonomik değişkenin, varlıkların getirilerini etkileyebileceğini dikkate alması nedeniyle, Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'ne kıyasla daha üstün olduğu kabul edilmektedir.¹Ross tarafından geliştirilen AFM, getirileri sistematik riskin doğrusal bir fonksiyonu olarak ele alan FVFM'ye alternatif olarak geliştirilmiş olup, getirilerin tek bir faktörün değil de, birden fazla faktörün lineer fonksiyonu olduğunu belirler.²

Hisse senedi fiyatları ile genel ekonomik durum arasındaki ilişki uzun yıllardan beri çeşitli ekonomi ve finans uzmanlarının araştırmalarına konu olmuştur. Bazı araştırmacılar ekonomik göstergelerin yardımı ile hisse senedi fiyatlarında meydana gelebilecek bir artış veya azalışın önceden tahmin edilebileceğini savunmuşlardır. Bazı araştırmacılar da olaya etkin piyasa kuramı açısından yaklaşarak hisse senedi fiyatlarının gelecekle ilgili bütün beklentileri yansıttığını ve bu yüzden de geçmiş ekonomik verilerle gelecekteki fiyat değişimlerinin tahmin edilmesinin mümkün olmayacağı görüşünü savunmuşlardır. Diğer bir ifade ile etkin bir piyasada hiçbir yatırımcının geçmiş fiyat hareketlerini analiz ederek ortalama piyasa getirisi üzerinde bir getiri elde edemeyeceğini ileri sürerler.

Ekonomik gelişmelere karşı sermaye piyasası bazı dönemlerde aşırı tepki verebilmektedir. Hisse senetleri, sermaye piyasasındaki en riskli yatırım araçları olup, ekonomideki gelişmelere çok çabuk cevap verebilmektedirler. Bir ülkeye ait makro ekonomik değişkenler, hisse senetleri ile farklı derece ve istikamette ilişki içerisinde olabilirler. Dolayısıyla makro ekonomik değişkenlerle hisse senetleri bazen pozitif yönde bazen de negatif yönde hareket edebilirler. Bu durum ekonomik faktörlerin hisse senetleri üzerindeki etkilerini ölçmeyi zorlaştırmaktadır. Ayrıca, ekonomik faktörlerdeki değişimlerin nedenleri çok farklı olabilmektedir. Makro ekonomik olarak meydana gelen değişme ve gelişmeler, bir ekonomide faaliyet gösteren bütün işletmeleri etkilemektedir. Dolayısıyla bu faktörler, hisse senedi fiyatlarının topluca artma veya düşme eğilimine girmesine neden olurlar. Bununla

¹ Mustafa Özçam, **An Analysis of The Macroeconomic Factors That Determine Stock Returns In Turkey**, Capital Market Board, Publication Number :75, Ankara, Temmuz 1997, s.2-11

² Cumhuriyet Erdem, Meziyet Sema Erdem ve Cem Kaan Arslan, **Makroekonomik Değişkenler ve İMKB 100 Endeksi Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi**, İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, Cilt:21, Sayı:239, Yıl:2006, s.126.

birlikte, her bir firmanın performansı ile makro ekonomik gelişmeler arasındaki ilişkinin yönü ve derecesi, teknoloji ve pazar şartları gibi faktörlerden ötürü az ya da çok farklılaşabilmektedir.³

Literatürde farklı fiyatlama modellerinin açıklayıcı gücünü test etmeye yönelik olarak varlık fiyatları ile ekonomik faktörler arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda ampirik çalışma mevcuttur.

LİTERATÜR TARAMASI

Wongbangpo ve Sharma, GSMH, TÜFE, para arzı, faiz oranı ve döviz kuru değişkenlerinin, Endonezya, Malezya, Singapur, Filipinler ve Tayland hisse senedi piyasalarında işlem gören hisse senetlerinin fiyatları üzerindeki rolünü incelemişler ve bu değişkenlerle (GSMH, TÜFE, para arzı, faiz oranı ve döviz kuru) hisse senedi fiyatları arasında nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu sonuç kapsamında hisse senedi fiyatlarıyla enflasyonun ters yönlü bir ilişki içinde olduğunu ortaya koymuşlardır. Yine aynı çalışmada, faiz oranlarının Filipinler, Singapur ve Tayland piyasalarında, hisse senedi fiyatları üzerinde negatif yönde etki yaparken, Endonezya ve Malezya piyasalarında ise pozitif yönde etki yaptığını saptamışlardır. Buna ek olarak Endonezya, Malezya ve Filipinlerde döviz kurlarının, hisse senedi fiyatlarıyla pozitif, Singapur ve Tayland piyasalarında ise negatif yönde ilişki içerisinde olduğu sonucuna ulaşmışlardır.⁴

Chen ve diğerleri çalışmalarında, bir dizi ekonomik değişkenin hisse senedi getirileri ve menkul değer fiyatları üzerindeki sistematik nüfuzunu incelemişler ve hisse senedi getirilerinin sistematik ekonomik haberlerden etkilendiği ve senetlerin bu etkilerle uyumlu bir şekilde fiyatlandığı sonucuna ulaşmışlardır.⁵

Poon ve Taylor, Chen ve diğerlerinin çalışmasını, İngiltere verileri için uygulamışlar ve kullandıkları makro ekonomik değişkenlerin hisse senedi fiyatları üzerinde herhangi bir etki yapmadığı sonucuna ulaşmışlardır.⁶

³ Mesut Albeni ve Yusuf Demir, **Makroekonomik Göstergelerin Mali Sektör Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi**, Muğla Üniversitesi SBE Dergisi Bahar 2005 Sayı 14.

⁴ P. Wongbangpo . ve S.C Sharma, 2002, “**Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions : ASEAN-5 countries**”, Journal of Asian Economics, 13:27-51.

⁵ N.F Chen, R. Roll ve S.A. Ross, 1986, “**Economic forces and stock market**”, **Journal of Business**, 59:384-403

⁶ S V.Poon . e S.J.Taylor, 1991, “**Macro economic factors and UK stock market**”, Journal of Business Finance and Accounting, 18:619-636

Dhakal ve diğçerleri, ABD’de para arzı ile hisse senedi fiyatları arasındaki etkileşimi arařtırmıřlar ve para arzından hisse senedi fiyatlarına bir nedensellik iliřkisi olduėu sonucuna varmıřlardır.⁷

Cheng, hisse senedi getirileri ile ekonomik göstergeler arasındaki iliřkiyi incelediėi çalıřmasında, hisse senedi getirileri ile para arzı, devlet tahvilleri fiyat endeksi ve işsizlik oranı arasında pozitif yönde bir iliřki bulmuřtur.⁸

Morelli çalıřmasında, aylık İngiltere verileri için kořullu hisse senedi piyasası oynaklıėı ve kořullu makro ekonomik oynaklık arasındaki etkileşimi incelemiřtir. Bu çalıřmada kullanılan makro ekonomik deėiřkenler, endüstriyel üretim, perakende satıřlar, para arzı, enflasyon oranı ve döviz kurunu içermektedir. Çalıřma sonucunda, Morelli bu makro ekonomik deėiřkenlerdeki volatilitenin, hisse senedi fiyatlarındaki volatiliteni açıklamadıėı sonucuna varmıřtır.⁹

Apergis ve Eleftheriou, Yunanistan’da hisse senedi fiyatlarıyla enflasyon ve faiz oranları arasındaki etkileşimi incelemiřlerdir. Çalıřma sonucunda, enflasyon ve faiz oranları arasındaki sıkı iliřkiye raėmen, Atina Hisse Senedi Borsası’ndaki hisse senedi fiyatlarının, faiz oranlarından ziyade enflasyondan etkilendiėi sonucuna ulařmıřlardır.¹⁰

Fama, hisse senedi fiyatlarıyla reel faaliyetler, enflasyon ve para arasındaki etkileşimi incelemiř ve hisse senedi getirileri ile endüstriyel üretim, GSMH, para arzı, faiz oranı ve enflasyonun gecikmeli deėerleri gibi reel deėiřkenler arasında güçlü bir pozitif korelasyon tespit etmiřtir.¹¹

Rapach çalıřmasında, 16 ayrı endüstrileřmiř ÷lke için enflasyonla hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönemli iliřkiyi incelemiř, çalıřma sonucunda ise, enflasyon

⁷ D. Dhakal., M. Kandil ve S.C.Sharma, 1993, “**Casuality between the Money supply and share prices: a VAR investigation**”, Quarterly Journal of Business and Economics, 32:52-74.

⁸ A.C.S Cheng., 1995, “**The UK stock market and economic factors: a new approach**”, Journal of Business Finance and Accounting, 22:129-142

⁹ D.Morelli., 2002, “**The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility: Empirical evidence based on UK data**”, International Review of Financial Analysis, 11:101-110.

¹⁰ N. Apergis. ve S.Eleftheriou, 2002, “**Interest rates, inflation and stock prices:the case of Athens Stock Exchange**”, Journal of Policy Modeling, 24:231-236

¹¹ E.F. Fama., 1981, “**Stock returns, real activity, inflation and Money**”, American Economic Review, 71:545-565

trendindeki bir yükselmenin reel hisse senedi değerinde güçlü bir azalmaya neden olmayacağı sonucuna varmıştır.¹²

Chopin ve Zhong, enflasyonla hisse senedi etkileşimini inceledikleri çalışmalarında, bu iki değişken arasında güçlü negatif yönlü bir ilişki tespit etmişlerdir.¹³

Al-Khazali çalışmasında, 21 ülke için enflasyonla hisse senedi fiyatları arasındaki kısa ve uzun dönemli etkileşimi incelemiş ve kısa dönemde, Malezya dışındaki ülkelerde, reel hisse senedi fiyatlarıyla enflasyon arasında negatif yönde bir ilişki bulmuştur. Al-Khazali'nin uzun dönemdeki bulguları ise, beklenen enflasyon ve beklenen enflasyondaki artışlarla, hisse senedi fiyatları arasında, hisse senetlerinin enflasyondan korunma aracı olarak algılanmasından kaynaklanan, pozitif bir yönde ilişkiyi içeren Fisher etkisini destekler niteliktedir.¹⁴

Mukherjee ve Naka, altı adet makro ekonomik gösterge, döviz kuru, para arzı, enflasyon, endüstriyel üretim, uzun dönem devlet tahvili faiz oranı, vadesiz ödünç faiz oranı ile Tokyo Hisse Senedi Borsası endeksi arasında herhangi bir etkileşim olup olmadığını araştırdıkları çalışmalarının sonucunda, hisse senedi fiyatlarında bu değişkenlere ait etkilerin olduğunu tespit etmişlerdir.¹⁵

Bulmash ve Trivoli çalışmalarında, hisse senedi fiyatlarıyla makro ekonomik değişkenlerin ilişkisini tanımlayabilmek ve hisse senedi fiyatlarındaki gecikmeli etkileri açıklayabilmek için bir model geliştirmişlerdir. Yapılan analizler sonucunda, hisse senedi fiyatlarının, bazı ekonomik göstergelerin gecikmeli değerleriyle tahmin edilebileceği sonucuna varmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre, para arzının bir, üç ve on iki ay gecikmeli değerlerinin, hisse senedi fiyatlarıyla pozitif yönde bağlantılı olduğunu bulmuşlardır. Bununla birlikte, faiz oranlarının hisse senedi fiyatları üzerinde negatif yönde etkisinin olduğu ve enflasyonun herhangi bir etkisinin olmadığı araştırma sonucunda tespit edilmiştir.¹⁶

¹² D.E.Rapach., 2001, "**The long-run relationship between inflation and real stock prices**", Journal of Macroeconomics, 24:331-351

¹³ M. Chopin ve M. Zhong, 2001, "**Stock returns, inflation and the post-war macroeconomy: the long- and short-run dynamics**", Advances in Investment Analysis and Portfolio Management, 8:1-18

¹⁴ O.M .Al-Khazali, , 2003, "**Stock prices, inflation and output:evidence from the emerging markets**", Selected Paper, European Applied Business Research Conference, Venice, Italy

¹⁵ T.K. Mukherjee. ve A. Naka, 1995, "**Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: An application of a vector error correction model**", Journal of Financial Research, 18:223-237

¹⁶ S.B .Bulmash. ve G.W.Trivoli, 1991, "**Time-lagged interactions between stock prices and selected economic variables**", Journal of Portfolio Management, 17:61-67

Dritsaki ve Dritsaki yaptıkları çalışmalarında, Yunanistan Hisse Senedi Borsası Endeksi ve endüstriyel üretim, enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkiyi araştırmışlar, hisse senedi fiyatlarıyla makro ekonomik değişkenler arasında önemli derecede nedensellik ilişkisi bulmuşlardır.¹⁷

Durucasu çalışmasında, İMKB 100 endeksi değişkenini emisyon, döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerinin doğrusal olarak açıkladığı, buna karşılık enflasyon oranı değişkeninin İMKB endeksini etkilemediği sonucuna varmıştır.¹⁸

Atan ve diğerleri araştırmalarında, altın fiyatları, para arzı, enflasyon oranı, kapasite kullanım oranı, ortalama döviz kuru sepeti, sanayi üretim endeksi ve İMKB 30 endeksinin hisse senedi getirileriyle pozitif yönlü bir etkileşimde olduğunu bulmuşlardır. Hisse senedi getirileri üzerinde pozitif etki sağlayan en önemli makro ekonomik değişken İMKB 30 getirisi olmuştur. Bu değişkeni sırasıyla; ortalama döviz kuru sepeti, kapasite kullanım oranı, para arzı, altın fiyatları ortalaması, enflasyon ve sanayi üretim endeksi değişkenidir.¹⁹

Albeni ve Demir çalışmalarında; mevduat faiz oranları, portföy yatırımları ve döviz kuru ile mali endeks arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu, buna karşılık beklentilerin aksine Cumhuriyet altını ile mali endeks arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını tespit etmişlerdir.²⁰

UYGULAMADA KULLANILAN YÖNTEM

Uygulamada yöntem olarak çoklu regresyon analizi yöntemi kullanılmıştır. Bağımlı değişken olarak İMKB 100 endeksi, bağımsız değişkenler olarak 4 makro ekonomik değişken M1 para arzı, dolar döviz kuru, mevduat faiz oranları ve tüketici fiyat endeksi

¹⁷ M.Dritsaki . ve C.Dritsaki, 2004, “**Macroeconomic determinants of stock price movements:an empirical investigation of the Greek stock market**”, Selected paper, 11 th Annual Conference of Multinational Finance Society, Istanbul

¹⁸ Hasan, Durucasu, 1997, “**Ekonomik Göstergelerin İMKB’ye Etkisinin Analizi**”, Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt:13, Sayı: 1-2, s.121-150.

¹⁹ Murat Atan, Derviş Boztosun ve Murad Kayacan, “**Arbitraj Fiyatlama Modeli Yaklaşımının İMKB’de Test Edilmesi**”, 9. Ulusal Finans Sempozyumu, “Stratejik Finans”, Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, 29-30 Eylül 2005, Kapadokya Nevşehir.

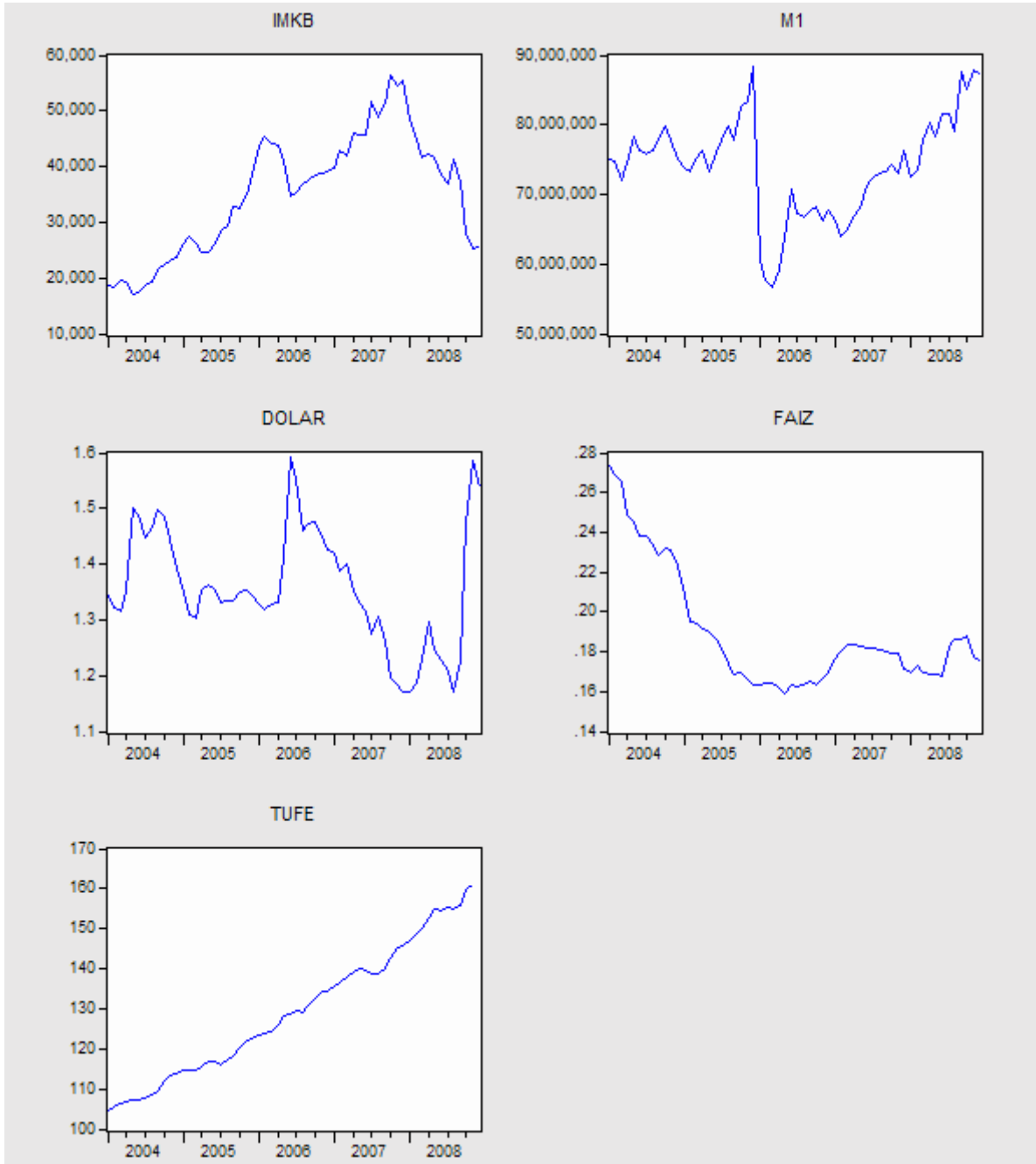
²⁰ Albeni ve Demir, **a.g.e**, s.15.

(enflasyon) kullanılmıştır. Bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait Ocak 2004 – Aralık 2008 dönemi zaman serisi verileri “En Küçük Kareler Yöntemi”ne göre değerlendirilmiştir. Hesaplama kullanılan verilere Merkez Bankasının ilgili web sayfasından ulaşılmıştır. Verilerin analizinde e-views 5.1 yazılım programından yararlanılmıştır.

VERİLERİN ANALİZİ

Aşağıdaki tabloda bağımlı ve bağımsız değişkenlerin 2004–2008 dönemi için grafiği yer almaktadır:

Tablo 1. Değişkenlerin 2004–2008 Dönemi Grafiği



Tablo 2. Değişkenlerin Logaritması Alınmadan Önceki Analiz Sonuçları
Model: İMKB C M1 DOLAR FAİZ TÜFE

Bağımlı Değişken: İMKB

Metot: En Küçük Kareler

Tarih: 07.01.2009 Saat:20.44

Ayarlanmış Örneklem Zaman Aralığı: Ocak 2004 – Aralık 2008

Gözlem Sayısı: 59

	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
C	115804.8	14907.93	7.767997	0.0000
M1	-0.000537	9.07E-05	-5.917742	0.0000
DOLAR	-36461.36	6186.734	-5.893475	0.0000
FAİZ	-129231.5	27118.45	-4.765447	0.0000
TÜFE	253.4622	52.00722	4.873595	0.0000
R²	0.839538		ORTALAMA BAĞIMLI DEĞİŞKEN BAĞIMLI DEĞİŞKENİN STANDART SAPMASI	35150.48
AYARLANMIŞ R²	0.827652		AKAİKE BİLGİ KRİTERİ	10887.51
REGRESYONUN STANDART HATASI HATALARIN KARELERİ TOPLAMI	4519.928		SCHWARZ KRİTERİ	19.75132
F İSTATİSTİĞİ	1.10E+09		HANNAN-QUINN KRİTERİ	19.92738
OLASILIK	0.000000		DURBİN-WATSON İSTATİSTİĞİ	19.82005
				0.454988

Yukarıdaki tablo incelendiğinde; değişkenlerin katsayılarının istatistiksel anlamlılığı t değerleri ve prob değerleriyle test edilmektedir. Burada prob değerlerinin hepsi 0.0000 olup bu değer % 1, % 5 ve % 10'dan düşük olması katsayıların anlamlı olduğu şeklinde yorumlanır. $R^2 = 0.839538$ değeri, bağımlı değişkenin değişiminin yaklaşık % 84 oranında analizde yer alan bağımsız değişkenler yardımıyla ifade edilebildiğini göstermektedir. Kalan % 16'lık bölüm ise denkleme dâhil edilmemiş diğer bağımsız değişkenlere ilişkindir. F istatistiği ele alındığında; % 1 anlamlılık düzeyinde (F tablosundan bulunan kritik değer), iken hesaplanan F değeri ise görüldüğü üzere $F_{\text{hesaplanan}} = 70,63217$ 'dir.

$H_0 = \rho^2 = 0$: Bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasında doğrusal ilişki yoktur ve regresyon anlamlı değildir.

$H_1 = \rho^2 > 0$: Bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasında doğrusal ilişki vardır ve regresyon anlamlıdır.

$F_{\text{hesaplanan}} = 70,63217 > F_{\text{tablo}} = 4.13$ böylece H_0 hipotezi reddedilir ve H_1 hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla regresyon anlamlıdır. Modelimiz;

$\text{İMKB} = 115804.8 - 0.000537 \text{ M1} - 36461.36 \text{ DOLAR} - 129231.5 \text{ FAİZ} + 253.4622 \text{ TÜFE}$ şeklindedir.

DURAĞANLIK ARAŞTIRMASI

Eğer bir zaman serisi durağansa, ortalaması, varyansı ve kovaryansı zaman içerisinde değişmemektedir. Bir stokastik sürecin ortak ve koşullu olasılık dağılımı zaman içinde değişmiyorsa bu seri güçlü anlamda durağan olarak isimlendirilir. Genelde uygulama yapılırken kovaryans durağanlık kavramı yeterli olmaktadır. Makroekonomik zaman serileri genellikle durağan değildir. Bu özelliğe sahip olan seriler birinci veya ikinci farkları ya da logaritmaları alınarak durağan hale getirilmektedir. Durağanlığın saptanabilmesi için kullanılan pek çok test bulunmaktadır. Bu çalışmada değişkenlere ait verilerin durağanlığı Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi (*ADF*) kullanılarak test edilecektir.

Tablo 3. Logaritması Alınmış ve Sabit Terim İçeren Değişkenlerin Zaman Serileri İçin Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Geliştirilmiş Dickey-Fuller Test İstatistiği (Logaritmaları Alınmış)
İmkb	-5.430909
Döviz	-6.319624
Enflasyon	-5.825261
M1 Para Arzı	-7.727373
Faiz	-5.251595

***MacKinnon'un kritik eşik değerleri aşağıdaki gibidir:

İmkb için; %1 anlam düzeyi (-3.548208), %5 anlam düzeyi (-2.912631), %10 anlam düzeyi (-2.594027)

Döviz için; %1 anlam düzeyi (-3.550396), %5 anlam düzeyi (-2.913549), %10 anlam düzeyi (-2.594521)

Enflasyon için; %1 anlam düzeyi (-3.548208), %5 anlam düzeyi (-2.912631), %10 anlam düzeyi (-2.594027)

M1 para arzı için; %1 anlam düzeyi (-3.548208), %5 anlam düzeyi (-2.912631), %10 anlam düzeyi (-2.594027)

Faiz için; %1 anlam düzeyi (-3.548208), %5 anlam düzeyi (-2.912631), %10 anlam düzeyi (-2.594027)

Logaritması alınmış sabit terim içeren İmkb, döviz, enflasyon, para arzına ilişkin zaman serilerinin birim kök testi sonuçlarına baktığımızda serilerin P değerleri 0,05'den küçük çıktığı için ve gerek İmkb zaman serisi için ADF test istatistiği değerinin mutlak değeri ($\angle -5.430909 \angle$) yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 anlam düzeyleri kritik eşik değerlerinin mutlak değerinden daha büyük olduğu, gerekse döviz zaman serisinin ADF test istatistiği değerinin mutlak değeri ($\angle -6.319624 \angle$) yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 anlam düzeyleri kritik eşik değerlerinin mutlak değerinden daha büyük olduğu için, yine enflasyon zaman serisinin ADF test istatistiği değerinin mutlak değeri ($\angle -5.825261 \angle$) yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 anlam düzeyleri kritik eşik değerlerinin mutlak değerinden daha büyük olduğu için ve para arzının zaman serisinin ADF test istatistiği değerinin mutlak değeri ($\angle -7.727373 \angle$) yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 anlam düzeyleri kritik eşik değerlerinin mutlak değerinden daha büyük olduğu için İmkb, döviz, enflasyon, para arzına ilişkin zaman serilerinde birim kök yoktur ve seriler durağandır.

Tablo 4. Logaritması Alınmış Verilerin Analiz Değerleri**Model:LIMKB C LM1 LDOLAR LFAİZ LTÜFE**

Bağımlı Değişken: LIMKB

Metot: En Küçük Kareler

Tarih: 07.01.2009 Saat:21.01

Ayarlanmış Örneklem Zaman Aralığı: Ocak 2004 – Aralık 2008

Gözlem Sayısı: 59

	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
C	22.61051	2.930767	7.714877	0.0000
LM1	-1.006958	0.165296	-6.091863	0.0000
LDOLAR	-1.340586	0.213391	-6.282305	0.0000
LFAİZ	-1.022028	0.146079	-6.996389	0.0000
LTÜFE	0.974793	0.175196	5.564028	0.0000
R²	0.894549		ORTALAMA	
AYARLANMIŞ R²	0.886738		BAĞIMLI DEĞİŞKEN	10.41474
REGRESYONUN			BAĞIMLI	
STANDART HATASI	0.113653		DEĞİŞKENİN	
HATALARIN			STANDART	
KARELERİ TOPLAMI	0.697515		SAPMASI	0.337706
F İSTATİSTİĞİ	114.5221		AKAİKE BİLGİ	
OLASILIK	0.000000		KRİTERİ	-1.430400
			SCHWARZ KRİTERİ	-1.254338
			HANNAN-QUINN	
			KRİTERİ	-1.361673
			DURBİN-WATSON	
			İSTATİSTİĞİ	0.431130

Değişkenlerin doğal logaritmaları alındıktan sonraki analiz değerleri incelendiğinde ise, burada prob (olasılık) değerleri 0,0000 olup, % 1, % 5 ve % 10'dan düşük olması katsayıların anlamlı olduğu şeklinde yorumlanır. $R^2 = 0,894549$ değeri, bağımlı değişkenin değişiminin yaklaşık % 89 oranında analizde yer alan bağımsız değişkenler yardımıyla ifade edilebildiğini göstermektedir. Kalan % 11'lik bölüm ise, denkleme dâhil edilmemiş diğer bağımsız değişkenlere ilişkindir. F istatistiği ele alındığında; % 1 anlamlılık düzeyinde (F tablosundan bulunan kritik değer), iken hesaplanan F değeri ise görüldüğü üzere $F_{\text{hesaplanan}} = 114.5221$ 'dir.

$H_0 = \rho^2 = 0$: Bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasında doğrusal ilişki yoktur ve regresyon anlamlı değildir.

$H_1 = \rho^2 > 0$: Bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasında doğrusal ilişki vardır ve regresyon anlamlıdır.

$F_{\text{hesaplanan}} = 114.5221 > F_{\text{tablo}} = 4.13$ böylece H_0 hipotezi reddedilir ve H_1 hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla regresyon anlamlıdır. Bu durumda ise modelimiz;

$LİMKB = 22,61051 - 1,006958 LM1 - 1,340586 LDOLAR - 1,022028 FAİZ + 0,974793 TÜFE$ şeklindedir.

Elde edilen denkleme dayanılarak yapılacak kestirimlerin güvenilirliğinin araştırılmasında son olarak hata terimleri arasında oto korelasyon olup olmadığı sınanacaktır. Bu sınama Durbin – Watson testi yardımıyla yapılabilir. $d_{\text{hesaplanan}} = 0.431130 < d_L = 1.55$ olduğundan dolayı H_0 hipotezi % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilir. Buna göre bulunan denklem istatistik açıdan güvenilir bir regresyon denklemidir.

Tablo 5. Verilerin Değişen Varyans Analizleri**Heteroskedasticity Test: White**

F İstatistiği	3.266829	Olasılık	F(14,44)	0.0013
Gözlem * R ²	30.07057	Olasılık	Ki Kare (14)	0.0075
		Olasılık	Ki Kare (14)	0.1719

Test Denklemi:
Bağımlı Değişken: Hataların Karesi
Method: En Küçük Kareler
Tarih: 08/01/2009 Saat: 22:00
Örnekleme: Ocak 2004 - Aralık 2008
Gözlem Sayısı: 59

	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	76.91772	67.82870	1.134000	0.2629
LM1	-8.713050	7.752264	-1.123936	0.2671
LM1^2	0.135991	0.241610	0.562853	0.5764
LM1*LDOLAR	1.733480	0.682182	2.541080	0.0147
LM1*LFAIZ	-0.105386	0.411239	-0.256264	0.7989
LM1*LTUFE	0.656930	0.478763	1.372140	0.1770
LDOLAR	-28.06001	10.38011	-2.703247	0.0097
LDOLAR^2	-0.326612	0.428611	-0.762023	0.4501
LDOLAR*LFAIZ	-0.658709	0.653717	-1.007637	0.3191
LDOLAR*LTUFE	-0.882461	0.634206	-1.391441	0.1711
LFAIZ	4.588419	6.872051	0.667693	0.5078
LFAIZ^2	-0.163874	0.266972	-0.613824	0.5425
LFAIZ*LTUFE	-0.610872	0.527243	-1.158615	0.2529
LTUFE	3.728768	6.559368	0.568464	0.5726
LTUFE^2	-1.679610	0.448092	-3.748356	0.0005
R ²	0.509671	Ortalama Bağımlı Değişken		0.011822
Ayarlanmış R ²	0.353657	Bağımlı Değişkenin Std. Sap.		0.014576
Regresyonun Std. Hatası	0.011719	Akaike Kriteri		5.840132
Hata Kareleri Toplamı	0.006042	Schwarz Kriteri		5.311945
		Hannan-Quinn Kriteri		5.633949
F-İstatistiği	3.266829	Durbin-Watson İstatistiği		1.428770
Olasılık (F-İstatistiği)	0.001342			

Tablo ele alındığında,

H₀: Değişen varyanslılık yoktur.

H₁: Değişen varyanslılık vardır.

% 1 anlamlılık düzeyi için $F_{\text{tablo}} = 4.13$ ve $F_{\text{hesaplanan}} = 3.26$ değerlerine göre

$F_{\text{tablo}} = 4.13 > F_{\text{hesaplanan}} = 3.26$ Dolayısıyla H₀ hipotezi kabul edilir ve H₁ hipotezi reddedilir. Böylece değişen varyanslılığın olmadığı sonucuna ulaşılr.

SONUÇ

Bu çalışmada, İMKB endeksini etkilediği düşünülen bazı makroekonomik faktörlerin, 2004–2008 dönemindeki 5 yıllık süre boyunca aylık değerlerinin etkilerinin yönü ve büyüklüğü, e-views yazılım programı kullanılarak doğrusal regresyon yardımıyla saptanarak basit doğrusal regresyon analizi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre M1 para arzı, döviz ve faiz ile hisse senedi getiri endeksi arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu, buna karşılık enflasyon oranıyla İMKB 100 endeksi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu ortaya çıkmıştır.

Tedavülde bulunan para miktarı hisse senedi piyasasını etkileyen en önemli faktörlerden biridir. Emisyon hacmindeki artış genel fiyatları da etkilediği gibi hisse senedi fiyatlarını dolayısıyla borsa endeksini de yükseltir. Bu açıdan M1 para arzı ile İMKB 100 endeksi arasında ortaya çıkan negatif yönlü ilişki beklentilere uymamaktadır.

Döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasında ters yönlü bir ilişki vardır. Döviz kurları arttıkça hisse senedi fiyatları düşecek, döviz kurları düştükçe hisse senedi fiyatları artacaktır. Araştırma sonuçları da beklentilere uygun olarak döviz kurları ile İMKB 100 endeksi arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Faiz oranları, hisse senetleri ve tahviller arasındaki rekabeti etkileyen en önemli unsurdur. Yalnızca iki piyasa, hisse senedi piyasası ve tahvil piyasası olduğu varsayıldığında, tahvil faiz oranları arttığında, tahvillerin getirisi yükselecek ve tahvil fiyatları düşecektir. Yatırımcılar birikimlerini, hisse senedi piyasasından, tahvil piyasasına aktaracaktır. Bu durum, hisse senetlerinin fiyatlarını düşüreceklerdir. Tahvil faiz oranları azaldığında, tahvilin getirisi azalacak ve tahvil fiyatları yükselecektir. Araştırma sonuçları da beklentilere uygun olarak faiz oranları ile İMKB 100 endeksi arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Enflasyon tüm piyasaları etkilediği gibi borsa endeksini de etkiler. Yüksek enflasyon ortamında genel alım gücü düşeceğinden mal ve hizmetlere olan talep azalacak, bunun sonucu olarak da borsa endeksi değerinde düşme kaydedilecektir. Bu açıdan analiz sonuçları ile beklentiler birbirine yine uymamaktadır. Çünkü araştırma sonucunda enflasyon oranı ile İMKB 100 endeksi arasında pozitif yönlü bir ilişki saptanmıştır.

KAYNAKÇA

Albeni Mesut ve Yusuf Demir. **Makroekonomik Göstergelerin Mali Sektör Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi**. Muğla Üniversitesi SBE Dergisi. Bahar 2005. Sayı 14.

Al-Khazali, O.M “**Stock prices, inflation and output:evidence from the emerging markets**”. Selected Paper. European Applied Business Research Conference.2003. Venice. Italy.

Apergis. N ve S.Eleftheriou. “**Interest rates, inflation and stock prices:the case of Athens Stock Exchange**”. Journal of Policy Modeling. 2002. 24:231-236.

Atan, Murat, Derviş Boztosun ve Murad Kayacan. “**Arbitraj Fiyatlama Modeli Yaklaşımının İMKB’de Test Edilmesi**”. 9. Ulusal Finans Sempozyumu. “Stratejik Finans”. Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İşletme Bölümü. 29-30 Eylül 2005. Kapadokya Nevşehir.

Bulmash. S.B ve G.W.Trivoli. “**Time-lagged interactions between stock prices and selected economic variables**”. Journal of Portfolio Management.1991. 17:61-67.

Chen N.F, R. Roll ve S.A. Ross. “**Economic forces and stock market**”. Journal of Business. 1986. 59:384-403.

Cheng. A.C.S. “**The UK stock market and economic factors: a new approach**”. Journal of Business Finance and Accounting.1995. 22:129-142.

Chopin. M ve M. Zhong. “**Stock returns, inflation and the post-war macroeconomy:the long- and short-run dynamics**”. Advances in Investment Analysis and Portfolio Management. 2001. 8:1-18.

Dhakal. D., M. Kandil ve S.C.Sharma. “**Casuality between the Money supply and share prices: a VAR investigation**”. Quarterly Journal of Business and Economics.1993. 32:52-74.

Dritsaki .M ve C.Dritsaki. “**Macroeconomic determinants of stock price movements:an empirical investigation of the Greek stock market**”. Selected paper. 11 th Annual Conference of Multinational Finance Society.2004. Istanbul.

Duracasu, Hasan., “**Ekonomik Göstergelerin İMKB’ye Etkisinin Analizi**”. Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi. 1997.Cilt:13. Sayı: 1-2. s.121-150.

Erdem Cumhuri, , Meziyet Sema Erdem ve Cem Kaan Arslan. **Makroekonomik Değişkenler ve İMKB 100 Endeksi Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi**. İktisat, İşletme ve Finans Dergisi. Cilt:21. Sayı:239. Yıl:2006.

Fama. E.F. “**Stock returns, real activity, inflation and Money**”. American Economic Review. 1981. 71:545-565.

Morelli. D. **“The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility: Empirical evidence based on UK data”**. International Review of Financial Analysis. 2002. 11:101-110.

Mukherjee. T.K ve A. Naka. **“Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: An application of a vector error correction model”**. Journal of Financial Research. 1995.18:223-237.

Özçam Mustafa. **An Analysis of The Macroeconomic Factors That Determine Stock Returns In Turkey**. Capital Market Board, Publication Number :75. Ankara. Temmuz 1997. s.2-11

Poon .S Ve S.J.Taylor., **“Macro economic factors and UK stock market”**. Journal of Business Finance and Accounting. 1991.18:619-636.

Rapach. D.E. **“The long-run relationship between inflation and real stock prices”**. Journal of Macroeconomics. 2001. 24:331-351.

Wongbangpo .P ve S.C Sharma.**“Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions : ASEAN-5 countries”**. Journal of Asian Economics. 2002.13:27-51.