

Hisse Senedi Fiyatları ve Makro Ekonomik
Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik
Ömer Yılmaz & Bener Güngör & Vedat Kaya

Binomial Model ve Trinomial Modelin
Yakınsaklık Davranışlarının Karşılaştırılması
Mehmet Horasanlı

Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve
Reel Döviz Kuru: Bir Nedensellik Analizi
Hasan Vergil & Hamza Çeştepe

İÇİNDEKİLER

Hisse Senedi Fiyatları ve Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik Ömer Yılmaz & Bener Güngör & Vedat Kaya.....	1
Binomial Model ve Trinomial Modelin Yakınsaklık Davranışlarının Karşılaştırılması Mehmet Horasanlı.....	17
Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Reel Döviz Kuru: Bir Nedensellik Analizi Hasan Vergil & Hamza Çeştepe.....	37
Global Sermaye Piyasaları.....	47
İMKB Piyasa İstatistikleri.....	57
İMKB Yayın Listesi.....	61

HİSSE SENEDİ FİYATLARI VE MAKRO EKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK

Ömer YILMAZ^(*)
Bener GÜNGÖR^(**)
Vedat KAYA^(***)

Özet

Bu makalenin amacı hisse senedi fiyatları ile bazı makro ekonomik değişkenler arasında bir ilişki olup olmadığını tespit etmektir. 1990: 01–2003: 12 dönemini kapsayan analizlerde, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası endeksi, tüketici fiyat endeksi, para arzı, faiz oranı, döviz kuru, dış ticaret dengesi ve sanayi üretim endeksi değişkenlerine yer verilmiştir. Çalışmada kullanılan en küçük kareler tahmin yöntemi, Johansen-Juselius eşbütünleşme testi, Granger Nedensellik testi ve VEC modelinden elde edilen varyans ayırma sonuçları, hisse senedi fiyatı ile makro ekonomik değişkenlerden bazıları arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu göstermiştir.

I. Giriş

Son yıllarda ekonomi ve finans literatüründe en fazla tartışılan konulardan biri de, hisse senedi fiyatlarının makroekonomik değişkenlerle olan ilişkisidir. 1980 ve 1990'lı yıllarda başta ABD olmak üzere pek çok Avrupa ülkesinde ve Japonya'da hisse senedi fiyatlarında umulmadık bir dalgalanma görülmüştür. Birçok araştırmacı bu dalgalanmaların makro ekonomik faktörlerden kaynaklanabileceğini ifade etmiştir. Bunun üzerine para arzı, enflasyon, faiz oranı, endüstriyel üretim, gayri safi milli hâsıla, dış ticaret dengesi, döviz kuru ve petrol fiyatları gibi makroekonomik değişkenlerle hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki incelenmiştir. Zamanla konuyla ilgili yaklaşımlar ve bunun bir devamı olarak da sonuçlar değişmiştir. Öyle ki hisse senedi fiyatlarındaki bu dalgalanmaların nedeninin makro ekonomik faktörlerden ziyade spekülasyon hareketleri olduğunu ifade eden görüşler ortaya çıkmıştır (Binswanger, 1999, 2004; Shiller, 2000). Bütün bu değerlendirmelere rağmen hisse senedi

fiyatlarıyla makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki, 1970'li yıllardan günümüze kadar ekonomi ve finans literatüründe tartışılmaya devam etmiş, bu konuda yapılan çalışmalarda çelişkili sonuçlar, konunun güncel kalmasında önemli bir rol oynamıştır.

Hisse senedi değerlemesinde en yaygın olarak kullanılan model, şimdiki değer veya iskonto edilmiş nakit akımları modelidir. Modelde, hisse senedi fiyatı (P_t), gelecekte beklenen kâr paylarının şimdiki değeri (D_{t+i}) ve K süresince elde tutulan hisse senedinin beklenen nihai fiyatının (P_{t+K}) toplamından oluşmaktadır. R ise, risksiz faiz oranı ve risk priminin toplamı olan beklenen verim oranını (iskonto oranı) ifade etmektedir.

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^K \left(\frac{1}{1+R_{t+i}} \right)^i D_{t+i} \right] + E_t \left[\left(\frac{1}{1+R_{t+K}} \right)^K P_{t+K} \right] \quad (1)$$

Hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenlerle arasındaki ilişkinin çıkış noktası, hisse senedi değerlemesinde önemli yeri olan kâr paylarının ve iskonto oranının reel ekonomik değişkenlerden önemli ölçüde etkilenmesidir. Bu konuda Leroy ve Porter (1981), Shiller (1981) ve Flannery, M.J. ve A.A. Protopapadakis (2002), yaptıkları çalışmada, makroekonomik değişkenlerin, iskonto edilmiş nakit akım modelinde, hisse senetlerinin içsel değerini belirleyen iskonto oranını ve firmanın nakit yaratma yeteneğini değiştirdiğini ifade etmişlerdir.

Çalışma beş bölüme ayrılmıştır. İkinci bölümde konuyla ilgili kısa ve basit bir literatür özeti yer almaktadır. Üçüncü bölümde araştırmada kullanılan yöntem ve veriler tanıtılmakta, dördüncü bölüm uygulama sonucu ulaşılan bulguları içermektedir. Çalışma sonuç ve değerlendirmelerin yer aldığı beşinci bölümle son bulmaktadır.

II. Literatür Özeti

Son zamanlarda makro ekonomik değişkenler ve ulusal menkul kıymetler piyasası arasındaki ilişkilere odaklanan çalışmalar ekonomi ve finans literatürünün en önemli çalışmaları haline gelmiştir. Bu bağlamda, birçok makro ekonomik değişken ele alınmış olmakla beraber, para arzı, enflasyon, faiz oranı, döviz kuru, dış ticaret dengesi ve sanayi üretim endeksi literatürde en fazla kullanılan değişkenler olmuşlardır.

a) Para Arzı ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki

Para arzı ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkilerin incelenmesi Palmer (1970) ve Spirinkel (1971)'e dayanmaktadır. Yazarlar para arzındaki bir değişimin hisse senedi fiyatlarını etkilediğini tespit etmişlerdir. Daha sonra Ho (1983), Smirlock ve Yawitz (1985), Cook ve Hahn (1988), Fung ve Lie (1990), Malliaris ve Urrutia (1991), Fosback (1991), Abdullah ve Hayworth (1993), Lin (1993), Fitzpatrick (1994), Alexakis vd. (1996) ve Thorbecke

(*) Yrd. Doç. Dr. Ömer Yılmaz, Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, 25240 Erzurum.

E-posta: omyilmaz@atauni.edu.tr Tel: 0 442 231 2742 Faks: 0 442 236 09 49

(**) Yrd. Doç. Dr. Bener Güngör, Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, 25240 Erzurum.

E-posta: bgungor@atauni.edu.tr Tel: 0 442 231 20 98 Faks: 0 442 236 09 4

(***) Yrd. Doç. Dr. Vedat Kaya, Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, 25240 Erzurum.

E-posta: vkaya@atauni.edu.tr Tel: 0 442 231 15 23 Faks: 0 442 236 09 49

(1997) yaptıkları çalışmalarında benzer sonuçlara ulaşmışlardır. Bu konudaki genel kanı para arzındaki artışların hisse senedi fiyatlarında artışlara neden olduğu yönündedir. Para arzındaki değişimler, genel ekonomi üzerindeki dolaysız etkilerinden dolayı, öncelikle, finansal piyasaları etkilemektedir. Para arzındaki artış oranı yüksek ise, kredi olarak borç verilebilecek para miktarındaki fazlalıktan dolayı piyasa faiz oranları düşecektir. Ayrıca, para arzındaki yüksek artış oranı firmaların faaliyetlerinde artış ve ekonomik büyümeye neden olarak, hisse senedi fiyatlarını artırıcı rol oynayacaktır (Durukan, 1999).

Diğer yandan Cooper (1974) ve Rozeff (1974) ise çalışmalarında para arzı ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyle ilgili olarak hisse senedi fiyatlarının para arzının nedeni olduğu yönünde bulgulara ulaşmışlardır. Daha sonra James vd. (1985) VARMA modeli kullandıkları çalışmalarında ve Thornton (1993) tarafından İngiltere için yapılan çalışmada elde edilen bulgularda diğer iki çalışmayı destekler niteliktedir.

Bunların yanı sıra Lee (1992), Rigobon ve Sack (2001), Durham (2003) gibi bir takım yazarlar ise para arzı ile hisse senedi fiyatları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlamazlarken, Kwon ve Shin (1999) Kore ekonomisi için yaptıkları çalışmalarında bu iki değişken arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisinin olduğunu vurgulamışlardır.

Çalışmada, para arzı ölçütü olarak Abdullah ve Hayworth (1993), Fitzpatrick (1994), Alexakis vd. (1996)'nin para arzı tanımlarına uygun şekilde, dar anlamda para arzı olarak tanımlanan M1 kullanılmıştır.

b) Enflasyon ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki

Menkul kıymet piyasalarında yatırımcıların enflasyona karşı korunmaları oldukça önem taşımaktadır. Özellikle Türkiye gibi yüksek enflasyonun yaşandığı ülkelerde bu değişkenin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisinin araştırılması gerekir.

Bu konuda yapılan araştırmaların bazıları söz konusu iki değişken arasında negatif, bazıları ise pozitif ilişki olduğunu iddia etmişlerdir.

Enflasyon ve hisse senedi getirileri arasındaki negatif korelasyon açıklaması ilk olarak Fama (1981) tarafından ileri sürülmüş, ardından Kaul (1987) tarafından genişletilmiştir. Literatürde 'vekâlet etkisi' olarak bilinen bu hipotez, negatif korelasyonun, enflasyon ve gelecekteki üretim büyümesi arasındaki negatif korelasyona bağlı olarak ortaya çıktığını iddia etmektedir. Hisse senedi fiyatları firmaların gelecekteki kazanç potansiyellerini yansıttığından, enflasyon oranındaki artış sebebiyle tahmin edilen ekonomik çöküş, hisse senedi fiyatlarını ve dolayısıyla hisse senedi getirilerini düşürecektir. Fama'nın bu görüşleri, Lee (1992)'nin Granger nedensellik testini kullandığı çalışmasında, LeRoy (1984)'un dinamik varlık fiyatlama modelini kullandığı çalışmasında ve Marshall (1992) tarafından desteklenmiştir.

Bazı araştırmacılar, enflasyon ve getiri arasında ortaya çıkan negatif korelasyonun, enflasyon dönemlerinde yatırımcıların, hisse senetlerinden faiz getiren diğer varlıklara yönelmelerinin bir sonucu olarak görürler. Modigliani ve Cohn (1979), para illüzyonu sebebiyle yatırımcıların yatırımlarını değerlendirirken yanlış bir şekilde nominal iskonto oranını kullandıklarını ifade etmişlerdir. Bu konuda Mascaro ve Meltzer (1993), enflasyon belirsizliğinin enflasyon düzeyiyle pozitif ilişkili olduğunu ve enflasyondaki belirsizliğindeki artışın paraya olan talebi artırarak hisse senetlerine olan talebi azaltacağını söylemişlerdir. Feldstein (1980) ve Feldstein ve Summers (1979), enflasyondaki beklenmeyen artışın, duran varlıklar için ayrılan amortismanlardan sağlanan vergi kalkınının reel değerini azaltması sebebiyle hisse senedi değerini düşüreceğini ifade etmişlerdir.

Negatif ilişki tartışmalarına karşın, Kessel (1956) firmaların net borçlanıcı olmaları durumunda, enflasyon oranındaki artışların firmaların hisse senedi değerini artıracaklarını iddia etmiştir. Kessel'in pozitif korelasyon iddiası Fosback (1991), Abdullah ve Hayworth (1993) ve Graham (1996) tarafından desteklenmiştir. Yazarlar, bu konuyla ilgili olarak Fisher'in görüşlerinin geçerliliğini vurgulamışlardır. Onlara göre, enflasyon ve hisse senedi fiyatları arasında gözlenen negatif ilişki, yatırımcıların enflasyondan korunmak amacıyla hisse senedine yatırım yaptıkları mantığına dayanan Fisher'in görüşleriyle çelişmektedir (Chopin ve Zhong, 2000).

c) Faiz Oranları ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki

Geçmişte yapılan çalışmalar, faiz oranlarındaki değişimin hisse senedi getirileri üzerinde önemli bir etkisinin olduğunu göstermişlerdir. Faiz oranları yalnızca hisse senedi değerini değil, önemli bir alternatif yatırım aracı olan tahvillerin de değerini de değiştirerek hisse senetlerine olan talebi de etkilemektedir.

Faiz oranlarındaki değişim, hisse senedi fiyatlarını iki şekilde etkilemektedir. Bunlardan ilki, firmaların nakit akımlarını kapitalize etmekte kullandıkları oranı etkilemesiyle, ikincisi ise firmaların gelecekteki nakit akım beklentilerini değiştirmesiyle ortaya çıkmaktadır. Merkez bankalarının iskonto ve hedef faiz oranları, enflasyon oranının gelecekteki yönü hakkında bir işaret olarak piyasa iştirakçileri tarafından dikkatle izlenirler.

Cook ve Hahn (1988) ve Smirlock ve Yawitz (1985), faiz oranlarındaki düşüşün iyi, yükselişin ise kötü sinyal verdiğini, kısa dönemde ilan etkisinin (announcement effect) orandaki artışla negatif, orandaki azalışla pozitif yönde olduğu konusunda kanıtlar sunmuşlardır. Kısa süreli hisse senedi getirilerini konu alan bu çalışmalarda, faiz oranlarındaki değişikliğin finansal piyasalarda ilan etkisi yarattığını ve tepkinin çok hızlı olduğunu göstermiştir. Bununla beraber, Jensen ve Johnson (1995), hisse senedi piyasalarında uzun süreli performansın Fed iskonto oranıyla ilişkili olduğunu ortaya koymuşlardır. Yazarlar ayrıca, iskonto oranının düşüşünü takiben hisse senedi getirilerinin, oranın düşüşünü takiben ortaya çıkan getiri hareketlerinden daha yüksek ve daha istikrarlı olduklarını iddia etmişlerdir.

Konuyu yatırım yapılan firmaların varlık ve yükümlülükleri açısından ele alan Saunders ve Yourougou (1990), hisse senedi getiri farklılıklarının bir kısmının firmaların belirli varlık ve yükümlülüklerinin faiz oranına duyarlılığıyla açıklandığını ifade etmişlerdir. Çalışmada, reel varlıklara (endüstriyel firma hisseleri) dayanan hisse senetlerinin, parasal varlıklara (finansal kurum hisseleri) dayanan hisse senetlerine göre faiz oranlarındaki beklenmeyen değişimlere karşı daha az duyarlı olduklarını ortaya koymuşlardır.

d) Döviz Kuru ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki

Şirket kazançlarının önemli ölçüde para değerindeki dalgalanmalardan etkilendiği inancına bağlı olarak, döviz kurları hisse senedi fiyatlarının analizinde sıklıkla kullanılmaktadır.

Bu konuda ilk yapılan çalışmalarda hisse senedi fiyatlarının kur dalgalanmalarına karşı tepkileri konusunda genel bir kalıp bulunamamıştır. Bunun sebebi, döviz kurlarının nadiren hareketlendiği Bretton Woods dönemindeki sabit kur rejimine bağlı olabilir. Bununla birlikte, döviz kurlarının hisse senedi fiyatlarını da içine alacak şekilde ulusal fiyatları etkilemesindeki rolü, başlıca para birimlerinin değerinin 1973 yılının başında dalgalı kur rejiminden sonra değişmesiyle ve özellikle yakın geçmişte 1980'lerde doların hiç görülmemiş bir dalgalanma göstermesiyle oldukça artmıştır. Ayrıca, dünya ticaretindeki ve sermaye hareketlerindeki önemli düzeydeki artışlar, para değerini, işletme karlılığının ve hisse senedi fiyatlarının en önemli belirleyicisi haline getirmiştir. Bu gelişmeler, döviz kuru-hisse senedi fiyatı ilişkisi üzerindeki ilginin de artmasını sağlamıştır (Kim, 2003).

Bu konuda önceden yapılan çalışmalarda bir fikir birliğine varılamamıştır. Örneğin, Aggarwal (1981) ve Solnik (1987) hisse senedi fiyatları ve döviz kuru değişimleri arasında pozitif bir ilişki bulmuşken, Soenen ve Hennigar (1988) negatif bir ilişki bulmuştur.

Aggarwal (1981), 1974–1978 dönemindeki aylık ABD hisse senedi fiyat verileri ve efektif döviz kurlarını kullanmıştır. Basit regresyon sonuçlarına dayalı olarak vardığı sonuçlar, hisse senedi fiyatlarıyla döviz kurlarının pozitif ilişkili olduğu ve ilişkinin uzun dönemle karşılaştırıldığında kısa dönemde daha güçlü olduğunu göstermiştir.

Solnik (1987), döviz kuru, faiz oranları ve enflasyon beklentisindeki değişimler gibi birkaç değişkenin hisse senedi fiyatlarına etkisini araştırmıştır. Çalışmada, dokuz piyasanın (ABD, Japonya, Almanya, İngiltere, Fransa, Kanada, Hollanda, İsviçre ve Belçika) aylık verileri kullanılmıştır. Yazar, çalışmasında kur değişikliklerinin ABD hariç, diğer tüm ülkelerde hisse senedi fiyatlarını pozitif olarak etkilediği sonucuna varmıştır.

Soenen ve Hennigar (1988), çalışmada 1980–1986 dönemindeki aylık hisse senedi fiyatlarını ve döviz kurlarını kullanmışlardır. Çalışmada, ABD dolarının değeri ve hisse senedi fiyatları arasında güçlü bir negatif ilişki olduğu görülmüştür. Bununla beraber, söz konusu ilişki, farklı bir dönem için analiz edildiğinde, revalüasyonun hisse senedi fiyatları üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif etkisi olduğu gözlenmiştir.

Konuyu Türkiye açısından ele alan Rittenberg (1993), döviz kuru ve fiyat seviyesi değişimi arasındaki ilişkileri incelemek için Granger nedensellik testini kullanmıştır. Nedensellik ilişkileri, gecikme uzunluklarına oldukça duyarlı olduğundan, araştırmacı optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinde üç farklı yöntem kullanmıştır (tesadüfi seçim metodu, Hsiao metodu ve Kunst ve Marin'in SMAR modeli). Çalışmada, tüm şartlarda nedenselliğin, fiyat düzeyindeki değişimden kur değişimine doğru olduğu tespit edilmiştir.

e) İktisadi Faaliyetler ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki

Literatürde iktisadi faaliyetler ile hisse senedi fiyatları arasında bir ilişkinin varlığı ifade edilmekle birlikte, bu ilişkinin yönüyle ilgili tam bir görüş birliği yoktur. Mahdavi ve Sohrabian (1991) iktisadi faaliyetlerin en uygun göstergelerinden biri olan GSMH'nin hisse senedi fiyatlarının trendini takip ettiğini ifade etmişlerdir. Abdullah ve Hayworth (1993) ise ekonomik faaliyetlerin firma kazançları üzerindeki etkisinden dolayı, hisse senedi fiyatlarını etkilediğini ifade etmişlerdir. Fama (1990), Shwert (1990), Abdullah ve Hayworth (1993), Fitzpatrick (1994), Chatrath vd. (1996) ve Zhao (1999) çalışmalarında iktisadi faaliyetlerin ölçüsü olarak GSMH değişkenini kullanmış olmalarına rağmen, Kwon ve Shin (1999), Nasseh ve Strauss (2000) ve Binswanger (2004) ise sanayi üretim endeksini kullanmışlardır. Aylık GSMH verileri bulunmadığından, çalışmamızda iktisadi faaliyetlerin bir ölçüsü olarak sanayi üretim endeksi değişkeni kullanılmıştır.

f) Dış Ticaret Dengesi ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki

Dış ticaret dengesi ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki literatürde çok fazla araştırılmamasına rağmen gerek ekonominin dışa açıklığı gerekse çalışmada kullanılan diğer değişkenlerle dolaylı ilişkisi nedeniyle çalışmaya dâhil edilmiştir. Kwon ve Shin (1999) Kore ekonomisi için gerçekleştirdikleri çalışmalarında özellikle dış ticaret dengesi ve döviz kuru arasındaki karşılıklı nedensellik ilişkisine vurguda bulunmuşlardır.

III. Yöntem ve Veriler

Çalışmada hisse senedi fiyatı ve makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişki bir yandan en küçük kareler (EKK) yöntemiyle sınanmakta, diğer yandan da bu değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkilerin irdelendiği bir Vector Error Correction (VEC) modeli sunulmaktadır. VEC modeli, Engle ve Granger

(1987) tarafından Vector Autoregression (VAR) modelde kullanılan değişkenler arasında eş-bütünleşmenin, diğer bir ifadeyle değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olması durumu için teklif edilmiştir. Bir VEC model aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta x_t = \alpha + B(L) \Delta x_{t-1} + d'(e_{t-1}) + \eta_t \quad (1)$$

Burada;

$\Delta x_t = n \times t$ boyutundaki değişkenler vektörü,

$\alpha = n \times 1$ boyutundaki sabit vektörü,

$B(L) = n \times n$ boyutundaki polinom gecikme işlemcisinin

matrisi

$d' = n \times 1$ boyutundaki sabit vektörü,

$e_{t-1} = n \times t$ hata düzeltme terimi vektörü,

$\eta_t = n \times t$ boyutundaki artıklar vektörüdür.

Çalışmada hisse senedi fiyatı ve makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü araştırmak amacıyla 'Granger Nedensellik Sınaması' yapılmıştır. Bu test ilk kez Granger (1969) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Daha sonra Hamilton (1994) bu testi geliştirmiştir. Granger nedenselliğinde x ve y gibi iki değişken arasındaki ilişkinin yönü araştırılır. Şayet mevcut y değeri, x değişkeninin şimdiki değerinden çok, geçmiş değerleri ile daha iyi tahmin edilebiliyorsa, x değişkeninden y değişkenine doğru Granger nedenselliğinin varlığından bahsedilir (Charemza and Deadman, 1993). Nedensellik sınaması, aynı zamanda VAR modellemesinde değişkenlerin sıralamasında da büyük önem arz eder. Değişkenler arasındaki ilişkilerde, en güçlü etkileyici olan, buna karşılık en az etkilenen değişken en dışsal kabul edilir; en fazla etkilenen, buna karşılık en az etkileyen değişkenler ise içsel kabul edilir.

Çalışma 1990:01–2003:12 dönemi Türkiye ekonomisi verilerini kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan aylık veriler T. C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'nden elde edilmiştir. Çalışmanın uygulama sonuçları EvIEWS 3.0 paket programından elde edilmiştir. Kullanılan değişkenlerin adları ve simgeleri şu şekildedir. İMKBE: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Endeksi, TÜFE: Tüketici Fiyat Endeksi, SÜE: Sanayi Üretim Endeksi, M1: Para Arzı, FO: Faiz Oranı, DK: Döviz Kuru (ABD Doları Cinsinden), DTD: Dış Ticaret Dengesi.

IV. Bulgular

Zaman serisi verileriyle çalışılırken serilerin durağan olmaması kuvvetle muhtemeldir. Durağan olmayan verilerle oluşturulan modellerde ise sahte regresyon ile karşılaşma olasılığı büyüktür. Dolayısıyla, tahmin sonuçlarının da sahte bir ilişkiyi yansıtmaması söz konusu olabilmektedir. Serilerin seviye değerlerinde durağan olmadığının belirlenmesi durumunda, farkları alınarak

durağan hale getirilebilirler. Böylece, sahte regresyon problemi giderilerek, daha sağlıklı sonuçlara ulaşmak mümkün olmaktadır (MacKinnon, 1991).

Çalışmada öncelikle değişkenlerin durağanlıkları incelenmiştir. Kullanılan zaman serilerinin durağan olup olmadıklarının test edilmesinde Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi kullanılmıştır. Birim kök testinde süreç işletilirken öncelikle sabitli trendli de sınama yapılır; burada durağanlık elde edilmiş ise sabitli ve sabitsiz sınama sürecine geçilmeksizin bu değerler esas alınır (Enders, 1995).

Tablo 1 Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök test sonuçlarını göstermektedir. Buna göre DTD, FO, SÜE ve M1 seviye değerlerinde, DK, İMKBE ve TÜFE ise 1. fark değerlerinde durağan çıkmışlardır.

Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sınaması*

Değişkenler	Seviye Değeri	1. Fark Değeri
	Sabitli ve trendli	Sabitli ve trendli
DK	-1.797(1)	7.792(1) ^(a)
DTD	-3.441(2) ^(b)	-
FO	-4.700(2) ^(a)	-
İMKBE	-1.711(0)	14.816(0) ^(a)
SÜE	-19.440(0) ^(a)	-
TÜFE	0.502(0)	-5.623(0) ^(a)
M1	-3.271(6) ^(c)	-
Kritik Değerler	a=%1	-4.015
	b=%5	-3.437
	c=%10	-3.143

* Parantez içerisindeki rakamlar uygun gecikme uzunlukları olup Akaïke Bilgi Kriteri ve Schwartz Bayesian Kriteri esas alınarak elde edilmişlerdir.

Tablo 2, İMKBE değişkeni ile seçilmiş makro ekonomik değişkenler arasındaki en küçük kareler (EKK) tahminlerini göstermektedir. Buna göre İMKBE değişkeni ile DK, TÜFE, FO, DTD ve M1 değişkenlerinin oluşturulduğu regresyonlarda katsayılar anlamlı iken, İMKBE ile SÜE oluşturulduğu regresyonda katsayı anlamsız çıkmıştır. Yani DK, TÜFE ve M1 değişkenlerindeki bir değişim İMKBE değişkenini pozitif ve anlamlı bir şekilde etkilemekte iken, FO ve DTD değişkenlerindeki bir değişim ise İMKBE değişkenini negatif ve anlamlı bir şekilde etkilemektedir. SÜE değişkeni ise İMKBE değişkenini etkilememektedir.

Tablo 2: İMKBE ve Diğer Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki EKK Tahminleri

Değişken Çifti	Model Tahmin Sonucu	R ²	DW	F
İMKBE - DK	İMKBE = 981.2946 + 0.0079 DK t(3.4762) (19.8019)*	0.7026	0.1685	392.1158*
İMKBE - TÜFE	İMKBE = 1055.0170 + 0.0388 TÜFE t(3.8429) (20.2952)*	0.7128	0.1624	411.8955*
İMKBE - FO	İMKBE = 5914.373 - 25.3620 FO t(5.9147) ...(-1.7244)***	0.0176	0.0620	2.9736***
İMKBE - DTD	İMKBE = 1920.410 - 2.5997 DTD t(2.3388) (-3.3768)*	0.0643	0.0838	11.4029*
İMKBE - M1	İMKBE = 1968.760 + 0.00001 M1 t(4.3689) (8.2853)*	0.2926	0.5508	68.6468*
İMKBE - SÜE	İMKBE = 4339.391 + 3.0999 SÜE t(10.4533) (0.0639)	0.00002	0.0468	0.0041

Not: * = %1, ** = %5 ve *** = %10 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Çalışmanın bu aşamasında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı Johansen-Juselius eş-bütünleşme testi kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler farklı dereceden bütünleşik olduklarından bu yöntem 'Engle-Granger İki Aşamalı Eş-Bütünleşme Testi'ne tercih edilmiştir. Johansen-Juselius eş-bütünleşme testi önce İMKBE ile olan ikili ilişkileri araştırmak için tek tek daha sonrada bütün değişkenlerin toplu ilişkisini araştırmak için toplu olarak yapılmıştır. Tablo 3 ikili ilişkileri dikkate alan eş-bütünleşme test sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 3: İkili İlişkileri Dikkate Alan Johansen-Juselius Eş-Bütünleşme Testi

Değişken Çifti	Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotez	Olabilirlik Oranı	%5 Kritik Değer	%1 Kritik Değer
DK(2) İMKBE(1)	r = 0 r ≤ 1	r = 1 r = 2	9.4728 1.2192	15.41 3.76	20.04 6.65
TÜFE(3) İMKBE(1)	r = 0 r ≤ 1	r = 1 r = 2	22.3108* 6.1511**	15.41 3.76	20.04 6.65
FO(2) İMKBE(1)	r = 0 r ≤ 1	r = 1 r = 2	24.0919* 0.0117	15.41 3.76	20.04 6.65
DTD(2) İMKBE(1)	r = 0 r ≤ 1	r = 1 r = 2	13.6548 0.1591	15.41 3.76	20.04 6.65
M1(5) İMKBE(1)	r = 0 r ≤ 1	r = 1 r = 2	12.6518 0.0515	15.41 3	20.04 6.65
SÜE(4) İMKBE(1)	r = 0 r ≤ 1	r = 1 r = 2	75.9577* 0.2405	15.41 3.76	20.04 6.65

Not: * = %1 önem düzeyinde ve ** = %5 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içerisindeki rakamlar uygun gecikme uzunlukları olup Akaike Bilgi Kriteri ve Schwartz Bayesian Kriteri esas alınarak elde edilmişlerdir.

Tablo 3'e göre yapılan ikili eş-bütünleşmelerde İMKBE ile TÜFE, FO ve SÜE değişkenleri arasında eş-bütünleşme ilişkisine rastlanmıştır, İMKBE ile DK, DTD ve M1 değişkenleri arasında herhangi bir eş-bütünleşme ilişkisine rastlanmamıştır. Buna göre TÜFE, FO ve SÜE değişkenleri ile İMKBE değişkeni arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığından söz edilebilir.

Tablo 4: Çoklu İlişkileri Dikkate Alan Johansen-Juselius Eş-Bütünleşme Testi

Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotez	Olabilirlik Oranı	%5 Kritik Değer	%1 Kritik Değer
r = 0	r = 1	258.1459*	94.25	103.18
r ≤ 1	r = 2	148.8039*	68.52	76.07
r ≤ 2	r = 3	72.8711*	47.21	54.46
r ≤ 3	r = 4	35.0843**	29.68	35.65
r ≤ 4	r = 5	12.6425	15.41	20.04
r ≤ 5	r = 6	1.5073	3.76	6.65

Not: * = %1 önem düzeyinde ve ** = %5 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 4 ise, çoklu ilişkilerin ele alındığı Johansen-Juselius eş-bütünleşme test sonuçlarını göstermektedir. Buna göre değişkenler arasında dört adet eş-bütünleşme vektörü bulunmaktadır. Yani çalışmaya dâhil edilen değişkenlerin tamamı açısından uzun dönemli bir ilişki vardır. Dolayısıyla değişkenler arasında en azından tek yönlü bir ilişki beklenmelidir (Gujarati, 1995).

Tablo 5, İMKBE değişkeni ile altı makro ekonomik değişken arasındaki Granger Nedensellik sınaması sonuçlarını göstermektedir. Buna göre İMKBE ile DK ve M1 değişkenleri arasında çift yönlü bir nedensellik bulunmaktadır. Yani İMKBE değişkenindeki bir değişim DK ve M1 değişkenlerini etkilemekte iken, bu iki değişkendeki bir değişim ise İMKBE değişkenini etkilemektedir. Bunun yanı sıra TÜFE ve FO değişkenleri ile İMKBE değişkeni arasında ise TÜFE ve FO'nından İMKBE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Yani TÜFE ve FO değişkenlerindeki bir değişim İMKBE değişkenini değiştirmekte iken, İMKBE değişkeni bu iki değişkeni etkileyememektedir. SÜE ve DTD değişkenleri ile İMKBE değişkeni arasında ise herhangi bir nedensellik ilişkisi mevcut değildir.

Tablo 5: VEC Modelinden Elde Edilen Granger Nedensellik Test Sınaması

Değişkenler	Nedenselliğin Yönü	F İstatistiği	Olasılık
İMKBE – DK(2)	→	19.2182*	0.0000
DK – İMKBE(1)	→	3.4397**	0.0346
İMKBE – TÜFE(3)	-	1.3514	0.2601
TÜFE – İMKBE(1)	→	5.4807*	0.0014
İMKBE – SÜE(4)	-	0.5722	0.6832
SÜE – İMKBE(1)	-	0.6674	0.6156
İMKBE – FO(2)	-	0.0986	0.9062
FO – İMKBE(1)	→	7.3731*	0.0009
İMKBE – M1(5)	→	3.0167*	0.0128
M1 – İMKBE(1)	→	3.9065*	0.0024
İMKBE – DTD(2)	-	1.7558	0.1763
DTD – İMKBE(1)	-	1.9564	0.1450

Not: Tabloda yer alan *, ** ve *** simgeleri ilgili istatistiğin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Parantez içerisindeki rakamlar uygun gecikme uzunlukları olup Akaike Bilgi Kriteri ve Schwartz Bayesian Kriteri esas alınarak elde edilmişlerdir.

Tablo 6 İMKBE değişkeninin varyans ayırma sonuçlarını göstermektedir. Varyans ayırma, toplam değişimin yüzde kaçının her bir değişken tarafından açıklandığını göstermektedir. Varyans ayırma, her bir değişkenin öngörü hata varyansını diğer değişkenlerin her birine paylaştırarak şokların diğer değişkenler üzerindeki etkilerini oransal olarak ölçmede kullanılır. Buna göre, İMKBE değişkeni en fazla kendi şoklarından, daha sonrada sırasıyla FO, TÜFE, DTD, M1, DK ve SÜE değişkenlerinden etkilenmektedir. İMKBE değişkenini dönem başı itibarıyla tamamen kendi şokları belirlemekte iken, 24. ayın sonunda bu oran %75'e gerilemektedir. FO değişkeni 4. aydan itibaren etkisini göstermekte ve bu oran dönem sonunda yaklaşık %13'e yükselmektedir. TÜFE değişkeni 4. ayda İMKBE değişkenini yaklaşık %6 oranında etkilemekte iken, bu oran 24. ayda %9'a yükselmektedir. DTD değişkeni giderek artan bir yüzdeyle etkisini göstermekte, ancak rakam %2 seviyelerini geçmemektedir. Diğer değişkenlerden M1'in etkisi ise %1'lerde kalmaktadır. DK ve SÜE değişkenlerinin etkileri ise yok denecek kadar azdır.

Tablo 6: İMKBE Değişkeninin VEC Modelinden Elde Edilen Varyans Ayırma Sonuçları (%)

Dönem	İMKBE	FO	DK	M1	TÜFE	DTD	SÜE
1	100.000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
4	90.1983	2.2793	0.6982	0.6603	5.8919	0.0157	0.2563
8	81.5128	9.0281	0.3702	1.0891	7.5347	0.1562	0.1527
12	77.7276	11.7772	0.2540	1.0366	7.9390	1.1462	0.1195
16	76.3154	12.5199	0.2058	0.9623	8.1281	1.7748	0.0938
20	75.7239	12.6215	0.1859	0.9132	8.3278	2.1514	0.0764
24	75.4085	12.5174	0.1836	0.8818	8.5358	2.4086	0.0644

V. Sonuç

Bu çalışmanın amacı hisse senedi fiyatları ve bazı makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri araştırmaktır. Değişkenler arasındaki bu ilişkileri araştırmak amacıyla en küçük kareler tahmin yöntemi, Johansen-Juselius eş-bütünleşme testi, Granger Nedensellik testi ve VEC modeli kullanılmıştır. EKK tahmin sonuçlarına göre hisse senedi fiyatları ile tüketici fiyat indeksi, döviz kuru, faiz oranı, para arzı ve dış ticaret dengesi değişkenleri arasında anlamlı ilişkiler bulunmuşken, sanayi üretim endeksi ile herhangi bir anlamlı ilişkiye rastlanmamıştır.

Johansen-Juselius eş-bütünleşme testi ile, hisse senedi fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler, hem iki değişkenli hem de çok değişkenli olarak araştırılmıştır. Buna göre, hisse senedi fiyatı ile tüketici fiyat indeksi, faiz oranı ve sanayi üretim endeksi değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. Çok değişkenli ilişkilerin araştırıldığı Johansen-Juselius eş-bütünleşme testinde de, dört adet eş-bütünleşme vektörünün olduğu görülmüştür. Bu sonuçlar, diğer değişkenler arasında tek yönlüde olsa bir nedensellik ilişkisinin olabileceğini göstermiştir.

Değişken çiftleri arasındaki nedensellik ilişkileri Granger Nedensellik testi ile sınanmış ve şu bulgulara ulaşılmıştır: hisse senedi fiyatları ile para arzı ve döviz kuru değişkenleri arasında karşılıklı bir nedensellik vardır. Hisse senedi fiyatları ile tüketici fiyat indeksi ve faiz oranı değişkenleri arasında ise tek yönlü ve bu iki değişkenin hisse senedi fiyatlarının nedeni olduğu şeklinde bir Granger Nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Diğer iki makro ekonomik değişken olan dış ticaret dengesi ve sanayi üretim endeksi ile hisse senedi fiyatları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

VEC modelden elde edilen hisse senedi fiyatları varyans ayırma sonuçlarına göre hisse senedi fiyatları en fazla kendi şoklarından, daha sonra sırasıyla faiz oranı, tüketici fiyat indeksi, dış ticaret dengesi, para arzı, döviz kuru ve sanayi üretim endeksi diğer değişkenlerinin şoklarından etkilenmektedir.

Sonuç olarak, en küçük kareler yöntemi tahminleri, Johansen-Juselius eş-bütünleşme test sonuçları, Granger Nedensellik testi ve VEC modelden elde edilen varyans ayırma sonuçları, örnek dönemde Türkiye ekonomisi için hisse senedi fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasında, farklı derecelerde de olsa, bir ilişkinin varlığını göstermektedir.

Kaynakça

- Abdullah, D. A., S. C. Hayworth, "Macroeconomics of Stock Price Fluctuations", Quarterly Journal of Business and Economics, vol: 32, Issue: 1, 1993, pp: 50-68.
- Aggarwal, R., "Exchange Rates and Stock Prices: A Study of U.S. Capital Market under Floating Exchange Rates," Akron Business and Economic Review, 7-12, 1981.
- Alexakis, P., N. Apergis, E. Xanthakis, "Inflation Volatility and Stock Prices: Evidence from ARCH Effects", International Advances in Economic Research, Vol:2, Issue: 2, 1996, pp: 101-112.
- Binswanger, M., Stock Markets, Speculative Bubbles and Economic Growth, Edward Elgar, Aldershot, 1999.
- Binswanger, M., "How Important Are Fundamentals? Evidence from A Structural VAR Model for the Stock Markets in the US, Japan and Europe", Int. Fin. Markets, Inst. And Money, 14, 2004, pp: 185-201.
- Charemza, W. W., D. F. Deadman, Econometric Practice, Vermont, 1993.
- Chatrat, A., S. Ramchander, F. Song, "Stock Prices, Inflation and Output: Evidence from India", Journal of Asian Economics, Vol: 7, Issue: 2, 1996, pp: 237-244.
- Chopin, M., M. Zhong, "Stock Returns, Inflation and the Macroeconomy: The Long- and Short-Run Dynamics", Forthcoming Advances in Investment Analysis and Portfolio Management, 2000.
- Cook, T., T. Hahn, "The Information Content of Discount Rate Announcements and Their Effect on Market Interest Rates", Journal of Money, Credit, and Banking, Vol: 20, No:2, 1988, pp: 167-180.
- Cooper, R. V. L., "Efficient Capital Markets and the Quantity Theory of Money", Journal of Finance, 29, 1974, pp: 887-908.
- Durham, J. B., "Monetary Policy and Stock Price Returns", Financial Analyst Journal, Jul/Aug, 59(4), 2003, pp: 26-35.
- Durukan, M. B., "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Makroekonomik Değişkenlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi", İMKB Dergisi, Yıl:3, Sayı:11, 1999, pp: 19-48.
- Enders, W., Applied Econometric Time Series, John Willey & Sons, Inc., New York, 1995.
- Engle, R. E., C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, 55, 1987, pp: 251-276.
- Fama, E. F., "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", American Economic Review, 71, 1981, pp: 545-565.
- Fama, E. F., "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity", Journal of Finance, XLV, 1990, pp: 1089-1108.
- Feldstein, M., Inflation and Stock Market, American Economic Review, 70, 1980, pp:839-47.

- Feldstein, M., Summers, L., Inflation and the Taxation of Capital Gains in the Corporate Sector, National Tax Journal, 32, (1) 1979, pp. 445-70.
- Fitzpatrick B. D., "Stock Prices and Macroeconomic Data", Journal of Applied Business Research, vol:10, Issue: 4, 1994, pp: 69-77.
- Flannery, M. J., A. A. Protopapadakis, "Macroeconomic Factors do Influence Aggregate Stock Returns", The Review of Financial Studies, C.15, 2002, pp: 751-82.
- Fosback, N. G., Stock Market Logic, Dearborn Financial Publishing, Inc., Florida, 1991.
- Fung, H. G., C. J. Lie, Stock Market and Economic Activity: A Causal Analysis, in S. L. Rhee and R. P. Chang (eds), Pacific-Basin Capital Markets Research, North-Holland, Amsterdam, 1990.
- Graham, F. C., "Inflation, Real Stock Returns, and Monetary Policy", Applied Financial Economics, 6, 1996, pp: 29-35.
- Groenewold, N., G. O'Rourke, S. Thomas, "Stock Returns and Inflation: A Macro Analysis", Applied Financial Economics, No: 7, 1997, pp:127-136.
- Gujarati, D. N. Basic Econometrics, Third Edition, New York: McGraw-Hill, 1995.
- Hamilton, J. D. Time Series Analysis, Prenceton University Press, 1994.
- Ho, Y. K., "Money Supply and Equity Prices: An Empirical Note on Far Eastern Countries", Economic Letters, 1, 1983, pp: 161-165.
- Hodrick, R. J., "Volatility in the Foreign Exchange and Stock Markets: Is it Excessive?", The American Economic Review, Vol:80, Issue: 2, 1990, pp: 186-192.
- Jensen G. R., Johnson R. R., "Discount Rate Changes and Security Returns in the U.S., 1962-1991" Journal of Banking and Finance, Volume 19, Number 1, April 1995, pp. 79-95
- Joo, S., "Stock Returns and Inflation: A Covariance Decomposition", Applied Economic Letters, 7, 2000, pp: 233-237.
- Kaul, G., Stock Returns and Inflation: the Role of the Monetray Sector, Journal of Financial Economics, 18, 1987, pp. 253-76.
- Kessel, R. A., Inflation-caused Wealth Redistribution: a Test of Hypothesis, American Economic Review, 46, 1956, pp.128-41.
- Kim, Ki-ho, "Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction Model", Review of Financial Economics, 12, 2003, pp: 301-313
- Kwon, C. S., T. S. Shin, "Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns", Global Finance Journal, 10(1), 1999, pp: 71-81.
- Lee, B. S., "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation", The Journal of Finance, XLVII(4), 1992, pp: 1591-1603.
- LeRoy, S. F., Nominal Prices and Interest Rates in General Equilibrium: Endowment Shocks, Journal of Business, 57, 1984, pp. 197- 213.

- Leroy, S., R. Porter, “*The Present Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bonds*”, *Econometrica*, C.49, 1981, pp: 555–74.
- Lin, S. M., “*Stock Returns and Money Supply: A Comparison Among Three Asian Newly Industrialised Countries*”, in K.A. Wong, F. Koh and K.G. Lim (eds), *Proceedings of the Third International Conference on Asian-Pacific Financial Markets*, National University of Singapore, Singapore, 1993.
- MacKinnon, J. G., “*Critical Values for Cointegration Tests, in Long-Run Econometric Relationships: Readings in Cointegration*”, (ed.) Robert F. Engle and Clive W.J. Granger, Oxford Press, New York, 1991, pp: 266–276.
- Mahdavi, S., A. Sohrabian, “*The Link between the Rate of Growth of Stock Prices and the Rate of Growth of GNP in the United States: A Granger Causality Test*”, *American Economist*, Vol: 35, Issue: 2, 1991, pp: 41–49.
- Malliaris, A. G., J. L. Urrutia, “*An Empirical Investigation among Real, Monetary and Financial Variables*”, *Economic Letters*, 37, 1991, pp: 151–158.
- Marshall, D. A., *Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy*, *Journal of Finance*, 52, 1992, pp. 1315- 42.
- Mascaro, A., Meltzer, A. H., “*Long and Short-Term Interest Rates in A Risky World*”, *Journal of Monetary Economics*, 12, 1983, pp: 485–518.
- Modigliani, F., Cohn, R., *Inflation, rational valuation and the market*, *Financial Analysts Journal*, 35, 1979, pp. 24- 44.
- Nasseh, A., J. Strauss, “*Stock Prices and Domestic and International Macroeconomic Activity: A Cointegration Approach*”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, 2000, pp: 229–245.
- Palmer, M., “*Money Supply, Portfolio Adjustments and Stock Prices*”, *Financial Analyst Journal*, 26, 1970, pp: 19–22.
- Pindyck, R. S., D. L. Rubinfeld *Econometric Models and Economic Forecasts*, 3rd.Ed., McGraw Hill, 1991.
- Rigobon, R., B. Sack, “*Measuring the Reaction of Monetary Policy to the Stock Market*”, *Finance and Economic Discussion Series*, No: 14 (April) 2001, <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2001>, Erişim Tarihi:13.09.2005.
- Rittenberg, L., “*Exchange Rate Policy and Price Level Changes: Casualty Tests for Turkey in the Post-Liberalisation Period*”, *The Journal of Development Studies*, 29 (2), 1993, pp: 245–59.
- Rozeff, M. S., “*Money and Stock Prices: Market Efficiency and The Lag Effect of Monetary Policy*”, *Journal of Financial Economics*, 1, 1974, pp: 245–302.
- Saunders, A., Yourougou, P., “*Are banks special? The separation of banking from commerce and interest rate risk*”, *Journal of Economics and Business*, 42, 1990, pp:171–182.

- Shiller, R. J., “*The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency*”, *Journal of Finance*, C.36, 1981, pp: 291–304.
- Shiller, R. J. *Irrational Exuberance*, Princeton: Princeton University Press, 2000.
- Shwert, W., “*Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence*”, *Journal of Finance*, 45, 1990, pp: 1237–1257.
- Smirlock, M., J. Yawitz, “*Asset Returns, Discount Rate Changes, and Market Efficiency*”, *Journal of Finance*, Vol:40, No: 4, 1985, pp: 1141–1158.
- Soenen, L. A., E. S. Hennigar, “*An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices: the U.S. Experience between 1980 and 1986*”, *Akron Business and Economic Review*, 1988, pp:7–16.
- Solnik, B., “*Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note*”, *Journal of Finance*, 42, 1987, pp:141–149.
- Spirinkel, B. W., *Money and Markets: A Monetarist View*, Richard D.Irwin Homeood, 1971.
- Thorbecke, W., “*On Stock Returns and Monetary Policy*”, *The Journal of Finance*, LII(2), 1997, pp: 635–654.
- Thornton, J., “*Money, Output and Stock Prices in the UK: Evidence on Some (non)relationships*”, *Applied Financial Economics*, 3, 1993, pp: 335–338.
- Zhao, X. Q., “*Stock Prices, Inflation and Output: Evidence from China*”, *Applied Economic Letters*, 6, 1999, pp: 509–511.

BİNOMİAL MODEL VE TRİNOMİAL MODELİN YAKINSAKLIK DAVRANIŞLARININ KARŞILAŞTIRILMASI

Mehmet HORASANLI*

Özet

Amerikan tipi opsiyonlar vadesinden önce herhangi bir tarihte kullanılabilme olasılığı ile Avrupa tipi opsiyonlardan farklılık göstermektedir. Genel olarak, Amerikan tipi opsiyonların fiyatlamasında kullanılan bir kapalı form çözüm bulunmamaktadır. Bu durumda, binomial ve trinomial model gibi nümerik teknikler kullanılarak opsiyonun fiyatı için yaklaşık çözümlerin elde edilmesi mümkündür. Fakat bu modeller yaklaşım hatasını da beraberinde getirmektedir. Her iki model de Black & Scholes fiyatına yakınsama özelliği gösterdiğinden, Black & Scholes kısmi türevli diferansiyel denkleminin çözümüne alternatif olarak kullanılabilir. Bu çalışmada, her iki model için yakınsaklık kriterleri ortaya konurken, her iki modelin Black & Scholes fiyatına yakınsama davranışları karşılaştırılarak modellerin etkinliği tartışılmaktadır.

I. Giriş

1973 yılında Journal of Political Economy dergisinde Fischer Black ve Myron Scholes tarafından (Black ve Scholes, 1973) temettü ödemesi olmayan Avrupa tipi opsiyonların fiyatlanması üzerine eserin yayınlanması ve bunu takip eden süreçte Robert Merton'ın opsiyon fiyatlama teorisi üzerine çalışmasının, Bell Journal of Economics and Management dergisinde (Merton,1973) yer alması ile birlikte finansal türevler piyasası hızlı bir biçimde gelişmiştir. Finansal türevler piyasasının hızlı gelişimine bağlı olarak finans dünyası da karmaşıklık, kapsamlılık ve derinlik anlamında hızlı bir gelişim göstermiştir. Gerçekleştirilen kontratların büyüklüğü, alım-satım işlemlerini gerçekleştiren uzmanların eğitim geçmişi ve finansal modellemede kullanılan matematik teknikler ile aynı hızda artmıştır. (Wilmott, 1998) Ve bugün finans dünyasında finans ve ekonomi bilgisi kadar, kapsamlı bir matematik bilgisi de gerekli olmaktadır.

Bu çalışmada, her iki model için yakınsaklık kriterleri ortaya konurken, her iki modelin Black & Scholes fiyatına yakınsama davranışları karşılaştırılarak modellerin etkinliği tartışılmaktadır. Bir sonraki bölümde, Black & Scholes kısmi türevli diferansiyel denkleminin oluşturulması açıklanırken, analitik ve nümerik çözümde ortaya çıkan farklılıklara değinilmektedir. Üçüncü ve dördüncü bölümde, türev ürünün fiyatlandırılması amacıyla kısmi türevli diferansiyel denklemin çözümünde kullanılan iki nümerik yaklaşım olan binomial ve trinomial model açıklanmaktadır. Beşinci bölümde her iki nümerik yaklaşımın etkinliği, teorik fiyata yakınsama hızları gözönüne alınarak karşılaştırılmaktadır. Altıncı bölümde ise elde edilen bulgular arbitraj olanakları açısından incelenmekte ve modeller arası farklılaşmadan yatırımcıların ne şekilde etkileneceği belirtilerek çalışma sonlandırılmaktadır.

II. Black and Scholes Modeli

Black & Scholes kısmi türevli diferansiyel denkleminin elde edilmesinde, Black & Scholes tarafından gerçekleştirilen ilk varsayım, opsiyona konu varlığın yani hisse senedinin fiyat hareketleri üzerinedir. Black & Scholes, W_t bir boyutlu Brownian hareket olmak üzere hisse senedinin log-normal bir süreç takip ettiğini varsaymaktadır. ($\mu \in \mathbb{R}$ ve $\sigma \in \mathbb{R}^+$ sabit ve belirli sayılar)

$$dS_t = \mu S_t dt + \sigma S_t dW_t \quad (1)$$

Black & Scholes modelinin anlaşılabilmesi için sağlam bir matematik geçmişinin yanı sıra basit bir anlayışın da var olması gerekmektedir. ($C_t = F(S_t, t)$) Kısacası alım opsiyonunun değerinin sözleşmeye konu menkul kıymet ve zamana bağlı olduğu açıktır. Ito'nun lemması kullanılarak her iki değişkene göre türevlerin alınması ile birlikte aşağıda verilen stokastik diferansiyel denklem elde edilir.

$$dC_t = \frac{\partial F}{\partial t} dt + \frac{\partial F}{\partial S_t} dS_t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 F}{\partial S_t^2} (dS_t)^2 \quad (2)$$

(1) eşitliği ile verilen hisse senedi fiyat sürecinin (2) ile verilen stokastik diferansiyel denklemde yerine yazılması, trend ve difüzyon terimlerinin ayrılması ile birlikte, stokastik diferansiyel denklem daha açık bir forma dönüşmüş olmaktadır.

* Dr. Mehmet Horasanlı, Araştırma Görevlisi, İstanbul Üniversitesi, İşletme Fakültesi Sayısal Yöntemler Anabilim Dalı, Avcılar, İstanbul.
Tel: 0 212 4737070 Fax: 0 212 590 40 00 E-mail: horasan@istanbul.edu.tr

(2)

$$\begin{aligned} dC_t &= \frac{\partial F}{\partial t} dt + \frac{\partial F}{\partial S_t} (\mu S_t dt + \sigma S_t dW_t) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 F}{\partial S_t^2} (\mu S_t dt + \sigma S_t dW_t)^2 \\ &= \frac{\partial F}{\partial t} dt + \frac{\partial F}{\partial S_t} (\mu S_t dt + \sigma S_t dW_t) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 F}{\partial S_t^2} \sigma^2 S_t^2 dt \\ &= \left(\frac{\partial F}{\partial t} + \mu S_t \frac{\partial F}{\partial S_t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 F}{\partial S_t^2} \sigma^2 S_t^2 \right) dt + \sigma S_t dW_t \end{aligned} \quad (3)$$

Black & Scholes tarafından ortaya konan ikinci önemli anlayış ise riskten bağımsız, özel bir portföy oluşturulmasıdır. Ekonomide riskten bağımsız bir diğer varlık, yani risksiz faiz oranının olması sebebiyle, arbitrajı engellemek amacıyla, her iki varlık da aynı getiri oranına sahip olmalıdır. ($\mu \equiv r$) Risksiz faiz oranının getirisi belirsizlik içermediğinden, bir adi diferansiyel denklem olarak ifade edilebilir.

$$dF = rFdt \quad (4)$$

Arbitraj yoksun fiyatlamada argümanlarının kullanılması ile her iki menkul kıymetin getiri oranlarının eşitlenmesi sağlanabilir. Getiri oranlarının eşitlenmesi, her iki denklemin trend fonksiyonlarının, diğer bir ifadeyle, 'dt' teriminin katsayılarının eşitlenmesi ile sağlanmaktadır.

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial t} + rS_t \frac{\partial F}{\partial S_t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 F}{\partial S_t^2} \sigma^2 S_t^2 &= rF \\ \frac{\partial F}{\partial t} + rS_t \frac{\partial F}{\partial S_t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 F}{\partial S_t^2} \sigma^2 S_t^2 - rF &= 0 \end{aligned} \quad (5)$$

Yukarıda verilen sistem, Black & Scholes kısmi türevli diferansiyel denklemi olarak adlandırılmaktadır. 'Kısmi' sözcüğü, C fonksiyonunun farklı değişkenlere göre türevinin alınmasından kaynaklanmaktadır. Sözü edilen kısmi türevli diferansiyel denklem, sözleşmeye konu menkul kıymetteki değişikliğe, kısacası S değişkenine bağlı olarak çok sayıda çözüme sahiptir (Hull, 2003). C fonksiyonu için sistemin çözülmesi Cauchy problemi olarak adlandırılır. Matematiksel olarak, kısmi türevli diferansiyel denklemlerin en sık kullanılanı, yani ısı veya difüzyon denklemi olarak adlandırılır (Wilmott, 1998). Opsiyon fiyatları belirli varsayımlar altında, her bir farklı sınır koşulu

için Cauchy probleminin çözümleri olarak elde edilebilir. Cauchy probleminin açık bir analitik çözüm belirtmemesi halinde, nümerik çözüm yaklaşımlarına başvurulabilir (Korn ve Korn, 2000). Aşağıda verilen Black & Scholes opsiyon fiyatlamada formülü, kısmi türevli diferansiyel denklemin çözümü olan C_t fonksiyonunu, yani $N(\cdot)$ standart normal değişkenler için kümülatif olasılık fonksiyonu olmak üzere temettü ödemesi yapmayan Avrupa tipi opsiyonların primlerini hesaplamada kullanılmaktadır.

$$C(S_t, t) = S_t N(d_1) - Ke^{-r(T-t)} N(d_2) \quad (6)$$

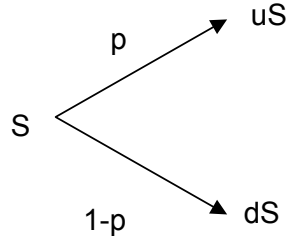
$$d_{1,2} = \frac{\ln\left(\frac{S_t}{K}\right) + \left(r \pm \frac{1}{2} \sigma^2\right)(T-t)}{\sigma \sqrt{T-t}} \text{ olmak üzere}$$

Yukarıda verilen formül sürekli-zamanlı bir çerçevede alım opsiyonlarının hesaplanmasında kullanılabilir. Karlılıklarına göre opsiyonlar karda opsiyon, zararda opsiyon ve başabaş opsiyon olarak üçe ayrılır. Bir alım opsiyonu vadeye kadar sürenin sonunda, spot fiyatın kullanım fiyatından büyük olması halinde ($S > K$) karda opsiyon olarak adlandırılırken, spot fiyatın kullanım fiyatından daha düşük bir değer alması halinde ($S < K$) zararda opsiyon olarak adlandırılmaktadır. Ancak, formülün elde edilmesinde kullanılan karmaşık teknikler ve modelin uygulanmasında kullanılan zorluklar dikkate alındığında, daha basit bir yaklaşım olan binomial model de çözüm için bir alternatif oluşturabilir (Cox ve diğerleri, 1979).

III. Opsiyon Fiyatlamada Binomial Model

Cox, Ross ve Rubinstein modeli kısmi türevli diferansiyel denklemin analitik olarak çözülmesi yerine, nümerik yaklaşımlara dayanmaktadır. Binomial model tarafından izlenen prosedür, hisse senedi fiyatının sonlu sayıda zaman aralığı içeren kesikli zamanlı bir süreç takip ettiğinin varsayılmasıdır. Opsiyonun ömrü (T-t), n adet eşit zaman aralığına bölünmektedir ($\Delta t = T-t/n$). Bununla birlikte her bir eşit zaman aralığının sonunda ($t_j = j \cdot \Delta t$, $j=0,1,\dots,n$), hisse senedi getiri oranı p olasılık ile u ve 1-p olasılık ile d gibi iki farklı değerden bir tanesini alabilmektedir. Bu durumda hisse senedi fiyatının dönem başında S olması halinde, fiyat dönem sonunda uS ve dS değerlerinden bir tanesini alacaktır.

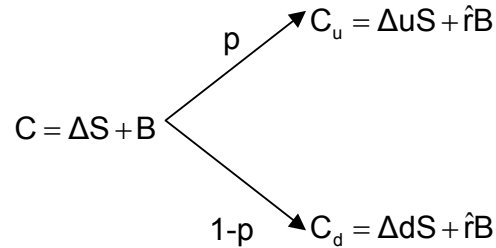
Grafik 1: Tek Dönemli Binomial Model Ağaç Yapısı



Her bir zaman aralığı için \hat{r} , bir artı risksiz faiz oranı olmak üzere $d < \hat{r} < u$ koşulunun sağlanması gerekmektedir. Bu eşitsizlik, hisse senedi ve risksiz faiz oranının birbiri tarafından domine edilmemesini, başka bir deyişle arbitraj yoksun fiyatlamayı sağlamaktadır. Opsiyon fiyatının elde edilmesinde Black & Scholes tarafından kullanılan arbitraj yoksun yaklaşım ve riskten bağımsız taklit portföy argümanları binomial modelde de karşımıza çıkmaktadır.

Riskten bağımsız taklit portföy Δ sayıda hisse senedi ve B miktarda risksiz varlığa yatırılan nakitten oluşmaktadır. Oluşturulan bu özel portföyün, dönem sonundaki değeri aşağıda verilen biçimde olacaktır.

Grafik 2: Riskten Bağımsız Portföyün Grafik Gösterimi



Arbitraj yoksun yaklaşım kısıtları altında, Δ ve B değerleri uygun bir biçimde elde edilmelidir. Arbitraj imkanını yok edebilmek için her bir adımda opsiyonun değeri, oluşturulan özel portföyün değeri ile aynı olmalıdır. Bu koşul, Δ ve B değerlerinin aşağıda verilen biçimde seçilmesini zorunlu kılar.

$$\Delta = \frac{C_u - C_d}{S(u - d)} \quad B = \frac{1}{\hat{r}} \left(\frac{uC_d - dC_u}{u - d} \right) \quad (7)$$

(7) eşitlikleri ile hesaplanan Δ ve B değerlerinin kullanımı ile oluşturulan portföy, riskten korunma portföyü olarak adlandırılır. Arbitraj imkanı var olmaması halinde alım opsiyonunun değeri, C , riskten korunma portföyünün değerine eşit olmalıdır, $\Delta S + B$.

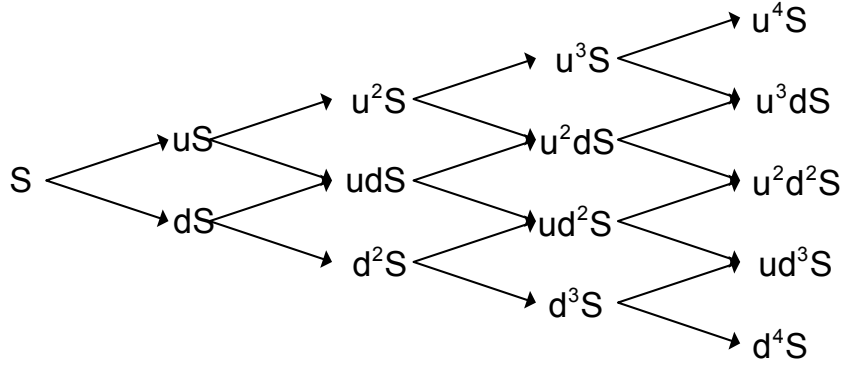
$$C = \frac{1}{\hat{r}} \left[\left(\frac{\hat{r} - d}{u - d} \right) C_u + \left(\frac{u - \hat{r}}{u - d} \right) C_d \right] \quad (8)$$

Bu hesaplama piyasaların risk nötr olması halinde varlıkların ne şekilde fiyatlandırılacağına altını çizmektedir. Parantez içerisinde yer alan ifadelerin toplamları bir olmakla birlikte, her biri kesin olarak pozitiftir. Bu nedenle göz önüne alınan alım opsiyonunun değeri, yatırımcıların riske karşı tutumlarından bağımsızdır. Binomial model, yatırımcının riske karşı tutumu ne olursa olsun, çok getiriye daha az getiriye tercih edeceğini varsaymaktadır ve bu nedenle riske karşı tutumları ne olursa olsun tüm yatırımcılar risksiz arbitraj olanaklarını kovalamaktadırlar. Alım opsiyonunun değeri, risk nötr bir dünyada, beklentilerin risk nötr olasılık $q = (\hat{r} - d)/(u - d)$ altında indirgenmesi sonucu hesaplanmaktadır. Elde edilen eşitlik aşağıda verilmektedir.

$$C = \frac{1}{\hat{r}} [qC_u + (1 - q)C_d] \quad (9)$$

Cox, Ross ve Rubinstein yaklaşımı ile Black & Scholes diferansiyel denkleminin yakınsayabilmesi için p ve q olasılıkları ile u ve d oranları $\Delta t \rightarrow 0$ koşulu gerçekleşecek biçimde seçilmelidir. $\Delta t \rightarrow 0$ koşulu göz önünde bulundurulduğu takdirde ağaç yapısı geometrik Brownian harekete yakınsayacaktır. Bu yakınsama, binomial modelde belirli bir zaman aralığı içerisindeki dönem sayısının sonsuz artırılması ile elde edilebilir. Belirli bir zaman aralığındaki dönem sayısının artırılması, Δt değerinin sıfıra yakın değerler almasına sebep olacaktır. Yukarıda yer alan yaklaşımlar kullanılarak, ağaç yapısı çok dönemli hale dönüştürülebilir.

Grafik 3: Çok Dönemli Binomial Model Ağaç Yapısı



Her bir dönem sonunda, bir önceki periyotta çözümlenene benzer bir problem karşımıza çıkmaktadır. Bu durumda, benzer bir riskten korunma yaklaşımı ve risk nötr olasılıklar kullanılarak, ağaç yapısının ilerleyen nodlarında opsiyonun aldığı değerler hesaplanabilir.

$$C_u = \frac{1}{\hat{r}}(qC_{uu} + (1-q)C_{ud}) \quad (10)$$

$$C_d = \frac{1}{\hat{r}}(qC_{ud} + (1-q)C_{dd}) \quad (11)$$

(10) ve (11) eşitlikleri kullanılarak opsiyonun değeri C_u ve C_d terimleri cinsinden ifade edilebilir. Bu nedenle, geriye dönük hesaplama ile iki dönemli ağaç yapısı için opsiyonun değeri aşağıda verilen biçimde elde edilir.

$$C_u = \frac{1}{\hat{r}}(qC_u + (1-q)C_d) = \frac{1}{\hat{r}^2}(q^2C_{uu} + 2q(1-q)C_{ud} + (1-q)^2C_{dd}) \quad (12)$$

Vadeye kadar sürenin sonuna kadar, n adet basamak için aynı yaklaşım ve geriye dönük hesaplama tekniği kullanılarak opsiyonun değerinin elde edilmesi mümkündür. Bu durumda n dönem için hesaplanan opsiyon fiyatlaması formülü aşağıdaki gibidir.

$$C = \frac{1}{\hat{r}^n} \left(\sum_{j=0}^n \frac{n!}{j!(n-j)!} q^j (1-q)^{n-j} \max(0, u^j d^{n-j} S - K) \right) \quad (13)$$

Bu durumda $n \rightarrow \infty$ koşulu sağlanarak, başka bir ifadeyle, belirli bir zaman aralığında dönem sayısının sınırsız artırılması ile geometrik Brownian harekete yakınsama elde edilebilir. Cox, Ross ve Rubinstein yaklaşımı göz önüne alındığında, alım opsiyonunun karda olması gerekliliği, yani kullanım noktası geldiğinde alıcısına, menkul kıymeti piyasa fiyatından daha avantajlı bir fiyattan alma hakkı tanınması söz konusudur.

Opsiyonun n adet dönem sonunda karda olabilmesi için hisse senedinin ağaç dalları üzerinde yapması gereken minimum yukarı hareket sayısının a ile gösterilmesi ve $q' \equiv (u/\hat{r})q$ dönüşümü ile birlikte, (13) eşitliği aşağıda verilen forma dönüşmüş olur.

$$C = S \left[\sum_{j=a}^n \frac{n!}{j!(n-j)!} q'^j (1-q')^{n-j} \right] - \frac{K}{\hat{r}^n} \left[\sum_{j=a}^n \frac{n!}{j!(n-j)!} q^j (1-q)^{n-j} \right] \quad (14)$$

$$\begin{aligned} & j < a \text{ için,} \\ & \max(0, u^j d^{n-j} S - K) = 0, \\ & j \geq a \text{ için,} \\ & \max(0, u^j d^{n-j} S - K) = u^j d^{n-j} S - K \end{aligned}$$

Bu dönüşüm ile birlikte binomial opsiyon fiyatlaması formülü elde edilir. $\Phi(a; n; q)$ ifadesi ile n deneme sayısı, q ve 1-q olasılıklar olmak üzere a noktasında hesaplanan binomial dağılım fonksiyonu tanımlanmaktadır.

$$C = S \Phi(a; n; q') - \frac{K}{\hat{r}^n} \Phi(a; n; q) \quad (15)$$

(15) eşitliği ile elde edilen binomial opsiyon fiyatlaması formülü (6) ile verilen Black & Scholes opsiyon fiyatlaması formülüne benzerliği ile dikkat çekmektedir. Belirli bir zaman aralığındaki dönem sayısının artırılması ile birlikte, diğer parametreler sabit kalırken, binomial dağılım normal dağılıma dönüşmektedir.

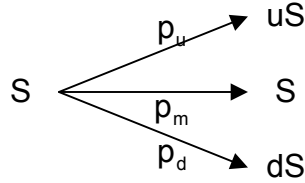
IV. Opsiyon Fiyatlamada Trinomial Model

Uygulamada getirdiği kolaylıklar nedeniyle binomial model sıklıkla tercih edilse de daha karmaşık opsiyon problemlerinin çözümünde kullanılacak esnekliğe sahip değildir (Figlewski ve Gao, 1999). Trinomial model, hisse senedi fiyat hareketlerinin modellenmesinde ve opsiyonların değerinin nümerik olarak elde edilmesinde binomial model gibi sıklıkla kullanılmaktadır. Trinomial model (Boyle, 1986) binomial modelden farklı

olarak, hisse senedi fiyatlarının her bir adımda iki yerine üç farklı değer alabilmesi noktasında üstünlük sağlamaktadır. Bu nedenle de hisse senedi fiyat hareketlerini daha iyi modellemektedir.

Trinomial modelde, her bir eşit zaman aralığının sonunda hisse senedi getiri oranının p_u olasılık ile u , p_d olasılık ile d olduğu veya p_m ($p_m=1-p_u-p_d$) olasılık ile sabit kaldığı varsayılmaktadır. Bu nedenle, hisse senedi fiyatının dönem başında S olması halinde fiyat, dönem sonunda uS , dS ve S değerlerinden bir tanesini alacaktır.

Grafik 4: Tek Dönemli Trinomial Model Ağaç Yapısı



Adından da anlaşılacağı üzere trinomial model, binomial model ile benzer bir yaklaşım göstermektedir. Fakat binomial modelin ağaç yapısı üzerinde yer alan riskten korunma ve taklit portföy yaklaşımı trinomial ağaç yapısının oluşturulmasında kullanılmamaktadır. Temettü ödemesi yapmayan hisse senedi üzerine yazılan opsiyonun priminin hesaplanmasında kullanılacak parametreler aşağıdaki gibidir (Hull, 2003).

$$u = e^{\sigma\sqrt{3\Delta t}}, \quad d = 1/u \quad (16)$$

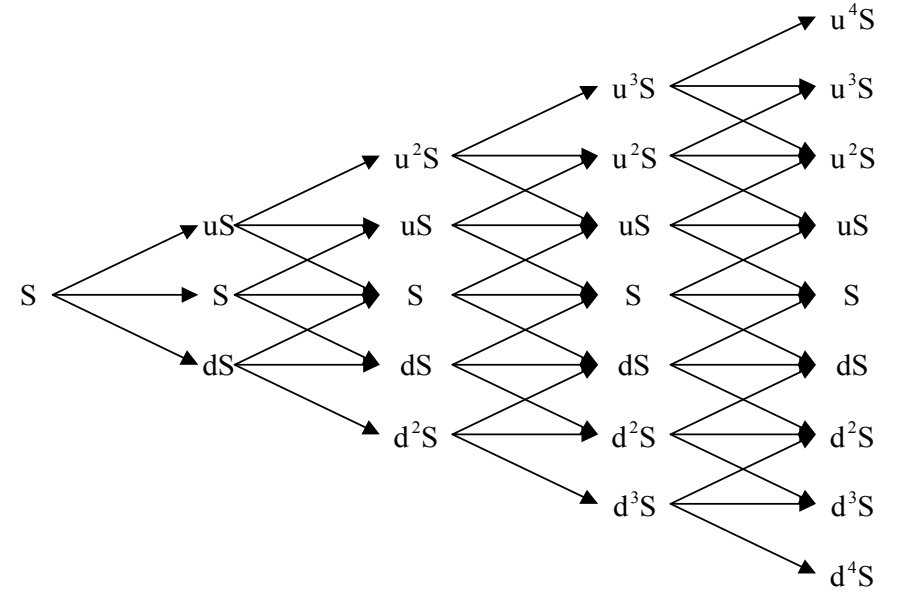
$$p_u = \sqrt{\frac{\Delta t}{12\sigma^2}} \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2 \right) + \frac{1}{6} \quad (17)$$

$$p_d = -\sqrt{\frac{\Delta t}{12\sigma^2}} \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2 \right) + \frac{1}{6} \quad (18)$$

$$p_m = 1 - p_u - p_d \quad (19)$$

(16) ile (19) arasında verilen eşitlikler ve binomial modelde açıklanan geriye dönük hesaplama yöntemi kullanılarak opsiyonun fiyatının trinomial model ile elde edilmesi mümkün olmaktadır. Çok dönemli trinomial model ağaç yapısının grafik gösterimi aşağıdaki gibidir.

Grafik 5: Çok Dönemli Trinomial Model Ağaç Yapısı



Ağaç yapısının simetrik olmasının yakınsamayı arttırdığı bir çok uygulamada gözlemlenmektedir (Figlewski ve Gao, 1999). Binomial ve trinomial modellerin yakınsama davranışları önceden belirli bir değere ulaşmaları için geçmeleri gereken dönem sayısı veya kullanılan bilgisayar zamanı göz önüne alınarak karşılaştırılabilir. Trinomial modelin diğer bir ilginç özelliği ise açık sonlu farklar yöntemi ile taşıdığı benzerliktir (Hull and White, 1990).

V. Binomial ve Trinomial Modellerin Yakınsama Davranışlarının Karşılaştırılması

Uygulamada bir çok analizde, yaklaşım hatasını küçültmek amacıyla daha küçük adımlı ağaç yapıları kullanılmaktadır. Ancak belirli bir zaman aralığında yer alan adım sayısının artırılması, toplamda meydana gelen nod sayısını ve doğal olarak kullanılan bilgisayar zamanını dramatik bir biçimde artırmaktadır.

Etkinliğin karşılaştırılabilmesi için öncelikle, her iki model için de belirli bir adımda ağaç yapısı üzerinde ortaya çıkan nod sayısı göz önüne alınabilir. Binomial modelde n inci adım sonunda $n+1$ nod ve toplamda $[(n+1)^2 + (n+1)]/2 = (n^2 + 3n + 2)/2$ nod ortaya çıkmaktadır. Trinomial modelde ise n inci adımda $2n+1$ nod ve toplamda $(n+1)^2$ nod ortaya çıkmaktadır. Bu durumda, daha yakın sonuçlar elde edilmek istendiğinde ortaya çıkacak nod sayısı üstel bir biçimde artış gösterecektir (Figlewski ve Gao, 1999).

Tablo 1: Farklı Basamak Sayıları için Nod Sayılarının Karşılaştırılması

Basamak sayısı	Binomial Model		Trinomial Model	
	Nod sayısı	Toplam nod sayısı	Nod sayısı	Toplam nod sayısı
2	3	6	5	9
4	5	15	9	25
8	9	45	17	81
16	17	153	33	289
64	65	2145	129	4225
128	129	8385	257	16641
250	251	31626	501	63001
500	501	125751	1001	251001
999	1000	500500	1999	1000000
5000	5001	12507501	10001	25010001
9999	10000	50005000	19999	100000000

Tablo 1’de verilen çıktılar göz önüne alındığında, trinomial model ile oluşturulan ağaç yapısında binomial modele nazaran iki kat daha fazla nod ortaya çıkmaktadır. Bu farklılık yapılacak bilgisayar hesaplamalarında trinomial modelin daha uzun sürede sonuç vereceğini göstermektedir. Ancak yine de bu sonuç, binomial modelin daha etkin olduğunu söylemek için yeterli bir ölçü değildir. Önceden de bahsedildiği üzere, binomial model ile Black & Scholes modeli birbirleri ile ilişkilidir ve nod sayısının artması ile birlikte, binomial model ile elde edilen değer Black & Scholes ile hesaplanan teorik fiyata yakınsamaktadır. Her iki modelin Black & Scholes teorik fiyatına yakınsama hızlarını karşılaştırabilmek amacıyla aşağıda parametreleri verilen örnek problem oluşturulabilir. Tabloda yer alan parametreler ve (6) ile verilen Black & Scholes opsiyon fiyatlama formülü kullanılarak teorik fiyat kolaylıkla elde edilebilir.

Tablo 2: Temettü Ödemeyen Hisse Senedi Üzerine Yazılı Amerikan Opsiyonu Parametreleri

Parametreler	Değerler
Hisse senedi fiyatı	230
Kullanım fiyatı	210
Volatilite	0.25
Risksiz faiz oranı	0.04545
Vadeye kadar süre	0.5

Tablo 2’de verilen parametreler kullanılarak Black & Scholes teorik fiyatı 30.7416 olarak hesaplanmaktadır. Hesaplanan teorik fiyat, binomial ve trinomial modeller aracılığıyla elde edilen yaklaşık değerler ile karşılaştırılabilir. Örneğin basamak sayısının 500 olması halinde, yani vadeye kadar sürenin 500 eşit parçaya bölünmesi halinde binomial model ile 30.74494286 yaklaşık fiyatı elde edilirken, aynı basamak sayısında trinomial model kullanılarak 30.74392118 değeri hesaplanmaktadır. Elde edilen bu iki yaklaşık fiyat Black & Scholes teorik fiyatı ile karşılaştırıldığında, trinomial modelin daha etkin olduğu söylenebilir.

Tablo 3’te yer alan değerler elektronik tablolar aracılığıyla ve VBA makro yazılımları düzenlenerek elde edilmiştir. Binomial ve trinomial modeller için oluşturulan VBA kaynak kodu ekte verilmektedir.

Tablo 3: Binomial ve Trinomial Modelin Hata Değerlerinin Karşılaştırılması

Basamak Sayısı	Black&Scholes Teorik Fiyat	Binomial Yaklaşık Fiyat	Trinomial Yaklaşık Fiyat	Binomial Hata	Trinomial Hata
2	30.74157465	32.00038517	31.32588806	1.25881051	0.58431341
4	30.74157465	31.58549904	31.13110699	0.84392439	0.38953233
8	30.74157465	31.03307427	30.68855260	0.29149962	0.05302205
16	30.74157465	30.59368251	30.71302621	0.14789214	0.02854844
64	30.74157465	30.71518215	30.76039417	0.02639251	0.01881952
128	30.74157465	30.73463131	30.75048269	0.00694335	0.00890803
250	30.74157465	30.73581799	30.74495486	0.00575666	0.00338021
500	30.74157465	30.74494286	30.74392118	0.00336821	0.00234653
999	30.74157465	30.74439400	30.74287974	0.00281935	0.00130509
5000	30.74157465	30.74175388	30.74098428	0.00017923	0.00059037
9999	30.74157465	30.74171491	30.74164703	0.00014026	0.00007238

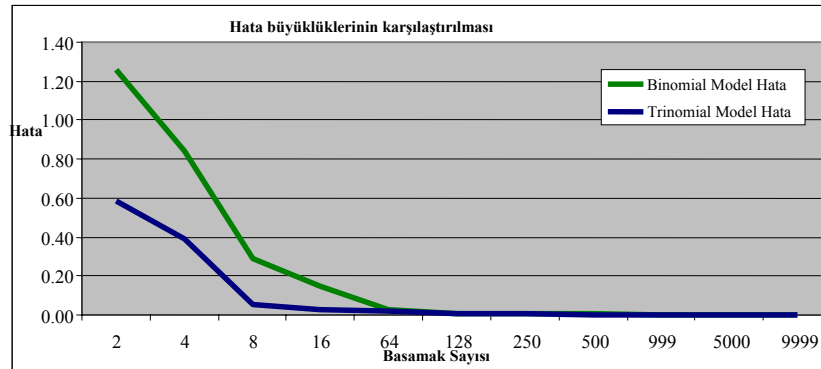
Tablo 3 her iki modelin teorik fiyatı elde etmedeki performanslarını karşılaştırmaktadır. Tabloda yer alan teorik fiyat (6) ile verilen Black & Scholes opsiyon fiyatlama formülü ile elde edilmekle birlikte, basamak sayısı artırılarak binomial ve trinomial modeller ile elde edilen yaklaşık fiyatlara yer verilmektedir. Binomial ve trinomial hata sütunları ise, teorik fiyatlar ve yaklaşık fiyatlar arasındaki mutlak farklar göz önüne alınarak hesaplanmıştır. Hesaplamalar basamak sayısı 9999 değerine ulaşmaya kadar artırılmış ve bu adımda oluşan hata değerinin her iki model için çok düşük olması sebebiyle iterasyona son verilmiştir.

İncelemeler sonucunda, göz önüne alınan her basamak için binomial model kullanılarak hesaplanan hata miktarlarının trinomial model hatalarına nazaran yaklaşık iki kat daha fazla olduğu sonucu elde edilmektedir. Bu ise trinomial modelin daha etkin olduğu yargısını pekiştirmektedir. Basamak sayısı 9999 değerine arttırıldığında trinomial model ile elde edilen hata 0.00007238 olarak gerçekleşmektedir ki bu değer sıfıra oldukça yakındır. Dolayısıyla trinomial model ile yeterince büyük basamak sayılarında teorik fiyata oldukça yakın bir yaklaşık fiyat elde etmek mümkündür.

Etkinliğin karşılaştırılması adına basamak sayısı arttırılarak teorik fiyata yaklaşım incelenebileceği gibi, belirli bir hata büyüklüğüne ulaşmak için hesaplanması gereken basamak sayısı da araştırılabilir. Örneğin trinomial model 0.00234653 büyüklüğündeki bir hatayı 500. adımda oluştururken, bu miktardaki bir hataya ulaşmak için binomial model ile 999. adıma kadar işlem yapılması gerekmektedir. Dolayısıyla teorik fiyata bu büyüklükteki bir yakınsamayı sağlayabilmek için binomial model ile yaklaşık iki kat daha fazla işlem yapılmalıdır.

Grafik 6 incelenecek olursa, her bir basamak sayısı için binomial modele ait hata doğrusu, trinomial modelin üzerinde kalmaktadır. Bu ise yukarıda yapılan açıklamaları doğrulamaktadır.

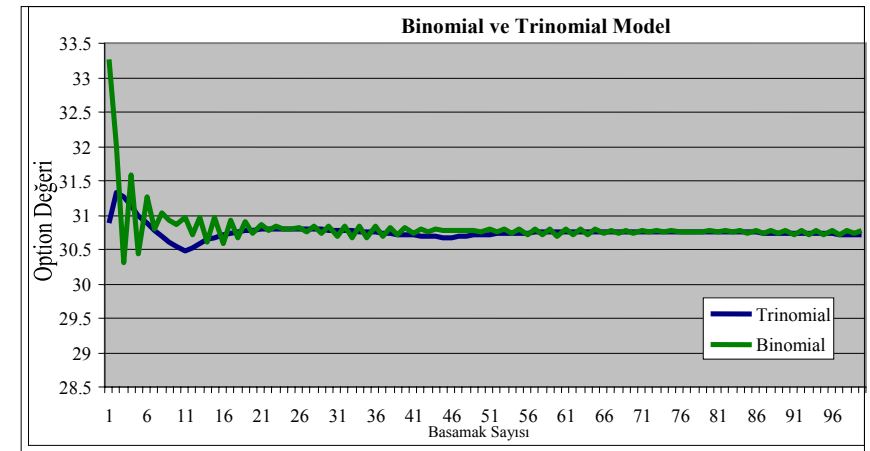
Grafik 6: Basamak Sayısı ve Hata Büyüklüğü Arasındaki İlişki



Grafik 6 ile, binomial ve trinomial model kullanılarak elde edilen hata miktarları karşılaştırılmaktadır. Modellerin etkinliklerinin sorgulanması benzer biçimde her bir basamak sayısı için elde edilen yaklaşık fiyatın grafik üzerinde gösterimi ile de gerçekleştirilebilir. Her iki modele ait elde edilen yaklaşık fiyat doğruları aynı eksen takımı üzerinde teorik fiyat göz önüne alınarak karşılaştırılabilir. Grafik 7 ile farklı basamak sayıları için hesaplanan yaklaşık fiyat değerleri gösterilmektedir. Teorik fiyata trinomial modelin binomial modelden çok daha hızlı yakınsadığı grafik üzerinden de görülebilir.

Bunun yanında opsiyonun teorik fiyatı için hesaplanan yaklaşık değerler daha düşük basamak sayıları için karşılaştırılması da önemlidir. Bilgisayar yardımı olmadan gerçekleştirilen hesaplamalarda çok yüksek basamak değerlerine ulaşmak mümkün değildir. Dolayısıyla düşük basamak sayıları için modellerin etkinlerinin karşılaştırılması da en az teorik fiyata yakınsama kadar önemlidir. Grafik 7 ile artan basamak sayılarına bağlı olarak her iki model ile elde edilen opsiyon değeri verilmektedir. Başlangıç nodlarında binomial model ile yapılan hesaplamalar için hata değerlerinin yüksekliği dikkat çekicidir. Kısacası, basamak sayısının çok büyütülmesi sonucu her iki model teorik fiyata anlamlı ölçüde yakınsasa da düşük basamak sayıları için yapılan hesaplamalarda binomial model ile elde edilen çıktıların güvenilmemesi gerekir.

Grafik 7: Artan Basamak Sayıları için Opsiyon Değerlerinin Karşılaştırılması



VI. Sonuç

Her ne kadar Black & Scholes opsiyon fiyatlama formülü temettü ödemesi olmayan Avrupa tipi opsiyonların fiyatlandırılmasına imkan sağlasa da, model Amerikan tipi opsiyonların hesaplanmasında kullanılamamaktadır. Amerikan tipi opsiyonlar için bir kapalı form çözümün türetilmemiş olması, binomial ve trinomial gibi ağaç yapısı bazlı nümerik tekniklerin kullanımını zorunlu kılmaktadır. Bu nümerik teknikler teorik fiyat için yaklaşık sonuçların elde edilmesinde kullanılmaktadır.

Bu çalışmada her iki modelin etkinliğinin karşılaştırılması amacıyla, Avrupa tipi bir alım opsiyonunun teorik fiyatı Black & Scholes opsiyon fiyatlama formülü ile elde edilmiştir. Elde edilen bu sonuç, binomial ve trinomial model kullanılarak hesaplanan yaklaşık sonuçlar ile karşılaştırılmıştır.

Modellerin etkinliklerinin karşılaştırılması amacıyla, herhangi bir basamak sayısı için her iki model tarafından oluşturulan nod sayıları karşılaştırılmış ve trinomial model kullanılarak yaklaşık iki kat daha fazla nod elde edildiği görülmüştür. Nod sayısındaki fazlalık, hesaplamaları ve böylelikle de kullanılan bilgisayar zamanını arttırmaktadır. Basamak sayısının 5000 olduğu durumda, binomial model için oluşturulan kod ile sonuç 37 saniyede elde edilirken, trinomial model için oluşturulan kod ile sonuç 61 saniyede elde edilmektedir. Basamak sayısının artırılması ile birlikte aradaki fark daha da belirgin hale gelmektedir. Basamak sayısının 9999 olduğu durumda, binomial model için 161 saniyede sonuç elde edilirken, trinomial model için bu süre 225 saniye olarak gerçekleşmektedir. Ancak elde edilen bu sonuç, her iki modelin hata büyüklükleri kıyaslandığında çelişki yaratıcıdır.

Binomial ve trinomial modelde her bir basamak için ortaya çıkan hata büyüklükleri kıyaslandığında, teorik fiyata herhangi bir büyüklükteki yakınsamayı sağlayabilmek için binomial model ile, trinomial model ile yapıldığından yaklaşık iki kat daha fazla işlem yapılması gerekliliği sonucu elde edilir. Bu ise etkinlik açısından binomial modelin bir eksikliği olarak vurgulanabilir. Aynı zamanda trinomial modelin aynı basamak sayısı için gerçekleştirilen hesaplamalarda teorik fiyata çok daha yakın değerler aldığı görülmüştür. Bu durumda Black & Scholes teorik fiyatına yakınsama anlamında trinomial modelin çok daha etkin olduğu söylenebilir.

(6) numaralı denklem aracılığıyla elde edilen opsiyon fiyatı risk nötr fiyat olarak adlandırılır. Bu nedenle, bu fiyat üzerinden gerçekleştirilecek işlemler, arbitraj yoksun fiyatlama sayesinde, yatırımcıları riske maruz kalmaktan korumakta ve riskin el değiştirmesine olanak sağlamaktadır. Black & Scholes opsiyon fiyatlama formülü aynı zamanda Pazar dengesi üzerine kurulduğundan, hiçbir yatırımcının portföyünden beklediği getirinin sınırsız olmaması gerekmektedir. Bu ise arbitraj imkanlarının varolmaması koşulu ile örtüşmektedir.

Pazarda oluşan varlık fiyatlarının arbitraj imkanına olanak sağlamaması pazarın tam olması ile yakından ilişkilidir ve arbitraj imkanları kısıtlanmadığından pazarın tam olmasından bahsedilemez. Bu nedenle, pazarın tamlığının sağlanması, tüm arbitraj imkanlarının kısıtlanması, başka bir deyişle her varlığın doğru bir şekilde fiyatlandırılması ile mümkündür.

Black & Scholes formülünün kontrata ilişkin spesifik özelliklerden dolayı kullanılmadığı durumlarda, nümerik teknikler türev ürünlerin fiyatlandırılmasına olanak sağlamaktadır. Ancak, nümerik teknikler yakınsama hatasını da beraberinde getirmektedir. Bu durumda türev ürünlerin fiyatlandırılmalarında doğru modelin tercih edilmesi büyük önem kazanmaktadır. Bu çalışma ile, türev ürünlerin fiyatlandırılmasında kullanılan nümerik tekniklerden binomial ve trinomial model karşılaştırılarak, hangi durumlarda teorik fiyata daha iyi yakınsamanın gerçekleştirildiği açıklanmıştır.

Kaynakça

- Baxter M., Rennie A., *Financial Calculus: An Introduction to Derivative Pricing*, Cambridge University Press, United Kingdom, 2003.
- Black F., Scholes M., “*The Pricing of Options and Corporate Liabilities*”, *Journal of Political Economy*, Vol: 81, 1973, ss. 637-654.
- Boyle P., “*Option Valuation Using a Three-Jump Process*”, *International Options Journal*, Vol: 3, 1986, ss. 7-12.
- Boyle P., Lau S., “*Bumping Up Against the Barrier with the Binomial Method*”, *The Journal of Derivatives*, Vol: 1, 1994, ss. 6-14.
- Cox J., Ross S. & Rubinstein M., “*Option Pricing: A Simplified Approach*”, *Journal of Financial Economics*, Vol: 7, 1979, ss. 229-264.
- Figlewski S., Gao B., “*The Adaptive Mesh Model: A New Approach to Efficient Option Pricing*”, *Journal of Financial Economics*, Vol: 53, 1999, ss. 313-351.
- Hull J. C., *Options, Futures and Other Derivatives Fifth Edition*, Prentice Hall, New Jersey, 2003.
- Hull J. C., White A., “*Valuing Derivative Securities Using the Explicit Finite Difference Method*”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol: 25, 1990, ss. 87-100.
- Karatzas I., Shreve S. E., *Methods of Mathematical Finance*, Springer-Verlag New York Inc., USA, 1998.
- Korn R. Korn E., *Option Pricing and Portfolio Optimization: Modern Methods of Financial Mathematics*, Graduate Studies in Mathematics Vol. 31, American Mathematical Society, USA, 2001.
- Lamberton D., Lapeyre B., *Introduction to Stochastic Calculus Applied to Finance*, Chapman & Hall /CRC, USA, 2000.
- Merton R., “*Theory of Rational Option Pricing*”, *Bell Journal of Economics and Management*, Vol: 4, 1973, ss. 141-183.
- Mikosch T., *Elementary Stochastic Calculus with Finance in View*, World Scientific Publishing Co., USA, 2000.
- Ross S., *Stochastic Processes*, John Wiley & Sons, Inc., Canada, 1996.
- Wilmott P., *Paul Wilmott on Quantitative Finance*, Vol. 1, John Wiley & Sons Inc., England, 2000.

EK-1: Binomial Model VBA Kaynak Kodu

Function Price (Asset As Double, Volatility As Double, IntRate As Double, Strike As Double, Expiry As Double, NoSteps As Double)

ReDim S(0 To NoSteps)
ReDim V(0 To NoSteps)

timestep = Expiry / NoSteps
DiscountFactor = Exp(-IntRate * timestep)

temp1 = Exp((IntRate + Volatility * Volatility) * timestep)
temp2 = 0.5 * (DiscountFactor + temp1)

u = temp2 + Sqr(temp2 * temp2 - 1)
d = 1 / u
p = (Exp(IntRate * timestep) - d) / (u - d)

S(0) = Asset

For n = 1 To NoSteps
 For j = n To 1 Step -1
 S(j) = u * S(j - 1)
 Next j
 S(0) = d * S(0)

Next n
For j = 0 To NoSteps
 V(j) = Payoff(S(j), Strike)
Next j
For n = NoSteps To 1 Step -1
 For j = 0 To n - 1

 V(j) = (p * V(j + 1) + (1 - p) * V(j)) * DiscountFactor

 Next j
Next n

Price = V(0)

End Function

Function Payoff(S, K)
 Payoff = 0
 If S > K Then Payoff = S - K
End Function

EK-2: Trinomial Model VBA Kaynak Kodu

Function TPrice(Asset As Double, Volatility As Double, IntRate As Double,
Strike As Double, Expiry As Double, NoSteps As Double)

ReDim S(0 To NoSteps * 2) As Double

ReDim V(0 To NoSteps * 2) As Double

timestep = Expiry / NoSteps

DiscountFactor = Exp(-IntRate * timestep)

u = Exp(Volatility * (3 * timestep) ^ 0.5)

d = 1 / u

p_down = -1 * ((timestep / (12 * Volatility * Volatility)) ^ 0.5 * (IntRate -
0.5 * Volatility * Volatility) + 1 / 6

p_up = ((timestep / (12 * Volatility * Volatility)) ^ 0.5 * (IntRate - 0.5 *
Volatility * Volatility) + 1 / 6

p_middle = 2 / 3

For n = 0 To NoSteps * 2

 S(n) = Asset * u ^ (n - NoSteps)

Next n

For j = 0 To NoSteps * 2

 V(j) = Payoff(S(j), Strike)

Next j

For n = NoSteps - 1 To 0 Step -1

 For j = 0 To 2 * n

 V(j) = (p_down * V(j) + p_middle * V(j + 1) + p_up * V(j + 2)) *

DiscountFactor

 Next j

Next n

TPrice = V(0)

End Function

Function Payoff(S, K)

 Payoff = 0

 If S > K Then Payoff = S - K

End Function

DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLAR VE REEL DÖVİZ KURU: BİR NEDENSELLİK ANALİZİ

Hasan VERGİL* & Hamza ÇEŞTEPE**

Özet

Bu çalışma, Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen *Granger nedensizlik* yöntemiyle 1987-2000 dönemi verilerini kullanarak Türkiye’de doğrudan yabancı yatırımlar ile reel döviz kurları arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü araştırmaktadır. Bulunan sonuçlar Granger nedensellik testinin tek yönlü ve doğrudan yabancı yatırımlardan reel efektif döviz kuruna doğru olduğunu göstermektedir. Çalışmanın sonuçları, genel olarak, Türkiye’deki finansal ve sermaye liberalizasyonunun sermaye girişine ve bunun da reel döviz kurunda değerlenmeye yol açacağı şeklinde çıkarsamalarda bulunan portfolyo modeli ile örtüşmektedir.

I. Giriş

Politika yapıcılar ve araştırmacılar Bretton-Woods Sistemi’nin yıkılmasından bu yana döviz kurlarındaki değişmelerin ticaret ve yatırım üzerindeki etkilerini tartışmaktadırlar. Dalgalı kur sisteminin yaygınlaşmasından itibaren son yıllardaki tartışma konularından biri, döviz kurları ile doğrudan yabancı yatırımlar (DYY) arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü olmuştur. Ancak bu ilişkinin yönü hakkında literatürde bir uzlaşma yoktur.¹ “Bir şirketin üretimini, kurulu bulunduğu ülkenin sınırlarının ötesine yaymak üzere ana merkezini dışındaki ülkelerde üretim tesisi kurması veya mevcut üretim tesislerini satın alması” (Seyidoğlu, 2003) şeklinde tanımlanabilen DYY ile döviz kurları arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesi, özellikle gelişmekte olan ülkeler için önemlidir. Çünkü bu ilişkinin bilinmesi uygulanacak optimal büyüme ve dış ticaret politikalarını belirleyecek olan politika yapıcıların kararlarında önemli etkilere sahiptir.

Teorik olarak, DYY ile döviz kurları arasındaki ilişkinin yönü açık değildir. Bir taraftan, Dornbusch’un (1973) entegre ticaret modeli ile Branson’un (1992) portfolyo modeli nedenselliğin yönünün DYY’den döviz

kurlarına doğru olduğunu söylerken; diğer taraftan Froot ve Stein (1991) tarafından geliştirilen eksik sermaye piyasaları modeli ve döviz kurlarının DYY akımları üzerine etkisinin analizinde girdi maliyetlerinin önemine vurgu yapan Cushman (1985) tarafından geliştirilen teorik modeller, nedenselliğin döviz kurlarından DYY’ye doğru olduğunu ima etmektedir. Ayrıca DYY’yi belirleyen faktörleri araştıran pek çok ampirik literatüre göre (Benassy-Quere v.d., 2001 ve Goldberg ve Klein, 1997) gibi DYY akımları döviz kurları tarafından belirlenmektedir.

Döviz kurları ve DYY arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü hakkında çok az çalışma yapılmıştır. Kosteletou ve Liargovas (2000) eşanlı denklem modellerini kullanarak 12 Avrupa ülkesi, ABD ve Japonya için yaptıkları çalışmada serbest dalgalı kur sistemini uygulayan büyük ülkelerde (ABD, Japonya ve İngiltere gibi) nedenselliğin yönünü reel döviz kurundan DYY’ye doğru bulurken, paralarını doğrudan Euro’ya bağlayan küçük ülkelerde (Hollanda, Portekiz, Belçika-Lüksemburg gibi) nedenselliğin iki yönlü olduğunu tespit etmişlerdir. Lafrance ve Tessier (2000), Toda ve Yamamoto’nun (1995) VAR yaklaşımını kullanarak Kanada için reel döviz kuru ile yatırım arasındaki ilişkiyi incelemiş ve reel döviz kurlarının ve reel döviz kuru değişkenliğinin yatırım (DYY’yi de içeren) üzerine önemli bir etkisinin olmadığı sonucuna varmışlardır.

Bu çalışma Türkiye için 1987-2000 dönemi çeyrek yıllık verilerini kullanarak Toda ve Yamamoto’nun (1995) Granger nedensizlik testi yöntemiyle bu tartışmaya katkıda bulunmayı amaçlamaktadır. Çalışma önceki çalışmalardan (örneğin, Kosteletou ve Liargovas, 2000; ve Lafrance ve Tessier, 2000) iki önemli açıdan farklılık göstermektedir. İlk olarak, daha önceki çalışmalar gelişmiş ülkeler için yapılmıştır. Bu çalışma gelişmekte olan bir ülkenin verilerini kullanarak konuyu incelemektedir. Yapılan ampirik çalışmalar reel döviz kuru ile DYY arasındaki nedensellik ilişkisinin görelisi olarak düşük DYY alan ülkeler için de geçerli olabileceğini göstermektedir.² Son 20 yılda birçok finansal ve parasal kriz geçiren Türkiye’nin verilerinin kullanılması konuyu daha ilginç hale getirmektedir. Türkiye’deki finansal ve parasal krizler yatırımcı açısından olumsuz bir makro ekonomik ortam yaratmasına rağmen (belirsiz döviz kurları ve enflasyon oranları, politik istikrarsızlık, faiz oranları ve vergi oranlarındaki değişiklikler ve ekonomiye müdahalenin artması gibi) özellikle 1980’den sonra Türkiye’ye yönelik DYY akımlarında önemli artış gözlenmiştir. Bu artış esas olarak, liberalleştirilmiş sermaye akımları, özelleştirme, şirket birleşmeleri, ortak girişimler ve GSM satışları gibi faktörlerle açıklanmaktadır. İkinci olarak, ekonometrik yöntemle ilgili olarak zaman serisi analizindeki en son yöntemler - Toda ve Yamamoto

* Yrd. Doç. Dr. Hasan Vergil, Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, 67100 İncivez/Zonguldak.

Tel: (372) 2574010-1614 Fax: 2574057 E-posta: hasanvergil@hotmail.com

** Yrd. Doç. Dr. Hamza Çeştepe, Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, 67100 İncivez/Zonguldak.

Tel: (372) 2574010-1319 Fax: 2574057 E-posta: hamzac@hotmail.com

¹ Daha geniş tartışma için bkz: Kosteletou ve Liargovas (2000) ve Lafrance ve Tessier (2000).

² Bu konuda yapılan çalışmalar için bakınız, örneğin, Benassy-Quere v.d. (2001) ve Goldberg ve Klein (1997).

(1995) tarafından önerilen genişletilmiş VAR modellemesi- uygulanmıştır. Bu yöntem seriler farklı dereceden entegre olsalar, koentegre olmasalar veya farklı seviyeden koentegre olsalar bile döviz kurları ile DYY arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemede özellikle kullanılabilir. ³

Çalışmanın bölümleri şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölüm döviz kurları ile DYY arasındaki ilişkiyi tartışan teorik argümanları gözden geçirmektedir. Üçüncü bölüm veri setini tanımlamakta ve ekonometrik yöntemi sunmaktadır. Dördüncü bölüm ampirik sonuçları göstermekte; son bölümde ise bu çalışmadan elde edilen sonuçlar sunulmaktadır.

II. Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Döviz Kurları Arasındaki İlişki

Teorik açıdan DYY ve döviz kurları arasındaki nedenselliğin yönü konusunda uzlaşma yoktur. Bu konu üzerine yapılan ilk çalışma Dornbusch (1973) tarafından geliştirilen ve DYY'den reel döviz kuruna doğru nedenselliği ima eden çalışmadır. Dornbusch içe yönelik DYY akımlarının reel döviz kuru hareketleri üzerine etkilerini incelerken, yabancı sermayenin yurt içi ekonomide nereye yöneldiğinin önemini işaret etmiştir. Şayet içe yönelik DYY akımları yurt içi harcamaları finanse etmekte kullanılırsa, bu durum ilk aşamada reel döviz kurunun değer kazanmasına ve bu nedenle cari işlemler açığına yol açacaktır. İkinci aşamada, cari işlem açığı nominal döviz kurunun değer kaybına yol açacak ve içe yönelik DYY akımlarının reel döviz kuru üzerine nihai etkisi belirsiz olacaktır. İçe yönelik DYY akımları ticari mal üreten sektörde sermaye birikimini finanse etmede kullanılırsa ticari malların arzı artacak, ticaret işlemleri hesabı iyileşecek ve reel döviz kuru değer kazanacaktır. Diğer taraftan şayet içeriye yönelik DYY akımları ticaret dışı mal sektörlerindeki sermaye birikimini finanse etmede kullanılırsa ticaret işlemleri hesabı kötüleşecek ve reel döviz kuru değer kaybedecektir. Aynı nedensellik ilişkisi Branson (1992) tarafından ileri sürülmüştür. Branson'un geliştirmiş olduğu portfolyo modelinde, sermayenin kıt ve işgücünün ucuz olduğu bir ülkede finans sektörünün ve sermaye akımlarının liberalizasyonu artan enflasyona ve reel döviz kurlarının değer kazanmasına yol açmaktadır. Edwards'ın (1985) ampirik çalışması, 1979 ve 1981 yılları arasında Şili'de sermaye hesabının liberalizasyonunun büyük ölçüde Şili parasının değer kazanmasına yol açtığını bularak Branson'un (1992) tahminlerini doğrulamıştır.

Bu argümanların aksine bazı çalışmalar ters bir nedenselliği ima etmişlerdir. Froot ve Stein (1991) tarafından yapılan çalışmada tam sermaye piyasaları varsayımı terk edilerek DYY ile döviz kurları arasındaki ilişki incelenmiştir. Onlara göre döviz kurlarındaki değişikliklerden önemli ölçüde etkilenen uluslararası refah, DYY üzerine sistematik bir etkiye sahiptir. Yerli

³ Lafrance ve Tessier (2000) aynı yöntemi kullanmalarına rağmen onlar sadece Kanada için döviz kuru değişkenliğinden yatırıma doğru tek yönlü nedensellik üzerine odaklanmışlardır.

paranın değer kaybetmesi göreceli olarak yerli yatırımcılara göre yabancı yatırımcıların refahında artışa yol açacak ve bu da yurt içi varlıkların yabancılar tarafından elde edilmesine sebep olacaktır (tersi de doğrudur). Froot ve Stein EKK tahmin yöntemlerini kullanarak ABD doları değer kaybettikçe ABD'ye yönelik DYY'lerde artış olacağı şeklinde teorik modellerini destekleyici sonuçlar bulmuşlardır.

Goldberg ve Kolstad (1994) bir üretici için iki dönemli zamanlar arası karar verme modelini kurarak 1978-1991 döneminde ABD, İngiltere, Kanada ve Japonya arasındaki reel döviz kuru değişkenliğinin ikili DYY akımları üzerine etkisini test etmişlerdir. Buldukları sonuçlara göre döviz kuru değişkenliğinin altı iki taraflı DYY akımlarının dördü üzerinde önemli ve pozitif etki yaptığı; reel döviz kuru değişkenliğinin ABD'nin Kanada ve Japonya'daki yatırımlarını artırdığı ve Kanada ve İngiltere'nin ABD'deki yatırımlarını artırdığı ortaya çıkmıştır. Goldberg ve Kolstad aynı zamanda, ev sahibi ülkenin döviz kurundaki değer kaybının yabancı piyasalardaki yatırımlarda azalmaya yol açacağı yönünde bir sonucu bulmalarına rağmen, elde ettikleri katsayılar istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. Cushman da (1985) döviz kurlarından DYY'ye doğru bir nedensellik olduğunu iddia etmektedir. Cushman'ın geliştirmiş olduğu modelde riske göre ayarlanmış reel yabancı paranın değer kazanması yabancı sermayenin maliyetini düşürecek ve bu nedenle de içe yönelik doğrudan yatırımlarda artışa yol açacaktır. Buna rağmen diğer girdilerin (emek gibi) maliyeti değişirse bu değişiklik reel döviz kurundaki değişimin DYY üzerine direkt etkisini dengeleyebilir. Cushman teorik modellerinin ampirik testinde, beş sanayi ülkesinin paralarının reel değerinde artış olduğunda ABD'den bu beş ülkeye yönelik DYY akımlarında önemli azalış olduğu sonucunu bulmuştur.

İçe yönelik DYY'leri etkileyen faktörleri inceleyen pek çok çalışma döviz kurlarından DYY'ye doğru bir nedenselliğin olduğunu ima etmektedirler. Örneğin Goldberg ve Klein (1997) bir kısım Güney Asya ve Latin Amerika ülkesi arasında ve ABD ile Japonya arasındaki ticaret, DYY ve reel döviz kuru ilişkisini incelemişler ve Güney Asya ülkeleri için reel döviz kurlarının DYY akımlarını önemli derecede etkilediği sonucunu bulmuşlardır. Dewenter (1995) döviz kuru ve DYY arasındaki ilişkiyi incelemiş ve dolar değer kaybettikçe ABD'deki yabancı mal edinmelerinin arttığı sonucuna ulaşmıştır ⁴. Ampirik çalışmalar tipik olarak ilişkiyi incelemek için döviz kurunu açıklayıcı değişkenlerden birisi şeklinde modele dahil etmektedirler.

⁴ Bu konuda ayrıca, döviz kuru değişkenliği ve döviz kuru rejiminin DYY üzerine etkisini analiz eden Benassy-Quere v.d. (2001)'nin makalesine bakınız.

III. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Bu çalışma 1987:1-2000:2 dönemlerini kapsamaktadır ve kullanılan veriler çeyrek yıllık olarak yayınlanan reel efektif döviz kurları (REER), reel DYY ve reel GSYİH verileridir. Çalışma dönemi esas olarak verilerin elde edilebilirliğine göre seçilmiştir (tüm veriler doğal logaritmaya çevrilmiştir)⁵. REER verisi OECD'nin Main Economic Indicators veri tabanından, DYY ve GSYİH verisi IMF'nin International Financial Statistics (IFS) veri tabanından elde edilmiştir. Bu verilerin hepsi IFS GSYİH deflatörü (1995=100) ile deflate edilmiştir. GSYİH serileri güçlü mevsimsel dalgalanma sergilediğinden fark alınmış hareketli ortalama katkı yöntemi ile GSYİH verisi mevsimsel düzeltmeye tabi tutulmuştur. DYY verisi ABD doları cinsinden tanımlandığı için Türk Lirası'na çevrilmiştir.

Geleneksel olarak, iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisini test etmek için literatür standart Granger (1969) yöntemini kullanmaktadır. Granger nedensellik testleri kullanılan serilerin durağan olduğunu varsaymaktadır. Buna rağmen ampirik çalışmalarda pek çok serinin durağan olmadığı veya birinci derecede entegre olduğu bulunmuştur. Şayet seriler durağan değil ise, veya $I(1)$ ise, seviye itibarıyla tahmin edilen modelin sonuçları sahte regresyon sonuçları olacaktır ve seriler koentegre olmadığı sürece F testi geçerli olmayacaktır. Eğer seriler $I(1)$ ve koentegre iseler Granger nedensellik testleri hata düzeltme modeliyle yapılmaktadır. Hata düzeltme modelinde değişkenlerin birinci dereceden farkı alınmakta ve bu denkleme koentegre regresyondan elde edilen bir dönem gecikmeli hata terimi eklenmektedir (Engel ve Granger, 1987).

Bu nedenle, durağanlık testleri nedensellik testlerinden önce yapılmalıdır. Bu çalışmada verilerin entegrasyon derecesi Phillips-Perron (PP) (1998) testi ve Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilmiş olan genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ile belirlenmiştir.

Değişkenlerin entegrasyon/koentegrasyon derecesi konusunda belirsizlik olduğunda ne standart nedensellik testleri ne de Engle ve Granger'ın (1987) hata düzeltme mekanizması kullanılabilir. Çünkü standart Granger nedensellik testleri sadece veriler durağan olduklarında kullanılabilir ve hata düzeltme modeli ise tüm değişkenler $I(1)$ olduğunda kullanılabilir. Sonuç olarak, değişkenler farklı derecede entegre olduklarında iki değişken arasındaki nedenselliği test etmek için başka bir yöntem kullanılmak zorundadır.

Toda ve Yamamoto (1995) tarafından önerilen nedensizlik testi, modelde durağan veya durağan olmayan değişkenler varsa iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisini test etmede özellikle uygun bir yöntemdir. Bu nedenle bu testte verilerin durağanlığı veya koentegre olup olmadığı konusunda ön testlerin yapılmasına gerek yoktur. Toda ve Yamamoto'nun

⁵ 1987:1'den önce çeyrek yıllık GSYİH verileri olmadığından alt limit 1987:1 olarak seçilmiştir. 2000:3 dönemindeki DYY değeri negatif olduğu için bu değer logaritmaya çevrildiğinde veri kaybına yol açtığından üst limit 2000:2 olarak seçilmiştir.

yöntemi seviye itibarı ile genişletilmiş VAR yöntemini kullanmaktadır ve bu nedenle de uzun dönem nedensellik testleri olarak kabul edilmektedir. Bu test iki aşamada yapılmaktadır. Birinci aşamada, VAR(k)'in uygun gecikme uzunluğu ve sistemdeki değişkenlerin maximum entegrasyon derecesi (d_{max}) belirlenmektedir. Sistemdeki gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Akaike'nin son tahmin hatası veya Schwarz Bilgi Kriteri (SC) ile seçilebilir. VAR(k)'nin gecikme yapısını ve maximum entegrasyon seviyesini (d_{max}) belirledikten sonra VAR seviye itibarı ile toplam $p = [k + d_{max}]$ gecikme ile tahmin edilmektedir. İkinci aşamada, standart χ^2 istatistiği kullanılarak geleneksel Wald testi, ilk k katsayı matrisine uygulanmaktadır. Toda ve Yamamoto'ya (1995) göre $k \geq d$ olduğu sürece test prosedürü geçerli olacaktır. VAR'ın tahmininde ve Wald testlerinin uygulanmasında SUR yöntemi VAR katsayılarını etkin bir şekilde tahmin etmektedir (Johnston ve DiNardo; 1997 ve Enders; 1995).

IV. Ampirik Sonuçlar

Sistemdeki değişkenlerin maximum entegrasyon derecesini (d_{max}) belirlemek için sabitli ve trendli, sabitli ve sabitsiz olarak PP ve ADF testleri yapılmıştır. Tablo 1 ve Tablo 2 testlerin sonuçlarını göstermektedir. İki test de aynı sonuçları vermektedir: Seviye itibarıyla REER serileri tüm modellerde $I(1)$ bulunurken, DYY ve reel GSYİH değişkenleri farklı modellerde farklı seviyelerde bulunmuştur. Buna rağmen, birinci fark alınmış durumda tüm seriler $I(0)$ bulunmuştur.

Tablo 1: Phillips-Perron Birim Kök Testleri

	A. Seviye			B. Birinci Farklar		
	LFDI	LREER	LGDP	Δ LFDI	Δ LREER	Δ LGDP
τ_t	-5.14 ^a	-2.00	-4.05 ^b	-11.34 ^a	-6.17 ^a	-8.12 ^a
τ_t	-4.53 ^a	-1.81	-0.45	-11.49 ^a	-6.20 ^a	-8.23 ^a
τ	-1.00	0.55	2.27	-11.48 ^a	-6.23 ^a	-7.54 ^a

Not: Kritik değerler MacKinnon (1991)'den alınmıştır. ^{a,b} sırasıyla %1 ve %5 seviyelerinde birim kök boş hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. τ_t , τ_t , τ 'ler sırasıyla sabitli ve trendli, sabitli ve sabitsiz PP test istatistiğini göstermektedir. Kısaltma gecikmesi Newey-West otomatik kısaltma gecikme seçimi ile seçilmiştir.

Tablo 2: Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testleri

A. Seviye			B. Birinci Farklar			
	LFDI	LREER	LGDP	ΔLFDI	ΔLREER	ΔLGDP
τ_γ	-5.04 ^a	-2.22	-3.86 ^b	-3.60 ^b	-5.63 ^a	-6.15 ^a
τ_γ	-5.12 ^a	-2.06	-0.22	-4.06 ^a	-5.65 ^a	-6.30 ^a
τ	1.16	0.48	2.48	-4.16 ^a	-5.65 ^a	-5.50 ^a

Not: Kritik değerler MacKinnon (1991)'den alınmıştır. ^{a,b} sırasıyla %1 ve %5 seviyelerinde birim kök boş hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. τ_t , τ_γ , τ 'ler sırasıyla sabitli ve trendli, sabitli ve sabitsiz ADF test istatistiğini göstermektedir. Kısaltma gecikmesi Schwarz Bilgi Kriterine göre seçilmiştir.

Değişkenlerin entegrasyon / koentegrasyon derecelerinde belirsizlik olduğu için aşağıdaki Toda ve Yamamoto (1995) tarafından önerilen genişletilmiş VAR modeli uygulanmıştır.

$$LFDI_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \delta_i LFDI_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d \max} \delta_j' LFDI_{t-j} +$$

$$\sum_{i=1}^k \phi_i LREER_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d \max} \phi_j' LREER_{t-j} + \gamma EX_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$LREER_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i LREER_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d \max} \beta_j' LREER_{t-j} +$$

$$\sum_{i=1}^k \lambda_i LFDI_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d \max} \lambda_j' LFDI_{t-j} + \gamma' EX_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Burada sırasıyla $LFDI$ ve $LREER$ içe yönelik doğrudan yabancı yatırımlar ve reel efektif döviz kurları, ε_{1t} ve ε_{2t} ilişkisiz beyaz gürültü hata terimleri ve EX her iki değişken ile ilişkili kontrol değişkenini göstermektedir. Bu denklem sisteminde hem DYY hem de $REER$ değişkenleri, $GSYİH$ ile ilişkili olduğu için $GSYİH$ kontrol değişkeni olarak sisteme eklenmiştir.⁶ İki denklem en çok olabilirlik metodu ile eşanlı görünüşte ilişkisiz regresyonlar (SUR) olarak tahmin edilmiştir. $REER$ 'den DYY 'ye doğru Granger nedenselliği olup olmadığını test etmek için Wald istatistiği kullanılarak $\phi \neq 0$

\forall_i sınırlaması test edilmekte ve DYY 'den $REER$ 'ye doğru Granger nedenselliği olup olmadığını test etmek için de $\lambda_i \neq 0 \forall_i$ sınırlaması test edilmektedir. Wald istatistiği DYY ve $REER$ değişkenlerinin $I(0)$ veya $I(1)$, farklı seviyelerden koentegre veya koentegre olmadığına bakılmaksızın asimtotik olarak sınırlama sayısına eşit anlamlılık derecesi ile ki-kare dağılımı yoluyla dağılmaktadır.

Tablo 3 Wald test istatistiği ile Wald testinin p değerlerini göstermektedir. Test sonuçlarına göre reel efektif döviz kurundan içe yönelik DYY 'ye doğru Granger nedensizlik boş hipotezi reddedilemezken, içeriye yönelik yabancı doğrudan yatırımlardan reel efektif döviz kuruna doğru Granger nedensizlik boş hipotezi reddedilebilir. Aynı zamanda içe yönelik DYY 'deki artışın reel efektif döviz kurunda değer kazanmaya yol açtığı sonucuna da varılmaktadır.⁷

Tablo 3: Toda ve Yamamoto Wald Testi Sonuçları

Boş Hipotez	Wald İstatistiği	p Değeri
REER DYY 'nin Granger nedeni değildir.	0.15	0.693
DYY REER'nin Granger nedeni değildir.	3.15	0.075

Not: Aşamalı değiştirilmiş LR test istatistiği, son tahmin hatası, Akaike bilgi kriteri, Schwarz bilgi kriteri ve Hannan-Quinn bilgi kriteri ile k 'nın sırası 1 olarak seçilmiştir. Herbir değişken maksimum 1 birim kök içerdiğinden d_{\max} 'ın sırası 1 olarak seçilmiştir. Denklemlerdeki trendin etkisini ortadan kaldırmak için 1. ve 2. denklemlere belirleyici trend eklenmiştir. $GSYİH$, kontrol değişkeni olarak modele eklenmiştir.

V. Sonuç

İçe yönelik DYY ile reel döviz kurları arasındaki ilişkinin yönü konusunda teorik literatürde belirsizlik vardır. Bu çalışmada içe yönelik doğrudan yabancı yatırımlar ile reel döviz kurları arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü, 1987-2000 döneminin çeyrek yıllık verileri kullanılarak Türkiye için analiz edilmiştir. En uygun Granger nedensellik testi yöntemini seçmek için ilgili veriler incelenmiş ve Toda ve Yamamoto'nun (1995) genişletilmiş VAR modeli yöntemi seçilmiştir. Bu yöntem seriler farklı seviyeden entegre olsalar, koentegre olmasalar veya farklı seviyeden koentegre olsalar bile kullanılabilen bir yöntemdir.

Test sonuçları Granger nedenselliğinin tek yönlü olduğunu ve DYY 'den $REER$ 'ye doğru olduğunu göstermektedir. Ayrıca içe yönelik DYY 'deki artış reel efektif döviz kurunun değer kazanmasına yol açmaktadır. Çalışmanın sonuçları genel olarak Dornbusch (1973) ve Branson'un (1992) teorik modelleri ile örtüşmektedir. Bu açıdan kıt sermaye ve ucuz işgücüne sahip Türkiye'nin finans ve sermaye liberalizasyonu, içe yönelik sermaye akımlarında artışa yol açmakta ve bu da reel döviz kurunun değer kazanmasına neden olmaktadır.

⁶ Akaike Bilgi Kriteri, Schwarz Bilgi Kriteri ve Akaike'nin son tahmin hatası gibi ölçümler $GSYİH$ eklenmiş modellerin daha iyi bir model olduğu sonucunu vermektedir.

⁷ Nedenselliğin yönü üzerine odaklanıldığı için bu test sonuçları verilmemiştir, fakat yazarlardan istenebilir.

Kaynakça

- Aizenman, J., "Exchange Rate Flexibility, Volatility, and the Patterns of Domestic and Foreign Direct Investment," NBER Working Paper Series, 1992, No: 3953.
- Benassy-Quere, A., L. Fontagne, A. Lahreche-Revil, "Exchange-Rate Strategies in the Competition for Attracting Foreign Direct Investment," Journal of the Japanese and International Economies, 15, 2001, ss. 178-198.
- Branson, W. H., "Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination," in Exchange Rate Economics, Volume 1, 1992, ss. 275-95, International Library of Critical Writings in Economics, Vol. 16 Aldershot, U.K.
- Cushman, D., "Real Exchange Risk, Expectations, and the Level of Direct Investment", Review of Economics and Statistics, 67, 1985, ss. 297-308.
- Dewenter, K. L., "Do Exchange Rate Changes Drive Foreign Direct Investment?", The Journal of Business, Vol. 68, No.3, 1995, ss. 405-433.
- Dickey, D. A., W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74, 1979, ss. 427-431.
- Dornbusch, R., "Devaluation, Money and Non-Traded Goods", American Economic Review, 63, 1973, ss. 871-880.
- Edwards, S., "The Behavior of Interest Rates and Real Exchange Rates During a Liberalization Episode: The Case of Chile 1973-83", NBER Working Paper, No. 1702, 1985.
- Enders, W., Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, New York, 1995.
- Engle, R. F., C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, 55, 1987, ss. 251-276.
- Froot, K., J. Stein, "Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach", Quarterly Journal of Economics, 106, 1991, ss. 1191-1217.
- Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," Econometrica, 37, 1969, ss. 424-438.
- Goldberg, L. S., C. D. Kolstad, "Foreign Direct Investment, Exchange Rate Variability and Demand Uncertainty", NBER Working Paper Series, No: 4815, 1994.
- Goldberg, L. S., M. Klein, "Foreign Direct Investment, Trade and Real Exchange Rate Linkages in South East Asia and Latin America", NBER Working Paper Series, No: 6344, 1997.
- Johnston, J., J. Dinardo, Econometric Methods, The McGraw Hill Companies, New York, 1997.

- Kosteletou, N., P. Liargovas, "Foreign Direct Investment and Real Exchange Rate Interlinkages", Open Economies Review, 11, 2000, ss. 135-148.
- Lafrance, R., D. Tessier, "Exchange Rate Uncertainty, Investment, and Productivity", downloaded at: 10.01.2003, www-Web:

<http://www.bankofcanada.ca/publications/working.papers/2000/lafrance.pdf>, 2000.
- MacKinnon, J. G., "Critical Values for Cointegration Tests," Chapter 13 in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, 1991, Oxford University Press.
- Phillips, P. C. B., P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", Biometrika, 75, 1988, ss. 335-346.
- Seyidođlu, H., Uluslararası İktisat, Güzem Can Yayınları, İstanbul, 2003, s. 718.
- Toda, H. Y., T. Yamamoto, "Statistical Inference in Vector Autoregression with Possibly Integrated Processes", Journal of Econometrics, 66, 1995, ss. 225-250.

GLOBAL SERMAYE PİYASALARI

Yüksek petrol fiyatlarına rağmen finansal piyasalardaki olumlu gelişmeler ile uygun makro ekonomik politikaların uygulanması neticesinde, global ekonomi 2006 yılının ilk çeyreğinde tahmin edilen oranın üzerinde büyümeye devam etmiştir. Büyüme hızının ivme kazandığı ve global ekonomide yükselişin en hızlı görüldüğü ülkeler Çin, Hindistan ve Rusya olmuştur. Global olarak 2006 yılı GSYİH büyüme oranı % 4.9 olarak tahmin edilmektedir. Bu oran geçen Eylül ayında tahmin edilen büyüme oranından 0.6 daha yüksektir.

Global piyasalarda finansman koşulları önemli ölçüde olumlu olmaya devam etmekte ve risk primleri ile volatilité düşük seyretmektedir. ABD başta olmak üzere global finansal piyasalarda kısa vadeli faiz oranları yükselmeye devam etmiştir. Gelişmekte olan ülkelerde ise finansman koşullarının önemli ölçüde olumlu olması ekonomik göstergelerin iyileştiğine işaret etmektedir. Söz konusu gelişmeler çerçevesinde gelişmekte olan ülkelere sermaye akımı devam etmiş ve hisse senedi fiyatlarındaki artış sürmüştür.

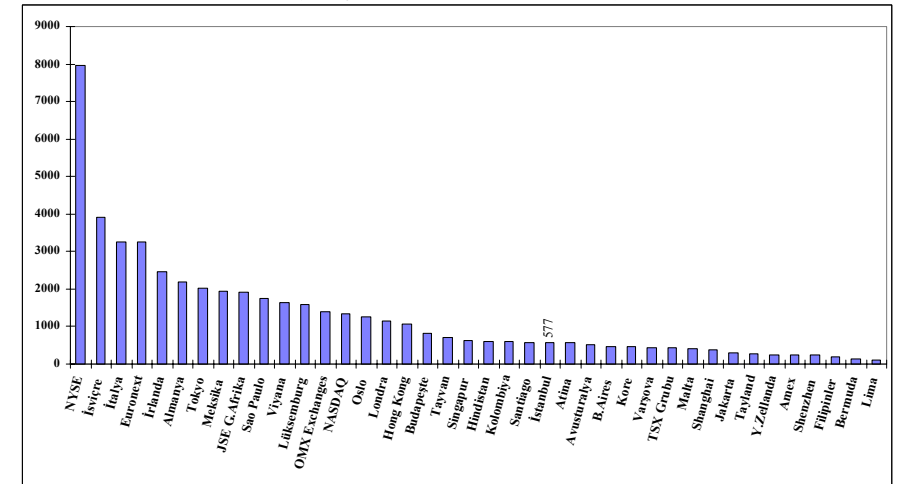
31 Mart 2006 tarihi itibarıyla, 2006 yılı başına göre, gelişmiş piyasalara ait endekslerden Nikkei-225 (%5,89), FTSE-100 (%6,15), DJIA (%3,66), DAX (%10,39) oranlarında değişmiştir. Aynı dönemde, gelişmekte olan piyasaların ABD doları bazlı getirileri karşılaştırıldığında en yüksek getiriler: Venezüella (%60,9), Rusya (%31,9), Peru (%28,8), Brezilya (%27,6), Endonezya (%26,2), Hindistan (%26,1) ve Pakistan (%21,4) borsalarının endekslerinde gerçekleşirken; dolar bazlı en düşük getiriler: Tayvan (%3,0), İsrail (%3,7) ve Suudi Arabistan (%5,7) borsalarında oluştu. Gelişmekte olan piyasalar F/K oranları açısından karşılaştırıldığında, Mart 2006 ayı sonu itibarıyla en yüksek oranlar Ürdün (52,1), Rusya (29,3), Hindistan (23,1), Çek Cum. (22,3) ve Tayvan (22,3) borsalarında olurken; en düşük oranlar, G.Afrika (6,2), Venezüella (7,3), Tayland (10,0), Brezilya. (11,0) ve Peru (11,9) borsalarında gerçekleşmiştir. Türkiye’de ise F/K oranı 17,2 olmuştur.

Piyasa Değerleri (ABD \$ Milyon, 1986-2005)

	Global	Gelişmiş Piyasalar	Gelişen Piyasalar	İMKB
1986	6.514.199	6.275.582	238.617	938
1987	7.830.778	7.511.072	319.706	3.125
1988	9.728.493	9.245.358	483.135	1.128
1989	11.712.673	10.967.395	745.278	6.756
1990	9.398.391	8.784.770	613.621	18.737
1991	11.342.089	10.434.218	907.871	15.564
1992	10.923.343	9.923.024	1.000.319	9.922
1993	14.016.023	12.327.242	1.688.781	37.824
1994	15.124.051	13.210.778	1.913.273	21.785
1995	17.788.071	15.859.021	1.929.050	20.782
1996	20.412.135	17.982.088	2.272.184	30.797
1997	23.087.006	20.923.911	2.163.095	61.348
1998	26.964.463	25.065.373	1.899.090	33.473
1999	36.030.810	32.956.939	3.073.871	112.276
2000	32.260.433	29.520.707	2.691.452	69.659
2001	27.818.618	25.246.554	2.572.064	47.689
2002	23.391.914	20.955.876	2.436.038	33.958
2003	31.947.703	28.290.981	3.656.722	68.379
2004	38.904.018	34.173.600	4.730.418	98.299
2005	43.642.048	36.538.248	7.103.800	161.537

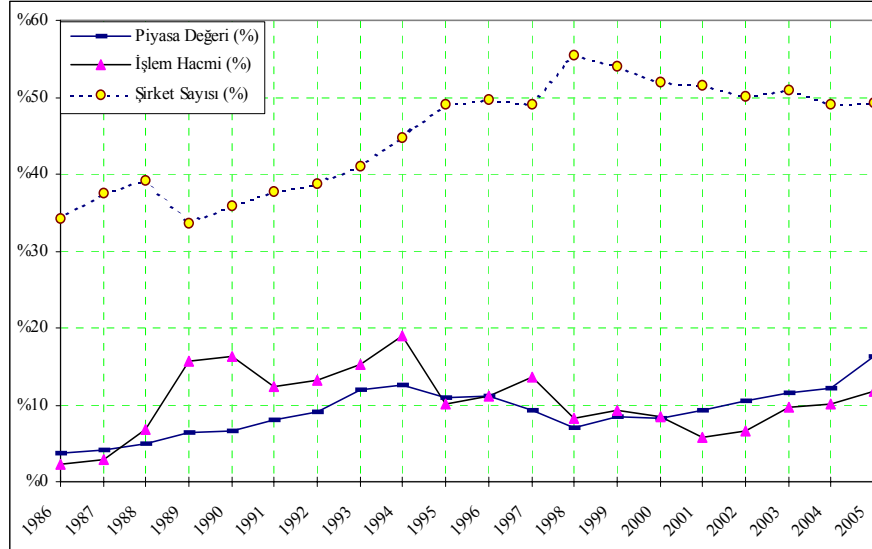
Kaynak: Standard & Poor’s Global Stock Markets Factbook, 2006.

Ortalama Şirket Başına Piyasa Değeri Karşılaştırması (Milyon ABD \$, Mart 2006)



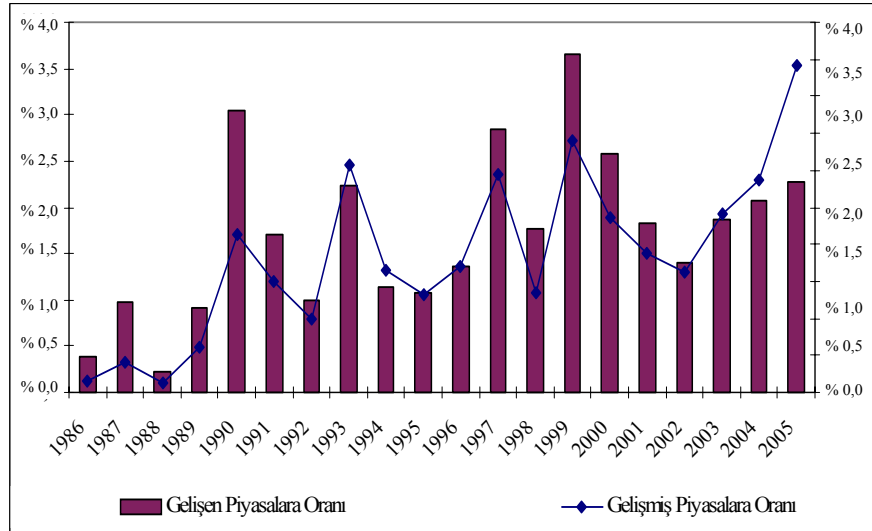
Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, March 2006.

Gelişen Hisse Senetleri Piyasalarının Global Toplam İçinde Payı (1986-2005)



Kaynak: Standard & Poor's Global Stock Markets Factbook, 2006.

İMKB'nin Piyasa Değeri Açısından Global Piyasadaki Payı (1986-2005)



Kaynak: Standard & Poor's Global Stock Markets Factbook, 2006 ; İMKB Verileri.

Piyasa Göstergelerine Göre Ülkelerin Sıralaması (Mart 2006)

	Piyasa	İşlem Görme Oranı (%)	Piyasa	İşlem Hacmi (Milyon ABD\$) (2006/1-2006/3)	Piyasa	Piyasa Değeri (Milyon ABD\$) 2006/3
1	NASDAQ	255,71	NYSE	5.332.691	NYSE	14.072.267
2	Kore	221,31	NASDAQ	3.139.508	Tokyo	4.774.550
3	İtalya	163,18	Londra	1.903.592	NASDAQ	3.786.552
4	İstanbul	158,67	Tokyo	1.643.368	Londra	3.253.372
5	İspanya	158,53	Euronext	917.816	Osaka	3.146.920
6	Almanya	157,94	Almanya	668.012	Euronext	3.115.780
7	Shenzhen	145,94	Kore	438.534	TSX Grubu	1.620.894
8	Tayvan	139,83	İspanya (BME)	421.663	Almanya	1.399.555
9	OMX Exchanges	127,47	İsviçre	381.990	Hong Kong	1.213.418
10	Oslo	126,70	İtalya	353.089	İspanya (BME)	1.094.120
11	Tokyo	125,16	OMX Exchanges	336.815	İsveç	1.015.937
12	İsviçre	122,90	TSX Grubu	319.476	OMX Stokholm	917.774
13	Euronext	117,03	Hong Kong	196.804	İtalya	896.506
14	Londra	114,21	Avusturya	193.216	Avusturya	858.389
15	NYSE	103,53	Tayvan	179.910	Kore	751.687
16	Shanghai	93,52	Amex	170.812	Bombay	678.153
17	Avusturya	85,76	Hindistan	111.410	JSE South Africa	665.626
18	Tayland	78,25	Oslo	96.314	Hindistan	631.258
19	Budapeşte	75,30	Shanghai	88.093	Sao Paulo	583.354
20	Hindistan	74,86	Johannesburg	84.819	Tayvan	490.433
21	TSX Grubu	70,79	Osaka	76.061	Shanghai	313.483
22	İrlanda	59,44	İstanbul	73.395	Singapur	293.961
23	Atina	53,29	Sao Paulo	66.625	Meksika	251.611
24	Hong Kong	53,08	Bombay	60.459	Oslo	238.434
25	Singapur	52,19	Shenzhen	52.983	Malezya	195.397
26	JSE G.Afrika	46,92	Singapur	44.578	İstanbul	176.561
27	Jakarta	46,08	Tayland	32.304	Atina	169.827
28	Y.Zellanda	45,87	Atina	29.918	Viyana	149.829
29	Tel-Aviv	45,46	Meksika	22.295	Santiago	143.251
30	Viyana	43,72	İrlanda	20.085	Tayland	135.276
31	Sao Paulo	42,78	Viyana	18.968	Tel-Aviv	132.338
32	Varşova	38,98	Tel-Aviv	16.110	İrlanda	127.498
33	Bombay	35,99	Malezya	15.438	Shenzhen	127.341
34	Kolombiya	28,93	Varşova	12.393	Amex	122.365
35	Meksika	27,42	Jakarta	9.607	Varşova	104.855
36	Malezya	27,15	Budapeşte	7.161	Jakarta	100.204
37	Filipinler	18,00	Santiago	5.741	Lüksemburg	59.115
38	Kolombo	17,70	Y.Zellanda	5.288	Kolombiya	57.947
39	Santiago	15,84	Kolombiya	4.724	B.Aires	46.962
40	Tahrir	15,57	Filipinler	2.392	Filipinler	45.360
41	Ljubljana	14,53	B.Aires	1.668	Y.Zellanda	38.711
42	Lima	13,72	Lima	1.334	Budapeşte	34.719
43	B.Aires	10,14	Tahrir	881	Tahrir	33.660
44	Osaka	8,80	Ljubljana	383	Lima	23.310
45	Malta	6,02	Kolombo	260	Ljubljana	8.192

Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, March 2006.

İşlem Hacmi (Milyon ABD\$, 1986-2005)

	Global	Gelişmiş	Gelişen	İMKB	Gelişen/Global (%)	İMKB/Gelişen (%)
1986	3.573.570	3.490.718	82.852	13	2,32	0,02
1987	5.846.864	5.682.143	164.721	118	2,82	0,07
1988	5.997.321	5.588.694	408.627	115	6,81	0,03
1989	7.467.997	6.298.778	1.169.219	773	15,66	0,07
1990	5.514.706	4.614.786	899.920	5.854	16,32	0,65
1991	5.019.596	4.403.631	615.965	8.502	12,27	1,38
1992	4.782.850	4.151.662	631.188	8.567	13,20	1,36
1993	7.194.675	6.090.929	1.103.746	21.770	15,34	1,97
1994	8.821.845	7.156.704	1.665.141	23.203	18,88	1,39
1995	10.218.748	9.176.451	1.042.297	52.357	10,20	5,02
1996	13.616.070	12.105.541	1.510.529	37.737	11,09	2,50
1997	19.484.814	16.818.167	2.666.647	59.105	13,69	2,18
1998	22.874.320	20.917.462	1.909.510	68.646	8,55	3,60
1999	31.021.065	28.154.198	2.866.867	81.277	9,24	2,86
2000	47.869.886	43.817.893	4.051.905	179.209	8,46	4,42
2001	42.076.862	39.676.018	2.400.844	77.937	5,71	3,25
2002	38.645.472	36.098.731	2.546.742	70.667	6,59	2,77
2003	29.639.297	26.743.153	2.896.144	99.611	9,77	3,44
2004	39.309.589	35.341.782	3.967.806	147.426	10,09	3,72
2005	47.319.584	41.715.492	5.604.092	201.258	11,84	3,59

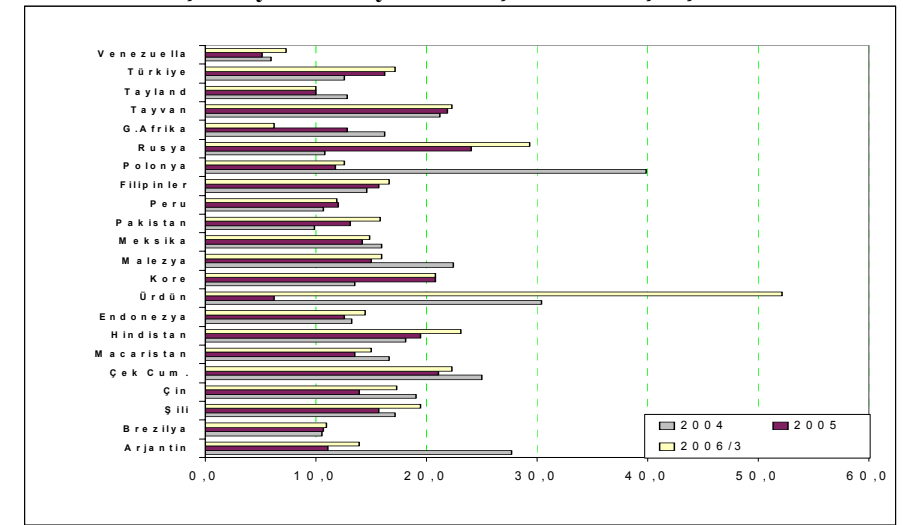
Kaynak: Standard & Poor's Global Stock Markets Factbook, 2006.

İşlem Gören Şirket Sayısı (1986-2005)

	Global	Gelişmiş	Gelişen	İMKB	Gelişen/Global (%)	İMKB/Gelişen (%)
1986	28.173	18.555	9.618	80	34,14	0,83
1987	29.278	18.265	11.013	82	37,62	0,74
1988	29.270	17.805	11.465	79	39,17	0,69
1989	25.925	17.216	8.709	76	33,59	0,87
1990	25.424	16.323	9.101	110	35,80	1,21
1991	26.093	16.239	9.854	134	37,76	1,36
1992	27.706	16.976	10.730	145	38,73	1,35
1993	28.895	17.012	11.883	160	41,12	1,35
1994	33.473	18.505	14.968	176	44,72	1,18
1995	36.602	18.648	17.954	205	49,05	1,14
1996	40.191	20.242	19.949	228	49,64	1,14
1997	40.880	20.805	20.075	258	49,11	1,29
1998	47.465	21.111	26.354	277	55,52	1,05
1999	48.557	22.277	26.280	285	54,12	1,08
2000	49.933	23.996	25.937	315	51,94	1,21
2001	48.220	23.340	24.880	310	51,60	1,25
2002	48.375	24.099	24.276	288	50,18	1,19
2003	49.855	24.414	25.441	284	51,03	1,12
2004	48.806	24.824	23.982	296	49,14	1,23
2005	49.946	25.337	24.609	302	49,27	1,23

Kaynak: Standard & Poor's Global Stock Markets Factbook, 2006.

Gelişen Piyasalar Fiyat Kazanç Oranı Karşılaştırması



Kaynak: Standard & Poor's, Emerging Stock Markets Review, March 2006.

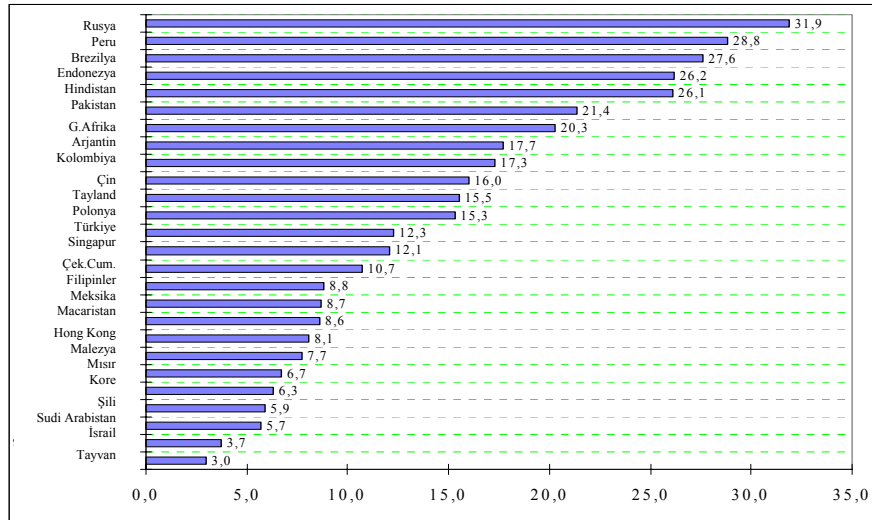
Gelişen Piyasalar Fiyat/Kazanç Oranı

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006/3
Arjantin	16,3	13,4	39,4	-889,9	32,6	-1,4	21,1	27,7	11,1	13,9
Brezilya	12,4	7,0	23,5	11,5	8,8	13,5	10,0	10,6	10,7	11,0
Çek Cum.	37,1	-11,3	-14,9	-16,4	5,8	11,2	10,8	25,0	21,1	22,3
Çin	34,5	23,8	47,8	50,0	22,2	21,6	28,6	19,1	13,9	17,3
Endonezya	10,5	-106,2	-7,4	-5,4	-7,7	22,0	39,5	13,3	12,6	14,5
Filipinler	10,9	15,0	22,2	26,2	45,9	21,8	21,1	14,6	15,7	16,6
G.Afrika	10,8	10,1	17,4	10,7	11,7	10,1	11,5	16,2	12,8	6,2
Hindistan	15,2	13,5	25,5	16,8	12,8	15,0	20,9	18,1	19,4	23,1
Kore	17,9	-47,1	-33,5	17,7	28,7	21,6	30,2	13,5	20,8	20,8
Macaristan	27,4	17,0	18,1	14,3	13,4	14,6	12,3	16,6	13,5	15,0
Malezya	9,5	21,1	-18,0	91,5	50,6	21,3	30,1	22,4	15	16
Meksika	19,2	23,9	14,1	13,0	13,7	15,4	17,6	15,9	14,2	14,9
Pakistan	14,8	7,6	13,2	-117,4	7,5	10,0	9,5	9,9	13,1	15,8
Peru	14,0	21,1	25,7	11,6	21,3	12,8	13,7	10,7	12,0	11,9
Polonya	11,4	10,7	22,0	19,4	6,1	88,6	-353,0	39,9	11,7	12,5
Rusya	8,1	3,7	-71,2	3,8	5,6	12,4	19,9	10,8	24,1	29,3
Şili	14,7	15,1	35,0	24,9	16,2	16,3	24,8	17,2	15,7	19,4
Tayland	-32,8	-3,6	-12,2	-6,9	163,8	16,4	16,6	12,8	10,0	10,0
Tayvan	28,9	21,7	52,5	13,9	29,4	20,0	55,7	21,2	21,9	22,3
Türkiye	20,1	7,8	34,6	15,4	72,5	37,9	14,9	12,5	16,2	17,2
Ürdün	14,4	15,9	14,1	13,9	18,8	11,4	20,7	30,4	6,2	52,1
Venezuela	12,8	5,6	10,8	30,5	-347,6	-11,9	14,4	6,0	5,1	7,3

Kaynak: IFC Factbook 2004; Standard&Poor's, Emerging Stock Markets Review, March 2006.

Not : S&P / IFCG Endeksi'ne dahil hisse senetlerine ait rakamlardır.

Hisse Senetleri Piyasası Getirileri (ABD \$ Bazlı, 30/12/2005-05/04/2006)



Kaynak: The Economist, April 8th 2006.

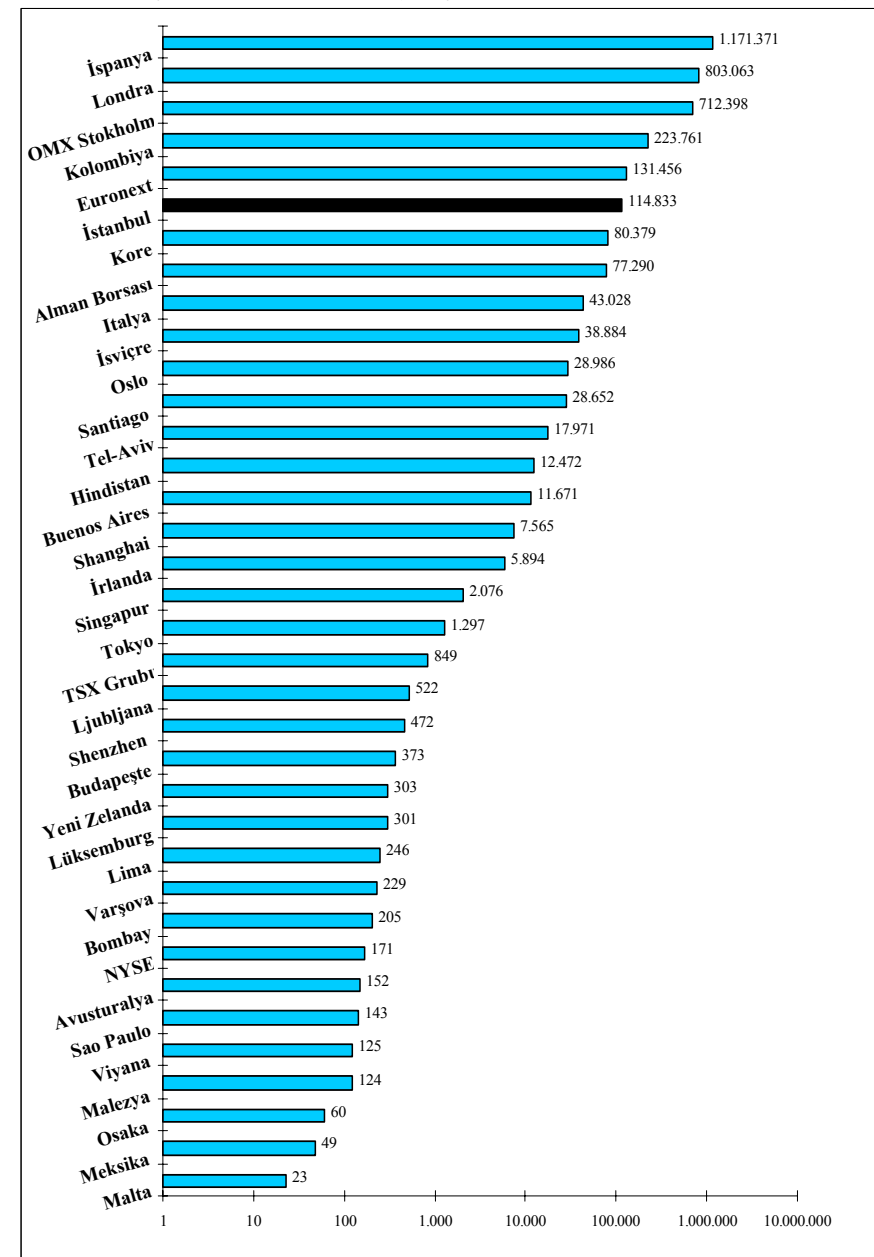
Gelişen Piyasalar Piyasa Değeri / Defter Değeri

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006/3
Arjantin	1,8	1,3	1,5	0,9	0,6	0,8	2,0	2,2	2,5	3,1
Brezilya	1,0	0,6	1,6	1,4	1,2	1,3	1,8	1,9	2,2	2,4
Çek Cum.	0,8	0,7	0,9	1,0	0,8	0,8	1,0	1,6	2,4	2,5
Çin	3,9	2,1	3,0	3,6	2,3	1,9	2,6	2,0	1,8	2,3
Endonezya	1,4	1,5	3,0	1,7	1,7	1,0	1,6	2,8	2,5	2,9
Filipinler	1,3	1,3	1,4	1,0	0,9	0,8	1,1	1,4	1,7	1,8
G.Afrika	1,6	1,5	2,7	2,1	2,1	1,9	2,1	2,5	3,0	2,6
Hindistan	2,3	1,8	3,3	2,6	1,9	2,0	3,5	3,3	5,2	6,1
Kore	0,5	0,9	2,0	0,8	1,2	1,1	1,6	1,3	2,0	2,0
Macaristan	4,2	3,2	3,6	2,4	1,8	1,8	2,0	2,8	3,1	3,4
Malezya	1,4	1,3	1,9	1,5	1,2	1,3	1,7	1,9	1,7	1,8
Meksika	2,3	1,4	2,2	1,7	1,7	1,5	2,0	2,5	2,9	3,1
Pakistan	2,3	0,9	1,4	1,4	0,9	1,9	2,3	2,6	3,5	4,2
Peru	2,0	1,6	1,5	1,1	1,4	1,2	1,8	1,6	2,2	2,6
Polonya	1,7	1,5	2,0	2,2	1,4	1,3	1,8	2,0	2,5	2,7
Rusya	0,5	0,3	1,2	0,6	1,1	0,9	1,2	1,2	2,2	2,6
Şili	1,6	1,1	1,7	1,4	1,4	1,3	1,9	0,6	1,9	2,0
Tayland	0,8	1,2	2,1	1,3	1,3	1,5	2,8	2,0	2,1	2,0
Tayvan	3,1	2,6	3,4	1,7	2,1	1,6	2,2	1,9	1,9	2,0
Türkiye	6,8	2,7	8,9	3,1	3,8	2,8	2,6	1,7	2,1	2,3
Ürdün	1,8	1,8	1,5	1,2	1,5	1,3	2,1	3,0	2,2	5,7
Venezuela	1,2	0,5	0,4	0,6	0,5	0,5	1,1	1,2	0,7	1,0

Kaynak: IFC Factbook 2004; Standard & Poor's, Emerging Stock Markets Review, March 2006.

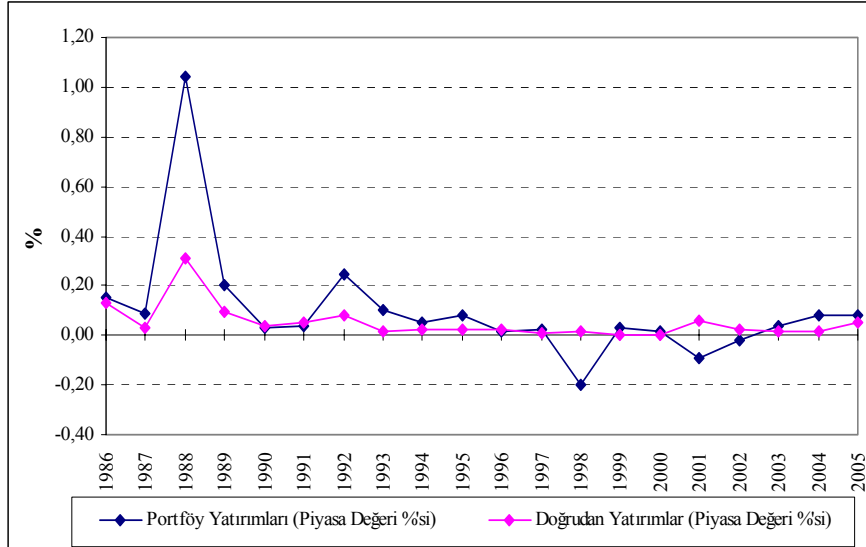
Not : S&P / IFCG Endeksi'ne dahil hisse senetlerine ait rakamlardır.

Tahvil Piyasası İşlem Hacmi (Milyon ABD\$, Ocak 2006-Mart 2006)



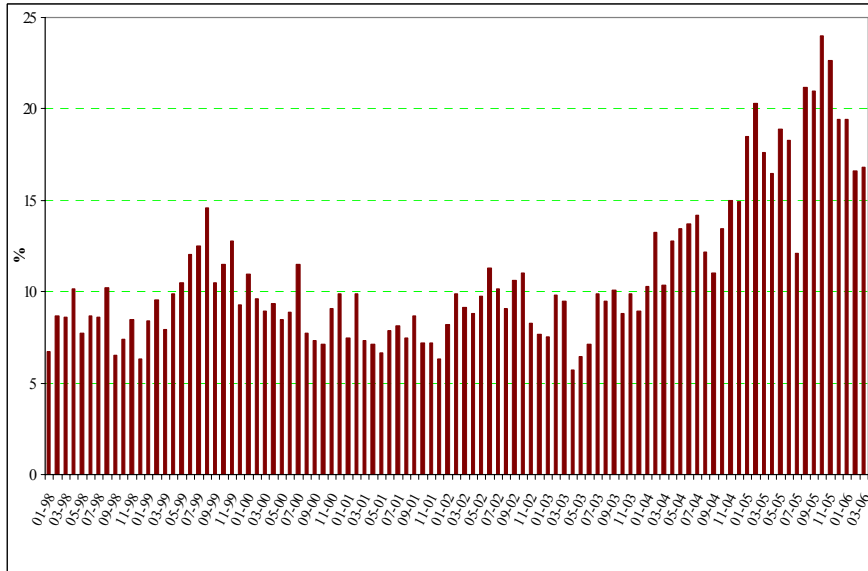
Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, March 2006.

Türkiye'de Yabancı Yatırımların Hisse Senetleri Piyasa Değerine Oranı (1986-2005)



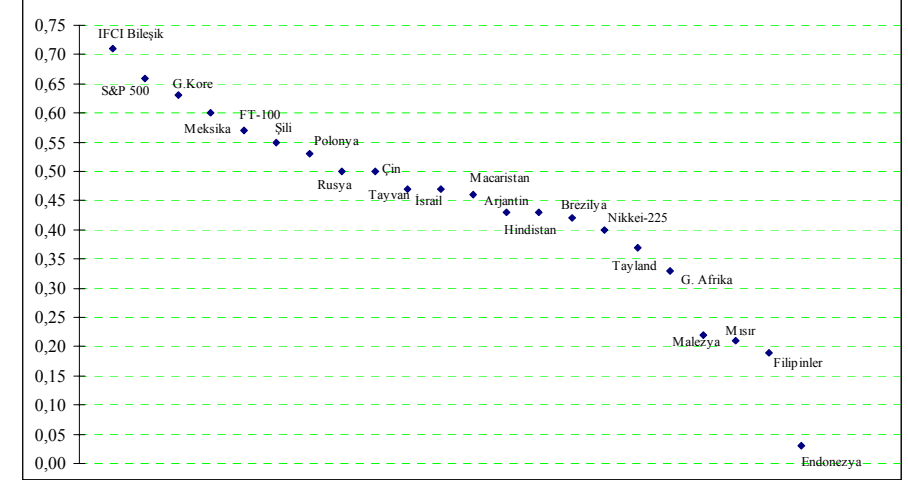
Kaynak : TCMB Veri Bankası; İMKB Verileri.

İMKB'de Yabancıların İşlem Payı (Ocak 1998-Mart 2006)



Kaynak: İMKB Verileri.

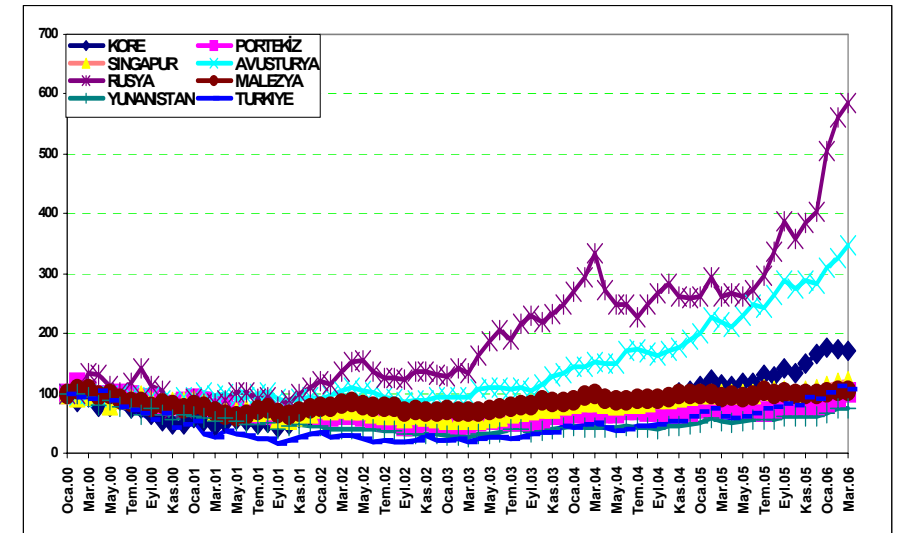
İMKB ile Bazı Piyasaların Fiyat Korelasyonları (Mart 2001-Mart 2006)



Kaynak: Standard & Poor's, Emerging Stock Markets Review, March 2006.

Açıklama: İlişki katsayısı -1 ile +1 arasında değişir; ilişki katsayısı (korelasyon) 0 ise fiyatlar arasında ele alınan dönem itibarıyla ilişki olmadığı belirtilir.

Bazı Hisse Senedi Piyasa Endekslerinin Karşılaştırılması (31 Ocak 2000 = 100)



Kaynak: Reuters

Not: Karşılaştırmalar ABD Doları bazındadır.

İMKB Piyasa İstatistikleri

HİSSE SENETLERİ PİYASASI

İşlem Hacmi		Piyasa Değeri			"Temettü Verimi"	Fiyat Kazanç Oranı					
	Şirket Sayısı	Toplam		Günlük Ortalama		(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)	%	YTL.(1)	YTL.(2)	ABD\$
		(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)						
1986	80	0,01	13	---	---	0,71	938	9,15	5,07	---	---
1987	82	0,11	118	---	---	3	3.125	2,82	15,86	---	---
1988	79	0,15	115	---	---	2	1.128	10,48	4,97	---	---
1989	76	2	773	0,01	3	16	6.756	3,44	15,74	---	---
1990	110	15	5.854	0,06	24	55	18.737	2,62	23,97	---	---
1991	134	35	8.502	0,14	34	79	15.564	3,95	15,88	---	---
1992	145	56	8.567	0,22	34	85	9.922	6,43	11,39	---	---
1993	160	255	21.770	1	88	546	37.824	1,65	25,75	20,72	14,86
1994	176	651	23.203	3	92	836	21.785	2,78	24,83	16,70	10,97
1995	205	2.374	52.357	9	209	1.265	20.782	3,56	9,23	7,67	5,48
1996	228	3.031	37.737	12	153	3.275	30.797	2,87	12,15	10,86	7,72
1997	258	9.049	58.104	36	231	12.654	61.879	1,56	24,39	19,45	13,28
1998	277	18.030	70.396	73	284	10.612	33.975	3,37	8,84	8,11	6,36
1999	285	36.877	84.034	156	356	61.137	114.271	0,72	37,52	34,08	24,95
2000	315	111.165	181.934	452	740	46.692	69.507	1,29	16,82	16,11	14,05
2001	310	93.119	80.400	375	324	68.603	47.689	0,95	108,33	824,42	411,64
2002	288	106.302	70.756	422	281	56.370	34.402	1,20	195,92	26,98	23,78
2003	285	146.645	100.165	596	407	96.073	69.003	0,94	14,54	12,29	13,19
2004	297	208.423	147.755	837	593	132.556	98.073	1,37	14,18	13,27	13,96
2005	304	269.931	201.763	1.063	794	218.318	162.814	1,71	17,19	19,38	19,33
2006	306	98.235	74.208	1.637	1.237	237.563	177.180	1,81	23,27	21,63	21,59
2006Ç1	306	98.235	74.208	1.637	1.237	237.563	177.180	1,81	23,27	21,63	21,59

Ç: 3 aylık dönem

Not:

* Fiyat Kazanç Oranları, 1986-1992 yılları arasında şirketlerin bir önceki yılın net dönem karları üzerinden hesaplanmıştır.

1993 yılı ve sonrası için;

YTL(1) = Toplam Piyasa Değeri / Son iki 6'şar Aylık Dönemin Karlar-Zararlar Toplamı

YTL(2) = Toplam Piyasa Değeri / Son dört 3'er Aylık Dönemin Karlar-Zararlar Toplamı

ABD \$ = \$ Bazında Toplam Piyasa Değeri / Son dört 3'er Aylık Dönem \$ Olarak Karlar-Zararlar Toplamı'nı ifade etmektedir.

* İMKB Yönetim Kurulu'na hisse senetleri Borsa kotundan çıkarılarak Kot Dışı Pazar kaydına alınan ve geçici olarak işlem görmekten men edilen şirketler hesaplamalara dahil edilmemiştir.

* Borsa Yatırım Fonu verileri sadece İşlem Hacmi hesaplamalarına dahil edilmiştir.

İMKB Fiyat Endekslerinin Kapanış Değerleri

YTL Bazlı

	ULUSAL-100 (Ocak 1986=1)	ULUSAL-SİNAİ (31.12.1990=33)	ULUSAL HİZMETLER (27.12.1996=1046)	ULUSAL-MALİ (31.12.1990=33)	ULUSAL-TEKNOLOJİ (30.06.2000=14.466,12)	MENKUL KIYMET Y.O. (27.12.1996=976)	İKİNCİ ULUSAL (27.12.1996=976)	YENİ EKONOMİ (02.09.2004=20525,92)
1986	1,71	---	---	---	---	---	---	---
1987	6,73	---	---	---	---	---	---	---
1988	3,74	---	---	---	---	---	---	---
1989	22,18	---	---	---	---	---	---	---
1990	32,56	---	---	---	---	---	---	---
1991	43,69	49,63	---	33,55	---	---	---	---
1992	40,04	49,15	---	24,34	---	---	---	---
1993	206,83	222,88	---	191,90	---	---	---	---
1994	272,57	304,74	---	229,64	---	---	---	---
1995	400,25	462,47	---	300,04	---	---	---	---
1996	975,89	1.045,91	---	914,47	---	---	---	---
1997	3.451,--	2.660,--	3.593,--	4.522,--	---	2.934,--	2.761,--	---
1998	2.597,91	1.943,67	3.697,10	3.269,58	---	1.579,24	5.390,43	---
1999	15.208,78	9.945,75	13.194,40	21.180,77	---	6.812,65	13.450,36	---
2000	9.437,21	6.954,99	7.224,01	12.837,92	10.586,58	6.219,00	15.718,65	---
2001	13.782,76	11.413,44	9.261,82	18.234,65	9.236,16	7.943,60	20.664,11	---
2002	10.369,92	9.888,71	6.897,30	12.902,34	7.260,84	5.452,10	28.305,78	---
2003	18.625,02	16.299,23	9.923,02	25.594,77	8.368,72	10.897,76	32.521,26	---
2004	24.971,68	20.885,47	13.914,12	35.487,77	7.539,16	17.114,91	23.415,86	39.240,73
2005	39.777,70	31.140,59	18.085,71	62.800,64	13.669,97	23.037,86	28.474,96	29.820,90
2006	42.911,32	32.961,91	20.018,86	68.636,50	15.558,11	22.089,86	30.205,93	31.556,79
2006Ç1	42.911,32	32.961,91	20.018,86	68.636,50	15.558,11	22.089,86	30.205,93	31.556,79

ABD \$ Bazlı

	ABD \$ Bazlı								EURO Bazlı
	ULUSAL-100 (Ocak 1986=100)	ULUSAL-SİNAİ (31.12.90=643)	ULUSAL -HİZMETLER (27.12.96=572)	ULUSAL-MALİ (31.12.90=643)	ULUSAL-TEKNOLOJİ (30.06.2000=1.360,92)	ULUSAL -HİZMETLER (27.12.96=572)	ULUSAL -HİZMETLER (27.12.96=572)	ULUSAL -HİZMETLER (27.12.96=572)	ULUSAL-100 (31.12.98=484)
1986	131,53	---	---	---	---	---	---	---	
1987	384,57	---	---	---	---	---	---	---	
1988	119,82	---	---	---	---	---	---	---	
1989	560,57	---	---	---	---	---	---	---	
1990	642,63	---	---	---	---	---	---	---	
1991	501,50	569,63	---	385,14	---	---	---	---	
1992	272,61	334,59	---	165,68	---	---	---	---	
1993	833,28	897,96	---	773,13	---	---	---	---	
1994	413,27	462,03	---	348,18	---	---	---	---	
1995	382,62	442,11	---	286,83	---	---	---	---	
1996	534,01	572,33	---	500,40	---	---	---	---	
1997	982,--	757,--	1.022,--	1.287,--	---	835,--	786,--	---	
1998	484,01	362,12	688,79	609,14	---	294,22	1.004,27	---	
1999	1.654,17	1.081,74	1.435,08	2.303,71	---	740,97	1.462,92	1.912,46	
2000	817,49	602,47	625,78	1.112,08	917,06	538,72	1.361,62	1.045,57	
2001	557,52	461,68	374,65	737,61	373,61	321,33	835,88	741,24	
2002	368,26	351,17	244,94	458,20	257,85	193,62	1.005,21	411,72	
2003	778,43	681,22	414,73	1.069,73	349,77	455,47	1.359,22	723,25	
2004	1.075,12	899,19	599,05	1.527,87	324,59	736,86	1.008,13	1.689,45	
2005	1.726,23	1.351,41	784,87	2.725,36	593,24	999,77	1.235,73	1.294,14	
2006	1.862,36	1.430,55	868,82	2.978,84	675,23	958,70	1.310,94	1.369,57	
2006Ç1	1.862,36	1.430,55	868,82	2.978,84	675,23	958,70	1.310,94	1.369,57	

Ç: 3 aylık dönem

TAHVİL VE BONO PİYASASI

İşlem Hacmi

Kesin Alım-Satım Pazarı

	Toplam		Günlük Ortalama	
	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)
1991	1	312	0,01	2
1992	18	2.406	0,07	10
1993	123	10.728	0,50	44
1994	270	8.832	1	35
1995	740	16.509	3	66
1996	2.711	32.737	11	130
1997	5.504	35.472	22	141
1998	17.996	68.399	72	274
1999	35.430	83.842	143	338
2000	166.336	262.941	663	1.048
2001	39.777	37.297	158	149
2002	102.095	67.256	404	266
2003	213.098	144.422	852	578
2004	372.670	262.596	1.479	1.042
2005	480.723	359.371	1.893	1.415
2006	113.677	85.883	1.864	1.408
2006/Ç1	113.677	85.883	1.864	1.408

Repo-Ters Repo Pazarı

Repo-Ters Repo İşlem Hacmi

	Toplam		Günlük Ortalama	
	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)
1993	59	4.794	0,28	22
1994	757	23.704	3	94
1995	5.782	123.254	23	489
1996	18.340	221.405	73	879
1997	58.192	374.384	231	1.486
1998	97.278	372.201	389	1.489
1999	250.724	589.267	1.011	2.376
2000	554.121	886.732	2.208	3.533
2001	696.339	627.244	2.774	2.499
2002	736.426	480.725	2.911	1.900
2003	1.040.533	701.545	4.162	2.806
2004	1.551.410	1.090.477	6.156	4.327
2005	1.859.714	1.387.221	7.322	5.461
2006	509.928	384.999	8.359	6.311
2006/Ç1	509.928	384.999	8.359	6.311

Ç: 3 aylık dönem

DİBS Fiyat Endeksleri (02 Ocak 2001 = 100)

YTL Bazlı

	3 Ay	6 Ay	9 Ay	12 Ay	15 Ay	Genel
	(91 Gün)	(182 Gün)	(273 Gün)	(365 Gün)	(456 Gün)	
2001	102,87	101,49	97,37	91,61	85,16	101,49
2002	105,69	106,91	104,87	100,57	95,00	104,62
2003	110,42	118,04	123,22	126,33	127,63	121,77
2004	112,03	121,24	127,86	132,22	134,48	122,70
2005	113,14	123,96	132,67	139,50	144,47	129,14
2006	113,29	124,28	133,14	140,12	145,22	127,71
2006/Ç1	113,29	124,28	133,14	140,12	145,22	127,71

DİBS Performans Endeksleri (02 Ocak 2001 = 100)

YTL Bazlı

	3 Ay	6 Ay	9 Ay	12 Ay	15 Ay
	(91 Gün)	(182 Gün)	(273 Gün)	(365 Gün)	(456 Gün)
2001	195,18	179,24	190,48	159,05	150,00
2002	314,24	305,57	347,66	276,59	255,90
2003	450,50	457,60	558,19	438,13	464,98
2004	555,45	574,60	712,26	552,85	610,42
2005	644,37	670,54	839,82	665,76	735,10
2006	666,36	693,42	868,48	690,34	762,65
2006/Ç1	666,36	693,42	868,48	690,34	762,65

DİBS Portföy Performans Endeksleri (31 Aralık 2003=100)

YTL Bazlı

	Eşit Ağırlıklı Endeksler			Piyasa Değeri Ağırlıklı Endeksler			
	EA180-	EA180+	EAGENEL	PDA180-	PDA180+	PDAGENEL	REPO
	2004	125,81	130,40	128,11	125,91	130,25	128,09
2005	147,29	160,29	153,55	147,51	160,36	154,25	154,25
2006	152,41	166,19	159,05	152,67	166,25	159,80	137,51
2006/Ç1	152,41	166,19	159,05	152,67	166,25	159,80	137,51

Ç: 3 aylık dönem