



**İMKB** DERGİSİ  
İstanbul Menkul Kıymetler Borsası



ISSN 1301-1650

Yıl: 6 Sayı: 24

Ekim/Kasım/Aralık 2003

İMKB Mali Sektör Şirketleri'nin Sistematik ve Sistematik Olmayan Risklerinin İncelenmesi

**Hatice Dođukanlı & Songül Kakilli Acaravcı & Serkan Yılmaz Kandır**

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda  
Betaların Deđişkenliđi Üzerine Bir İnceleme

**Atilla Odabaşı**

Türkiye'de Finans ve Büyüme: Nedensellik İlişkisi

**Ensar Yılmaz & Özgür Kayalıcı**

## Elektronik Eriřim:

İMKB Dergisi, 3 Aylık Finans ve Ekonomi Süreli Yayını İstanbul Menkul Kıymetler Borsası tarafından yayınlanır.

İMKB Dergisi'nin 10. sayısından başlamak üzere bütün makalelere tam-metin olarak internette pdf. formatında erişim sağlanabilmektedir. İMKB Dergisinin tam metnine paralı erişim sistemi ile abonelerimiz kendilerine tahsis edilecek bir şifre ile ulaşabileceklerdir.

## Makale Özetleri:

İMKB Dergisi'nde yayımlanan tüm makale özetleri İMKB web sitesinde verilmektedir. Bu veritabanı derginin yayın hayatına başladığı 1997 tarihinden itibaren yayımlanan tüm makale özetlerini içermektedir. Makale özetleri derginin yayımlanmasını müteakip her üç ayda bir ücretsiz olarak verilmektedir.

## Eriřim:

- (1) <http://www.imkb.gov.tr/yayinlar.htm>
- (2) Seçenek: İMKB Dergisi

Ayrıntılı bilgi, yorum ve önerileriniz için lütfen aşağıdaki numara ve adresten bizi arayınız.

Tel: (90.212) 298 21 71 E-Mail: [arastir@imkb.gov.tr](mailto:arastir@imkb.gov.tr)

### İMKB Dergisi Abonelik Formu

İMKB Dergisi'ne bir yıllık abone olmak için lütfen ilgili kutuları işaretleyiniz.

- 30.000.000 TL (basılı yayın no. 22, 23, 24, 25) (her bir sayı 7.500.000 TL.)  
 20.000.000 TL (no. 22, 23, 24, 25 elektronik posta ile) (her bir sayı için 5.000.000 TL.)

Adı Soyadı .....

Ünvanı .....

Şirket Adı .....

Adres .....

Posta Kodu..... Şehir.....

Telefon (Kodu ile birlikte).....

Faks .....

Elektronik Posta.....

Abonelik ücretleri T. İş Bankası Borsa Şubesi 1125 304400 38 no'lu hesaba yatırılmalıdır.

\* Akademisyen ve öğrencilere %30 indirim uygulanacaktır.

## İMKB Dergisi

Yıl 6 Sayı 24

Ekim/Kasım/Aralık 2002

## İÇİNDEKİLER

İMKB Mali Sektör Şirketleri'nin Sistematiik ve Sistematiik Olmayan Risklerinin İncelenmesi

Hatice Dođukanlı & Songül Kakilli Acaravcı & Serkan Yılmaz Kandır ..... 1

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Betaların Deđişkenliđi Üzerine Bir İnceleme

Atilla Odabaşı ..... 17

Türkiye'de Finans ve Büyüme:

Nedensellik İliřkisi

Ensar Yılmaz & Özgür Kayalıca..... 35

Global Sermaye Piyasaları ..... 51

İMKB Piyasa İstatistikleri ..... 61

Kitap Tanıtım ..... 67

İMKB Yayın Listesi ..... 69

1997'den itibaren Institute of European Finance'in (IEF) yayınladıđı "World Banking Abstracts" endeksi kapsamında olan İMKB Dergisi, Temmuz 2000 itibariyle, American Economic Association tarafından yayınlanan Econlit (Jel on CD) endeksleri kapsamına alınması kabul edilmiştir.

## İMKB MALİ SEKTÖR ŞİRKETLERİ'NİN SİSTEMATİK VE SİSTEMATİK OLMAYAN RİSKLERİNİN İNCELENMESİ

Hatice DOĐUKANLI \*  
Songül Kakilli ACARAVCI \*\*  
Serkan Yılmaz KANDIR \*\*\*

### Özet

Türkiye'de son yıllarda yaşanan krizler, sistematik riskin ne kadar önemli olduğunu bir kez daha göstermiştir. Son dönemde bir çok bankanın TMSF bünyesine geçmesi, bu gelişmelerin bir sonucu olmaktadır. Türkiye'de bu riskler içerisinde sistematik riskin daha önemli bir yer tuttuğuna inanılmaktadır. Temel sistematik risk kaynaklarından; GSMH büyüme oranı, enflasyon oranı, faiz oranı ve döviz kurundan kaynaklanan riskler tüm firmaları etkilemektedir. Bu risklerin finansal kuruluşlar üzerindeki etkisi daha fazla önem arz etmektedir. Çünkü faiz oranı ve döviz kuru riskleri, finansal sektör şirketlerini ve özellikle bankaları daha yakından ilgilendirmektedir. Bu çalışmada, 32 mali sektör şirketine ait hisse senetlerinin risklerinin, tekli endeks modeli kullanılarak sistematik risk ve sistematik olmayan risk olarak ayrıştırılması gerçekleştirilmiştir. 1996 yılının Ocak ayı ile 2001 yılının Aralık ayı arasındaki 72 aylık dönem araştırma kapsamına alınmıştır. Sonuç olarak, mali sektör şirketlerinde sistematik olmayan riskin, sistematik riskten daha önemli olduğu söylenebilir. Buna karşılık, şirketlerin tamamında bu durum görülmemektedir. Mali sektör içindeki şirketlerin gerek toplam riskleri gerekse risk bileşimleri farklılık göstermektedir.

### I. Giriş

Hisse senedi yatırım kararı verilirken yatırımın beklenen faydasını maksimum yapmak isteyen yatırımcı risk ve getiri olmak üzere iki önemli faktöre gereksinim

\* Prof. Dr. Hatice Dođukanlı, Çukurova Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, Balcalı, Adana 01330, Türkiye.

Tel: (0322) 3387254 Fax: (0322) 3387283 E-posta: hatdog@mail.cu.edu.tr

\*\* Arş. Gör. Songül Kakilli Acaravcı, Çukurova Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, Balcalı, Adana 01330, Türkiye.

Tel: (0322) 3387254 Fax: (0322) 3387283 E-posta: skakilli@mail.cu.edu.tr

\*\*\* Arş. Gör. Serkan Yılmaz Kandir, Çukurova Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, Balcalı, Adana 01330, Türkiye.

Tel: (0322) 3387254 Fax: (0322) 3387283 E-posta: skandir@mail.cu.edu.tr

duymaktadır. Getirilerin olasılık dağılımı bilindiğinde, beklenen getiri kullanılırken; tarihi veriler söz konusu olduğundan ortalama getiri beklenen getirinin yerini almaktadır. Riskin genel kabul görmüş ölçütü olarak ise varyans veya standart sapma kullanılmaktadır. Toplam riskin bir kısmı pazar risklerinden oluşurken; bir kısmı da firmaya özgü risklerden oluşmaktadır. Markowitz'e göre portföy riskinin ölçümü portföyde yer alan varlıkların kovaryansları ile ilintili olduğundan, portföydeki hisse senedi sayısı arttıkça bu hesaplamalar oldukça güçleşmektedir. Pazar endeksi ile hisse senedi getirileri arasındaki yüksek korelasyona dayanılarak, hisse senedi getirilerini açıklamak için tekli endeks modeli (pazar modeli) geliştirilmiştir. Pazar modeli hisse senedi getirilerini tek bir faktöre, pazar endeksine, bağlı olarak açıklamakta ve bunun sonucu olarak varyansı ve kovaryansı, pazar ile ilişkiyi temel alarak yeniden hesaplamaktadır. Tekli endeks modeline göre varyans hesaplamak, hem oldukça kolaydır, hem de riski kaynakları itibariyle göstermeye imkan sağlamaktadır.

Riski ayrıştıran bazı çalışmalarda sistematik riskin ölçütü olarak sadece  $\beta$  alınmaktadır. Oysa,  $\beta$  katsayısı sistematik riskin bir göstergesi iken tek başına sistematik riski ölçmeye yetmemektedir. Bu çalışmada bu sakıncalar da dikkate alınarak sistematik risk, " $\beta_1^2 \sigma_m^2$ " ile ölçülürken; sistematik olmayan risk, " $\sigma_{ei}^2$ " şeklinde ölçülmektedir. Bu çalışmada, mali sektör şirketlerine ait hisse senetlerinin risklerinin sistematik risk ve sistematik olmayan risk olarak ayrıştırılması gerçekleştirilmiştir.

Çalışmanın izleyen bölümünde konu ile ilgili literatür incelenmiş; üçüncü ve dördüncü bölümlerinde ise sırasıyla çalışmada kullanılan veriler ve yöntem açıklanmıştır. Beşinci bölümde, riskin, sistematik risk ve sistematik olmayan risk olarak ayrıştırılması gerçekleştirilmiştir. Altıncı bölümde ise uygulama sonuçları sunulmuştur.

### II. Sistematik Risk ve Sistematik Olmayan Risk ile İlgili Çalışmalar

Sistematik risk ve sistematik olmayan risk ile ilgili çok sayıda ampirik çalışma yapılmıştır. Aşağıda bu çalışmalardan önemli bulunanlarına değinilmiştir.

Beaver, Ketler ve Scholes (1970), temel firma değişkenleri ve bir hisse senedinin betası arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Bu değişkenler: karpayı büyümesi (kar payı/ kazançlar), varlıkların büyümesi (toplam varlıklardaki yıllık değişim), kaldıraç (menkul kıymetler/toplam varlıklar), likidite (dönen varlıklar/kısa vadeli borçlar), varlık büyüklüğü (toplam varlıklar), kazançların değişkenliği (kazançlar fiyat rasyosunun standart sapması) ve hesaplanan betasıdır (kazançların betası). Çalışmada, karpayı ödemesi ve beta arasında negatif bir ilişki beklenirken büyüme ve beta arasında pozitif bir ilişki

beklenmektedir. Yüksek büyüme hızına sahip olan firmaların, düşük hızla büyüyen firmalardan daha riskli olduğu ifade edilmektedir. Kaldıraç, kazancın değişkenliğini arttırmaktadır. Kaldıraç arttıkça, risk ve beta da artmaktadır. Likiditenin beta ile negatif ilişkili olduğu belirtilmiştir. Yüksek likiditeye sahip firmanın, düşük likiditeye sahip firmadan daha az riskli olduğu söylenebilmektedir. Büyük firmaların küçük firmalardan daha az riskli olduğu görüşü ifade edilmektedir. Ayrıca Beaver, Ketler ve Scholes (1970), yaptıkları ampirik çalışma sonucunda yukarıda önerilen ilişkileri doğrulamışlardır.

Elton ve Gruber (1971), risk ve getiri arasındaki ilişkiyi incelemişler ve tekli endeks modeline ilave endeksler eklemenin riski daha iyi açıklamayı sağladığını, buna karşılık performansın daha düşük belirlenmesine neden olduğunu ileri sürmüşlerdir. Daha fazla endeks eklemek tarihi korelasyon matrisinin daha iyi yorumlanmasını sağlamasına rağmen, geleceğe ilişkin korelasyon matrisinin daha zayıf tahmin edilmesine ve her risk düzeyinde, daha düşük getirilere sahip portföylerin seçimine neden olmaktadır.

Blume (1971), Ocak 1926-Haziran 1968 dönemini kapsayan çalışmasını sistemantik risk üzerinde yoğunlaştırmıştır. Blume (1971), inceleme dönemini yedişer yıllık alt dönemlere ayırmış ve betanın zaman içindeki tutarlılığını incelemiştir. Çalışma sonuçlarına göre, beta, zaman içinde değişiklik göstermektedir. Düşük betalı portföylerde beta yükselme eğilimi gösterirken; yüksek betalı portföylerde beta düşme eğilimi göstermiştir. Geçmiş veriler, gelecek verileri tahmin etmede yetersiz kalmışlardır. Ancak bu hatalı tahmine karşı bir yöntem geliştirilmiştir. Bu yöntemle göre, her dönemin betası ile önceki dönemin betası arasında regresyon analizi yapılarak düzeltilmiş beta elde edilmiş ve düzeltilmiş betalar gelecek betanın tahmininde kullanılmıştır. Bu yöntemle elde edilen sonuçlar geleceğin daha iyi tahmin edilmesini sağlamıştır. Buna göre düzeltilmiş betanın kullanılması daha sağlıklı sonuçlar sağlamıştır.

Jacob (1971), Aralık 1945-Aralık 1965 tarihlerini kapsayan çalışmasına 593 menkul kıymeti dahil etmiş ve çalışma dönemini dört alt döneme ayırmıştır. 240 aylık veri kullandığı çalışmada aylık getirileri, ay sonu ve ay başı menkul kıymet fiyatı arasındaki farkı ay başı fiyatına oranlayarak hesaplamıştır. 593 menkul kıymetin fiyatlarına dayanarak eşit ağırlıklı bir endeks oluşturmuş ve bu endeksi pazar endeksi olarak kullanmıştır. Çalışma sonuçlarına göre, portföylerin ortalama getirileri, betaları ile uyumluluk göstermemektedir. Bu tutarsızlığın nedeni olarak ise şu gerekçeler belirtilmiştir: (1) Getirilerin hesaplandığı zaman periyodunun uzunluğu. (2) Söz konusu dönemde pazar getiri oranı. (3) Elde tutma döneminin uzunluğu. (4) Yatırımcının portföyündeki menkul kıymet sayısı. (5) Yatırımcının portföyüne dahil edeceği menkul kıymetleri seçmede kullandığı yöntem.

Rosenberg ve McKibben (1973), 1950-1971 yılları arasında ve 578 hisse senedini kapsayan çalışmalarında beta için 32 belirleyici saptamışlardır. Bu belirleyicileri, muhasebe temelli, pazar temelli ve pazar değeri temelli olmak üzere üç alt sınıfa ayırmışlardır. Çalışmada hem tarihi veriler hem de muhasebe temelli veriler kullanılmıştır. Söz konusu veriler regresyon analizi kullanılarak beta ile ilişkilendirilmiştir. Muhasebe temelli verilerin kullanılması, geleceği tahmin gücünü önemli ölçüde artırmıştır.

Blume (1975), 1926-1968 dönemini kapsayan aynı örnekleme kullandığı ikinci çalışmada da benzer sonuçlar elde etmiştir. Buna göre, aşırı yüksek ve aşırı düşük betaya sahip firmaların betaları zaman içinde bu aşırı değerlerden normal değerlere yaklaşmaktadır. Diğer bir ifadeyle söz konusu aşırı uçlardaki betalar ortalamaya yaklaşma eğilimi göstermektedir. Çalışmada, bu normalleşmenin nedeninin, firma yönetimlerinin aşırı riskli projeleri sınırlandırması veya aşırı riskli projelerin daha az riskli hale gelmesi olabileceği belirtilmiştir.

Thompson II (1976), Ocak 1949-Haziran 1966 döneminde aylık veriler kullandığı çalışmada hisse senedi betalarının büyüklüğünü açıklamayı amaçlamıştır. Bu çerçevede betayı, muhasebe verilerine dayanarak, şirket riski bazında açıklamaya çalışmıştır. Betanın açıklanması için toplam 43 risk faktörü kullanılmıştır. 290 firmanın araştırma kapsamına alındığı çalışmada, ayrıca, faktörlerin beta üzerindeki etkilerinin tutarlılığının saptanması amacıyla araştırma dönemi iki alt döneme ayrılmıştır. Çoklu regresyon analizi ve korelasyon analizi yapılarak beta ve risk faktörleri arasındaki ilişki belirlenmiştir. Sonuçlara göre, incelenen faktörlerin çoğunun beta üzerinde etkili olduğu belirlenmiştir. Ayrıca beta ile risk faktörleri arasındaki ilişkinin tutarlı olup olmadığı incelendiğinde söz konusu ilişkinin zaman içinde büyük ölçüde dalgalanma gösterdiği sonucu elde edilmiştir.

Aydoğan (1989), İMKB'de işlem gören hisse senetleri için 1978-1986 yılları arasındaki risk-getiri ilişkisini incelemiştir. Çalışmada, hisse senetleri iki gruba ayrılmıştır. Buna göre, birinci grupta sadece betası birden büyük olan hisse senetleri yer almıştır. İkinci gruba ise tüm hisse senetleri dahil edilmiştir. Bu iki grubun risk primleri farklı olmuştur. Çalışma sonuçları, hisse senetlerinin ortalama getirisi ile sistemantik riskleri arasında önemli düzeyde pozitif bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir.

Pettengill, Sundaram ve Mathur (1995) tarafından gerçekleştirilen çalışma hisse senedi betaları ve getirileri arasındaki ilişkiyi incelemektedir. 1926-1990 yıllarını kapsayan dönemde hisse senetlerine ilişkin aylık getirilerin kullanıldığı çalışmada çok değişkenli regresyon analizi yapılarak beta ve getiri arasındaki ilişki belirlenmeye çalışılmıştır. Regresyon katsayıları incelendiğinde beta ve

getiri arasında sistematik fakat koşullara bağlı bir ilişki belirlenmiştir. Risk ve getiri arasındaki ilişkinin dönemsel olup olmadığı da incelenmiş ve 12 aydan altısında negatif bir ilişki belirlenmiştir. Diğer bir ifade ile beklenenden farklı bir ilişkiye rastlanmıştır. Ancak genel olarak ulaşılan sonuç, beta ile getiri arasında pozitif bir ilişki olduğu yönündedir.

Ugan (1997), çalışmasında vadeli endeks işlemlerinin bir sistematik risk yönetim aracı olarak gelişmekte olan hisse senedi piyasalarında uygulanabilirliğini irdelemektedir. Çalışmada ilk önce, gelişmekte olan piyasalardaki sistematik risk seviyesini belirlemek için bir risk-getiri analizi yapılmıştır. Piyasaların sistematik riskleri, bir risk ölçüm yöntemi olan değişim katsayısı ile söz konusu piyasaların haftalık getirileri üzerinden hesaplanmıştır. Bu analizin sonuçlarına göre, gelişmekte olan piyasaların, gelişmiş piyasalardan iki kat daha fazla risk taşıdığı tespit edilmiştir. Gelişmekte olan piyasaların taşıdığı söz konusu risk, piyasa yapısının ve finansal ve ekonomik göstergelerin gelişmiş piyasadakilerle karşılaştırılması yoluyla açıklanmaya çalışılmıştır. Buna göre, vadeli endeks işlemlerinin piyasalara uygunluğu, söz konusu piyasanın risk derecesine göre belirlenebilmektedir.

Karabıyık (1998), çalışmasında gelişen ülke yatırımlarından elde edilen getirinin gelişmiş ülke yatırımlarından elde edilen getiriden daha fazla olduğunu belirtmiştir. Gelişen piyasalara örnek olarak gösterilebilen İMKB'de uluslararası yatırımcı sayısının arttığı gözlenmiştir. İMKB, gelişmiş ülkelerdeki menkul kıymet yatırımcıları için bir çeşitlendirme alternatifidir. AB ülkelerinin 1986-1994 yılları arasındaki kümülatif borsa işlem hacmi 6 kat artış gösterirken, İMKB işlem hacmi 1800 kat artmıştır. Gelişmiş ülkelerdeki fon sahipleri sermaye piyasaları gelişen ülkelerdeki menkul kıymetlere yatırım yaparak elverişli risk-getiri olanaklarından yararlanmak istemektedir. Ancak, gelişen piyasalara yatırımın riskinin yüksek olduğu, risk ve getirinin aynı yönde hareket ettiği de dikkate alınmalıdır.

Balaban (1999), Ocak 1987-Aralık 1997 dönemleri arasında İMKB üzerinde yaptığı çalışmasında, borsada risk ve getiri arasında anlamlı bir ilişki olup olmadığını incelemiştir. Analiz sonucunda, tüm dönem ve T+1 kuralının geçerli olduğu dönem alınır, risk ve getiri arasında anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu görülmüştür. Bu durum borsa yatırımcılarının riskten kaçınma özelliğini göstermektedir. Ancak T+2 dönemi incelendiğinde ise risk-getiri ilişkisinin pozitif olmakla birlikte anlamlı olmadığı belirlenmiştir. Bu bulgu, anılan dönemde, yatırımcıların riskten kaçınma derecelerinin azaldığını gösterebileceği gibi, standart sapma veya varyansın uygun risk ölçütleri olmadığına ve yarı-varyans gibi başka risk ölçütlerinin kullanılması gerektiğine de işaret edebilir.

Yılgör (2001) çalışmasında, Türkiye'deki Kasım ve Şubat krizlerinin

sistematik risk üzerindeki etkisini incelemiştir. Analizde İMKB-30 hisse senetleri, sınaî, hizmet, mali ve teknoloji sektörlerinin 28.12.1999-14.09.2001 dönemlerine ait haftalık veriler kullanılmıştır.  $\beta$  katsayılarının yüksekliği İMKB'de hisse senetlerinin endeksteki değişimlere duyarlılığının yüksek olduğunu ifade etmektedir. Kriz öncesi dönemde de toplam riskin önemli bir miktarının sistematik riskten kaynaklanmasına karşın bu payın kriz sonrası dönemde daha da arttığı görülmüştür. Diğer bir ifadeyle, krizlerin hem toplam riski hem de sistematik riski artırıcı etkisi olmuştur.

### III. Sistematik ve Sistematik Olmayan Risklerin Ölçümü

Portföy teorisine göre hisse senedi riski, hisse senedi getirilerinin varyansı ile ölçülmektedir. Ancak varyans, hisse senedinin tüm riskini ölçmektedir. Bir hisse senedinin riski ise sistematik risk ve sistematik olmayan risk olarak ikiye ayrılmaktadır. Pazar tarafından açıklanamayan risk, çeşitlendirilebilir veya "sistematik olmayan risk" olarak bilinmektedir. Pazar ile ilgili risk, tüm hisse senetlerini etkilediğinden dolayı çeşitlendirilemez ve ortadan kaldırılamaz. Bu tür bir risk "sistematik risk" olarak adlandırılmaktadır. Sistematik riskin hesaplanmasında hisse senedinin pazara duyarlılığı olan beta kullanılmaktadır (Farrell, 1997).

Türkiye'de risk, yatırımlara yön vermede önemli rol oynamaktadır. Gerek yatırım araçlarının gerekse makroekonomik değerlerin değişkenliği, dolayısıyla risk oldukça yüksektir. Türkiye için önemli yatırım araçları ve makroekonomik verilerin değişkenliği Tablo 1'de özetlenmiştir.

Tablo 1: Türkiye'deki Önemli Yatırım Araçları ve Makroekonomik Verilerin Değişkenliği

Yatırım Aracı veya Makroekonomik Büyüklük	Veri Sıklığı	Veri Aralığı	Değişkenlik (Standart Sapma)
Mevduat Faiz Oranları	Aylık	Nisan 1984 - Nisan 2003	0,0025
İMKB-100 Endeksi	Günlük	Ocak 1986 - Nisan 2003	0,0352
Döviz Kuru (\$)	Yıllık	1923 - 2002	0,339
Altın (Külçe Altın)	Aylık	1950 - 2002	0,0904
Altın (Cumhuriyet Altın)	Aylık	1950 - 2002	0,0916
GSMH	Yıllık	1968 - 2001	0,2562
Enflasyon (TEFE)	Yıllık	1923 - 2002	0,3057

Tablo 1'de görüldüğü gibi gerek yatırım araçlarının gerekse makroekonomik büyüklüklerin değışkenliğı oldukça fazladır. Bu değışkenlerin tamamı sistematiik risk kaynağı olup, yatırımcılar veya şirketler tarafından bu riskin yok edilmesi mümkün değildir. Sistematiik risk kaynakları içerisinde ilk sırayı döviz kuru riski alırken; bunu enflasyon oranı riski ve büyüme hızı riski izlemiştir. Yatırımcıların veya şirketlerin yok edebileceğı risk sadece sistematiik olmayan risktir. Bu çerçevede, hisse senetlerinin toplam risklerinin ne kadarının sistematiik risk ve ne kadarının sistematiik olmayan risk olduğı büyük önem kazanmaktadır.

Beta, genel olarak iki temel yöntemle hesaplanmaktadır. Birinci yöntemde beta, hisse senedi getirileri ve pazar endeksi getirileri arasında regresyon analizi yapılarak elde edilmektedir. Söz konusu regresyon modeli, aşağıdaki gibi formül ile gösterilebilir (Klemkosky ve Martin, 1975):

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i$$

Burada,

$R_i$  = i'nci hisse senedinin getirisini,

$\alpha_i$  = i'nci hisse senedinin pazarda bağımsız getirisini,

$\beta_i$  = i'nci hisse senedi getirisinin pazar endeksine olan duyarlılığını,

$R_m$  = Pazar endeksi getirisini,

$e_i$  = Rasgele hata terimini göstermektedir.

Bu eşitliğe göre, bir hisse senedi veya portföyün fiyatını belirleyen en önemli etken, söz konusu hisse senedi veya portföyün betasıdır. Ancak varlıkların toplam risklerinin veya kendilerine özgü risklerinin de bilinmesi gerekebilmektedir. Bu durumda aşağıdaki eşitlik kullanılarak toplam risk, betaya bağılı olarak hesaplanabilmektedir (Ben-Horim ve Levy, 1980):

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2$$

Bu eşitlikten, menkul kıymete özgü risk ise aşağıdaki biçimde hesaplanabilir:

$$\sigma_{e_i}^2 = \sigma_i^2 - (\beta_i^2 \sigma_m^2)$$

Burada,

$\sigma_i^2$  = menkul kıymetin getirilerinin varyansını (toplam riskini),

$\sigma_m^2$  = Pazar getirilerinin varyansını,

$\beta_i^2$  = menkul kıymetin betasının karesini,

$\sigma_{e_i}^2$  = menkul kıymetin kendine özgü riskini göstermektedir.

İkinci hesaplama yönteminde, beta hisse senedi getirisi ile pazar endeksi getirisi arasındaki kovaryansın, pazar getirilerinin varyansına oranlanması yolu ile ele edilmektedir. Bu hesaplama yöntemi, aşağıdaki formül ile gösterilebilir (Chen, 2003):

$$\beta_i = \text{Cov}_{i,m} / \sigma_m^2$$

Burada,

$\text{Cov}_{i,m}$  = i hisse senedinin getirileri ile pazar endeksi getirileri arasındaki kovaryansı göstermektedir.

#### IV. Araştırma Verileri ve Araştırma Yöntemi

a) 1996 yılının Ocak ayı ile 2001 yılının Aralık ayı arasındaki 72 aylık dönem boyunca, faaliyette bulunan 32 mali sektör şirketi araştırma kapsamına alınmıştır.

b) Çalışmada, hisse senetlerinin 72 ay boyunca sağladıkları getiriler hesaplanmıştır. Getiriler, hisse senetlerinin fiyatlarından yararlanılarak hesaplanmıştır.<sup>1</sup> Elde edilen hisse senedi fiyatları sermaye artırımlarına göre düzeltilmiş olup, çalışmada herhangi bir düzeltme yapılmasına gerek görülmemiştir. Her aya ait kapanış fiyatı ile bir önceki ayın kapanış fiyatı arasındaki farkın, bir önceki ayın kapanış fiyatına oranlanması yoluyla aylık getiri hesaplanmıştır. Aylık getirinin hesaplanması, aşağıdaki biçimde formül ile gösterilebilir:

$$r_i = (F_t - F_{t-1}) / F_{t-1}$$

$r_i$  = hisse senedinin aylık getiri oranını,

$F_t$  = hisse senedinin ay sonu kapanış fiyatını

$F_{t-1}$  = hisse senedinin ay başındaki kapanış fiyatını göstermektedir.

c) Sistematiik ve sistematiik olmayan risk hesaplamasında kullanılan endekslerden birisi, İMKB-100 endeksidir. Çalışmada, İMKB-100 endeksinin hesaplanmış değerleri, "http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cgi-bin/famecgi" adresli internet sitesinden elde edilmiştir. Daha sonra İMKB-100 endeksi getirileri, hisse senetlerinin getirilerine benzer şekilde aşağıdaki yöntemle hesaplanmıştır.

$$r_e = (E_t - E_{t-1}) / E_{t-1}$$

<sup>1</sup> "http://www.analiz.com /isapi/hisse\_anket.asp?url= /isapi/AT01/FIYAT01out.asp"

$r_e$  = İMKB-100 endeksinin getiri oranını,  
 $E_t$  = İMKB-100 endeksinin ay sonundaki düzeyini,  
 $E_{t-1}$  = İMKB-100 endeksinin ay başındaki düzeyini göstermektedir.

Çalışmanın uygulama kısmında, Türkiye’de mali sektörde faaliyet gösteren 32 şirketin hisse senetlerinin riskleri sistemik ve sistemik olmayan risk olarak ikiye ayrılmıştır.

İlk aşamada, araştırma kapsamındaki 32 hisse senedi ile İMKB-100 endeksinin aylık getirileri önceki bölümde belirtildiği biçimde hesaplanmıştır.

İkinci aşamada, hisse senetlerinin ve İMKB-100 endeksinin getirilerinin varyansları hesaplanmıştır.

Üçüncü aşamada hisse senetleri ve İMKB-100 endeksinin riskinin sistemik risk ve sistemik olmayan risk olarak ayrıştırılması gerçekleştirilmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümünde belirtildiği gibi bir menkul kıymetin toplam riski aşağıdaki biçimde ikiye ayrılabilir:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2$$

Bu eşitlikte, menkul kıymetin sistemik olmayan riski “ $\sigma_{ei}^2$ ” ve sistemik riski “ $\beta_i^2 \sigma_m^2$ ” dir.

Her bir hisse senedinin betası ise, hisse senedi getirisi ile pazar endeksi getirisi arasındaki kovaryansın, pazar getirilerinin varyansına oranlanması yolu ile elde edilmiştir. Bu hesaplama yöntemi, üçüncü bölümde gösterildiği gibi aşağıdaki formül kullanılarak gösterilebilir:

$$\beta_i = \text{Cov}_{i,m} / \sigma_m^2$$

#### V. Uygulama Sonuçları

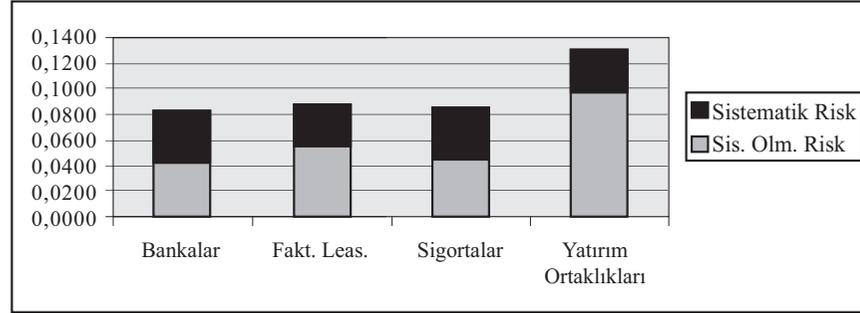
Tablo 2’de mali sektör içerisinde yer alan bankalar, finansal kiralama-faktöring şirketleri, sigorta şirketleri ve yatırım ortaklıklarına ait varyans, sistemik risk ve sistemik olmayan riskler gösterilmektedir.

Tablo 2: Mali Sektör Şirketlerinin Risklerinin Ayrıştırılması

Aylar	Varyans	Sistemik Olmayan Risk	Sistemik Risk
Banka 1	0,0587	0,0192	0,0395
Banka 2	0,1397	0,1053	0,0345
Banka 3	0,0597	0,0181	0,0416
Banka 4	0,0629	0,0173	0,0456
Banka 5	0,0673	0,0288	0,0385
Banka 6	0,0587	0,0387	0,0200
Banka 7	0,0720	0,0222	0,0498
Banka 8	0,0497	0,0285	0,0211
Banka 9	0,0639	0,0151	0,0488
Banka 10	0,0428	0,0259	0,0169
Banka 11	0,2154	0,1452	0,0701
Bankacılık Sektörü Ortalaması	0,0810	0,0422	0,0388
Fin. Kir. Fak. Şirketi 1	0,0788	0,0680	0,0108
Fin. Kir. Fak. Şirketi 2	0,1314	0,0835	0,0479
Fin. Kir. Fak. Şirketi 3	0,0502	0,0198	0,0305
Fin. Kir. Fak. Şirketi 4	0,1019	0,0492	0,0527
Fin. Kir. Fak. Şirketi 5	0,0545	0,0375	0,0170
Fin. Kir. Fak. Şirketi 6	0,0850	0,0646	0,0204
Fin. Kir. Fak. Şirketi 7	0,1018	0,0616	0,0402
Fin. Kir. Fact. Sektörü Ortalaması	0,0862	0,0549	0,0314
Sigorta Şirketi 1	0,0712	0,0215	0,0498
Sigorta Şirketi 2	0,0683	0,0255	0,0428
Sigorta Şirketi 3	0,0881	0,0421	0,0460
Sigorta Şirketi 4	0,1201	0,1051	0,0150
Sigorta Şirketi 5	0,0711	0,0345	0,0366
Sigorta Sektörü Ortalaması	0,0838	0,0457	0,0380
Yatırım Ortaklığı Şirketi 1	0,0684	0,0263	0,0421
Yatırım Ortaklığı Şirketi 2	0,0862	0,0406	0,0457
Yatırım Ortaklığı Şirketi 3	0,1172	0,0967	0,0205
Yatırım Ortaklığı Şirketi 4	0,4451	0,4311	0,0139
Yatırım Ortaklığı Şirketi 5	0,0986	0,0497	0,0489
Yatırım Ortaklığı Şirketi 6	0,1004	0,0620	0,0385
Yatırım Ortaklığı Şirketi 7	0,0615	0,0390	0,0226
Yatırım Ortaklığı Şirketi 8	0,1258	0,1001	0,0256
Yatırım Ortaklığı Şirketi 9	0,0580	0,0301	0,0279
Yatırım Ortaklıkları Ortalaması	0,1290	0,0973	0,0317

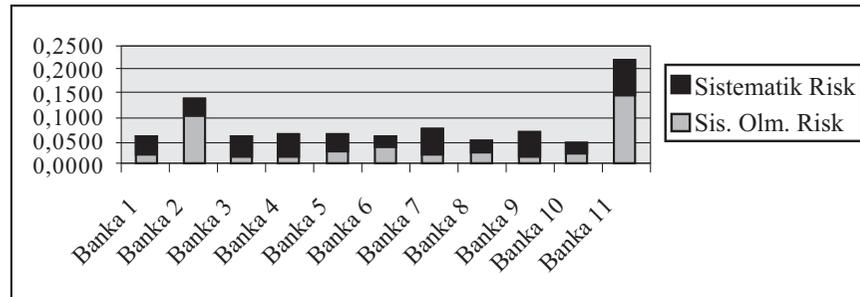
Mali sektör içerisindeki alt sektörler için varyans, sistemantik risk ve sistemantik olmayan risk yapısı, Grafik 1'de görülmektedir. Tüm alt sektörlerde sistemantik olmayan risk, sistemantik riske göre daha fazla ağırlığa sahiptir. Bankalarda ve sigorta şirketlerinde sistemantik risk ve sistemantik olmayan risk dengeli bir dağılıma sahiptir. Yatırım ortaklıkları ve finansal kiralama ve factoring şirketleri için ise dengesiz bir dağılım söz konusudur. Yatırım ortaklıklarının sistemantik ve sistemantik olmayan risk dağılımı ise beklentilere uygun değildir. Çeşitlendirilmiş menkul kıymet portföylerine yatırım yapan yatırım ortaklıklarının sistemantik olmayan riskinin düşük düzeyde olması beklenirken sistemantik riske göre çok yüksek düzeyde olduğu görülmektedir. Bu sonuç yatırım ortaklıklarının başarılı bir çeşitlendirme yapamadığının göstergesi olarak yorumlanabilir.

Grafik 1: Mali Sektör Alt Sektörlerine Ait Risk Yapısı



Her alt sektör kendi içerisinde incelendiğinde, firma bazında hem risk düzeylerinin hem de riskin dağılımının farklılık gösterdiği görülmektedir.

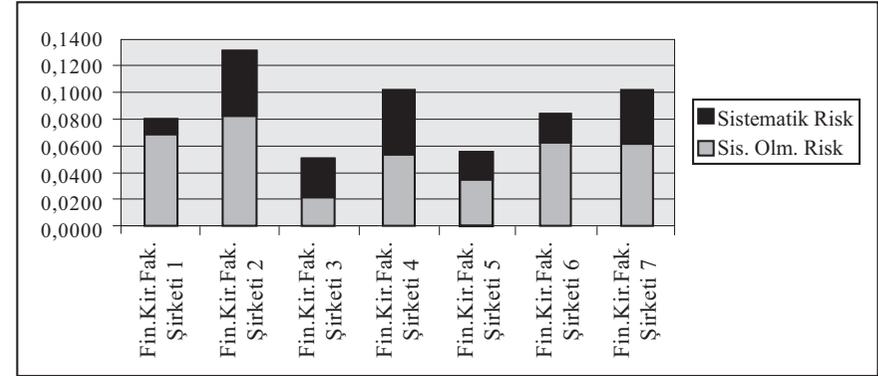
Grafik 2: Bankacılık Risk Yapısı



Grafik 2'de görüldüğü gibi hisse senedi getirileri en yüksek toplam riske sahip bankalar Banka 11 ve Banka 2'dir. Buna karşılık en düşük riske sahip banka

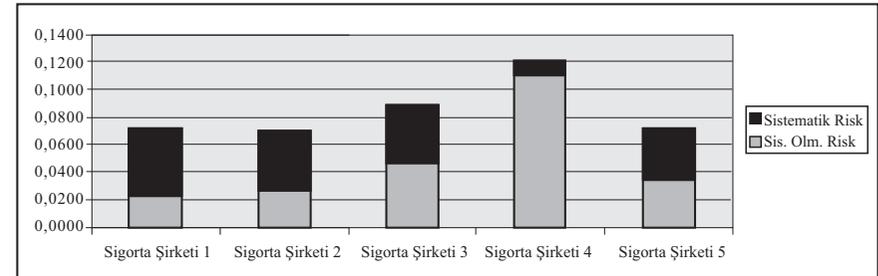
ise Banka 10'dur. Banka 1, Banka 3, Banka 4, Banka 5, Banka 7 ile Banka 9'un sistemantik riskleri, sistemantik olmayan risklerinden daha yüksektir. Diğer yandan bunların dışındaki bankalarda sistemantik olmayan risk daha yüksektir.

Grafik 3: Finansal Kiralama ve Faktoring Sektörü Risk Yapısı



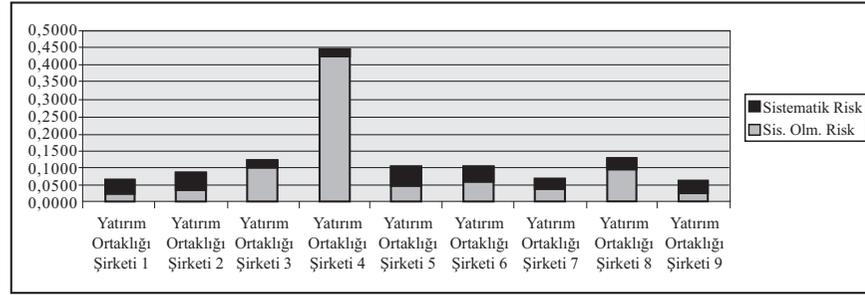
Grafik 3'de görüldüğü gibi hisse senetleri en yüksek toplam riske Fin.Kir.Fak.Şirketi 2, Fin.Kir.Fak.Şirketi 4 ve Fin.Kir.Fak.Şirketi 7 sahiptir. Buna karşılık Fin.Kir.Fak.Şirketi 3 ve Fin.Kir.Fak.Şirketi 5, daha düşük riske sahiptir. Fin.Kir.Fak.Şirketi 3 haricinde tamamının sistemantik olmayan riski, sistemantik risklerinden daha yüksektir.

Grafik 4 : Sigorta Sektörü Risk Yapısı



Grafik 4'de görüldüğü gibi sigorta şirketlerinin genel olarak tamamının yüksek bir riske sahip olduğu söylenebilir. Bununla beraber, Sigorta Şirketi 1 ve Sigorta Şirketi 2'nin sistemantik riski daha yüksektir. Sigorta Şirketi 3 ve Sigorta Şirketi 5'in ise dengelidir. Diğer sigorta şirketlerinde ise sistemantik olmayan riskin daha yüksek olduğu görülmektedir.

Grafik 5: Yatırım Ortaklıklarının Risk Yapısı



Grafik 5’de görüldüğü gibi en yüksek toplam riske Yatırım Ortaklığı Şirketi 4 sahiptir. Diğer yatırım ortaklıklarının tümü benzer düzeyde riske sahiptir. Ayrıca Yatırım Ortaklığı Şirketi 4’ün sistematik olmayan riski sistematik riskinden çok daha yüksektir. Buna karşılık Yatırım Ortaklığı Şirketi 1 ve Yatırım Ortaklığı Şirketi 5’in sistematik riskleri, sistematik olmayan risklerinden daha yüksek seviyededir.

## VI. Sonuç

Risk, menkul kıymet değerlemesinde çok büyük öneme sahip bir kriterdir. Bu çerçevede, risk-getiri ilişkisini konu alan çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalarda, genellikle betanın özellikleri ve betanın getiri ile ilişkisi incelenmiştir. Çalışmaların sonuçlarına göre, risk ve getiri arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Ancak bazı çalışmalarda, portföylerin ortalama getirilerinin, betaları ile uyumluluk göstermediği belirlenmiştir. Ayrıca risk ve getiri arasındaki ilişki, zaman içinde dalgalanma göstermektedir.

Bu çalışmada, Türkiye’de mali sektörde faaliyet gösteren 32 şirketin hisse senetlerinin riskleri, sistematik risk ve sistematik olmayan risk olarak ikiye ayrılmıştır. 1996 yılının Ocak ayı ile 2001 yılının Aralık ayı arasındaki 72 aylık dönem araştırma kapsamına alınmıştır. Çalışma üç aşamada gerçekleştirilmiştir: İlk aşamada, araştırma kapsamındaki 32 hisse senedi ile İMKB-100 endeksinin aylık getirileri hesaplanmıştır. İkinci aşamada, hisse senetlerinin ve İMKB-100 endeksinin getirilerinin varyansları hesaplanmıştır. Üçüncü aşamada ise hisse senetleri ve İMKB-100 endeksinin riskinin sistematik risk ve sistematik olmayan risk olarak ayrıştırılması tekli endeks modeli kapsamında gerçekleştirilmiştir.

Mali sektör içerisindeki alt sektörlere ait varyans, sistematik risk ve sistematik olmayan risk yapısı incelendiğinde, tüm alt sektörlerde sistematik olmayan riskin, sistematik riske göre daha fazla ağırlığa sahip olduğu görülmektedir.

Bankalarda ve sigorta şirketlerinde sistematik risk ve sistematik olmayan risk dengeli bir dağılım gösterirken; yatırım ortaklıkları ile finansal kiralama ve factoring şirketleri ise dengesiz bir dağılım göstermektedir.

Sonuç olarak, mali sektör şirketlerinde sistematik olmayan riskin, sistematik riskten daha önemli olduğu söylenebilir. Sistematik olmayan risk, firmanın kendi kontrolünde olan; azaltılması hatta yok edilmesi mümkün olan risklerdir. İncelenen finansal kuruluşlarda bu risklerin yüksek oluşu, bu kuruluşların risk yönetiminde başarılı olup olmadığı sorusunu gündeme getirmektedir. Buna karşılık, şirketlerin tamamında bu durum görülmemektedir. Mali sektör içindeki şirketlerin gerek toplam riskleri gerekse risk bileşimleri farklılık göstermektedir. Finansal varlıkları fiyatlama modeli, piyasada sadece sistematik riskin fiyatlandığını, sistematik olmayan riske karşılık bir risk primi sunulmadığını ifade etmektedir. Sonuç olarak, mali sektör hisse senetlerine yatırım yapmayı düşünen yatırımcılara iki öneri sunulabilmektedir. Sistematik olmayan riskler iyi bir çeşitlendirmeye yok edilebileceğinden; aralarında negatif korelasyon ya da düşük korelasyon bulunan yüksek sistematik olmayan riske sahip hisse senetleri portföye alınarak portföy riski düşürülebilir. Ayrıca, toplam riskin değil sadece sistematik riskin fiyatlamaya esas olduğu da unutulmamalıdır.

## Kaynaklar

- Aydoğan, Kürşat, Portföy Teorisi, SPK Araştırma Raporu, SPK Yayınları, Ankara, 1989.
- Balaban, Ercan, "Borsada Takas Kuralları ve Zamana Bağlı Risk ve Getiri İlişkisi: Türkiye Örneği", İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, No.164, 1999, ss.30-47.
- Beaver, W., ve diğerleri, "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures", The Accounting Review, Vol.45, 1970, ss.654-682.
- Ben-Horim, Moshe, Haim, Levy, "Total Risk, Diversifiable Risk and Nondiversifiable Risk: A Pedagogic Note", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.15, No.2, 1980, ss.289-297.
- Blume, Marshall E., "On the Assessment of Risk", The Journal of Finance, Vol.26, No.1, 1971, ss.1-10.
- Blume, Marshall E., "Betas and Their Regression Tendencies", The Journal of Finance, Vol.30, No.3, 1975, ss.785-795.
- Chen, Ming-Hsiang, "Risk and Return: CAPM and CCAPM", The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol.43, 2003, ss.369-393.
- Elton, Edwin J., Gruber, Martin J., "Improved Forecasting Through the Design of Homogenous Groups", The Journal of Business, Vol.44, No.4, 1971, ss.408-431.
- Farrell, James L., Portfolio Management, Second Edition, McGraw-Hill, Singapore, 1997.  
[http://www.analiz.com/isapi/hisse\\_anket.asp?url=/isapi/AT01/FIYAT01out.asp](http://www.analiz.com/isapi/hisse_anket.asp?url=/isapi/AT01/FIYAT01out.asp)  
<http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cgi-bin/fameccgi>
- Jacob, Nancy L., "The Measurement of Systematic Risk for Securities and Portfolios: Some Empirical Results", The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.6, No.2, 1971, ss.815-833.
- Karabıyık, Lale, "Yabancı Yatırımcıların Yatırım Portföyleri İçin İMKB Alternatif", Uludağ Üniversitesi İİBF Dergisi, Vol.16, No.1, 1998.
- Klemkosky, Robert C., John D. Martin, "The Adjustment of Beta Forecasts", The Journal of Finance, Vol.30, No.4, 1975, ss.1123-1128.
- Pettengill, Glenn N., ve diğerleri, "The Conditional Relation Between Beta and Returns", The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.30, No.1, 1995, ss.101-116.
- Rosenberg, Barr, Walt, McKibben, "The Prediction of Systematic and Specific Risk in Common Stocks", The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.8, No.2, 1973, ss.317-333.
- Thompson II, Donald J., "Sources of Systematic Risk in Common Stocks", Journal of Business, Vol.49, No.2, 1976, ss.173-188.
- Ugan, Gökhan, "Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasalarında Sistemik Risk Yönetimi", İMKB Dergisi, Yıl. 1, No.2, 1997, ss.51-61.
- Yıldır, Ayşe Gül, "Kasım ve Şubat Krizlerinin Sistemik Risk Üzerindeki Etkisi", V.Türkiye Finans Eğitimi Sempozyumu, 2001.

## İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI'NDA BETALARIN DEĞİŞKENLİĞİ ÜZERİNE BİR İNCELEME

Atilla ODABAŞI \*

### Özet

Sistemantik riskin veya betanın tahmini finans alanında bir çok uygulama için önem taşır. Finansal varlıkları fiyatlandırma modeli betanın zaman içinde sabit olduğunu varsayar. Ancak, gelişmiş ve bazı yükselen piyasalarda yapılan araştırmalar hisse senetlerinin betalarının zaman içinde değiştiğini göstermiştir. Bu çalışmanın amacı beta değişkenliği konusunu İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda 1992-1999 dönemi için incelemektir. İstatiksel testler bireysel hisse senetleri üzerinde tüm örneklem süresi ve alt-dönemleri için uygulanmıştır. Bulgulara göre dört ve sekiz yıllık tahmin dönemlerine ait betalardaki değişkenlik oranı hayli yüksektir. Ayrıca, beta tahmin süreleri sekiz yıldan bir yıla kadar kısaltılırken betalardaki değişkenliğin azaldığı gözlenmektedir. Bu bulgu Türkiye'de şirketlerin ve piyasanın hızla değişmesiyle açıklanabilir. Yine bu bulgu İMKB'de tahmin süresinin uzunluğunun betalar üzerinde etkili olduğunu akla getirmektedir.

### I. Giriş

Sistemantik riskin veya beta'nın tahmini finans alanında bir çok uygulama için önem taşımaktadır. Profesyoneller sermaye maliyetini belirlemek, finansal varlıkların fiyatlandırmak, portfolyo yatırım stratejilerini belirlemek, vb. faaliyetlerde beta katsayısını kullanırlar. Akademisyenler de beta katsayısını değişik amaçlarla kullanırlar: görel risk belirlemek, finansal varlık fiyatlandırma modellerini ve al-sat stratejilerini test etmek, pazar etkinliğini vak'a çalışmaları ile test etmek, vs.

Finansal varlıkları fiyatlandırma modeline (FVFM) göre eldeki bir finansal varlığın risk değeri varlığın sistemantik riski (veya pazar riski) ile ölçülmelidir zira varlığa ait diğer riskler portfolyo yatırımlarıyla bertaraf edilebilir. Geleneksel

olarak beta en küçük kareler (EKK) yöntemiyle, varlığın getirilerini pazar (endeks) getirileriyle açıklamaya yönelik bir regresyon modeliyle tahmin edilir. FVFM betanın zaman içinde değişmediğini varsayar. Ancak, ampirik çalışmalar betanın zaman içinde değişken olduğunu göstermiştir. Öncü çalışmalardan birinde, Blume (1971) beta katsayılarının zamanla ortalama beta değeri olan "bire" yönelediklerini göstermiş, bu bulguyu kullanarak beta tahminlerini geliştirmeye çalışmıştır. Vasicek (1973) ise beta tahminlerinin Bayes yöntemiyle düzeltilmesini önermiştir. Vasicek ve Blume betalarının gelecek dönemlerin beta değerlerini ne kadar az yanılmayla tahmin edebildiği bir çok kez test edilmiştir (örneğin Klemkosky and Martin, 1975; Dimson and Marsh, 1983). Bu çalışmalar az farkla olsa da Blume betalarının öngörü gücünün daha kuvvetli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yakın geçmişte ise Lally (1998), Blume ve Vasicek betalarının öngörü güçlerini karşılaştırdığında, şirketlerin ait oldukları iş kollarına göre guruplandırılmaları halinde Vasicek yöntemiyle tahmin edilen betaların Blume betalarıyla eşit veya daha yüksek öngörü performansı göstermesi gerektiğini ileri sürmüştür. Ayrıca, Lally (1998) finansal kaldıraç seviyesi gözetildiğinde beta tahminlerinde iyileşme sağlanacağını göstermiştir. Dimson (1977) ise hisselerin bir kısmının seyrek işlem görmeleri nedeniyle betalarının olması gerekenden daha düşük tahmin edildiğine dikkat çekerek bu soruna karşı çözümler önermiştir.

Daha iyi beta tahminlerine ulaşma çabası süregelmektedir. Üzerinde araştırma yapılan konu başlıklarına örnek olarak çeşitli tahmin yöntemleri (Chan and Lanonishok, 1992); tahmin süresinin etkisi (Levy 1971; Baesel 1974; Altman, ve diğ. 1974; Roenfeldt, 1978; Kim, 1993); getiri aralığı etkisi (Frankfurter, 1994, Brailsford ve Josev, 1997) verilebilir. Uç değerlerin beta tahminleri üzerindeki etkisini araştıran Shalit ve Yitzhaki (2002) ise beta tahminlerinin uç pazar getiri değerlerine karşı çok hassas olduğunu göstermiştir.

Beta katsayılarının rassal (stochastic) özellikleri de yoğun bir şekilde araştırılmıştır. Fabozzi ve Francis (1978), Sunder (1980), Alexander ve Benson (1982), Lee ve Chen (1982), Ohlson ve Rosenberg (1982), Bos ve Newbold (1984), ve Collins ve diğ. (1987) tarafından yapılan araştırmalar hisselerin beta katsayılarının durağan olmadığını ve betalardaki değişkenliğin en iyi rassal bir modelle açıklandığı sonucuna ulaşmaktadır. Burada tartışılan konu betadaki değişikliğin tamamen rassal bir modelle mi yoksa otokorelasyon içeren bir rassal modelle mi daha iyi açıklandığıdır. Birçok araştırmacı betanın zamanla değiştiğini savunarak, betayı sabit varsayan FVFM'lerin yerine şartlı (conditional) FVFM'lerin kullanılmasını gerektiğini ileri sürmektedir. Şartlı FVFM'lerin

\* Dr. Atilla Odabaşı, Boğaziçi Üniversitesi, İ.İ.B.F., Bebek, İstanbul, 34342.  
Tel: (90) 212 358 1540 Faks: (90) 212 263 7379 E-Posta: odabasi@boun.edu.tr  
Yapıcı kritikleriyle makaleye katkıda bulunan anonim hakeme teşekkür ederim.  
Anahtar Kelimeler: Yükselen pazarlar; Beta durağanlığı; "Lagrange multipler" testi.

\* Makalede değişkenlik, zaman içinde değişkenlik ve istikrarsızlık aynı anlamda kullanılmıştır.

başarısı ise betadaki değişme dinamiklerinin ne kadar iyi anlaşıldığına bağlıdır. Ghysels (1998) araştırmasında bu dinamiklerin yanlış tanımlanmasının doğuracağı fiyatlama hatalarının boyutunu incelemiştir. Araştırma sonucuna göre sabit beta modellerinin doğurduğu fiyatlandırma hataları değişken beta modellerinin yol açtığı fiyatlandırma hatalarından daha küçüktür.

Aşağıda betanın ne ölçüde değişken olduğunu gösteren araştırmalardan detay sonuçlar verilmiştir. Betanın sabit olmadığı ABD pazarlarında bir çok kez ampirik olarak test edilmiş ve reddedilmiştir. Fabozzi ve Francis (1978) 1966- 1971 arasında altı yıllık veri üzerinde yaptıkları incelemede hisselerin yüzde sekizinin betalarının değişken olduğunu göstermişlerdir. Sunder (1980) çalışmasında 1926-1975 dönemini yedi yıldan elli yıla değişen alt dönemleriyle beraber incelemiştir. Yedi yıllık dönemlerde değişken betaya sahip hisselerin oranı % 2 ile % 47 arasında değişmektedir. Elli yıllık dönemde hisselerin % 99'u değişken betaya sahiptir. Alexander ve Benson (1982), 1960-1971 arasında altı-yıllık iki alt-dönem üzerinde yaptıkları incelemede hisselerin % 5 ile % 6'sının betalarının değişken olduğunu göstermişlerdir. Bos ve Newbold (1984) on yıllık bir dönemi, 1970-1979 arasını, incelemiş ve hisselerin % 58'nin betalarının değişken olduğunu bulmuşlardır. Collins ve diğ. (1987) haftalık verilerle 1962-1981 dönemini çeşitli alt-dönemlere bölerek beta değişkenliğini araştırmışlardır. Beş yıllık alt dönemlerle çalıştıklarında hisselerin % 34'nün değişken betaya sahip olduğunu görmüştür. On yıllık alt dönemlerde betadaki değişkenlik oranı % 65'e çıkmaktadır.

Avustralya menkul pazarında yapılan araştırmalarda da hisselerin betalarının değişken olduğu yönünde bulgular edinilmiştir. Faff ve diğ. (1992) on yıllık veri üzerinde, 1978-1987 arası, çalışmışlardır. Beş yıllık alt-dönemlerle çalıştıklarında hisselerde beta değişkenliği oranının % 11-13 olduğu görülmüştür. Faff ve Brooks (1997) alt-dönemlere bölerek 1974-1992 dönemini incelemişlerdir. Beş yıllık alt-dönemlerde beta değişkenliğinin % 23 ile % 41 arasında değiştiğini göstermişlerdir. Yedi yıllık alt-dönemlerde değişkenlik oranı % 29-51 arasında, on yıllık alt-dönemlerde ise aynı oran % 28-61 arasında değişmektedir. Nihayet, betalar 19 yıllık veri üzerinden tahmin edildiğinde hisselerin % 67'nin betalarının değişken olduğu görülmüştür.

Betadaki istikrarsızlık veya değişkenlik gelişmiş pazarlarda problem yarattığına göre yükselen pazarlarda daha büyük boyutlarda olması beklenmelidir. Ne var ki, bu konuyu yükselen pazarlar için incelemiş araştırma sayısı literatürde fazla değildir. Bos ve Fetherson (1992) Kore piyasasını 1980-1988 döneminde incelemişler ve hisselerin % 61'nin değişken betaya sahip olduğunu göstermişlerdir. Brooks ve diğ. (1998) Singapur hisse senedi pazarında 1986-1993 verileri üzerinde çalışmışlardır. Sekiz yıllık dönem üzerinden yapılan

incelemede hisselerdeki beta değişkenliği oranı % 40 olarak bulunmuştur. Yine aynı çalışmada, örtüşen dört-yıllık dönemlerde yapılan incelemede beta değişkenliği % 20 oranında bulunmuştur.

Bu makale beta değişkenliğini İstanbul Menkul Kıymetler Borsası verileriyle inceleyen bir araştırmayı aktarmaktadır. Çalışma, İMKB'de beta değişkenliğinin ne ölçüde var olduğunu gösterirken, yükselen piyasalarda beta değişkenliğini konu edinen literatüre de katkıda bulunmayı amaçlamaktadır.

Bu çalışmayla yukarıda bahsedilen çalışmalar arasında belirgin farklar vardır. İlk olarak, sözü geçen çalışmalarda, biri hariç, aylık verilerle çalışılmıştır. Collins ve diğ. (1987) de olduğu gibi bu çalışmada da haftalık verilerle çalışılmıştır. İkinci olarak, yukarıda bahsedilen çalışmalarda beta tahmin alt-dönemleri dört yıldan başlayarak daha da uzamaktadır. Bu çalışmada, sekiz ve dört yıllık alt-dönemlerin yanısıra iki ve bir yıllık gibi kısa tahmin dönemleri üzerinde çalışılmıştır. Dolayısıyla, literatür özetinde atıfta bulunduğumuz araştırmalarla bu araştırmanın sonuçlarını karşılaştırmak sağlıklı olmayacaktır. Ancak, ilk görünüş, İMKB'deki hisselerin beta değişkenliğinin en az gelişmiş ve yükselen pazarlarda ki değişkenlik kadar olduğudur. Ayrıca, kısa tahmin dönemlerinde (bir, iki sene gibi) görülen betadaki değişkenlik yükselen pazarlara ait bir özelliktir.

Makale şu şekilde düzenlenmiştir. Bölüm II'de, İMKB'de beta değişkenliğini incelemek için kullanılan testler, örneklem ve üzerinde çalışılan verilerin bazı istatistiksel özellikleri açıklanmaktadır. Ampirik bulgular Bölüm III'de verilirken, sonuçların değerlendirilmesi Bölüm IV'de yapılmaktadır.

## II. Veriler ve Metodoloji

Ampirik olarak, sistematik risk genellikle en küçük kareler (EKK) yöntemi ve aşağıdaki pazar modeli kullanılarak bulunmuştur. Bir hisse senedi için,

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it}$$

Burada  $R_{it}$  ve  $R_{mt}$  hisse senedi ve piyasanın  $t$  periyodundaki getirilerini;  $u_t$  ise hata terimini göstermektedir. Hata teriminin beyaz gürültü özelliğine sahip bir rassal değişken olduğu varsayılmaktadır. Regresyon katsayısı veya hissenin betası  $\beta_i$  ile, sabit katsayıda  $\alpha_i$  ile gösterilmiştir. Pazar modeline göre, regresyon katsayıları  $\alpha_i$  ve  $\beta_i$  zaman içinde değişmeyen, sabit değerler olarak bulunurlar:  $\beta_{it} = \beta$  bütün  $t$  ler için.

Betanın zamanla değişip değişmediğini test edebilmek için betadaki değişkenliğin veya istikrarsızlığın nasıl modelleneceğini bilmek gerekir. Sabit

katsayı modeline en ciddi alternatif Hildreth ve Houck (1968)<sup>2</sup> tarafından önerilmiş rassal katsayı modelidir. Bu modelde beta katsayıları aşağıdaki formüle göre değişmektedirler:

$$\beta_{it} = \bar{\beta} + e_t,$$

Burada  $e_t$  terimi serisel korelasyonu olmayan, ortalama değeri sıfır ve varyansı  $\sigma^2$  olan rassal değişkenleri temsil etmektedir. Betanın zamanla değiştiği varsayımı pazar modelindeki hata teriminin,  $u_{it}$ , özelliklerinin değişmesi anlamına gelmektedir. Beta, Hildreth ve Houck (1968) modeline göre davranıyorsa ve eğer hata teriminin varyansını etkileyen bir takım bağımsız değişkenler,  $z_1, z_2, \dots, z_r$  varsa hata terimi “heteroscedastic” olabilir, varyansı zamanla değişebilir:

$$\sigma_t^2 = \sigma^2 f(\alpha_0 + \alpha_1 z_{1t} + \alpha_2 z_{2t} + \dots + \alpha_r z_{rt})$$

Formülde verilen varyansın,  $\sigma_t^2$ , zamanla değişip değişmediğini test etmeye yönelik çok sayıda ekonometrik test mevcuttur. Hesaplama açısından kolay olan ekonometrik testlerden bir tanesi Breusch ve Pagan (1979)<sup>3</sup> tarafından geliştirilmiş Lagrange Multiplier (LM) testidir. Breusch ve Pagan (1979) testi yukarıda verilen ve  $\sigma_t^2$  tanımlayan modeldeki katsayıların sıfıra eşit olduğu hipotezini,  $H_0$ , dolayısıyla “homoscedastic” bir modeli test etmektedir:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_r = 0$$

Breusch ve Pagan testi  $f(\cdot)$  fonksiyonunun formundan bağımsızdır. Test basit bir regresyon gerektirmektedir (Greene, 1997). Veri bir hisse senedi için koşulan pazar modeli regresyonunda ki hata terimlerinin varyansı

$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{u}_t^2}{N}$  ise, bağımlı değişkenin  $\hat{u}_t^2 / \hat{\sigma}^2$ , bağımsız değişkenin  $z_{rt}$  olduğu regresyon koşulur.

Hata teriminin,  $u$ , normal dağılım takip ettiği ve varyansının zaman içinde değişmediği (homoskedastic) varsayımı altında, regresyon karelerinin toplamının

<sup>2</sup> Bu modelin kullanıldığı araştırmalardan bazıları şunlardır: Fabozzi ve Francis (1978), Alexander ve Benson (1982), Lee ve Chen (1982), Brooks ve diğ. (1992, 1994), ve Brooks ve Faff (1995).

<sup>3</sup> Brooks ve diğ. (1998) makalelerinde betanın zaman içinde değişmesini test etmek için kullanılan diğer testleri belirtmektedirler: “the locally best invariant” testi (Faff ve diğ., 1992) ve “point optimal invariant” testi (Brooks ve diğ., 1994). LM testinin bu testlere üstünlüğü hisselerin seyrek işlem görmeleri nedeniyle oluşabilecek problemlerden etkilenmemesidir.

yarısı, ESS/2, istenen test göstergesini vermektedir. Özellikle, ESS/2 asimtotik olarak ki-kare dağılımını takip eder ve serbestlik derecesi bağımsız değişkenlerin,  $z_r$  sayısına eşittir. Çalışmada beta değişkenliği bu testle ölçülmüştür.

Veriler Uygulamalı Finans Araştırma Merkezi’nin (UFAM) veri tabanından alınmıştır. İMKB’de işlem gören hisselerin sermaye artırım ve temettü dağıtımına göre düzeltilmiş günlük fiyat listeleri veri tabanında tutulmaktadır. Haftalık getiriler Cuma günü kapanış fiyatları kullanılarak hesaplanmıştır. Aylık getiriler ise her ayın son çalışma gününün kapanış fiyatlarıyla hesap edilmiştir. Halen, İMKB’de yaklaşık 300 hisse senedi işlem görmektedir. Çalışmada 1992-1999 döneminde devamlı olarak İMKB’de listelenmiş ve elimizde kesiksiz veri serisi olan hisselerden oluşan bir örneklem kullanılmıştır. Örneklem dahil olan 100 hisse senedinin İMKB kodları Tablo 1’de verilmiştir. Piyasa performansı ise değer ağırlıklı İMKB-100 endeksi ile ölçülmüştür.

Çalışmada getiriler aşağıdaki formülle hesap edilmiştir:

$$R_{it} = (P_{it} - P_{t-1})/P_{t-1}$$

Formülde  $P_{it}$ ,  $i$  hisse senedinin  $t$  periyodundaki fiyatını göstermektedir. Beta katsayıları,  $\beta_i$ , ise aşağıda tekrar edilen pazar modeli kullanılarak bulunmuştur:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it}$$

Formülde  $R_{mt}$ , İMKB-100 endeksinin getirisini,  $\alpha_i$  ve  $\beta_i$  ise tahmin edilmek istenen regresyon katsayılarını göstermektedir. Damodaran’a (2002) göre çoğunluk yükselen piyasalarda gerek analiz edilen şirketler gerekse piyasanın kendisi kısa zaman aralıklarında belirgin değişiklikler göstermektedirler. Çoğunlukla yapıldığı gibi, betalar geçmiş beş senelik veri kullanarak tahmin edildiğinde elde edilen değer şirketin olması gereken betasından çok farklı olabilmektedir. Dolayısıyla, bu çalışmada betalar bir yıllık dönemler üzerinden tahmin edilmeye başlanmıştır. Sekiz yıllık inceleme süresince, örneklem dahil her hisse için örtüşmeyen fakat birbirini takip eden yıllık tahmin dönemlerinde sekiz ayrı beta katsayısı tahmin edilmiştir. Benzer şekilde, her hisse senedi için iki yıllık tahmin süreleri kullanarak dört beta tahmini, ve dört yıllık tahmin süreleri kullanarak iki beta tahmini elde edilmiştir.

Toplam örneklem süresi ve alt-dönemleri için elde edilen beta katsayılarının ortalama, standart sapma, medyan, maksimum ve minimum değerler gibi istatistiksel özellikleri Tablo 1 de sergilenmiştir. Genelde, ortalama beta değerleri 1’den küçüktür. Ortalama betanın 1’den küçük olması (1) ölçüm hataları, (2)

örnekleme dahil edilmeyen hisseler, ve (3) kapitülasyon etkisi ile açıklanabilir. Örneğin, Tablo 1 de verilen ortalama beta değerleri her hisseye eşit ağırlık verilerek hesap edilirken, İMKB-100 endeksinde endeks hisseleri piyasa değerlerine göre ağırlıklandırılırlar. Ayrıca, 1992'den sonra halka açılan fakat daha sonra pazardan çıkarılan hisseler örnekleme dışında bırakılmıştır. Bu ve benzeri nedenler Tablo 1'in içeriğini etkilemiş olabilir. Çalışmanın amacı betaların zaman içinde değişmelerini incelemek olduğundan betaların büyüklüğü (veya küçüklüğü) göreceli olarak önemsizdir.

Tablo 1 de görüldüğü gibi yıllık betaların ortalaması 0,9 civarındadır. Beta değerlerindeki oynamalar ise tahmin dönemi kısaldıkça büyümektedir ki bu istatistiksel olarak beklenen bir sonuçtur.

Tablo 1: Değişik Tahmin Sürelerinde Tahmin Edilen Betaların Dağılım İstatistikleri

Periyot	Ortalama Beta	Standart Sapma	Medyan	Basıklık	Çarpıklık	Minimum	Maksimum
1992	0.792	0.428	0.858	-0,385	-0,267	-0.459	1.665
1993	0.894	0.327	0.924	0,809	-0,577	-0.080	1.661
1994	0.939	0.268	0.987	0,889	-0,777	-0.068	1.384
1995	1.054	0.310	1.100	1,286	-0,876	-0.111	1.646
1996	0.962	0.336	0.960	0,586	-0,040	0.027	1.899
1997	0.807	0.251	0.782	1,731	-0,143	-0.097	1.490
1998	0.850	0.237	0.869	1,935	-0,589	-0.060	1.521
1999	0.743	0.278	0.724	0,016	0,161	0.064	1.531
92-93	0,880	0,283	0,915	1,435	-0,983	-0,159	1,340
94-95	0,965	0,234	1,022	2,922	-1,257	-0,076	1,296
96-97	0,850	0,228	0,830	2,151	-0,364	-0,058	1,461
98-99	0,809	0,213	0,794	0,818	-0,586	0,045	1,169
92-95	0,941	0,216	0,974	4,706	-1,509	-0,099	1,278
96-99	0,825	0,195	0,818	1,992	-0,618	0,004	1,197
92-99	0,889	0,177	0,890	7,105	-1,577	-0,055	1,223

100 Türk hisse senedinden oluşan örnekleme için tahmin edilen betaların tanıtımsal istatistikleri\*. İncelenen süre 1992 –1999 arasındadır.

\* Örnekleme dahil hisseler:

adana adnac afyon akalt akbnk aksa alark alrsa altin  
 anacm arelk asels aslan aygaz bagfs boluc brisa celha  
 cimsa cukel devah disba dokts ecilc eczyt egeen  
 eggub enka ercys eregl fenis finbn garan gents goody  
 gubrf guney hurgz hekts iktfn intem istr istmp izmdc  
 izocm kartn kavor kchol kepez klmbo konya kords kutpo  
 maalt maktk maret metas migrs mmart mrdin mrshl nthol  
 okant olms otosn parsn pegpr petkm pimas pinsu pkent  
 pnet pnsut pnun ptofs sabah sarky smens tborg tekst  
 telts thyao tirek tkbnk toaso tofas trkcm tsise tskbn  
 tuddf tuprs tutun unyec usak vakfn vestl yasa ykbnk  
 yunsa

### III. Bulgular

Genellikle kabul edildiği gibi bir dönemin EKK betaları gelecek dönemin betalarını öngörmekte yetersiz veya zayıf kalmaktadır. EKK betalarının öngörü yetersizliklerini artırmak için çalışmalar yapılmıştır. Vasicek (1973) EKK betalarını Bayezyen bir metodla iyileştirmeyi önermiştir. Bu metod EKK betalarının dağılımını esas alarak “gerçek” betanın tahminini üretmeyi önermektedir. Veri bir hissenin gerçek betasının ortalama değeri, EKK betasının

ve yatay-kesit betaların ortalamasının ağırlıklı ortalaması olarak bulunmaktadır. Kullanılan ağırlıklar, ağırlıklı ortalamaya katılan terimlerin varyansları ile ters orantılıdır. İçinde bulunduğumuz periyoda birinci periot dersek, Vasicek (1973) betaları aşağıdaki formülle hesap edilebilir,

$$\hat{B}'_{j1} = (\bar{B}_1 / S_{B1}^2 + B_{j1} / S_{B1}^2) / (1 / S_{B1}^2 + 1 / S_{B1}^2)$$

Formülde,  $\hat{\beta}'_{j1}$  j hissesinin gerçek betasını,  $\bar{B}_1$  diğer hisselerin 1. dönemdeki betalarının (yatay-kesit) ortalamasını,  $S_{B1}^2$   $\bar{B}_1$ 'in varyansını,  $B_{j1}$  j hissesinin 1. dönem için beta tahminini,  $S_{B1}^2$  ise  $B_{j1}$  betasının varyansını temsil etmektedir.

Dimson'un (1979) çalışmasında belirtildiği gibi, bir hisse seyrek işlem görüyorsa o hissenin betası aşağıya yanlıdır. Eğer hisseler seyrek işlem görmeye devam ederlerse, beta tahminlerindeki sistematik yanlılık serisel korelasyona yol açacak ve EKK betaları olduklarından daha durağan gözükceklerdir. İMKB'deki seyrek işlem görme ihtimaline karşılık olarak örneklemedeki hisselerin betaları Dimson'un (1979) sonraki-önceki (lead-lag) yöntemine göre de tahmin edilmişlerdir. Dimson betalarını tahmin etmek için kullanılan regresyon modelinde hisse senedi getirileri dönem piyasa getirisi, sonraki iki ve önceki iki piyasa getirisine karşı koşulmuştur. Aşağıda ki çok değişkenli Dimson regresyon modeli,

$$R_{it} = a_i + b_{1i}R_{mt-2} + b_{2i}R_{mt-1} + b_{3i}R_{mt} + b_{4i}R_{mt+1} + b_{5i}R_{mt+2} + u_{it}$$

ve bu modelin ürettiği katsayılar,  $b_{ji}$ , yardımıyla Dimson betaları tahmin edilmiştir:

$$\beta_i^D = \sum_j^5 b_{ji}$$

Sonuçta, EKK betalarının gelecek dönem betalarını öngörmekteki yetersizliklerini kontrol etmek amacıyla, EKK betalarının yanısıra Vasicek ve Dimson betaları da üretilmiştir. Değişik tahmin dönemleri için hesaplanan tüm betalar Tablo 2'de gösterilmektedir. Tabloda, hisse senetleri sistematik risk tahminlerinin büyüklüklerine göre üç guruba ayrılmışlardır. Betaları 0.8'den küçük olanlar düşük risk gurubuna, betaları 0.8 ile 1.2 arasında olanlar orta risk gurubuna, ve betaları 1.2'den büyük olanlar yüksek risk gurubuna dahil edilmiştir. Görülmektedir ki EKK ve Vasicek betaları arasında pek fark yoktur. Buna karşılık, Dimson betaları hem EKK hem de Vasicek betalarından daha büyük değerlere sahiptir. Bu bulgu çoğunlukla seyrek işlem gören hisselerden oluşan bir örneklem için beklenen sonuçtur. Dimson betalarına göre yüksek riskli hisseler, Vasicek betalarına göre de orta riskli hisseler çoğunluktadır.

Tablo 2: Değişik Alt-Dönemlerde, 100 Hisse Senedinden Oluşan Örneklem İçin Tahmin Edilen Betaların Özellikleri

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	92-93	94-95	96-97	98-99	96-99	92-99
<b>EKK</b>														
Düşük	48	32	30	19	30	52	37	58	31	24	44	52	20	46
Orta	36	57	51	45	50	41	58	35	56	62	50	48	75	54
Yüksek	16	11	19	36	20	7	5	7	13	14	6	0	5	0
Ortalama Beta	0,792	0,894	0,939	1,054	0,962	0,807	0,850	0,743	0,880	0,965	0,850	0,809	0,941	0,825
<b>Dimson</b>														
Düşük	35	33	23	25	31	38	23	21	19	18	28	20	17	21
Orta	34	32	22	33	37	43	56	54	47	31	55	69	40	69
Yüksek	31	35	55	42	32	19	21	25	34	51	17	11	43	10
Ortalama Beta	0,956	1,077	1,265	1,099	1,045	0,929	0,963	1,053	1,073	1,200	0,949	0,949	1,136	0,963
<b>Vasicek</b>														
Düşük	48	26	26	11	20	52	33	66	27	18	41	51	16	46
Orta	39	70	65	60	68	45	67	33	71	76	57	49	80	54
Yüksek	13	4	9	29	12	3	0	1	2	6	2	0	4	0
Ortalama Beta	0,801	0,895	0,943	1,059	0,956	0,809	0,851	0,742	0,883	0,969	0,851	0,812	0,944	0,826

Betalar EKK, Dimson (1979), ve Vasicek (1973) yöntemleriyle tahmin edilmiştir. Hisse senetleri beta büyüklüklerine göre üç risk gurubuna ayrılmıştır: Düşük risk gurubu ( $\beta < 0.8$ ), orta risk gurubu ( $0.8 - \beta - 1.2$ ) ve yüksek risk gurubu ( $\beta > 1.2$ ).

Değişik yöntemlerle elde edilen betaların istatistiksel olarak birbirlerinden farklı olup olmadığı Wilcoxon testiyle araştırılmıştır. Eşleştirilmiş iki örneklemin karşılaştırılmasında, Wilcoxon testi her çiftin arasındaki farkın büyüklüğünü ve işaretini dikkate almaktadır. Eşleştirilmiş çiftlerin karşılaştırılması için tasarlanmış diğer testlere kıyasla bu testing gücü daha yüksektir (Hays, 1973). Testin uygulaması basittir. Her çift arasındaki fark ve işareti bulunur. Bu farklar “absolute” büyüklüklerine göre sıralanır. Daha sonra, farkın işareti çiftlerin büyüklük sıralarıyla eşleştirilir. Test istatistiği, T, daha az görülen işarete sahip büyüklük sıra numaralarının toplamına eşittir. Wilcoxon testinin hipotezi,  $H_0$ , karşılaştırılan iki örneklemin üyelerinin temsil ettiği popülasyonların aynı olduğudur. Çift sayısının büyük olması halinde, T istatistiğinin dağılımı yaklaşık olarak normal olup aşağıdaki parametrelere sahiptir:

$$E(T) = N(N+1)/4 \text{ ve } \sigma^2_T = N(N+1)(2N+1)/24$$

Çalışmada iki popülasyon arasındaki fark iki yönde de olabileceğinden çift kuyruklu test uygulanmıştır.

Wilcoxon testinin bulguları Tablo 3 de verilmiştir. Dimson betalarıyla EKK betaları ve Vasicek betaları arasındaki fark Wilcoxon test istatistikleri ile de desteklenmektedir. Tüm örneklem süresi ve pek çok alt-dönemler için, Wilcoxon test istatistiği belirgin negative değerlere ulaşmaktadır. Buna karşılık, EKK betalarıyla Vasicek betaları arasındaki fark istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu nedenle, çalışmanın ileri kısımlarında Vasicek betaları değerlendirme dışında tutulmuştur.

Tablo 3: The Wilcoxon İşaretili Sıra Testi

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	92-93	94-95	96-97	98-99	92-95	96-99	92-99
$\beta_{EKK}$ ve $\beta_D$	-4,631	-3,799	-5,058	-1,038	-1,850	-3,435	-4,398	-7,155	-6,131	-4,972	-3,621	-6,375	-6,021	-5,859	-6,963
$\beta_{EKK}$ ve $\beta_V$	0,313	-0,987	-0,519	-0,791	0,038	-0,124	-0,364	-0,416	-0,873	-0,502	0,021	-0,134	-0,633	0,076	-0,399
$\beta_V$ ve $\beta_D$	-4,521	-3,679	-5,061	-0,866	-1,795	-4,796	-4,398	-7,337	-6,234	-5,006	-3,614	-6,608	-6,096	-6,031	-7,104

\*  $H_0$  hipotezi betalar arasında fark olmadığıdır. Alternatif hipotez ise betalar arasında yön gözetmeyen bir fark olduğudur. Bu nedenle çift kuyruklu test uygulanmıştır. Kritik t değeri bu durumda  $\pm 1.96$  dir.

Betalarn farklılığı test edilmiştir: (a) EKK ve Dimson (1979) betaları (  $\beta_{EKK}$  ve  $\beta_D$  ); (b) EKK ve Vasicek (1973) betaları (  $\beta_{EKK}$  ve  $\beta_V$  ); (c) Vasicek (1973) ve Dimson (1979) betaları (  $\beta_V$  ve  $\beta_D$  ). Sonuçlar tüm örneklem hisseleri ve değişik alt-dönemler için verilmiştir. Wilcoxon test istatistiği, T, asimtotik olarak normal dağılıma sahiptir. İstatistiksel olarak anlamlı olan değerler kalın-italik karakterlerle gösterilmiştir\*.

Betanın zaman içinde değişip değişmediği sorusuna cevap aramak üzere Blume (1971) regresyonları koşulmuştur. Burada amaç betalarda belli bir yöne doğru dönüşüm eğilimi olup olmadığını sorgulamaktır. Bu amaçla, ardışık iki dönemde tahmin edilmiş hisse senedi betaları üzerinde bir yatay-kesit regresyonu koşulmuştur. Bu basit doğrusal regresyonun formülü aşağıda verilmiştir.

$$B_{jt} = a_0 + a_1 B_{jt-1} + e_j \quad j = 1, 2, \dots, 100$$

Formüle,  $a_0$  ve  $a_1$  EKK katsayılarını,  $e$  ise rassal hata terimini göstermektedir.  $B_{jt}$  ve  $B_{jt-1}$  değişkenleri ise  $j$  hissesinin  $t$  ve  $t-1$  dönemlerindeki beta tahminleridir. EKK katsayılarından sabit katsayının,  $a_0$ , sıfıra ve eğim katsayısının,  $a_1$ , bire eşit olup olmadığı  $t$ -istatistikleri yardımıyla test edilmiştir.

Blume regresyonları EKK ve Dimson betaları için ve alt-dönemlerin tümü için ayrı ayrı koşulmuştur. Tablo 4’de verilen regresyonların sonuçları göstermektedir ki sabit katsayılar sıfırdan istatistiksel anlamda farklıdır. Yine eğim katsayılarının çoğunluğu da istatistiksel olarak birden farklıdır. Bu bulgular bir dönemden diğerine betalarda bir dönüşüm eğilimi olduğunu göstermektedir. Ancak, bu bulgular betaların dönem içi değişkenlikleri hakkında bir şey söylememektedir.

Tablo 4: Blume Regresyon Sonuçları

EKK Betaları			Dimson Betaları			
	Sabit Katsayı	Eğim Katsa.		Sabit Katsayı	Eğim Katsa.	
$\beta_{93}^{EKK}$	0,696 (10,617)	+ 0,249 (3,414)	$\beta_{92}^{EKK}$	$\beta_{93}^D$	1,075 (9,190) + 0,003 (0,023)	$\beta_{92}^D$
$\beta_{94}^{EKK}$	0,634 (8,854)	+ 0,341 (4,526)	$\beta_{93}^{EKK}$	$\beta_{94}^D$	0,986 (6,818) + 0,260 (2,135)	$\beta_{93}^D$
$\beta_{95}^{EKK}$	0,807 (7,26)	+ 0,262 (2,306)	$\beta_{94}^{EKK}$	$\beta_{95}^D$	0,909 (8,611) + 0,151 (2,013)	$\beta_{94}^D$
$\beta_{96}^{EKK}$	0,686 (0,262)	+ 5,878 (2,468)	$\beta_{95}^{EKK}$	$\beta_{96}^D$	0,919 (7,043) + 0,114 (1,048)	$\beta_{95}^D$
$\beta_{97}^{EKK}$	0,686 (5,878)	+ 0,262 (2,468)	$\beta_{96}^{EKK}$	$\beta_{97}^D$	0,862 (10,675) + 0,065 (0,935)	$\beta_{96}^D$
$\beta_{98}^{EKK}$	0,463 (6,679)	+ 0,479 (5,831)	$\beta_{97}^{EKK}$	$\beta_{98}^D$	0,932 (11,116) + 0,034 (0,402)	$\beta_{97}^D$
$\beta_{99}^{EKK}$	0,200 (2,284)	+ 0,639 (6,3430)	$\beta_{98}^{EKK}$	$\beta_{99}^D$	0,939 (6,641) + 0,118 (0,841)	$\beta_{98}^D$
$\beta_{9495}^{EKK}$	0,630 (9,216)	+ 0,380 (5,131)	$\beta_{9293}^{EKK}$	$\beta_{9495}^D$	0,909 (5,887) + 0,271 (1,965)	$\beta_{9293}^D$
$\beta_{9697}^{EKK}$	0,472 (5,288)	+ 0,392 (4,351)	$\beta_{9495}^{EKK}$	$\beta_{9697}^D$	0,906 (10,765) + 0,036 (0,547)	$\beta_{9495}^D$
$\beta_{9899}^{EKK}$	0,351 (5,155)	+ 0,539 (6,972)	$\beta_{9697}^{EKK}$	$\beta_{9899}^D$	0,642 (9,164) + 0,352 (4,987)	$\beta_{9697}^D$
$\beta_{9699}^{EKK}$	0,444 (5,625)	+ 0,405 (4,958)	$\beta_{9295}^{EKK}$	$\beta_{9699}^D$	0,966 (11,327) + -0,002 (-0,034)	$\beta_{9295}^D$

Betalarda olası bir dönüşüm eğilimini test eden Blume (1971) regresyon sonuçları. Regresyonlar her iki beta tahmin yöntemi için ayrı ayrı koşulmuştur.  $\beta^{EKK}$ , EKK betalarını;  $\beta^D$ , Dimson betalarını temsil etmektedir. Sabit katsayıların sıfıra eşit olup olmadığını test eden  $t$ -istatistikleri (katsayının altında) parantez içinde verilmiştir. Eğim katsayılarının bire eşit olup olmadığını test eden  $t$ -istatistikleri (katsayının altında) parantez içinde verilmiştir. İstatistiksel olarak anlamlı olan  $t$ -istatistikleri kalın-italik karakterle belirtilmiştir.

Tablo 5: 100 Türk Hisse Senedini İçeren Örneklem Üzerinden Betaların Değişkenliklerini Gösteren Sayılar ve Oranlar

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	92-93	94-95	96-97	98-99	92-95	96-99	92-99
N	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n	5% n
<b>EKK Betaları</b>															
Tümü	100 25	100 46	100 23	100 46	100 21	100 20	100 17	100 46	100 69	100 50	100 45	100 48	100 71	100 65	100 83
%	0,25	0,46	0,23	0,46	0,21	0,20	0,17	0,46	0,69	0,50	0,45	0,48	0,71	0,65	0,83
Yüksek	48 11	32 7	30 8	19 2	30 2	52 14	37 6	58 19	31 14	24 9	44 16	52 20	20 12	46 22	28 19
%	0,23	0,22	0,27	0,11	0,07	0,27	0,16	0,33	0,45	0,38	0,36	0,38	0,60	0,48	0,68
Orta	36 6	57 33	51 11	45 17	50 11	41 5	58 8	35 21	56 43	62 34	50 24	48 28	75 54	54 43	71 63
%	0,17	0,58	0,22	0,38	0,22	0,12	0,14	0,60	0,77	0,55	0,48	0,58	0,72	0,80	0,89
Düşük	16 8	11 6	19 4	36 27	20 8	7 1	5 3	7 6	13 12	14 7	6 5	0 0	5 5	0 0	1 1
%	0,50	0,55	0,21	0,75	0,40	0,14	0,60	0,86	0,92	0,50	0,83	0,00	1,00	1,00	1,00
<b>Dimson Betaları</b>															
Tümü	100 18	100 39	100 26	100 40	100 25	100 23	100 14	100 40	100 68	100 47	100 43	100 45	100 70	100 64	100 84
%	0,18	0,39	0,26	0,40	0,25	0,23	0,14	0,40	0,68	0,47	0,43	0,45	0,70	0,64	0,84
Yüksek	35 9	33 7	23 7	25 7	31 7	38 8	23 2	21 3	19 7	18 9	28 11	20 5	17 9	21 9	10 7
%	0,26	0,21	0,30	0,28	0,23	0,21	0,09	0,14	0,37	0,50	0,39	0,25	0,53	0,43	0,70
Orta	34 6	32 14	22 4	33 11	37 5	43 10	56 10	54 24	47 30	31 14	55 22	69 31	40 26	69 45	71 58
%	0,18	0,44	0,18	0,33	0,14	0,23	0,18	0,44	0,64	0,45	0,40	0,45	0,65	0,65	0,82
Düşük	31 3	35 18	55 15	42 22	32 13	19 5	21 2	25 13	34 31	51 24	17 10	11 9	43 35	10 10	19 19
%	0,10	0,51	0,27	0,52	0,41	0,26	0,10	0,52	0,91	0,47	0,59	0,82	0,81	1,00	1,00

Örneklerdeki hisselerden değişken betaya sahip olanların oranları italik karakterlerle verilmiştir. Sonuçlar hem EKK hem de Dimson (1979) betalarının göstermektedir. Betaların değişkenliği %5 seviyesinde LM testiyle ölçülmüştür. Sonuçlar tüm örneklem hisseleri için toplu olarak ve yüksek risk hisseleri ( $\beta > 1.2$ ), orta risk hisseleri ( $0.8 < \beta < 1.2$ ) ve düşük risk hisseleri ( $\beta < 0.8$ ) için ayrı ayrı sunulmuştur.

Breusch ve Pagan (1979) tarafından tasarlanan LM testi tüm örneklem dönemi ve alt-dönemleri içinde beta değişkenliğini incelemek için kullanılmıştır.

Hem EKK hem de Dimson betalarına ayrı ayrı uygulanan LM testinden elde edilen bulgular Tablo 5 de sergilenmiştir. Sekiz yıllık dönemde (1992-1999), örneklem hisselerinin % 83 ile 84'ü değişken betalara sahiptir. Yüzde beş seviyesinde, hem EKK hem de Dimson betaları için bu sonuçlar geçerlidir. Yine EKK ve Dimson betaları arasında değişkenlik anlamında önemli bir fark olmaması, betalardaki değişkenliğin seyrek işlem görme etkisinden kaynaklanmadığını göstermektedir. Tablo 5 den bir başka gözlem de yüksek betalı hisselerin daha yüksek değişkenlik gösterdiğidir. Dimson betalarına göre 100 hisseden 19'u yüksek risk gurubuna atanırken bütün bu hisselerin betalarının zamanla değiştiği görülmektedir. EKK betalarında ise sadece bir hissenin yüksek risk gurubuna atandığı görülmektedir.

Dört yıllık dönemle sekiz yıllık dönem sonuçları arasında belirgin farklar görülmektedir. İlk olarak, beta değişkenliği dört yıllık dönemde azalmaktadır. Dönem uzadıkça beta değişkenliğinin artması "beta tahmin süresi" etkisinin bir işareti olabilir. İkinci olarak, gerek EKK gerekse Dimson betalarında değişkenlik veya istikrarsızlık 1992-1995 döneminde (1996-1999'a kıyasla) daha yüksektir.

İki yıllık alt-dönem sonuçları dört ve sekiz yıllık sonuçlarla karşılaştırıldığında da belirgin farklar görülmektedir. Ortalama beta değişkenliği iki yıllık dönemde daha uzun alt-dönemlere kıyasla önemli azalış göstermektedir. İki yıllık dönemler arasında en yüksek beta değişkenliği 1992-1993 döneminde görülmektedir. Takip eden dönemlerde değişkenlikte bir azalma olmaktadır. Yıllık beta tahmin dönemlerinde hisselerin beta değişkenliği % 17 ile 46 arasında değişmektedir. Ancak, 1992'den 1999'a gidilirken beta değişkenliğinde herhangi bir trende rastlanmamaktadır.

#### IV. Sonuçların Değerlendirilmesi

Bu makalede betanın zaman içinde değişmesi Türk hisse senedi piyasası verileriyle 1992-1999 dönemi için araştırılmıştır. Bu ve yukarıda atıfta bulunulan çalışmalarda kullanılan örneklemelerin süresi, büyüklüğü ve alt-dönemler arasındaki farklılıklardan dolayı bire bir mukayeseler anlamlı olmayacaktır. Ancak, elde edilen bulgulara dayanarak bir kaç nokta vurgulanabilir. İlk olarak, Türk hisse senedi piyasası beta değişkenliği açısından diğer gelişmiş ve yükselen piyasalardan farklı değildir. İMKB'de de betalar zaman içinde değişkenlik göstermektedir. İkinci olarak, sekiz yıllık dönemde gözlemlenen % 80 civarındaki beta değişkenliği yabancı piyasalarda benzer dönem uzunluklarında bulunan değişkenlik oranlarından daha yüksektir. Dört yıllık dönemlerde gözlemlenen

% 65 lik değişkenlik oranı içinde aynı şey söylenebilir. Üçüncü olarak da, beta tahmin süresi kısaldıkça beta değişkenliği azalmaktadır. Bu bulgu İMKB’de bir tahmin süresi etkisinin varlığına yorumlanabilir. Ayrıca Damodaran’ın (2002) ileri sürdüğü “yükselen piyasalarda şirketlerin ve piyasanın hızla değiştiği” görüşüyle de uyum içindedir. Son olarak, beta değişkenliğinin bir faktöre karşı hassas olmadığı görülmektedir; sonuçlar betaların EKK veya Dimson yöntemiyle bulunmasına hassasiyet göstermemişlerdir.

Şüphesiz, bu çalışmanın bulguları, incelenen süre ve hisse senedi sayısı düşünüldüğünde, kullanılan örnekleme bağımlıdır. Dolayısıyla, eldeki veriler çoğaldıkça çalışmanın tekrarlanmasında yarar vardır. Ayrıca, İMKB’de daha iyi beta tahmini yapabilmek için getiri aralığı etkisi, “doğru” tahmin süresi, ve betaların rassal özellikleri gibi konuların araştırılmasında yarar vardır.

#### Kaynakça

- Alexander, G. J., Benson, P.G., “More on Beta as a Random Coefficient,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17, 1982, s. 27-36.
- Altman, E. I., Jacquillat, B., Levasseur, M., “Comparative Analysis of Risk Measures: France and the United States”, *Journal of Finance*, 29, 1974, s. 1495-1511.
- Baesel, J. B., “On the Assessment of Risk: Some Further Considerations”, *Journal of Finance*, 29, 1975, s.1491-1494.
- Blume, M., “On the Assessment of Risk”, *Journal of Finance*, 26, 1971, s. 1-10.
- Blume, M., “Betas and Their Regression Tendency”, *Journal of Finance*, 30, 1975, s. 785-95.
- Bos, T., Fetherston, T. A., “Market Model Nonstationarity in the Korean Stock Market”, *Pacific Basin Capital Markets Research*, 3, 1992, s. 287-302.
- Bos T., Newbold, P., “An Empirical Investigation of the Possibility of Stochastic Systematic Risk in the Market Model”, *Journal of Business*, 57, 1984, s. 35-41.
- Brailsford, T. J., Josev, T., “The Impact of the Return Interval on the Estimation of Systematic Risk”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 5, 1997, s. 357-376.
- Breusch, T. S., Pagan, A. R., “A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation”, *Econometrica*, 47, 1979, s. 1287-1294.
- Brooks, R. D., Faff, R. W., “Financial Market Deregulation and Bank Risk: Testing for Beta Instability”, *Australian Economic Papers*, 34, 1995, s. 180-199.
- Brooks, R. D., Faff, R. W., Ariff, M., “An Investigation into the Extent of Beta Instability in the Singapore Stock Market”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 1998, s. 87-101.
- Brooks, R. D., Faff, R. W., Lee, J.H.H., “The Form of Time Variation of Systematic Risk: Testing for Beta Instability”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, 1992, s. 191-198.
- Brooks, R. D., Faff, R. W., Lee, J.H.H., “Beta Stability and Portfolio Formation”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 4, 1994, 463-479.
- Chan, L., Lakonishok, J., “Robust Measurement of Beta Risk”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, 1992, s. 265-282.
- Cohen, K., Hawawini, G., Mayer, S., Schwartz, R., Whitcomb, D., “Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behavior”, *Journal of Finance*, 35, 1980, s. 249-257.

- Collins, D. W., Ledolter, J., Rayburn, J., “Some Further Evidence on the Stochastic Properties of Systematic Risk”, *Journal of Business*, 60, s. 1987, s. 425-448.
- Damodaran, A., *Investment Valuation*. 2nci Basım. John Wiley, 2002.
- Dimson, E., “Risk Management When Shares are Subject to Infrequent Trading”, *Journal of Financial Economics*, 7, 1979, s. 197-226.
- Dimson, E., Marsh, P., “The Stability of U.K. Risk Measures and the Problem of Thin Trading”, *Journal of Finance*, 38, 1983, s. 753-783.
- Fabozzi, F. J., Francis, J. C., “Stability Tests fro Alphas and Betas Over Bull and Bear Market Conditions”, *Journal of Finance*, 32, 1977, s. 1093-1099.
- Fabozzi, F. J., Francis, J. C., “Beta as a Random Coefficient”, *Journal of Financial and Quantitative Analysts*, Mart 1978, s. 101-116.
- Faff, R., Brooks, R. D., “Further Evidence on the Relationship Between Beta Stability and the Length of the Estimation Period”, *Advances in Investment Analysis and Portfolio Management*, 4, 1997, s. 97-113.
- Faff R., R W., Lee, J. H. H., Fry, T. R. L., “Timte Stationarity of Systematic Risk: Some Australian Evidence”, *Journal of Business Finance and Accounting* 19, 1992, s. 253-270.
- Frankfurter, G., Leung, W., Brockman, P., “Compounding Period Length and the Market Model”, *Journal of Economics and Business*, 46, 1994, s. 179-193.
- Ghysels, E., “On Stable Factor Structures in the Pricing of Risk: Do Time-Varying Betas Help or Hurt?”, *Journal of Finance*, 53, 1998, s. 549-573.
- Greene, W., “Econometric Analysis”, 3rd Ed., Prentice-Hall Inc., 1997, s. 550-553.
- Hays, W. L., *Statistics*. Holt Rinehart and Winston, 1975.
- Hildreth, C., Houck, J. P., “Some Estimators for a Linear Model with Random Coefficients”, *Journal of American Statistical Association*, 63, 1968, s. 584-595.
- Kim, D., “The Extent of Non-Stationarity of Beta”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 3, 1993, s. 241-254.
- Klemkosky, R. C., Martin, J. D., “The Adjustment of Beta Forecasts”, *Journal of Finance*, 30, 1975, s. 1123-1128.
- Lee, C. F., Chen, C. R., “Beta Stability and Tendency: An Application of a Variable Mean Response Regression Model”, *Journal of Economics and Business*, 34, 1982, s. 210-206.
- Levy, R. A., “On the Short-Term Stationarity of Beta Coefficients”, *Financial Analysts Journal*, 27, 1971, s. 55-62.
- Ohlson, J., Rosenberg, B., “Systematic Risk of the CRSP Equal-Weighted Common Stock Index: A History Estimated by Stochastic Parameter Regression”, *Journal of Business*, 55, 1982, s. 121-145.
- Roefeldt, R., “Further Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Mart 1978, s. 11-21.
- Shalit, H., Yitzaki, S., “Estimating Beta”, *Çalışma Raporu, Ekonomi ve Finans Bölümü, Ben Gurion Üniversitesi*, 2001.
- Sunder, S., “Stationarity of Market Risks: Random Coefficient Tests for Individual Stock”, *Journal of Finance*, 35,1980, s. 883-896.
- Vasicek, O., “A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas”, *Journal of Finance*, 28, 1973, s.1233-1239.

## TÜRKİYE’DE FİNANS VE BÜYÜME: NEDENSELLİK İLİŞKİSİ

Ensar YILMAZ \*  
Özgür KAYALICA \*\*

### Özet

Finansal sistemlerin gelişmesi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki son dönemlerde yeniden ilgi odağı haline gelmiştir. Bu eğilime uyularak hata-düzeltilme modeli (ECM) çerçevesinde çok değişkenli Granger nedensellik testleri kullanılarak, 1960-2001 arasında Türkiye için finansal sektör gelişmesi ve büyüme arasındaki nedensellik analiz edilmiştir. Eğer M2Y/GSMH oranı ve market kapitalizasyonu finansal gelişmenin bir ölçüsü olarak alınırsa finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ‘arz-yönlü’ (supply-leading) paradigmaya daha yakın olduğu görünmekte, ancak eğer finansal gelişmeyi temsil eden değişken özel sektör kredilerinin toplam yurtiçi kredilere oranı olarak ele alınırsa o zaman nedensellik ilişkisi ortaya çıkmadığı görülmektedir. Bu birbirinden farklı sonuçlara rağmen talep-takip edici (demand-following) hipotezi destekleyen bir bulguya da rastlanmamıştır.

### I. Giriş

Son 10 yıldır finans sektörünün ekonomik büyümedeki rolü ampirik çalışmalara fazlaca konu olmuştur. Büyümeyi açıklamada standart bir yaklaşım ortaya çıktı ve bu alandaki literatür daha çok toplam finansal aracılık miktarı, banka borç verme ve hisse senedi pazarının gelişimini inceledi. Birçok çalışma bu ilişkiyi hem teorik olarak hem de ampirik olarak çeşitli şekillerde açıklamaya çalıştı. Birçoğu finansal derinleşmenin büyümenin performansını artırıcı etkisini saptamaya ve bu ilişkinin derecesini analiz etmeye çalışmıştır. Diğer çalışmalar ise finansal gelişimin büyümeye etki eden kanallarını tespit etme üzerine odaklandılar.

Bu makalenin amacı, bu konudaki teorik tartışmaları incelemek ve Türkiye’de

1960-2001 dönemindeki finansal gelişim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklayıcı birkaç ampirik test ortaya koymaktır. Bu çalışmada Türkiye’nin ekonomik büyümesinde hangi finansal sektör kanallarının rol aldığı vector autoregressive (VAR) ve hata düzeltim (ECMs) modelleri kullanılarak araştırılmaktadır.

Çalışılacak ülke seçimini iki etmene bağlamak mümkündür. İlk olarak, her ekonominin kendine has bir finans ve büyüme ilişkisi vardır. Bu Türkiye için de geçerlidir. İkinci olarak, büyüme-finans ilişkisinin yatay kesit analizi ve finansal baskının ülke üzerindeki direkt etkileri ülkelerin homojenlik varsayımı, politika uygulamaları ve kurumların etkinliği açısından eleştirilmiştir.

Bu makale şu şekilde planlanmıştır: İkinci bölüm, finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki bağlantıları teorik olarak araştırmakta ve bu konuda yapılmış ampirik çalışmaları özetlemektedir. Ayrıca bu bölümde, bu alanda zaman serisi yaklaşımının son zamanlarda daha popüler olan yatay kesit analizine göre daha verimli olduğu tartışılmaktadır. Üçüncü bölümde, finans ile büyüme arasındaki etkileşimi gözlemek üzere basit bir teorik model kurulmuştur. Dördüncü bölüm bu modeli test etmek üzere kullandığımız ampirik çalışmanın metodolojisini anlatmaktadır. Beşinci bölümde, ampirik testlerin sonuçları ve değerlendirilmesi yapılmaktadır. Son olarak altıncı bölüm, makalenin sonuçlarını ve birkaç politika uygulamalarını tartışmaktadır.

### II. Finans ve Büyüme

Bir çok temel noktaya dayanarak geleneksel bakış, finansal derinliğin ekonomik büyüme için gerekli ön koşul olduğunu söylemektedir. Bu hipotez fonksiyonel finansal kuruluşların tüm ekonomik etkinliği sağlayabildiğini, likiditeyi yaratabildiğini ve genişletebildiğini, tasarrufların hareketliliğini sağlayabildiğini, sermaye birikimini çoğaltabildiğini, geleneksel sektörlerden daha modern büyüme-sağlayıcı sektörlerle kaynak dağılımını sağlayabildiğini içermektedir. Buna ek olarak, ekonominin bu modern sektörlerindeki girişimcilere kaynak sağlayabileceğini öne sürmektedir. Bu hipotez etkili finansal piyasaların varlığının finansal hizmetin arzını ekonominin reel sektöründe bu hizmetlere olan talebi arttıracığını varsaymasından dolayı genellikle “arz yönlü” olarak tanımlanmaktadır. “Arz yönlü” hipotez Gurley ve Shaw (1955), Goldsmith (1969), McKinnon (1973), Shaw (1973) ve Fry (1978) gibi bir çok seçkin ekonomistler tarafından geliştirilmiştir. King ve Levine (1993 a, b), DeGregorio ve Giudotti (1995), ve Levine ve Zervos (1996) tarafından bir çok gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler incelenerek yapılan son zamanlardaki ampirik çalışmaların hepsi “arz yönlü” hipotezi desteklemiştir. Bu belirgin desteğin temel istatistiksel dayanağı şudur; (bazı istisnalar haricinde) ampirik sonuçlar

\* Y. Doç. Dr. Ensar Yılmaz, İktisadi ve İdai Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Yıldız Teknik Üniversitesi, Beşiktaş, İstanbul.

Tel: 212-2597070 E-mail:enyilmaz@yildiz.edu.tr.

\*\* Y. Doç. Dr. Özgür Kayalica, İstanbul Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi.

Tel: 212-2597070 E-mail: kayalica@itu.edu.tr.

pozitif çıkmış ve reel ekonomik büyümedeki finansal derinliğin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Akla yatkın olmasına karşın; “arz yönlü” hipotez gerçeğin elbetteki tek olası tarifi değildir. Gerçekten de Robinson (1952) ve Patrick (1966) gibi bazı tanınmış akademisyenler bu hipotezi tamamen teorik gerekçelere dayanarak red etmektedirler. Ireland (1994) ve Demetriades ve Hussein (1996) tarafından finansal derinleşmenin sadece bir yan ürün ya da reel ekonominin büyümesinin sonucu olup olmadığı tartışılmaktadır. Bu alternatif görüşe bağlı olarak; basitçe, finansal piyasadaki herhangi bir gelişim ekonomideki büyümeye pasif bir cevap olarak değerlendirilmektedir. Reel sektör büyüdüğü ve genişlediği için (teknolojik ilerleme veya emek üretkenliğindeki gelişimden dolayı) bu büyüme finansal hizmet talebinde artışa neden olabilmektedir. Bu yeni talebi karşılayabilmek için daha büyük ve karmaşık finansal kuruluşların kurulması için yoğun baskı oluşturmaktadır. Bu alternatif bakış, genellikle reel ekonomideki büyümeden dolayı hizmetteki bu artan talebi izleyebilmek için finansal piyasalar gelişmekte ve ilerlemekte olduklarından “talep izleyici” hipotez olarak tanımlanmaktadır. Buna karşın, tanınmış bazı ekonomistlerden oluşan bir diğer grup finansal derinliğin ekonomik büyüme ile ilişkili olmadığını savunmaktadır. Bazı ünlü ekonomistler [Lucas (1988), Stern (1989) gibi] ısrarla büyüme sürecinde finansal derinliğin herhangi bir nedensel rolü olduğunu red etmektedirler. Ekonomik gelişimin dinamiklerini incelediği çalışmasında Lucas (1988), ekonomistlerin genellikle finansal piyasaların ekonomik gelişimdeki önemini abarttıklarını tartışmış ve bu piyasaların ekonomik gelişim prosesinde en iyi ihtimalle sadece çok küçük bir rol üstlenebileceğini belirtmiştir. Eğer bu geçerli ise, Stern-Lucas’ın savı finansal derinlik ile ekonomik büyüme arasındaki herhangi bir nedensel ilişkiyi kabul etmemektedir. Böylece bu üçüncü yaklaşım iki değişkenin nedensellik açısından bağımsız olduğunu ima etmektedir.

Üç farklı nedensellik hipotezinin yanı sıra; “arz-yönlü” ve “talep izleyici” hipotezin birleşmesinden oluşan bir dördüncü sava varılabilir. Bu sava göre (her iki hipotezin de ortak olarak geçerli olduğu), finansal derinlik ve reel ekonomik büyüme karşılıklı nedensellik (iki yönlü nedensellik) ilişkisine sahip olmaktadır. Bu tip nedensellik modeli özellikle uzun dönemde olası görülmektedir. Greenwood and Smith (1997) de son makalelerinde benzer bir bakış açısını ele almışlardır. Tüm bu savlara ek olarak, teorik bazı çalışmalar finansal gelişimin büyümeyi engelleyici bir etkisi olduğunu da göstermektedir. Özellikle, finansal sektörün gelişimi kaynak dağılımını ve tasarruflara dönüşümünü çoğaltarak gelir ve ikame etkileri yoluyla tasarruf oranlarını azaltabilmektedir. Ayrıca bazı modellerde daha fazla risk çeşitliliği ihtiyatı

tasarrufları azalttığı ve dolayısıyla toplu tasarruf oranlarını da azalttığı gösterilmektedir. Eğer sermaye birikimiyle ilişkili dışsallıklar varsa bu tasarruflardaki düşüş büyümeyi yavaşlatıcı ve refah azaltıcı etkide bulunabilmektedir. Bundan dolayı teorik olarak finansal gelişimin büyümeye etkisiyle ilgili tahminler belirsiz olmaktadır. Ayrıca iktisat teorisi, stok piyasaların ve bankaların birbirleriyle ikame mi, tamamlayıcı mı olduğu konusunda veya birinin diğerine oranla büyüme üzerinde daha etkili olup olmadığı konusunda belirsiz tahminler sunmaktadır. Örneğin; Boyd ve Prescott (1986) bankaların bilgi anlaşmazlıklarını azaltıcı rol oynadığı ve dolayısıyla kaynak dağılımını iyileştirici etkide bulunduğunu modellemiştirler. Stiglitz (1985) ve Bhide (1993)’de çalışmalarında stok piyasaların bankalar kadar büyüme üzerinde yararlı olmadıklarını vurgulamışlardır.

Büyümenin ve onun olası bileşenlerinin ampirik analizlerinde ara-kesit regresyon kullanımı o kadar geleneksel hale gelmiştir ki Barro (1991) çalışmasında tam korelasyona sahip kümenin bileşenleri olarak eğitim ve politik kararlılık gibi anahtar değişkenleri izole etmiştir. Bundan dolayı var olan büyümedeki finansal faktörler ile ilgili çalışmaların çoğunluğu bu yapıyı izlemektedir. (Örneğin; King ve Levine, 1993a, b; Levine ve Zervos, 1996, 1998, Atje ve Jovanovic (1993), Demirgüç-Kunt ve Maksimovich (1998), Rajan ve Zingales (1998), Neusser ve Kugler (1998), Rousseau ve Wachtel (1998), ve Beck, Levine ve Loayza (2000).

Ancak bir çok araştırmacının ara-kesit regresyonuyla ilgili şüpheleri bulunmaktadır. Arestis ve Demetriades (1997) çalışmalarında yatay kesit analiziyle nedensellik yorumlanmasının çok kırılğan bir istatistik temele dayandığını savunup finansal gelişim ve büyümenin ilişkili olduğunu öne süren King ve Levine’in bu görüşüne katılarak nedensellik sorusunun ara-kesit yapısıyla başarıyla cevaplanamayacağını düşünmektedirler.

Arestis and Demetriades (1997)’e göre ara-kesit regresyon yaklaşımı daha sınırlı bir bakış açısına sahiptir ve yatay kesit regresyonunun bir değişkenin ülkeler bazında “ortalama etkisi”ni verebileceğini savunmaktadırlar. Farklı ülkelerdeki farklı nedensellik yapılarının varlığı ara-kesit data ile nedensellik testlerini sınırlayan bir unsur olmaktadır. Bu farklılıklar zaman serisi çalışmalarıyla kontrol edilebilmektedir. Örneğin Arestis and Demetriades (1997) 12 ülkenin verilerini kullandıkları çalışmalarında finans ve büyüme arasındaki nedensellik bağlantısının her ülkede kendi doğasıyla, finansal kuruluşların çalışmalarıyla ve düzenli olarak sürdürülen politikalarla açıklanabileceği konusunda önemli kanıtlar bulmuşlardır. Vardıkları sonuç: Ülkelerdeki uzun vadeli nedensellik ilişkisi değişkenlik gösterebileceği gibi uzun dönem ilişkilerinin kendisinin de değişkenlik gösterebileceğidir. Ayrıca,

zaman serisi analizleriyle yatay kesit analizlerine oranla finansal gelişim ve reel çıktı arasındaki ilişkinin iç yüzünün daha net anlaşılacağını savunmuşlardır.

Çok fazla olmamakla beraber finans ve büyüme arasındaki nedenselliğine ait zaman serisi çalışmaları da literatürde mevcuttur. Jung (1986), ve Demetriades ve Hussein (1996) finansal gelişim ve büyüme arasındaki nedenselliğin ülkelerde farklılaşacağı varsayımı altında 16 gelişmekte olan ülke için nedensellik testi uygulamışlardır. Hansson ve Jonung (1997) tarafından İsveç için yapılan ve 1834-1991 yılları arasında kapsayan finans ve büyüme araştırmalarında uzun vadede finans yönlü büyüme ilişkisinin istikrarsız ve kesin olmayan bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılar. Arestis, Demetriades ve Luintel (2000) hem bankacılık sektörü hem de stok piyasalarının gelişiminin büyümeyi etkileyip etkilemediğini açıklamak amacıyla 5 gelişmiş ekonomiye üçer aylık veriler kullanarak zaman serisi analizini uygulamışlardır. Darrat (1999) ampirik olarak 3 Ortadoğu ülkesinde (Suudi Arabistan, Türkiye ve Birleşik Arap Emirlikleri) ekonomik büyümedeki finansal derinliğin rolünü araştırmıştır. Ülkeler bazında kanıtların güçlülüğü ve finansal derinliğin ölçümünde kullanılan vekil değişkenler değişse de sonuçlar genellikle finansal derinliğin ekonoik büyüme için gerekli bir nedensel faktör olduğu bakış açısını desteklemektedir. Levine ve Carkovic (2001)'in Şili için bulduğu ampirik sonuçlar sermaye piyasaların ve bankaların büyümeyi artırıcı rolü olduğunu vurgulamaktadır. Thornton (1995) 22 gelişmekte olan ekonomiyi incelemiş ve bazı ülkelerde finansal derinliğin büyümeyi desteklediği yönünde kanıtlar bulmuşlardır. Spears (1991) finansal ortalamanın Sahra Afrika'da ekonomik büyümeye neden olduğu sonucuna ulaşmış ve buna benzer sonuçlar Ahmed ve Ansari (1998) tarafından 3 büyük Güney Asya ekonomileri için de elde edilmiştir. Neusser ve Kugler (1998) 13 OECD ülkesinin örnek olarak alındığı çalışmada finansal sektör GSYİH'sinin imalat sektörü GSYİH'si üzerinde Granger nedensellik etkisi olduğunu göstermiştir. Geçen yüzyıl boyunca endüstrileşmiş ülkeler üzeinde yapılan zaman serisi çalışmalarında Rousseau ve Wachtel (1998) aracılık aktivitesinin yoğunluğundan ekonomik performansa doğru baskın bir nedensellik bağlantısı olduğunu kanıtlamışlardır.

### III. Teorik Model

Finansal derinleşme ve büyüme arasındaki teorik ilişkiyi kurabilmek için, aşağıdaki toplam üretim fonksiyonu ile şekillendirilen kapalı bir ekonomi varsayılmaktadır. Burada  $Y(t)$ ,  $t$  döneminde sermaye faktörü,  $K(t)$  tarafından üretilen çıktıyı temsil etmektedir.

$$Y(t)=F(K(t)) \quad (1)$$

Toplam sermaye stoğu,  $K(t)$ , hem beşeri hem de fiziki sermayeyi içermektedir. (1) numaralı denklemin toplam türevi alındığında aşağıdaki sonucu elde ederiz.

$$dY(t) = \frac{\partial F}{\partial K(t)} dK(t) \quad (2)$$

Çıkan sonuçta denklemin iki tarafını da  $Y(t)$  ile böldüğümüzde ekonomideki büyüme oranını,  $g$ , elde ederiz:  $g = dY(t) / Y(t)$

$$\frac{dY(t)}{Y(t)} = g = \frac{\partial F}{\partial K(t)} \frac{dK(t)}{Y(t)} \quad (3)$$

Böylece büyüme oranı,  $g$ , sermayenin marjinal verimliliği,  $\partial F / \partial K(t)$  ve yatırım oranının,  $dK(t) / Y(t)$ , çarpımına eşit olmaktadır. Devletin olmadığı bu kapalı ekonomide, finansal piyasa dengesi tasarruf ve yatırım arasında eşitliği varsayar. Diğer yandan, aracılık sürecinde kaynakların bir kısmı kaybolduğundan denge durumunda tasarrufların  $S(t)$  belirli bir oranı yatırımlara kanalize edilir  $I(t)$  :

$$\theta S(t) = I(t) \quad (4)$$

$\theta$  aktarılan tasarruf oranını göstermektedir. Böylece finansal sistem tarafından absorbe edilen tasarruf miktarı  $(1-\theta) S(t)$  şeklinde gerçekleşir ve bu miktar ne kadar yüksek olursa ekonomideki sermaye birikimi o denli az olur. Bu son denklemin ekonominin büyüme oranı ile birleştirdiğimizde aşağıdaki sonucu elde ederiz:

$$g = F'(K(t))\theta \left[ \frac{S(t)}{Y(t)} \right] \quad (5)$$

Bu basit modelden de göreceğimiz gibi finansal piyasaların gelişmesi büyümeyi aşağıdaki yollardan etkileyebilir: (i) Birincisi, kaynakların en verimli alanlara daha iyi aktarılmasıyla sermaye verimliliğinin geliştirilmesi. Bu (5) numaralı denklemde  $F'(K(t))$ 'da bir artış anlamına gelmektedir. (ii) İkincisi, aracılık sürecinde  $\theta$  oranındaki artışla ifade edilen daha az fon kaybı daha fazla tasarrufun yatırıma aktarılması anlamına gelecektir. (iii) Son olarak, özel tasarruf davranışını belirleyen şeyleri doğrudan etkileyen ekonomi politikaları kullanarak tasarruf oranında (veya aynı zamanda yatırım oranında),  $S(t) / Y(t)$ , bir artış yaratmak mümkün hale gelir.

#### IV. Yöntem ve Veri

Teorik olarak büyümeyi etkileyen finansal gelişme kanallarını tanımladıktan sonra, şimdi bu kanalların Türkiye'de büyüme oranını etkileyip etkilemediğini ampirik olarak test edebiliriz.

##### 4.1. Finansal Gelişmenin Göstergeleri

Finansal araçların ve piyasaların yeni projeleri ve firmaları değerlendirmek için kullandığı etkinliği ölçebilmemiz için, Türkiye'deki finansal derinlik ve ekonomik büyümeye ilişkin uygun göstergelere ihtiyacımız bulunmaktadır. Ekonomik büyüme için, genel kabul gören yöntemi takip ederek G değişkeni ile göstereceğimiz reel GSMH'deki (yüzde değişimler olarak) artış oranını kullanıyoruz. Mükemmel göstergeler olmamasına rağmen son zamanlardaki çalışmalar ülkeler arasındaki finansal aracılığın ve sermaye piyasaların gelişimini göreceli olarak iyi ölçen göstergeler buldular. Çok sayıda çalışma ayrı ayrı finansal araçların ve hisse senedi piyasalarının gelişimine odaklanmasına rağmen, bu makalede kullanılan göstergelerden biri bankaların gelişimi ile hisse senedi gelişimini tek bir değişkende birleştirmiştir. Hisse senedi piyasalarındaki gelişmeleri dışarıda bırakmak aşağıdaki değerlendirmelerin yapılmasını zorlaştırmaktadır: (a) Hisse senedi piyasalarındaki gelişmeyi kontrol ettiğimizde, bankacılığın gelişmesi ve büyüme arasındaki doğru orantılı ilişkinin tutup tutmadığı; (b) bankaların ve piyasaların her ikisinde ekonomik büyüme üzerinde birbirlerinden bağımsız etkilerinin olup olmadığı; veya (c) finansal gelişmenin büyüme için önem taşıdığı ancak ekonomik başarı üzerinde borsanın ve bankaların ayrı ayrı etkilerini tespit etmenin zor olup olmadığı. Bu durum, Levine ve Zervos (1998)'un belirttiği gibi, bankaların ve hisse senedi piyasalarının ekonomik büyümeyi farklı kanallardan etkilemesini kontrol edememesine rağmen finansal yapının tersine finansal gelişmenin etkilerini ayırt etmek için yardımcı olmaktadır.

Finansal sistemin işleyişiyle yakından ilgili, finansal gelişmenin seviyesine ait bazı göstergeler vardır. Bu değişkenler finansal sektördeki gelişmenin büyüme üzerindeki etkilerini incelemek için büyüme regresyonlarında kullanılmaktadır. Bu göstergeler finansal araçların büyüklüğünü ve finansal sistemin eşit likit yükümlülüklerini göstermektedir (nakit artı vadesiz mevduat ve banka ve banka dışı finansal araçların faiz taşıyan yükümlülükleri). Bunlardan biri C ile gösterilen ve nakit paranın dar para stoğuna (M1) oranı olarak tanımlanan nakit oranıdır. Finansal derinliğin derecesini temsil eden ikinci gösterge ise para hızının tersi, yani, geniş para stoğunun (M2) nominal GSYİH'ya oranıdır. McKinnon (1973) ve Shaw (1973) tarafından önerilen, ve yakın zamanda da King ve Levine (1993a, b) tarafından kullanılan, finansal

piyasanın büyüklüğünü veya 'finansal derinliği' ölçen bu gösterge çoğunlukla 'parasallaşma' (monetization) değişkeni olarak ifade edilmektedir. Buna rağmen, biz daha geniş bir tanımı, M2Y'yi kullanmaktayız.

M2Y değişkeni M2'nin tüm içerenlerinden ve artı yabancı döviz mevduatından oluşmaktadır. Türkiye'deki yüksek seviyedeki dolarizasyon nedeniyle (nakit ikamesi), M2Y'nin nominal GSYİH'ya oranı finansal derinlik nosyonunun yerine kullanılabilir. Daha sonra finansal sistemin toplam genişliğini ölçmek için, piyasa kapitalizasyonu, (kote edilmiş hisselerin değerinin GSYİH'a oranına bölünmesiyle bulunan bir hisse senedi gelişim oranıdır.), M2Y'nin nominal GSYİH'a oranına eklenmiştir. Finansal araçlar ve menkul kıymetler borsası oranlarının toplamı F değikeni ile gösterilmiştir.

Bu makalede kullanılan ikinci değişken özel sektöre verilen kredilerin toplam yerli kredi toplamına (bankalara verilen krediler hariç) oranıdır, ki bu K ile gösterilir. K değişkeni kredinin dağılım problemini dikkate alır. Bu değişkeni kullanmanın ardındaki varsayım, özel sektöre daha fazla kredi aktaran finansal sistemlerin devlete bağlı teşebbüslere kredi veren sistemlerden daha fazla firmaları inceledikleri, daha fazla risk yönetim hizmetleri sundukları, daha fazla tasarrufları harekete geçirdikleridir. Yani, K değişkeni verimlilik üzerindeki finansal aracılığın etkisini dikkate almak için kullanılır. Yeni çalışmalar bu etkinin ekonomik büyüme üzerindeki büyük, pozitif ve güçlü bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir (Beck, Levine, and Loayza 2000).

Üç değişkenin (G, F, ve K) bileşenleri için Türkiye'de 1960-2001 yıllarına ait veriler kullanılmaktadır. Veriler IMF, International Financial Statistics (Uluslararası Finansal İstatistikler) ve Devlet Planlama Teşkilatı'ndan alınmıştır (DPT).

##### 4.2. Ampirik Yöntem

Nedensellik ilişkisini ampirik olarak test etmek için Granger nedensellik testini kullanmak yaygın olan bir uygulamadır (Granger, 1969, Sims, 1972). Eğer Y serisinin geçmiş değerleri X serisinin geçmiş değerleri ile regresyon denklemi kurularak tahmin edildiğinde tahmin hatasının düştüğü görülüyorsa zaman serisi olan  $\{X_t\}$  için diğer zaman serisi  $\{Y_t\}$ 'ye Granger nedensellik ilişkisi ile bağlıdır denilebilir. Granger nedensellik testi durağan zaman serileri gerektirir.

1 1989'da ki sermaye hesabı serbestliğinden sonra, yabancı döviz mevduatında kapsayan M2Y yukarı yönde bir eğilim gösterdi (TCMB, 2002).

2 1980'lerde ki finansal liberalizasyondan beri, Hazine iç borçlanma senetlerinin piyasadaki hakimiyeti değişmemesine rağmen, Türkiye menkul kıymetler piyasaları önemli oranda ve nitelikte büyüdü. Hisse senedi kapitalizasyonu 1988'de GSMH'nin %1'inden 2001'de GSMH'nin %38'ine kadar arttı. Bu büyük artış bizi finansal sistemin tüm boyutlarını dikkate almamız için M değişkenine bu durumu eklememiz gerektiğine yönlendirdi. (TCMB, 2002).

Granger (1986) herhangi bir durağan olmayan zaman serisinin  $\{Y\}$  fark alınarak durağan hale getirilebileceğini göstermiştir. Farkın kaçınıcı dereceden olduğunu belirlemek için Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi uygulanır. Birim kök testlerinde Akaike Information Criterion (AIC) ve otokorelasyon uygulanarak uygun gecikme yapısı belirlenmiştir.

Bu çalışmada granger nedensellik testini uygulamadan önce gelenekselleşmiş bir yöntem olan VAR yöntemi ile  $I(1)$  serisinin birinci farkı alınmıştır. Bir değişkenin şu anki ve geçmişteki verilerinin diğer değişkeni etkileyip etkilemediğine bakılarak nedensellik ilişkisi belirlenmektedir. Bununla beraber eğer değişkenler durağan değil ve birinci dereceden ko-entegre iseler nedensellik, uzun dönemli denge ilişkisinden sapma gibi başka bir nedenden kaynaklanıyor olabilir. Bu yüzden nedensellik testinden önce, uzun dönem ilişkisi olup olmadığına koentegrasyon testi uygulayarak bakılmalıdır. Bu çalışmada, koentegrasyon vektörün varlığı için Engle-Granger (1987) and the Johansen-Juselius (1990) testleri kullanılmıştır.

X ve Y değişkenleri için standart Granger-causality testinin geçerli olabilmesi için bu iki değişkenin ko-entegre olmaması gerekir (bu iki değişken arasında uzun dönemli ilişki olmaması). Aksi taktirde Hendry (1986), ve Engle ve Granger (1987), tarafından gösterildiği gibi; sonuç sapmalı olacaktır, çünkü uzun dönemli bilgi (düşük frekans) gözden kaçmış olacaktır. Koentegrasyon olduğu durumda, iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisi analiz edilmekte olup, Hata Düzeltme Modelini (Error Correction models (ECMs) kurmak için Granger's (1986) Representation Teoremini kullanmak daha iyi bir yöntem olacaktır. Engle ve Granger (1987) koentegrasyon testi için iki aşamalı bir prosedür izlemişlerdir.

Eğer iki değişken ko-entegre ise, daha sonraki adım iki değişkenin ko-entegre özelliklerini dikkate alan ampirik yöntem olarak dinamik Hata Düzeltme Modelini kurmaktır. Bu yaklaşım, standart Granger nedensellik modelinden farklıdır; her denklem için başka bir regressor eklenmektedir, bu da ko-entegre denklemlerinden tahmin edilen artık değerlerdir. (hata düzeltme terimleri). Değişkenler arasındaki ko-entegrasyonları göz ardı eden Standart Granger nedensellik testlerinin kör uygulamaları hatalı nedensellik çıkarımlarına yol açabilir. Bir ko-entegre sistemdeki Granger Nedensellik ECM formatı:

$$\Delta y_t = \alpha_{02} \gamma_1 (y_{t-1} - b_0 - b_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k_1} \alpha_{i1} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_2} \beta_{i1} \Delta x_{t-i} + u_{1t} \quad (1)$$

ve

$$\Delta x_t = \alpha_{02} \gamma_2 (y_{t-1} - b_0 - b_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k_1} \alpha_{i2} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_2} \beta_{i2} \Delta x_{t-i} + u_{2t} \quad (2)$$

Bu iki değişkenli hata düzeltme modelinde birinci dereceden farkları alınmış VAR modeli  $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$  hata terimleri eklenerek ifade edilmektedir. Ayrıca,  $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$ 'nin uyarlanma hızı parametreleri olduğu fark edilmelidir. Parametre  $\gamma_1$  büyüdükçe geçmiş zamanlardaki  $y_t$ 'nin uzun dönemdeki sapmalara cevabı daha büyük olacaktır. Diğer taraftan; çok küçük  $\gamma_1$  değerleri  $y_t$ 'nin geçmiş zamanların hata terimlerine duyarlı olmasını gerektirir.  $\{\Delta y_t\}$  serisi  $y_t$  serisinden etkilenmemesi için tüm  $\{\Delta x_t\}$  katsayıları sıfıra eşit olmalıdır. Bu nedenle ko-entegre değişkenler için Granger nedensellik ek bir durumu beraberinde getirmektedir; uyarlanma katsayısının hızı sıfıra eşit olmalıdır. Tabii ki, birinci ve ikinci denklemlerdeki uyarlanma katsayılarının hızlarından en azından biri sıfırdan farklı olmalıdır. Eğer  $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$  ikisi de sıfıra eşitse uzun dönemli denge ilişkisi ortaya çıkmaz ve model hata düzeltme veya ko-entegre modeli değildir.

#### V. Ampirik Sonuçlar

Ampirik sonuçları tartışmaya geçmeden önce iki-değişkenli (bivariate) modellerden çıkarılan sonuçların nedensellik ilişkisinin, dahil edilmeyen değişkenlerden dolayı yanıltıcı olabileceğini belirtmek gerekir. Bu yüzden enflasyon oranı olası sapmaları hafifletmek için modele eklenebilir ki bu modeli çok değişkenli yapmaktadır. Enflasyon oranı değişkeni aynı zamanda faiz oranındaki değişiklikleri de temsil etmektedir ve bu değişken Türkiye'de neler olduğunu anlayabilmek açısından çok önemlidir.

Eğer finansal derinliğin derecesi (F ve/veya K) tek yönlü olarak reel ekonomik büyümeye Granger anlamında neden oluyorsa bu durum arz-yönlü hipotezi destekliyor demektir. Fakat eğer tersi doğruysa bu talep-yönlü görüşü destek nitelikte olacaktır.

Tablo 1, tüm değişkenler (hepsi logaritmik formda) için yapılmış birim kök testlerini vermektedir. ADF test sonuçları sıfır hipotezinin, eğer değişkenler seviye düzeyleriyle ifade edilirse, red edilmediğini göstermektedir. Reel ekonomik büyüme (G) ADF regresyonunun sağ tarafına kaç tane farkı alınmış değişken dahil edildiğine bağlı olarak çelişkili sonuçlar vermektedir. Buna rağmen G için yapılmış ADF regresyonu üzerine son çalışmalar, farkı alınmış gecikme değerler eklendiğinde AIC istatistiklerini düzelttiğini göstermektedir. Dolayısıyla, G'nin durağan olmadığına karar verilmiştir. Diğer yandan, ADF test sonuçları, değişkenler birinci dereceden farkı alınmış olarak test edildiğinde tüm değişkenler için durağan olmama hipotezinin red edildiğini göstermektedir. Yani, değişkenler birinci dereceden entegre  $[-I(1)]$  olarak düşünülebilir. Bu da ko-entegrasyon olabileceğini (uzun dönemde istikrarlı bir ilişki olduğu) gösterir.

Daha sonra finansal derinliğin derecesini gösteren vekil değişkenler ve ekonomik büyüme arasındaki olası ko-entegrasyon test edilmiştir. Bu amaçla Engle-Granger ve Johansen-Juselius yaklaşımı kullanılmıştır. Fakat aşağıda tasarruf için sadece ikincisinin sonuçları verilmiştir.

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları  
Sıfır Hipotezi: Değişken Durağan Değil

(A) Değişken (düzey)	ADF(L)
Reel ekonomik büyüme, G	-2.04(2)
Finansal kalkınma göstergesi, F	1.94 (2)
Kredi Oranı, K	-1.15 (2)
Enflasyon, INF	-1.17(2)
(B) Değişken (birinci fark)	ADF(L)
$\Delta G$	-4.20(2)*
$\Delta F$	-3.61(2)*
$\Delta K$	-3.26(1)*
$\Delta INF$	-5.91(2)*

Notlar: L yıllarla ölçülen uygun gecikme uzunluğu (AIC-temelli). \* sembolü % 5 önem derecesinde sıfır hipotezinin red edildiğini göstermektedir.

Tablo 2 ve Tablo 3 ko-entegrasyon test sonuçlarını göstermektedir. Gecikme değerleri kalıntıları (hata terimlerini) azaltacak şekilde uzun seçilmiştir. Ko-entegre vektörleri (G, F, INF) ve (G, K, INF) olduğu zaman (Tablo 2) olasılık oranı (likelihood oranı) % 5 oranında herhangi bir ko-entegrasyon durumunu red etmektedir. Fakat INF değişkeni çıkarıldığında, (G ve F) ve (G ve K) ko-entegre olmaktadır, özellikle sıfır-olmayan bir ko-entegrasyon vector varlığını desteklemektedir (Tablo 3). Bu enflasyonun finansal derinleşme ile reel ekonomik büyüme arasında güvenilir bir uzun dönemli ilişki olmadığını belirtmektedir. Bu nedenle istatistiksel etkinliği artırmak için, enflasyon değişkeni ECM modelini oluşturmadan ko-entegre vektörlerden çıkarıldı. Ancak enflasyon değişkeni bağımsız değişken olarak ECM'nin içine dahil edildi, çünkü enflasyon, geriye kalan iki değişken ile uzun dönemli bir ilişki göstermese de ECM yapısında kısa dönemde ilişkili olabilecektir.

<sup>3</sup> Engle-Granger prosedürü Johansen-Juselius prosedürü gibi uygun gecikme değerlerinde G ve F değişkenleri ve G ve K değişkenleri arasında bir ko-entegrasyon olduğunu göstermektedir.

Tablo 2: Çok-değişkenli Ko-entegrasyon Test Sonuçları: Johansen-Juselius Yaklaşımı

Ko-entegre vektörü (G, F, INF)				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	% 5 Kritik Değeri	% 1 Kritik Değeri	Ko-entegre vektör sayısının hipotezi
0.300675	21.32055	29.68	35.65	Hiçbiri
0.152141	7.372602	15.41	20.04	En fazla 1
0.023715	0.936013	3.76	6.65	En fazla 2

Not: L.R. % 5 önem derecesinde herhangi bir ko-entegrasyonu red ediyor. Sonuçlar 2 gecikmeli değerler üzerinden hesaplanmıştır.

Ko-entegre vektörü (G, K, INF)				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	% 5 Kritik Değeri	% 1 Kritik Değeri	Ko-entegre vektör sayısının hipotezi
0.231649	16.88782	29.68	35.65	Hiçbiri
0.106086	6.610978	15.41	20.04	En fazla 1
0.055752	2.237295	3.76	6.65	En fazla 2

Not: L.R. % 5 önem derecesinde herhangi bir ko-entegrasyonu red ediyor. Sonuçlar 2 gecikmeli değerler üzerinden hesaplanmıştır.

Tablo 3: İki-değişkenli Test Sonuçları: Johansen-Juselius Yaklaşımı

Ko-entegrasyon Vektörü (G ve F)

Eigenvalue	Likelihood Ratio	% 5 Kritik Değeri	% 1 Kritik Değeri	Ko-entegre vektör sayısının hipotezi
0.371946	19.25386	15.41	20.04	Hiçbiri*
0.016087	0.648709	3.76	6.65	En fazla 1

\* % 5 önem derecesinde hipotezi red ediyor.

LR testi gecikme 1 iken % 5 önem derecesinde 1 ko-entegre denklem olduğunu gösteriyor.

Ko-entegrasyon Vektörü (G ve K)

Eigenvalue	Likelihood Ratio	% 5 Kritik Değeri	% 1 Kritik Değeri	Ko-entegre vektör sayısının hipotezi
0.326165	16.92741	15.41	20.04	Hiçbiri*
0.049426	1.926178	3.76	6.65	En fazla 1

\*% 5 önem derecesinde hipotezi red ediyor. LR testi gecikme 3 iken % 5 önem derecesinde 1 ko-entegre denklem olduğunu gösteriyor.

Tablo 4'de ECM'den çıkan ampirik sonuçlar bir araya getirilmiştir. Bu sonuçlarda, finansal derinleşme F ile ölçüldüğünde arz-yönlü hipotezi destekleyici kanıtlar olduğu gözlemlenmektedir. Ancak, K değişkeni (özel sektöre dağıtılan kredinin toplam milli kredi tutarına oranı) Granger-nedensel büyümeye neden olmamakta ya da tersi durum söz konusu görünmemektedir. Bu sonuç finansal gelişimin ekonomik büyümeye yol açtığını ancak bunun temel olarak özel girişimlere dağıtılan kredilerin yatırımın verimliliğini artırması ile ilgili olmadığını öne sürmektedir. Bu durum bankalar tarafından kredilerin tahsisinin ya büyüme için yeterli gücü sağlamadığını ya da reel sektör tarafından etkin bir şekilde kullanılmadığını göstermektedir. Özellikle 1980 ortalarındaki yüksek faiz oranları bunun temel nedenlerinden biridir. Bu dönemde, artan faiz oranları bankaların reel sektöre borç vermektense bütçe açığını finanse etmek için yüksek faiz oranı teklif etmek zorunda olan hükümete borç vermelerinden kaynaklandı. Böylece özel sektör kredi piyasaların dışına itilmiş oldu (crowding

out), fakat bu durumun daha detaylı şekilde incelenmesi, bu konuda ki yeni çalışmalara da fırsat verecektir.

Diğer yandan, uyarlanma parametreleri ( $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$ ) t-testlerinde gerek G ve F'i içeren ECM modelinde gerekse G ve K'i içeren ECM modelinde sıfır olarak bulunmuştur. Bu da uzun dönemde bu değişkenler arasında bir ilişki olduğunu gösteren ko-entegrasyon sonuçlarını teyit etmektedir.

Tablo 4: Üç-değişkenli Hata Düzeltme Modellerinden Elde Edilen Granger-Nedensellik Test Sonuçları

Sıfır Hipotezi	F-istatistiği
F, G'e Granger anlamında neden olmaz	5.03*
G, F'e Granger anlamında neden olmaz	1.89
K, G'e Granger anlamında neden olmaz	1.52
G, K'e Granger anlamında neden olmaz	1.88

Notlar: Uygun gecikme değerleri AIC'ye dayalı olarak bulundu. \* sembolü %5 önem derecesinde sıfır hipotezinin red edildiğini gösteriyor.

## VI. Sonuçlar ve Politika Önergeleri

Bu makale, Türkiye'de finansal sektörün gelişimi ile real ekonominin büyümesi arasındaki ilişkiyi araştıran ampirik bir çalışmadır. Ampirik analiz hata-düzeltilmiş modelinde çok değişkenli Granger-nedensellik testi kullanılarak yapılmıştır. Granger nedensellik kavramına ait bilinen sorunlar bu makalenin sonuçlarını da iddialı olmaktan alıkoymakta ve sonuçlar bu yüzden dikkatle yorumlanmalıdır.

Türkiye'de finansal gelişim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin yönü 1960-2001 dönemi için test edilmiştir. Finansal gelişimin farklı açılardan etkilerini görebilmek için iki ayrı enstrüman seçilmiştir. Birincisi, finansal gelişimi temsil eden bankacılık ve hisse senedi piyasası gelişmeleridir. Diğer taraftan, bu gelişimin büyüme üzerindeki etkilerini incelemek için bir enstrümana daha ihtiyaç duyulmuştur. Ancak özel sektör kredilerinin toplam milli kredilerine oranı ile büyüme arasında bir nedensellik ilişkisi bulunmadığından, M2Y/GNP ve menkul kıymetlerin cari fiyatlarla değerinin toplamı ölçü olarak alındığında ekonomik büyüme ile finansal gelişim arasındaki ilişkinin sadece arz yönlü olduğu görülmektedir. Buna rağmen talep güdümlü bir nedensellik ilişkisine dair de destekleyici bir delil bulunmamaktadır. Bundan dolayı Türkiye'de finansal sektörü genişletici ve iyileştirici uygulamalar özellikle kredi dağıtım mekanizması açısından ekonomik gelişim için yararlı olacaktır.

Bu araştırmada kullanılan model büyük ölçüde genişletilebilir ve farklı uygulamalara açık bir modeldir. Özellikle farklı sektörler ilginç sonuçlar sağlayabilir. Örneğin, finansal derinleşme hepsini olmasa da bazı sektörleri

etkileyebilir ve bu etki aynı yönde ve derecede olmayacaktır. Dolayısıyla politika belirleyicilerin bu finansal gelişim için en hassas sektörleri belirleyebilmeleri önemlidir. Bunlara ilave olarak, hangi mekanizma ile finansal derinleşmelerin ekonomik büyümeye etkili olduğunu incelemek yararlı olacaktır.

#### Kaynaklar

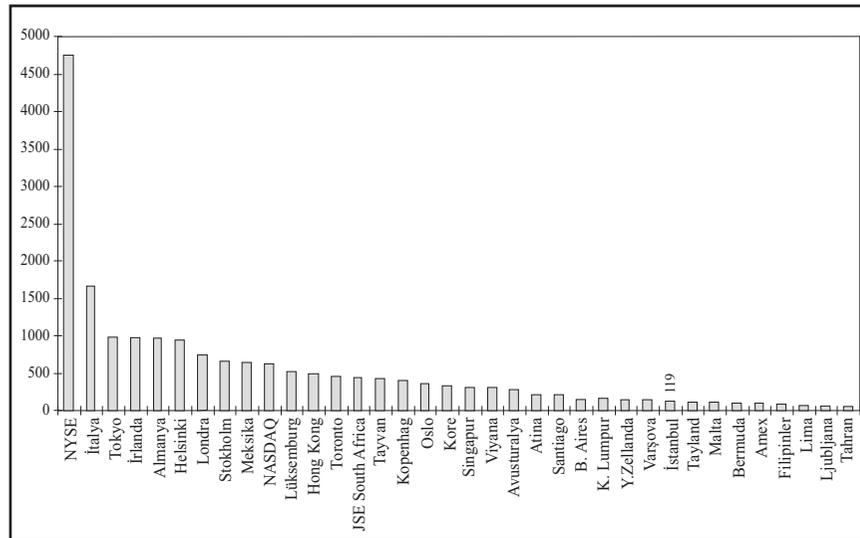
- Ahmed, S. N., Ansari, M. I., "Financial Sector Development and Economic Growth: The South-Asian Experience," *Journal of Asian Economics*, 9, 1998, s. 503-17.
- Arestis, P., Demetriades, P., "Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence", *The Economic Journal*, 107, 1997, s. 783-799.
- Arestis, P., Demetriades, P., Luintel, K. B., "Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 33, No.1, 2001, s. 16-41.
- Atje, Raymond, Jovanovic, B., "Stock Markets and Development," *European Economic Review*, 37 (2/3), 1993, s. 632-40.
- Barro, R. J., "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, May 1991, s. 407-443.
- Beck, T., Levine, R., N. Loayza, N., "Finance and the Sources of Growth", *Journal of Financial Economics*, 58, 2000, s. 261-300.
- Bhide, A., "The Hidden Costs of Stock Market Liquidity," *Journal of Financial Economics*, 34(2), 1993, s. 31-51.
- Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT), *The Impact of Globalization on the Turkish Economy*, CBRT, Ankara 2002.
- De Gregorio, J., Guidotti, P., "Financial Development and Economic Growth", *World Development*, 23, Mar. 1995, s. 433 - 438.
- Demetriades, P. O., Hussein, K., "Financial Development and Economic growth: Cointegration and Causality Tests for 16 Countries", *Journal of Development Economics*, Vol. 51, 1996, s. 387-411.
- Engle, R. F., Granger, C. J., "Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 1987, s. 251-276.
- Goldsmith, R. W., *Financial Structure and Development*, Yale University Press, New Haven.
- Granger, C. J., "Investigating Causal Relationships by Econometrics Models and Cross Spectral Methods," *Econometrica*, 37, 1969, s. 425-35.
- Granger, C. J., "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1986, s. 213-228.
- Granger, C. J., Newbold, P., "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 1974, s. 111-120.
- Greenwood, J., Smith, B. D., "Financial Markets in Development and the Development of Financial Market," *Journal of Economic Dynamics and Control*, January, 1997, s. 145-181.
- Gurley, J. G., Shaw, E. S., "Financial Aspects of Economic Development," *American Economic Review*, 45 (4), 1955, s. 515-38.
- Fry, M. J., "Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development?", *Journal of Money, Credit and Banking*, November, 1978, s. 464-475.
- Hansson, P., Jonung, L., "Finance and Economic Growth: The Case of Sweden 1834-1991," *Research in Economics*, 51, 1997, s. 275-301.

- Hendry, D. F., "Econometric Modeling with Cointegrated Variables: An Overview," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, August, 1986, s. 201-212.
- IMF, *International Financial Statistics*, çeşitli sayılar, Washington D.C.
- Ireland, P. N., "Money and Growth: An Alternative Approach," *American Economic Review*, March, 1994, s. 47-65.
- Johansen, S., Juselius, K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, May, 1990, s. 169-210.
- Jung, W. S., (1986) "Financial Development and Economic Growth: International Evidence," *Economic Development and Cultural Change*, Jan. 1989, 34 (2), 333-46.
- King, R. G., Levine, R., "Finance Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence," *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 1993a, s. 513-42.
- King, R. ve R. Levine, "Finance and Growth: Schumpeter might be Right", *Quarterly Journal of Economics*, vol.198, 1993b, s. 713-37.
- Levine, R., Carkovic, M., *Finance and Growth: New Evidence and Policy Analyses for Chile*, University of Minnesota mimeo, 2001.
- Levine, R., Zervos, S., "Stock Market Development and Long-run Growth", *World Economic Review*, Vol.10, No:2, 1996, s. 323-39.
- Levine, R., Zervos, S., "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," *American Economic Review*, 88(3), 1998, s. 537-558.
- Lucas, R. E., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, July, 1998, s. 3-42.
- McKinnon, R. I., *Money and Capital in Economic Development* (Borookings Institute, Washington, DC), 1973.
- Neusser, K., Kugler, M., "Manufacturing Growth and Financial Development: Evidence from OECD Countries", *Review of Economics and Statistics*, 80, 1998, s. 638-646.
- Patrick, H. T., "Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries," *Economic Development and Cultural Change*, January, 1966, s. 174-189.
- Rajan, R.G., L. Zingales, L., "Financial Dependence and Growth", *American Economic Review*, 88(3), 1998, s. 559-86.
- Robinson, J., "The Generalization of the General Theory," in *The Rate of Interest and Other Essays*, London: MacMillan Publishing Co, 1952.
- Rousseau, P., Wachtel, P., "Financial Intermediation and Economic Performance: Historical Evidence from Five Industrialized Countries", *Journal of Money, Credit and Banking*, 30 (4), 1998, s. 657-678.
- Shaw, E. S., *Financial Deepening in Economic Development* New York: Oxford University Press, 1973.
- Sims, C.A., "Money Income and Causality", *American Economic Review*, 62, 1972, s. 540-552.
- Spears, A., "Financial Development and Economic Growth-Causality Tests," *Atlantic Economic Journal*, 19, 1991, s. 66.
- State of Planning Organization (SPO), *Main Indicators of Turkey, 1950-2001*, 2002, Ankara.
- Stiglitz, J., "The Role of the State in Financial Markets," *Proceedings of the Annual World Bank Conference on Development Economics*, Washington, D.C., The World Bank, 1994.
- Stern, N., "The Economics of Development: A Survey," *Economic Journal*, September 1989, 597-685.
- Thornton, J., "Financial Deepening and Economic Growth in Developing Countries," *Economia Internazionale*, 48(3), 1995, s. 423-30.

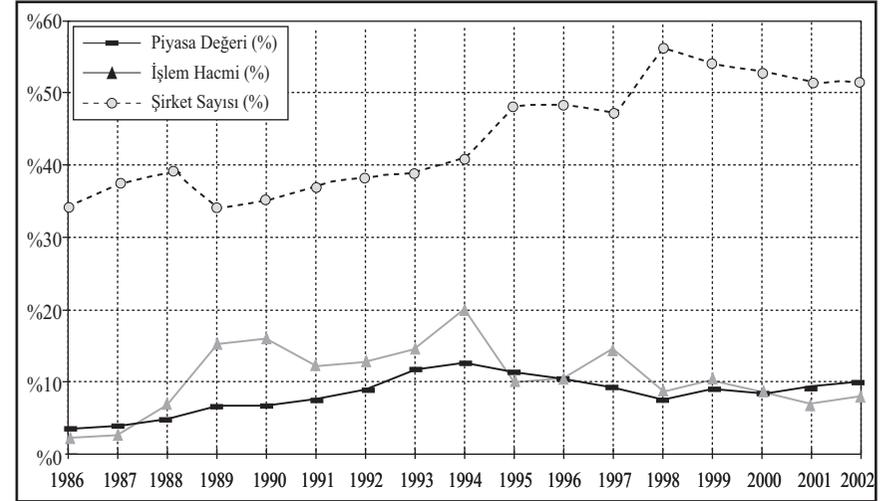
## Piyasa Değerleri (ABD \$ Milyon, 1986-2002)

	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

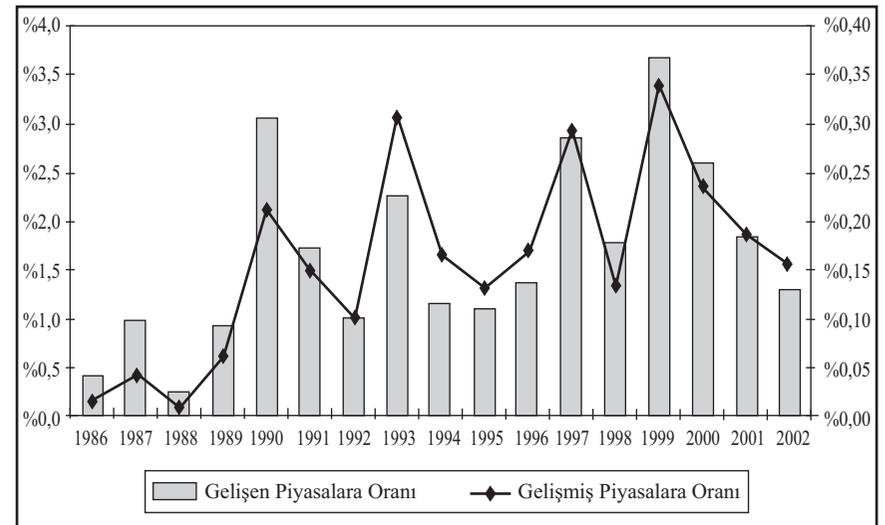
Kaynak: Standard&amp;Poor's Global Stock Markets Factbook, 2003.

Ortalama Şirket Başına Piyasa Değeri Karşılaştırması  
(Milyon ABD \$, Aralık 2002)

Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, December 2002.

Gelişen Hisse Senetleri Piyasalarının Global Toplam İçinde Payı  
(1986-2002)

Kaynak: Standard&amp;Poor's Global Stock Markets Factbook, 2003.

İMKB'nin Piyasa Değeri Açısından Global Piyasadaki Payı  
(1986-2002)

Kaynak: Standard&amp;Poor's Global Stock Markets Factbook, 2003.

## Piyasa Göstergelerine Göre Ülkelerin Sıralaması (Aralık 2002)

	Piyasa	İşlem Hacmi (Milyon ABD\$) (2002/1-2002/12)	Piyasa	Piyasa Değeri (Milyon ABD\$) 2002/12
1	NYSE	10.311.156	NYSE	9.015.167
2	NASDAQ	7.254.595	Tokyo	2.069.299
3	Londra	3.998.462	NASDAQ	1.994.494
4	Euronext	1.987.199	Londra	1.785.199
5	Tokyo	1.565.824	Euronext	1.538.654
6	Almanya	1.207.977	Almanya	686.014
7	İspanya (BME)	654.743	İsveç	612.667
8	Amex	642.181	Toronto	573.403
9	İtalya	636.821	İtalya	477.075
10	Tayvan	632.666	Hong Kong	463.055
11	İsviçre	600.067	İspanya (BEM)	461.560
12	Kore	592.838	Avusturalya	380.087
13	Şikago	532.040	Tayvan	261.211
14	Bermuda	413.744	Kore	215.894
15	Toronto	406.041	JSE South Africa	181.998
16	Avusturalya	295.649	Stokholm	179.117
17	Stokholm	277.495	Helsinki	138.833
18	Hong Kong	194.003	Brezilya	126.761
19	Helsinki	178.596	K.Lumpur	125.778
20	Osaka	124.111	Meksika	103.941
21	Johannesburg	79.000	Singapur	99.807
22	İstanbul	70.767	Kopenhag	76.750
23	Singapur	62.770	Atina	67.062
24	Oslo	56.058	Oslo	64.170
25	Kopenhag	53.101	İrlanda	59.938
26	Sao Paulo	48.153	Santiago	48.044
27	Tayland	41.292	Tayland	45.504
28	İrlanda	33.532	Amex	44.769
29	K.Lumpur	33.109	Tel-Aviv	42.131
30	Meksika	32.724	İstanbul	34.217
31	Atina	23.512	Viyana	33.578
32	Jakarta	13.050	Jakarta	30.067
33	Tel-Aviv	12.703	Varşova	28.380
34	Y.Zellanda	8.936	Lüksemburg	24.551
35	Varşova	7.801	Y.Zellanda	21.762
36	Viyana	6.142	Filipinler	18.507
37	Budapeşte	5.943	B.Aires	16.571
38	Filipinler	3.107	Budapeşte	12.989
39	Santiago	3.018	Tahrán	11.761
40	Tahrán	2.070	Lima	11.441
41	Ljubljana	1.539	Ljubljana	5.578
42	B.Aires	1.366	Bermuda	2.153
43	Lima	1.191	Kolombo	1.680
44	Luxembourg	491	Malta	1.375
45	Kolombo	318	Şikago	122

Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, December 2002.

## İşlem Hacmi (Milyon ABD\$, 1986-2002)

	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

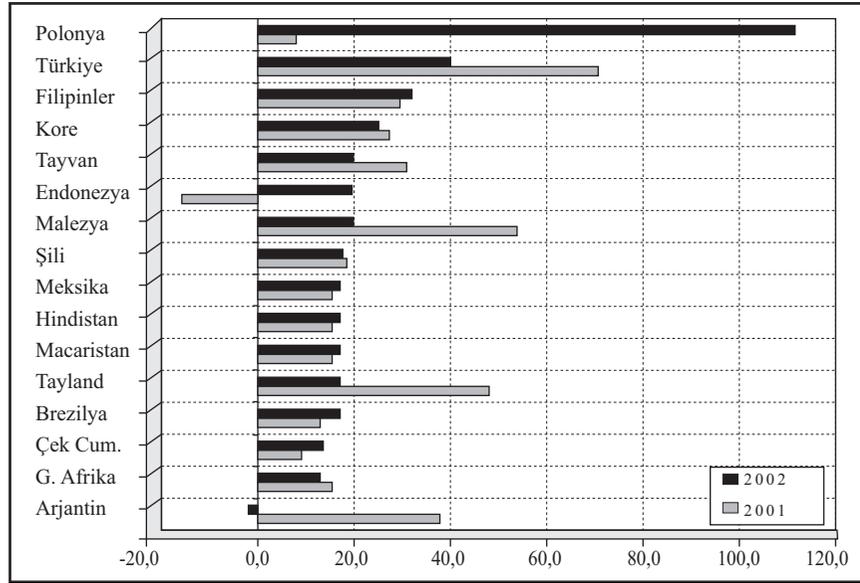
Kaynak: Standard&amp;Poor's Global Stock Markets Factbook, 2003.

## İşlem Gören Şirket Sayısı (1986-2002)

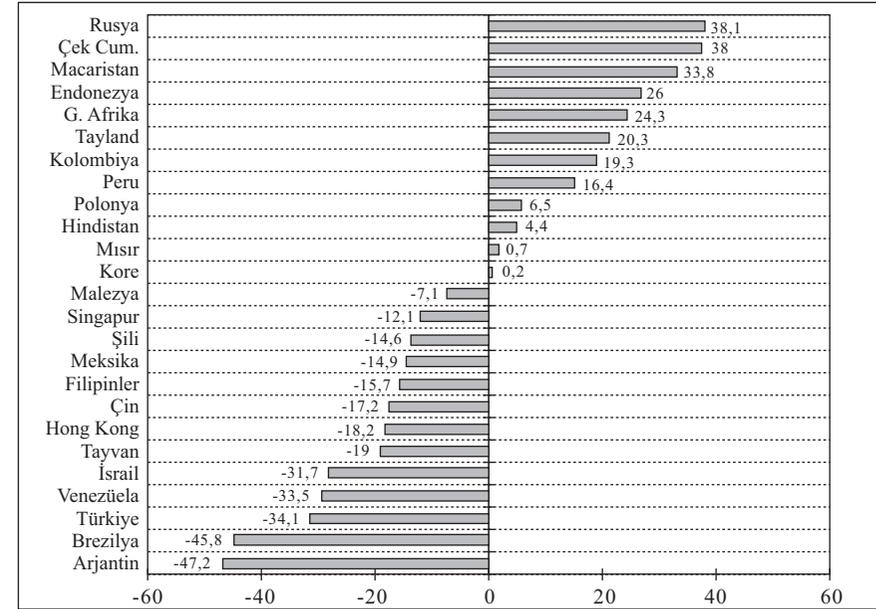
	Global	Gelişmiş	Gelişen	İMKB	Gelişen/Global (%)	İMKB/Gelişen (%)
1986	28.173	18.555	9.618	80	34,14	0,83
1987	29.278	18.265	11.013	82	37,62	0,74
1988	29.270	17.805	11.465	79	39,17	0,69
1989	25.925	17.216	8.709	76	33,59	0,87
1990	25.424	16.323	9.101	110	35,80	1,21
1991	26.093	16.239	9.854	134	37,76	1,36
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

Kaynak: Standard&amp;Poor's Global Stock Markets Factbook, 2003.

## Gelişen Piyasalar Fiyat Kazanç Oranı Karşılaştırması



Kaynak: IFC, Monthly Review, December 2002.

Hisse Senetleri Piyasası Getirileri  
(ABD \$ Bazlı, 31/12/2001-1/1/2003)

Kaynak: The Economist, January 4<sup>th</sup>-10<sup>th</sup> 2003.

## Gelişen Piyasalar Fiyat/Kazanç Oranı

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Arjantin	41,9	17,7	15,0	38,2	17,1	13,4	39,0	293,3	38,4	-1,7
Brezilya	12,6	13,1	36,3	14,5	15,4	7,0	25,1	11,7	8,9	13,7
Çek Cum.	18,8	16,3	11,2	17,6	8,8	-11,3	-14,8	21,0	5,6	11,1
Endonezya	28,9	20,2	19,8	21,6	11,2	-106,2	-10,5	-6,5	-14,1	19,8
Filipinler	38,8	30,8	19,0	20,0	12,5	15,0	24,0	28,2	28,4	30,6
G.Afrika	17,3	21,3	18,8	16,3	12,1	10,1	17,4	10,7	11,7	10,2
Hindistan	39,7	26,7	14,2	12,3	16,8	13,5	22,0	14,8	12,3	15,4
Kore	25,1	34,5	19,8	11,7	11,6	-47,1	-27,7	19,3	24,9	22,7
Macaristan	52,4	-55,3	12,0	17,5	25,2	17,0	18,2	14,3	13,3	15,0
Malezya	43,5	29,0	25,1	27,1	13,5	21,1	-19,1	71,7	53,2	19,6
Meksika	19,4	17,1	28,4	16,8	22,2	23,9	14,1	12,5	13,2	15,6
Polonya	31,5	12,9	7,0	14,3	10,3	10,7	22,0	19,4	6,0	103,0
Şili	20,0	21,4	17,1	27,8	15,9	15,1	37,7	31,8	17,1	16,8
Tayland	27,5	21,2	21,7	13,1	4,8	-3,7	-14,5	-12,4	47,3	14,5
Tayvan, Çin	34,7	36,8	21,4	28,2	32,4	21,7	49,2	13,7	28,5	20,9
Türkiye	36,3	31,0	8,4	10,7	18,9	7,8	33,8	15,2	69,5	39,1

Kaynak: IFC Factbook 2001; IFC, Monthly Review, December 2002.

Not :IFC Investable Endeksi'ne dahil hisse senetlerine ait rakamlardır.

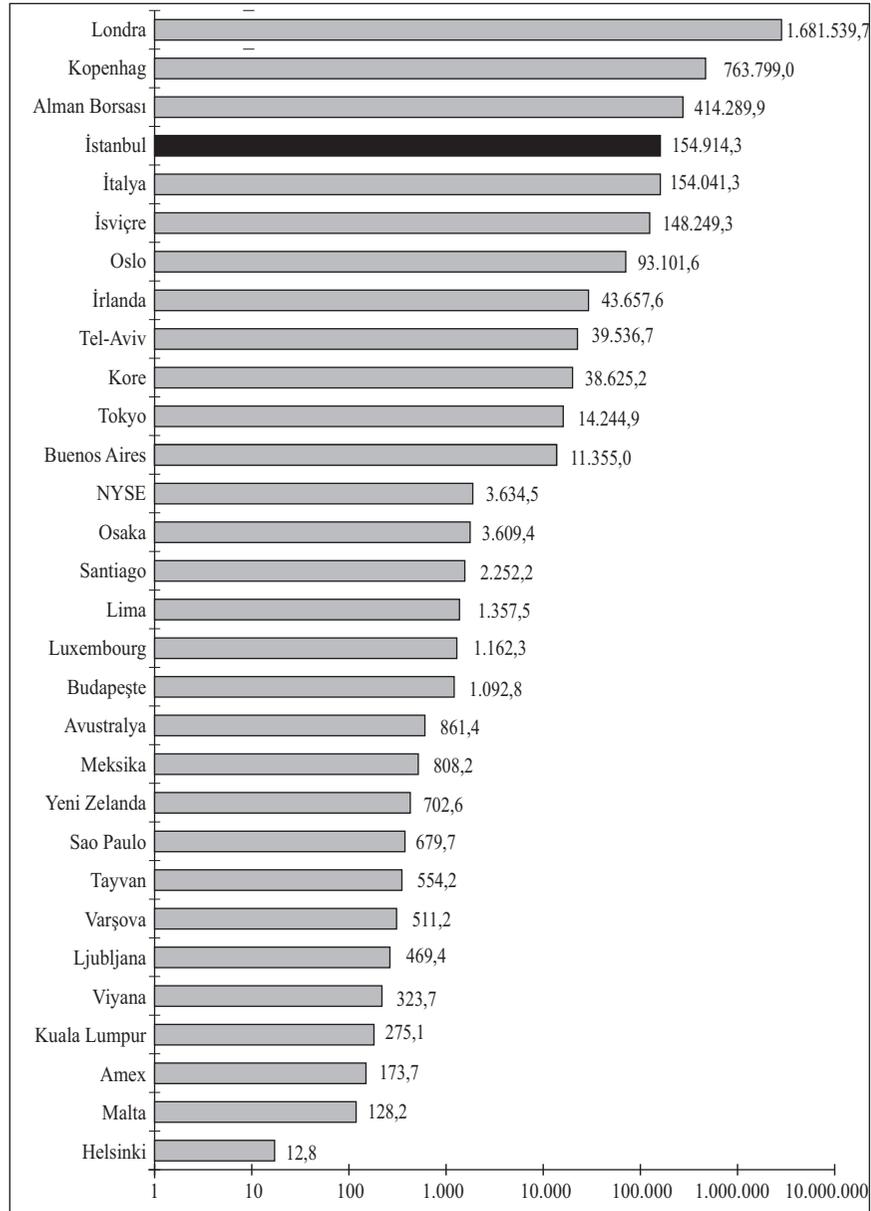
## Gelişen Piyasalar Piyasa Değeri / Defter Değeri

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Arjantin	1,9	1,4	1,3	1,6	1,8	1,3	1,5	1,0	0,6	0,9
Brezilya	0,5	0,6	0,5	0,7	1,1	0,6	1,6	1,4	1,2	1,3
Çek Cum.	1,3	1,0	0,9	0,9	0,8	0,7	1,2	1,2	0,8	0,8
Endonezya	3,1	2,4	2,3	2,7	1,5	1,6	2,9	1,6	1,9	1,0
Filipinler	5,2	4,5	3,2	3,1	1,7	1,3	1,5	1,2	1,1	0,9
G.Afrika	1,8	2,6	2,5	2,3	1,9	1,5	2,7	2,1	2,1	1,9
Hindistan	4,9	4,2	2,3	2,1	2,7	1,9	3,1	2,5	2,0	2,6
Kore	1,4	1,6	1,3	0,8	0,6	0,9	2,0	0,8	1,3	1,1
Macaristan	1,6	1,7	1,2	2,0	3,7	3,2	3,6	2,5	1,8	2,0
Malezya	5,4	3,8	3,3	3,8	1,8	1,3	1,9	1,5	1,3	1,4
Meksika	2,6	2,2	1,7	1,7	2,5	1,4	2,2	1,7	1,7	1,6
Polonya	5,7	2,3	1,3	2,6	1,6	1,5	2,0	2,2	1,4	1,3
Şili	2,1	2,5	2,1	1,6	1,6	1,1	1,8	1,5	1,4	1,4
Tayland	4,7	3,7	3,3	1,8	0,8	1,2	2,6	1,6	1,6	1,7
Tayvan, Çin	3,9	4,4	2,7	3,3	3,8	2,6	3,3	1,7	2,1	1,7
Türkiye	7,2	6,3	2,7	4,0	9,2	2,7	8,8	3,1	3,8	2,8

Kaynak: IFC Factbook 1996-2001; IFC, Monthly Review, December 2002.

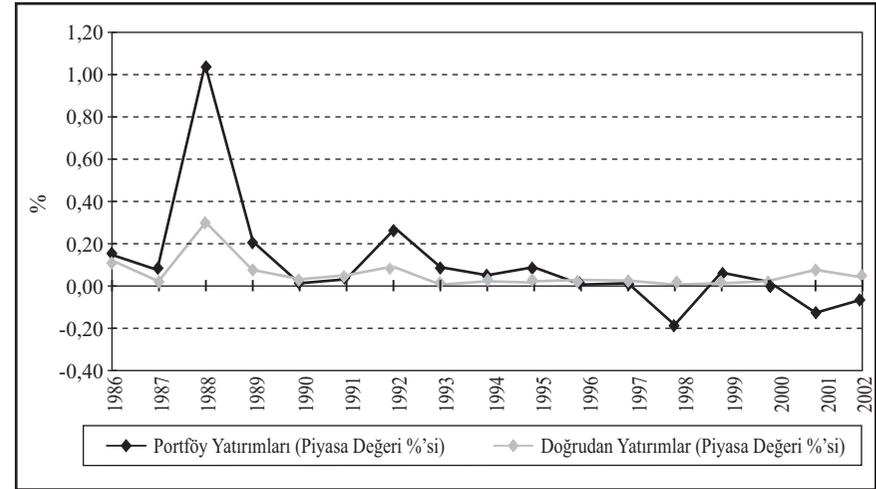
Not :IFC Investable Endeksi'ne dahil hisse senetlerine ait rakamlardır.

### Tahvil Piyasası İşlem Hacmi (Milyon ABD\$, Ocak 2002-Aralık 2002)



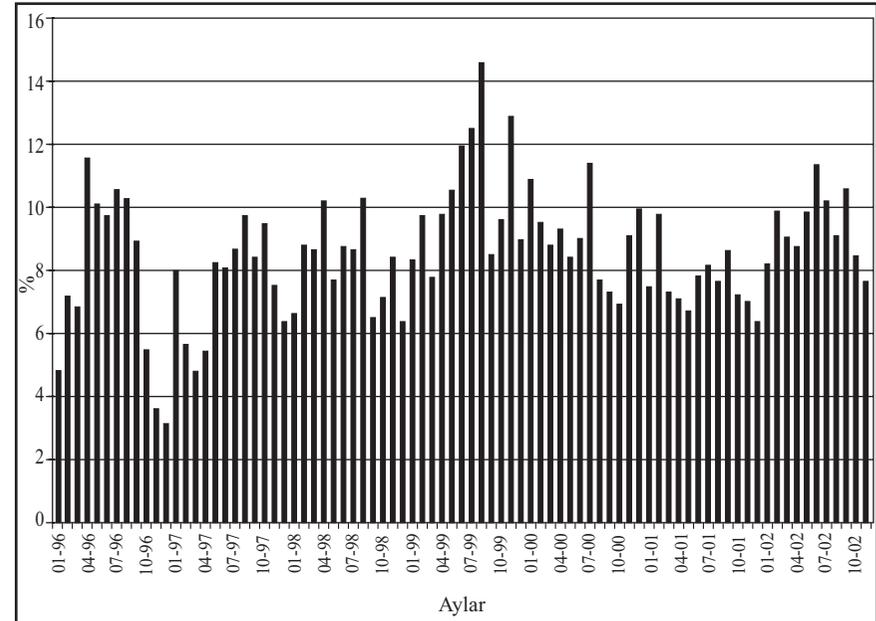
Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, December 2002.

### Türkiye’de Yabancı Yatırımların Hisse Senetleri Piyasa Değerine Oranı (1986-2002)



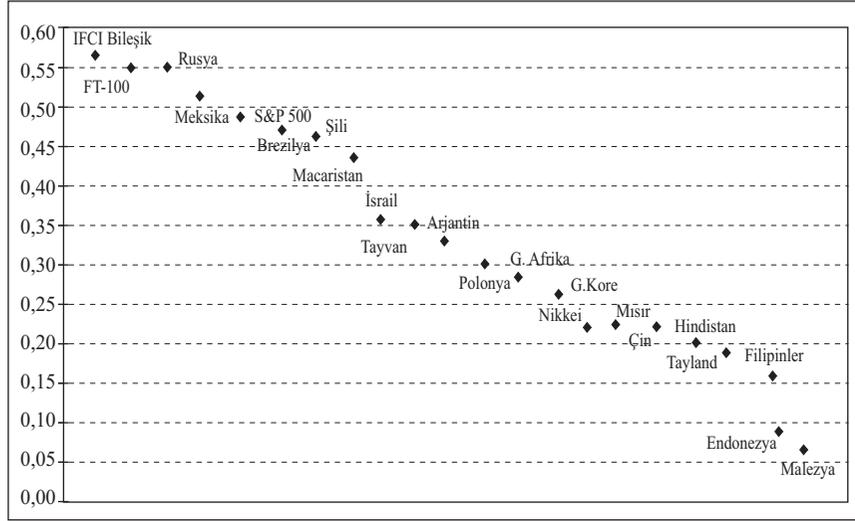
Kaynak: TCMB Veri Bankası; İMKB Verileri.

### İMKB’de Yabancıların İşlem Payı (Ocak 1995-Aralık 2002)



Kaynak: İMKB Verileri

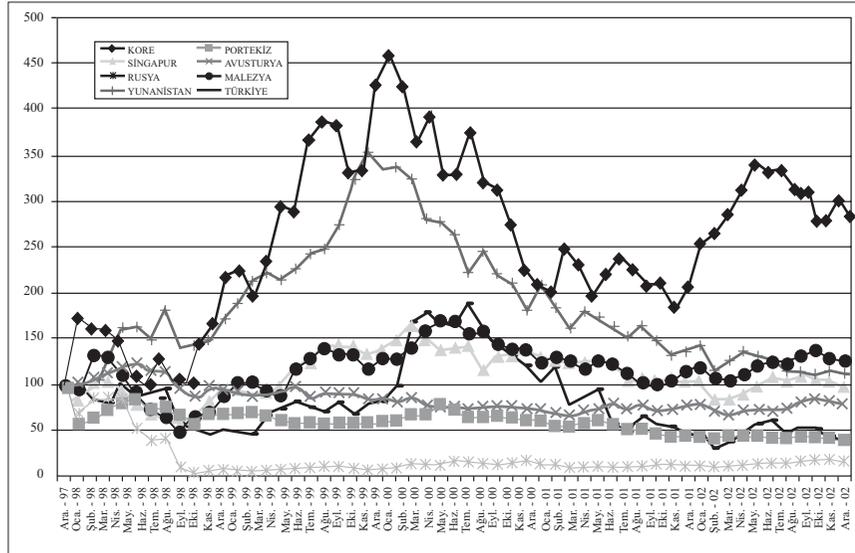
## İMKB ile Bazı Piyasaların Fiyat Korelasyonları (Haziran 1997-Aralık 2002)



Kaynak: IFC Monthly Review, December 2002.

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

## Bazı Hisse Senedi Piyasa Endekslerinin Karşılaştırılması (31 Aralık 1997 =100)



Kaynak: Reuters

Not: Karşılaştırmalar ABD Doları bazındadır.

## İMKB Piyasa İstatistikleri

HİSSE SENETLERİ PİYASASI												
	Şirket Sayısı	İşlem Hacmi				Piyasa Değeri		"Temettü Verimi"	Fiyat Kazanç Oranı			
		Toplam		Günlük Ortalama		(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)		(%)	TL.(1)	TL.(2)	ABD\$
		(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)							
1986	80	9	13	—	—	709	938	9.15	5.07	—	—	
1987	82	105	118	—	—	3,182	3,125	2.82	15.86	—	—	
1988	79	149	115	1	—	2,048	1,128	10.48	4.97	—	—	
1989	76	1,736	773	7	3	15,553	6,756	3.44	15.74	—	—	
1990	110	15,313	5,854	62	24	55,238	18,737	2.62	23.97	—	—	
1991	134	35,487	8,502	144	34	78,907	15,564	3.95	15.88	—	—	
1992	145	56,339	8,567	224	34	84,809	9,922	6.43	11.39	—	—	
1993	180	255,222	21,770	1,037	88	546,316	37,824	1.65	25.75	20.72	14.86	
1994	176	650,864	23,203	2,573	92	836,118	21,785	2.78	24.83	16.70	10.97	
1995	205	2,374,055	52,357	9,458	209	1,264,998	20,782	3.56	9.23	7.67	5.48	
1996	228	3,031,185	37,737	12,272	153	3,275,038	30,797	2.87	12.15	10.86	7.72	
1997	258	9,048,721	58,104	35,908	231	12,654,308	61,879	1.56	24.39	19.45	13.28	
1998	277	18,029,967	70,396	72,701	284	10,611,820	33,975	3.37	8.84	8.11	6.36	
1999	285	36,877,335	84,034	156,260	356	61,137,073	114,271	0.72	37.52	34.08	24.95	
2000	315	111,165,396	181,934	451,892	740	46,692,373	69,507	1.29	16.82	16.11	14.05	
2001	310	93,118,834	80,400	375,479	324	68,603,041	47,689	0.95	108.33	824.42	411.64	
2002	288	106,302,343	70,756	421,835	281	56,370,247	34,402	1.20	195.92	26.98	23.78	
2002/Ç1	309	25,283,320	18,670	421,389	311	57,824,887	43,254	1.26	93.13	108.29	100.57	
2002/Ç2	306	18,501,225	13,432	289,082	210	49,293,803	31,436	1.27	—	—	—	
2002/Ç2	289	20,456,347	12,436	314,713	191	48,003,961	29,106	1.41	207.83	215.07	110.16	
2002/Ç2	288	42,061,451	26,219	667,642	416	56,370,247	34,402	1.20	195.92	26.98	23.78	

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;

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

TL(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'nca hisse senetleri Borsa kotundan çıkarılarak Kot Dışı Pazar kaydına alınan ve geçici olarak işlem görmekten men edilen şirketler hesaplamalara dahil edilmemiştir.

## İMKB Fiyat Endekslerinin Kapanış Değerleri

	TL Bazlı					
	ULUSAL-100 (Ocak 1986=1)	ULUSAL-SINAI (31.12.1990=33)	ULUSAL HİZMETLER (27.12.1996=1046)	ULUSAL-MALİ (31.12.1990=33)	ULUSAL-TEKNOLOJİ (30.06.2000-14.466,12)	
1986	1.71	—	—	—	—	
1987	6,73	—	—	—	—	
1988	3,74	—	—	—	—	
1989	22,18	—	—	—	—	
1990	32,56	32,56	—	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	1.046,00	914,47	—	
1997	3.451,—	2.660,—	3.593,—	4.522,—	—	
1998	2.597,91	1.943,67	3.697,10	3.269,58	—	
1999	15.208,78	9.945,75	13.194,40	21.180,77	—	
2000	9.437,21	6.954,99	7.224,01	12.837,92	10.586,58	
2001	13.782,76	11.413,44	9.261,82	18.234,65	9.236,16	
2002	10.369,92	9.888,71	6.897,30	12.902,34	7.260,84	
2002/Ç1	11.679,43	9.427,08	7.165,25	16.370,98	6.972,81	
2002/Ç2	9.379,92	8.850,68	5.668,98	12.065,92	5.145,49	
2002/Ç2	8.842,24	8.831,86	6.221,22	10.650,94	6.427,05	
2002/Ç4	10.369,92	9.888,71	6.897,30	12.902,34	7.260,84	
	ABD \$ Bazlı					EURO Bazlı
	ULUSAL-100 (Ocak 1986=100)	ULUSAL-SINAI (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-100 (31.12.98=484)
1986	131,53	—	—	—	—	—
1987	384,57	—	—	—	—	—
1988	119,82	—	—	—	—	—
1989	560,57	—	—	—	—	—
1990	642,63	642,63	—	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	572,00	500,40	—	—
1997	982,—	757,—	1022,—	1.287,—	—	—
1998	484,01	362,12	688,79	609,14	—	484,01
1999	1.654,17	1.081,74	1.435,08	2.303,71	—	1.912,48
2000	817,49	602,47	625,78	1.112,08	917,06	1.045,57
2001	557,52	461,68	374,65	737,61	373,61	741,24
2002	368,26	351,17	244,94	458,20	257,85	411,72
2002/Ç1	508,38	410,34	311,89	712,60	303,51	683,05
2002/Ç2	348,09	328,45	210,38	447,77	190,95	410,26
2002/Ç3	311,97	301,02	219,50	375,79	226,76	371,39
2002/Ç4	368,26	351,17	244,94	458,20	257,85	411,72

Ç: 3 aylık dönem

## TAHVİL VE BONO PİYASASI

## İşlem Hacmi

## Kesin Alım-Satım Pazarı

	Toplam		Günlük Ortalama	
	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)
1991	1.476	312	11	2
1992	17.977	2.406	72	10
1993	122.858	10.728	499	44
1994	269.992	8.832	1.067	35
1995	739.942	16.509	2.936	66
1996	2.710.973	32.737	10.758	130
1997	5.503.632	35.472	21.840	141
1998	17.995.993	68.399	71.984	274
1999	35.430.078	83.842	142.863	338
2000	166.336.480	262.941	662.695	1.048
2001	39.776.813	37.297	159.107	149
2002	102.094.613	67.256	403.536	266
2002/Ç1	14.192.919	10.478	232.671	172
2002/Ç2	25.634.521	18.409	400.539	288
2002/Ç3	23.749.797	14.457	365.381	222
2002/Ç4	38.517.376	23.912	611.387	380

## Repo-Ters Repo Pazarı

## Repo-Ters Repo İşlem Hacmi

	Toplam		Günlük Ortalama	
	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)
1993	59.009	4.794	276	22
1994	756.683	23.704	2.991	94
1995	5.781.776	123.254	22.944	489
1996	18.340.459	221.405	72.780	879
1997	58.192.071	374.384	230.921	1.486
1998	97.278.476	372.201	389.114	1.489
1999	250.723.656	589.267	1.010.982	2.376
2000	554.121.078	886.732	2.207.654	3.533
2001	696.338.553	627.244	2.774.257	2.499
2002	736.425.706	480.725	2.910.774	1.900
2002/Ç1	112.784.853	83.282	1.848.932	1.365
2002/Ç2	156.721.973	110.194	2.448.781	1.722
2002/Ç2	232.492.188	141.514	3.576.803	2.177
2002/Ç2	234.426.692	145.735	3.721.059	2.313

Ç: 3 aylık dönem

## DİBS Fiyat Endeksleri (25-29 Aralık 1995 = 100)

## TL Bazlı

	30 Gün	91 Gün	182 Gün	Genel
1996	103,41	110,73	121,71	110,52
1997	102,68	108,76	118,48	110,77
1998	103,57	110,54	119,64	110,26
1999	107,70	123,26	144,12	125,47
2000	104,84	117,12	140,81	126,95
2001	106,32	119,29	137,51	116,37
2002	107,18	122,57	145,86	121,87
2002/Ç1	106,60	120,76	142,23	124,04
2002/Ç2	107,05	120,83	138,19	123,99
2002/Ç3	106,98	120,88	139,09	122,48
2002/Ç4	107,18	122,57	145,86	121,87

## DİBS Performans Endeksleri (25-29 Aralık 1995 = 100)

## TL Bazlı

	30 Gün	91 Gün	182 Gün
1996	222,52	240,92	262,20
1997	441,25	474,75	525,17
1998	812,81	897,19	983,16
1999	1.372,71	1.576,80	1.928,63
2000	1.835,26	2.020,94	2.538,65
2001	2.877,36	3.317,33	3.985,20
2002	3.718,40	4.667,82	6.241,47
2002/Ç1	3.076,72	3.632,78	4.576,96
2002/Ç2	3.281,30	3.944,90	4.970,20
2002/Ç3	3.499,50	4.297,58	5.746,42
2002/Ç4	3.718,40	4.667,82	6.241,47

## ABD \$ Bazlı

	30 Gün	91 Gün	182 Gün
1996	122,84	132,99	144,74
1997	127,67	137,36	151,95
1998	153,97	169,96	186,24
1999	151,03	173,47	212,18
2000	148,86	169,79	231,28
2001	118,09	136,14	163,55
2002	134,27	168,55	225,37
2002/Ç1	136,17	160,78	202,57
2002/Ç2	123,81	148,85	187,54
2002/Ç3	125,46	154,07	205,47
2002/Ç4	134,27	168,55	225,37

Ç: 3 aylık dönem

**DİBS Fiyat Endeksleri (02 Ocak 2001 = 100)****TL Bazlı**

	6 Ay (182 Gün)	9 Ay (273 Gün)	12 Ay (365 Gün)	15 Ay (456 Gün)	Genel
2001	101,49	97,37	91,61	85,16	101,49
2002	106,91	104,87	100,57	95,00	104,62
2002/Ç1	104,35	101,69	97,16	91,62	103,58
2002/Ç2	101,77	94,97	86,19	77,10	98,81
2002/Ç3	102,21	96,36	88,49	80,11	101,70
2002/Ç4	106,91	104,87	100,57	95,00	104,62

**DİBS Performans Endeksleri (02 Ocak 2001 = 100)****TL Bazlı**

	6 Ay (182 Gün)	9 Ay (273 Gün)	12 Ay (365 Gün)	15 Ay (456 Gün)
2001	179,24	190,48	159,05	150,00
2002	305,57	347,66	276,59	255,90
2002/Ç1	207,48	220,50	190,80	169,85
2002/Ç2	232,97	247,59	210,88	170,71
2002/Ç3	271,74	296,44	245,97	208,23
2002/Ç4	305,57	347,66	276,59	255,90

**ABD \$ Bazlı**

	6 Ay (182 Gün)	9 Ay (273 Gün)	12 Ay (365 Gün)	15 Ay (456 Gün)
2001	7,34	7,79	6,62	6,14
2002	11,03	12,55	9,99	9,24
2002/Ç1	9,18	9,76	8,44	7,52
2002/Ç2	8,79	9,34	7,96	6,44
2002/Ç3	9,72	10,61	8,80	7,46
2002/Ç4	11,03	12,55	9,99	9,24

Ç: 3 aylık dönem

## Kitap Tanıtımı

“Swaps and Other Derivatives”, Richard Flavell, John Wiley and Sons, Ltd., U.K., 2002, pp.ix-451.

Bu kitap, faize dayalı karmaşık swaplar ile döviz kurları arası swaplar dahil olmak üzere swapların fiyatlandırılması için pratik ve detaylı yaklaşımları açıklamaktadır.

Swaplar ve bunların uygulanmalarının anlatıldığı birinci bölümü müteakip ikinci bölümde kısa vadeli faiz swapları irdelenmektedir. Bu bölümde, spot piyasa oranları üzerinden iskonto faktörlerinin türetilmesi ve kullanılacak diğer alternatif yöntemler üzerinde durulmaktadır. Ayrıca, forward sözleşmelere konu faiz oranlarının türetilmesi ve spot ile vadeli işlem piyasalarında oluşan fiyatlar kullanılarak faiz oranlarına dayalı forward anlaşmalarının nasıl fiyatlandırıldığını ele almaktadır.

Üçüncü bölümde faiz oranlarına dayalı basit swaplar irdelenmektedir. Bu bölümde tahvil ve swap piyasalarının arasındaki ilişki ile basit swap fiyatlarına ilişkin bilgiler yer almaktadır. Ayrıca bölümün sonunda, basit swap eğrisinden iskonto faktörlerinin tahmin edilmesine yönelik çeşitli tekniklerin oluşturulması ile ilgili bilgiler verilmektedir.

Dördüncü bölümde karmaşık swaplar ve bunların fiyatlandırılmasına yönelik çeşitli teknikler anlatılmaktadır. Bu teknikler iskonto yapılması gerektirmeyen yöntemleri içermektedir.

Beşinci bölüm daha komplike ve popüler swapların fiyatlandırılması ve riskten korunma (hedging) yöntemleri üzerinde durmaktadır.

Altıncı bölümde, temel döviz kurları arası swapları açıkladıktan sonra bunların özellikleri, kullanım alanları, fiyatlandırılma ve riskten korunma yöntemleri incelenmektedir.

Yedinci bölüm çeşitli opsiyon yapılarını irdelemekte ve opsiyonların fiyatlandırılması ile ilgili bilgileri içermektedir. Volatilitenin önemli rol oynadığı çeşitli tahmin teknikleri detaylı olarak ele alınmaktadır. Ayrıca, döviz kurları opsiyonlarının da anlatıldığı bölümde opsiyonların genellikle organize borsa dışı piyasalarda işlem gördükleri vurgulanmakta ve bu opsiyonların fiyatlandırılmasına ilişkin yöntemler açıklanmaktadır.

Sekizinci bölüm geleneksel piyasa risk yönetimini irdelenmektedir. Ayrıca, faize dayalı opsiyonlarda risk yönetimi konularının ele alındığı bölümde, aynı

tekniklerin, enflasyon swapları portföyünün enflasyon riskinden korunması için nasıl kullanıldıkları incelenmektedir.

Son olarak dokuzuncu bölüm bilgi eksikliği olan piyasalarda risk yönetimi ile ilgili konuları ele almaktadır. Bu bölümde riske maruz değer (VaR); delta ve Monte Carlo simülasyonların tahmin yöntemleri ile ikinci dereceden delta-gamma yaklaşımları irdelenmektedir.