

Hisse Senedi Getirilerinin Oynaklığı ile  
Makroekonomik Değişkenlerin Oynaklığı Arasındaki İlişki  
**Saadet Kırbaş Kasman**

Türkiye’de Ödeyememe Riski:  
Ekonometrik Yaklaşım  
**Melike E. Bildirici & Memet Salman**

G-7 Ülkelerinin Borsalarının  
İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerindeki Etkileri  
**Nildağ Başak Ceylan**

## İÇİNDEKİLER

Hisse Senedi Getirilerinin Oynaklığı ile Makroekonomik Değişkenlerin Oynaklığı Arasındaki İlişki Saadet Kırbaş Kasman.....	1
Türkiye’de Ödeyememe Riski: Ekonometrik Yaklaşım Melike E. Bildirici & Memet Salman.....	11
G-7 Ülkelerinin Borsalarının İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerindeki Etkileri Nildağ Başak Ceylan.....	37
<b>Global Sermaye Piyasaları.....</b>	<b>57</b>
<b>İMKB Piyasa İstatistikleri.....</b>	<b>67</b>
<b>İMKB Yayın Listesi.....</b>	<b>71</b>

## HİSSE SENEDİ GETİRİLERİNİN OYNAKLIĞI İLE MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERİN OYNAKLIĞI ARASINDAKİ İLİŞKİ

Saadet KIRBAŞ KASMAN\*

### Özet

Bu çalışma, 1986-2003 dönemi aylık verilerini kullanarak, Türkiye için koşullu hisse senedi piyasası oynaklığı ile makroekonomik oynaklık arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Kullanılan makroekonomik değişkenler sınıai üretim, para arzı (M1), enflasyon oranı, bir ABD doları karşılığı Türk Lirası olarak tanımlanan döviz kuru değişkeni ve petrol fiyatlarıdır. Koşullu aylık oynaklık, GARCH tahminleri yoluyla ölçülmüştür. Bulgular; para arzındaki oynaklığın hisse senedi piyasasındaki oynaklığı açıkladığını gösterirken; hisse senedi piyasasındaki oynaklığın ise, döviz kuru ve enflasyondaki oynaklığı açıkladığını göstermektedir. Makroekonomik oynaklıkların birleşik ve eşanlı açıklayıcı gücünün sınanması, hisse senedi piyasası oynaklığı üzerinde yalnızca sınıai üretim ve döviz kuru oynaklığının önemli etkisi olduğuna işaret etmektedir ve toplam hisse senedi oynaklığındaki değişimlerin % 6'sı makroekonomik oynaklıkla açıklanabilmektedir.

### I. Giriş

Gelişmiş ve yükselen piyasalarda yüksek hisse senedi piyasası oynaklığı dönemleri, bu türlü fiyat hareketlerinin sebepleri hakkındaki tartışmaları yoğunlaştırmıştır. Buna bağlı olarak, hisse senedi piyasası oynaklığı ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen denemeler yapılmıştır. Bu tür bir bağın kuramsal motivasyonu için, 'hisse senedi fiyatının basit iskontolu şimdiki-değer modeli'nden esinlenilmektedir. Bu modelde hisse senedi fiyatının koşullu varyansı, gelecekte beklenen nakit akımları ve iskonto oranlarının koşullu varyansına, ve bunlar arasındaki koşullu kovaryanslara dayanmaktadır. Sabit iskonto oranı varsayımı yapıldığında, hisse senedi fiyatlarının ve beklenen nakit akımlarının koşullu varyansı birbirine orantılı olmalıdır. Onun için, şirket hissesinin toplam düzeydeki değeri ekonominin durumuna bağlıdır ve gelecekteki makroekonomik koşullara ilişkin belirsizlik

düzeyindeki bir değişme, hisse senedi getirisinin oynaklığında orantılı bir değişmeye sebep olacaktır.

Bu alanda yapılan önceki çalışmaların pek çoğu, makroekonomik değişkenler ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkiye odaklanmıştır. Söz konusu yazında makroekonomik oynaklığın koşullu hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki etkisini araştıran yalnızca bir kaç çalışma bulunmaktadır. Schwert (1989), ABD için, makroekonomik değişkenlerin -daha açık olarak enflasyon, sınıai üretim ve para arzının- nasıl hisse senedi piyasası oynaklığını belirleyeceğini göstermiştir. Schwert'in bulgusu, makroekonomik oynaklığın hisse senedi piyasası oynaklığını belirlediği yönündeki görüşe zayıf bir kanıt sunmaktadır. Liljebloom ve Stenius (1997) tarafından yapılan Finlandiya verisine dayalı bir çalışma, koşullu hisse senedi piyasası oynaklığındaki altıda bir ve üçte ikiden daha fazlası değişimlerin koşullu makroekonomik oynaklıkla; yani, enflasyon, sınıai üretim ve para arzı ile ilgili olduğunu ortaya koymuştur. Morelli (2002) ise koşullu hisse senedi piyasası oynaklığı ile koşullu makroekonomik oynaklık arasındaki ilişkiyi İngiltere verileri ile incelemiştir. Morelli'nin bulgusu, makroekonomik oynaklığın, hisse senedi piyasası oynaklığını açıklamadığını göstermektedir. Yakın dönemde, Davis ve Kutun (2003) onüç adet hisse senedi piyasasına ait veri kullanarak, Schwert (1989)'in çalışmasını genişletmiştir. Bu çalışmada, enflasyon ve reel üretimdeki hareketler ile ölçülen makroekonomik oynaklığın, hisse senedi piyasası oynaklığını açıklamakta zayıf güce sahip olduğu gösterilmiştir.

Bu makalenin amacı, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) endeksindeki oynaklığın zaman içindeki değişiminin, bir grup makroekonomik değişkenin zaman-değişken oynaklığına atfedilip atfedilemeyeceğini araştırmaktır. Makale, yazına birkaç açıdan önemli katkı yapmaktadır: Birincisi; yükselen piyasalar için -ki bu piyasalarda piyasa katılımcıları, enformasyonun elverişliliği ve kalitesi gelişmiş piyasalara kıyasla daha süratle değişir- koşullu makroekonomik oynaklık ile koşullu hisse senedi piyasası oynaklığı arasındaki ilişkiye dair ampirik kanıt sunan çalışma bulunmamaktadır. İkincisi; her ne kadar bazı çalışmalar İMKB'nin oynaklığını incelemiş olsa da, bunların hiçbiri makroekonomik oynaklığın koşullu hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki etkisini sorgulamamıştır<sup>1</sup>. Üçüncüsü; böyle bir çalışma yatırımcılar ve politika yapıcılara önemli fikirler verecektir. Eğer hisse senedi piyasası oynaklığı hisse senedi piyasası riskinin veya belirsizliğinin bir ölçüsü ise, makroekonomik değişkenlerdeki oynaklığın hisse senedi piyasası oynaklığını nasıl etkilediğini bilmemiz, bu tür bir riskin belirleyicilerini daha iyi anlamamıza yardımcı olacaktır,

\* Yrd.Doç.Dr. Saadet Kırbas Kasman, Dokuz Eylül Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İngilizce İktisat Bölümü, Kaynaklar Yerleşkesi, 35160, Buca, İzmir, Türkiye.  
Tel: (0232) 453 50 42 Faks: 90 232 453 5062 E-posta: saadet.kasman@deu.edu.tr  
JEL Sınıflaması: E44; C19  
Anahtar Sözcükler: Makroekonomik değişkenler, Koşullu oynaklık, Koşullu varyans, İMKB, GARCH

<sup>1</sup> Bunlardan bazıları: Yılmaz (1997), Yavan ve Aybar (1998), Durukan (1999), Harris ve Küçüközmen (2001), Balaban (1999), Muradoğlu (1999) ve Payaslıoğlu (2001).

ve aynı zamanda hisse senetlerinin daha etkin fiyatlanmasına imkan verecektir. Üstelik, politika yapıcıları makroekonomik oynaklığın hisse senedi piyasası oynaklığı üzerinde yaratacağı riski düşürmek için uygun politika tedbirleri alabilecektir.

Makalenin kalan kısmı şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölümde, veri seti tanımlanmaktadır. Koşullu oynaklık modelleri ve tahmini üçüncü bölümde sunulmaktadır. Koşullu hisse senedi piyasası oynaklığı ile koşullu makroekonomik oynaklık arasındaki ilişkiler dördüncü bölümde incelenmektedir. Beşinci ve son bölümde ise, makalenin sonuç değerlendirmesi yer almaktadır.

## II. Veri Seti

Veri seti, Türk hisse senedi piyasası fiyat göstergelerinden biri olan İMKB-100 endeksinin Ocak 1986-Aralık 2003 dönemine ait aylık değerlerinin logaritmik farklarından oluşmaktadır. Hisse senedi fiyatları her ayın son işlem gününün kapanış fiyatlarıdır. Kullanılan makroekonomik değişkenler hisse senedi piyasası verileriyle aynı döneme ait aylık veriler olup, IMF'nin International Financial Statistics (IFS) veritabanından ve Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'ndan sağlanmıştır. Seçilmiş değişkenler sınıai üretim endeksi, para arzı (M1), tüketici fiyat endeksi (TÜFE), döviz kuru değişkeni (bir ABD Doları karşılığı Türk Lirası) ve petrol fiyatları endeksinin içermektedir. Seçilmiş değişkenler, hisse senedi piyasasındaki fiyat oynaklığını etkileyebilecek değişkenlerin tamamını kapsamamaktadır. Bununla birlikte, muhtelif çalışmalarda bu makalede seçilmiş olanların hisse senedi getirilerini etkilediği gösterilmiştir<sup>2</sup>.

Pek çok makroekonomik zaman serisi, stokastik trendlerin etkili olduğu birim kökleri içermektedir. Birim kökler bir zaman serisinin durağanlığının incelenmesinde önemlidir zira, durağan olmayan bir regresör birçok standart ampirik sonucu geçersiz kılar. Bir stokastik trendin varlığı, zaman serisi verisinde birim köklerin varlığının sınanması yoluyla belirlenir. Bu çalışmada; serilerde birim kök olup olmadığı, Genişletilmiş Dickey-Fuller ve (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri ile sınanmıştır.

Makroekonomik değişkenlerin logaritmik farkları sınıai üretim, para arzı, enflasyon, döviz kuru ve petrol fiyatlarının değişim hızını elde etmek üzere alınmıştır. Logaritmada birinci farkın alınması değişkenleri durağan yapmış olabilir. Altı zaman serisi için sonuçlar Tablo 1'de sunulmaktadır. Sonuçlar, hiçbir seride durağanlığı reddedemeyeceğimizi göstermektedir<sup>3</sup>.

<sup>2</sup> Bkz. Clare ve Thomas (1994), Groenewold ve Fraser (1997), Kwon ve Shin (1999).

<sup>3</sup> Birim kök testleri trendli ve trendsiz olarak gerçekleştirilmiştir. Her iki testten de aynı sonuçlar elde edildiğinden, Tablo 1'de yalnızca trendsiz sonuçlara yer verilmiştir.

**Tablo 1: Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron Durağanlık Sınamaları**

	Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF)	Gecikmeler	Phillips-Perron (PP)	Gecikmeler
ISE	-7.144 *	2	-10.504*	4
DCPI	-4.599*	4	-8.497*	4
DIP	-10.415*	4	-24.196*	4
DM1	-6.978*	4	-27.167*	4
DEX	-7.815*	1	-9.085*	4
DOIL	-6.547*	6	-11.335*	4

Not: ISE Hisse senedi getirisini; DCPI tüketici fiyat endeksi değişim hızını; DIP sınıai üretim değişim hızını; DM1 para arzı değişim hızını; DEX döviz kuru değişim hızını; DOIL petrol fiyatları değişim hızını göstermektedir.

\* % 1 düzeyinde anlamlı. MacKinnon (1991)'a göre Genişletilmiş Dickey-Fuller testi için kritik değer -3.463'tür.

Genişletilmiş terimler için gecikme sayıları Akaike bilgi kriterinin (AIC) endüşük değeri ile belirlenmiştir.

\* % 1 düzeyinde anlamlı. Phillips-Perron testi için kritik değer -3.462'dir.

Barlett Kernel için kesitli gecikme sayısı Newey-West önerisine dayanmaktadır.

## III. Koşullu Oynaklık

Hisse senedi piyasası getirisinin ve makroekonomik değişkenlerin aylık koşullu oynaklığı, Bollerssev (1986) tarafından geliştirilen GARCH modeli kullanılarak tahminlenmiştir. Morelli (2002)'nin çalışması izlenerek, GARCH ( $p, q$ ) modeli aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$r_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i r_{t-i} + \sum_{m=1}^{11} \lambda_m SeasonalD_{mt} + \phi_1 94CrisisD_t + \phi_2 01CrisisD_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \delta_j \sigma_{t-j}^2 + \phi_1 94CrisisD_{t-1} + \phi_2 01CrisisD_{t-1} \quad (2)$$

$$r_{MVt} = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i r_{t-i} + \sum_{m=1}^{11} \lambda_m SeasonalD_{mt} + \varepsilon_{MVt} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{MVt} \sim N(0, \sigma_{MVt}^2)$$

$$\sigma_{MVt}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{MVt-i}^2 + \sum_{j=1}^q \delta_j \sigma_{MVt-j}^2 \quad (4)$$

Burada  $r_t$  ve  $r_{MVt}$ , sırasıyla,  $t$  zamanındaki hisse senedi piyasası getirisini ve makro ekonomik değişkenleri temsil etmektedir.  $\varepsilon_t$  ve  $\varepsilon_{MVt}$  normal dağılımlı hata terimlerini göstermektedir. Getiri serileri, koşullu ortalama denklemde kukla değişken kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır. Türkiye ekonomisi son yıllarda iki önemli finansal krize tanık olduğundan, hisse senedi piyasası getirilerindeki oynaklığı doğru olarak tahmin edebilmek için söz konusu krizlerin hisse senedi piyasası üzerindeki etkisini dikkate almamız gerekmektedir. Bu nedenle, koşullu varyans denklemine, kriz yıllarını temsilen, iki kukla değişken ilave edilmiştir (Denklem (2))<sup>4</sup>.

Liljeblom ve Stenius (1997) izlenerek;  $i = 1, 2, 3, 6$  ve  $12$  alt indislerini taşıyan terimler ortalama denklemine (Denklem (1) ve (3)) dahil edilmiştir. Bazı ampirik çalışmalar GARCH (1,1) modelinin, birçok ekonomik zaman serisine yeterli derecede uyduğuna işaret ettiğinden, tüm seriler için ilkin bu modeller tahmin edilmiştir<sup>5</sup>. Olabilirlik-oranı testi daha yüksek  $p$ 'li GARCH ( $p, q$ ) modelinin daha iyi uyduğuna işaret ettiğinde, daha yüksek  $p$ 'lerin bulunduğu yeni modeller uyumda anlamlı bir iyileşme olmayana dek tahmin edilmiştir. Son olarak, GARCH modelinin tahmini varyans denkleminden, koşullu oynaklık tahminleri elde edilebilecektir. Standart sapma biçimine dönüştürülen bu tahminler, analizimizin ilerleyen aşamalarında koşullu GARCH oynaklıkları olarak kullanılacaktır.

Tablo 2, GARCH modellerinden elde edilen oynaklık tahminlerinin özet istatistiklerini sunmaktadır. Tablo 2'den görülebildiği gibi; yüksek oynaklık, bütün koşullu oynaklık tahminlerinde kalıcıdır. Eğiklik ve basıklık ölçüleri, özellikle, hisse senedi piyasası endeksi, tüketici fiyat endeksi ve döviz kurlarının oynaklık tahminleri için yüksektir.

<sup>4</sup> Kriz kuklası  $94CrisisD_t$  Ocak 1994 için 1, değilse 0'dır. Kriz kuklası  $01CrisisD_t$  Şubat 2001 için 1, değilse 0'dır.

<sup>5</sup> Bkz. Bollerslev (1987) ve Akgiray (1989).

**Tablo 2: Aylık Oynaklık Serileri İçin Özet İstatistikler**

	ISE-100 GARCH (1,1)	CPI GARCH (2,1)	M GARCH (1,1)	IP GARCH (2,1)	EX GARCH (1,1)	OIL GARCH (1,1)
Ortalama	0.0205	0.0004	0.0043	0.0029	0.0043	0.0066
Mak.	0.0926	0.0032	0.0141	0.0036	0.2293	0.0468
Min.	0.0149	1.61E-06	0.0022	0.0003	3.60E-05	0.0024
Std. Sap.	0.0081	0.0002	0.0023	0.0006	0.0189	0.0052
Eğiklik	4.5779	12.3498	1.8027	-1.9046	9.0802	4.1018
Basıklık	35.4597	167.8870	6.1803	7.2713	100.6280	26.0017
$r_1$	0.343	0.173	0.915	0.551	0.458	0.777
$r_2$	0.166	0.102	0.814	0.301	0.266	0.570
$r_3$	0.065	-0.036	0.742	0.272	0.085	0.449
$r_{11}$	0.008	0.016	0.493	0.008	-0.023	-0.010
$r_{12}$	-0.001	0.016	0.467	-0.005	-0.025	-0.024
Gözlem Sayısı	203	203	203	203	203	203

Not: ISE-100, CPI, M, IP, EX, ve OIL sırasıyla hisse senedi piyasası endeksi, tüketici fiyatları endeksi, para arzı (M1), döviz kurları (TL/\$) ve petrol fiyatlarını temsil etmektedir. Özet istatistikler GARCH modellerinden elde edilen aylık standart sapma tahminlerinin ortalama, minimum, maksimum, standart sapma, eğiklik, basıklık ölçülerini ve 1, 2, 3, 11, ve 12 gecikmedeki ardışık bağımlılıklarını göstermektedir.

#### IV. Hisse Senedi Piyasası Oynaklığı ile Makroekonomik Oynaklık Arasındaki İlişki

Hisse senedi piyasası ve makroekonomik değişkenler arasındaki koşullu oynaklık ilişkisi, iki-değişkenli onikinci-dereceden vektör ardışık bağlanım (VAR) modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Model aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{12} \beta_i \sigma_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \delta_i \sigma_{MVt-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\sigma_{MVjt} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{12} \delta_i \sigma_{MVjt-i} + \sum_{i=1}^{12} \beta_i \sigma_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada  $\sigma_t$   $t$  zamanındaki koşullu hisse senedi piyasası oynaklığını temsil etmektedir,  $\sigma_{MVjt-i}$   $j$  makroekonomik değişkeninin  $t-i$  zamanındaki koşullu oynaklığıdır ( $i = 1, 2, 3, \dots, 12$ ).

Denklem (5), bir makroekonomik değişkenin oynaklığının, hisse senedi piyasası oynaklığı üzerinde tahmin gücü olup olmadığını belirlemektedir. Bunun yanında, Denklem (6), koşullu hisse senedi piyasası oynaklığının, koşullu makroekonomik oynaklığı tahmin etme gücünü saptamaktadır. Koşullu hisse senedi piyasası oynaklığı ile makroekonomik oynaklığın tahmin gücü bir *F*-testi kullanılarak belirlenmiştir.

Tablo 3, hisse senedi piyasası oynaklığı ile her bir makroekonomik değişkenin oynaklığı için tahmin edilen, iki-değişkenli onikinci dereceden vektör ardışık bağlanım modeli sonuçlarını sunmaktadır. Hisse senedi piyasası oynaklığının tahmininde makroekonomik oynaklığın gücü bakımından, yalnızca para arzı (M1) için anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Bununla beraber; hisse senedi piyasası oynaklığı döviz kuru ve enflasyondaki değişimleri açıklamada anlamlıdır.

**Tablo 3: Koşullu Hisse Senedi Piyasası ve Makroekonomik Oynaklık İçin Kullanılan VAR Modellerinin F-Testi**

Zaman Aralığı	CPI	M	IP	EX	OIL
A. Makroekonomik oynaklığın tahmin gücü Ocak 1986-Aralık 2003	0.405	1.819**	0.531	0.421	0.414
B. Sermaye piyasası oynaklığının tahmin gücü Ocak 1986-Aralık 2003	4.507*	1.247	0.932	3.573*	1.14

\*, \*\* sırasıyla %1 ve %5 düzeylerinde anlamlılığı göstermektedir.

Değişkenler arasındaki eşanlı ilişkileri incelemek için hisse senedi piyasası oynaklığının, makroekonomik oynaklığa karşı bağımlı değişken olduğu, çok değişkenli bir regresyon modeli tahmin edilmiştir. Bu regresyon modeli aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır:

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^5 \phi_j \sigma_{MVjt} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Tablo 4'de, makroekonomik oynaklıkların tamamı üzerinde koşullu hisse senedi piyasası oynaklığının regresyon analizi sonuçları yer almaktadır. Örnekleme dönemi süresince hisse senedi piyasası oynaklığı ile anlamlı düzeyde negatif ilişkisi olan sınıai üretim dışında, diğer tüm değişkenlerin tahmini katsayıları pozitifdir. Döviz kuru oynaklığının katsayısı pozitif ve anlamlıdır. Ne var ki, diğer makroekonomik oynaklıklar anlamlı değildir. Açıklayıcı gücün düşük olan seviyesi; Schwert (1989)'in ABD için, Morelli (2002)'nin ise

İngiltere için yaptığı çalışmalarla benzerlik göstermektedir. Bu çalışmalarda  $R^2$ , sırasıyla, %2.2 - %5 aralığında ve % 4.4 olarak bulunmuştur.

**Tablo 4: Makroekonomik Oynaklık Üzerinde Hisse Senedi Piyasası Oynaklığının Regresyon Sonuçları**

	Sabit terim	CPI	M	IP	EX	OIL	$R^2$
Katsayılar	0.025* (6.737)	3.193 (1.147)	0.088 (0.359)	-1.898** (-1.981)	0.054*** (1.792)	-0.124 (-1.097)	0.06

\*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 1, % 5, and % 10 düzeylerinde anlamlılığı göstermektedir.

Not: Parantez içindeki değerler *t* değerleridir. Bütün testler değişen varyans uyumlu kovaryans matrisine dayanmaktadır (White, 1980).

## V. Sonuç

Hisse senedi piyasası getirileri devamlı olarak değişmektedir, ve hisse senedi piyasasındaki oynaklık GARCH modelleri kullanılarak tahmin edilebilmektedir. Bu çalışma, değişen koşullu hisse senedi piyasası oynaklığının, kısmen, makroekonomik değişkenlerdeki koşullu oynaklıkla açıklanıp açıklanamayacağını incelemektedir. Bu çalışmadan elde edilen bulgular, ABD ve İngiltere verileri ile yapılanlarla kıyaslandığında şaşırtıcı derecede ikna edicidir.

VAR tahminine göre, hisse senedi piyasası oynaklığı ile bazı makroekonomik değişkenlerin oynaklığı arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Bulgular; koşullu para arzı oynaklığından hisse senedi piyasası oynaklığına, hisse senedi piyasası oynaklığından koşullu döviz kuru ve enflasyon oynaklığına doğru bir açıklayıcı gücün varlığına işaret etmektedir.

Makroekonomik oynaklıkların birleşik ve eşanlı açıklayıcı gücünün sınanması, yalnızca sınıai üretim ve döviz kuru oynaklıklarının hisse senedi piyasası oynaklığı ile anlamlı ilişkisi olduğunu göstermiştir. Bulgular aynı zamanda hisse senedi piyasasındaki oynaklığın % 6'sının makroekonomik oynaklıktaki değişimle açıklandığına işaret etmektedir.

### Kaynakça

- Akgiray, V., “*Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts*”, *Journal of Business*, 62, 1989, s. 55-80.
- Balaban, E., “*Forecasting Stock Market Volatility: Evidence from Turkey*”, METU/ERC International Conference in Economics, 1999.
- Bollerslev, T., “*A Conditional Heteroscedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return*”, *Review of Economics and Statistics*, 69, 1987, s. 542-547.
- Davis, N., Kutun, A., “*Inflation and Output as Predictors of Stock Returns and Volatility: International Evidence*”, *Applied Financial Economics*, 13, 2003, s. 693-700.
- Clare, A. D., Thomas, S. H., “*Macroeconomic Factors, the APT and the UK Stock Market*”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 21(3), 1994, s.309-330.
- Durukan B., “*On the Relationship Between Stock Prices and Macroeconomic Variables in Istanbul Stock Exchange*”, *ISE Review*, 3, 1999, s.11.
- Groenewold, N., Fraser, P., “*Share Price and Macroeconomic Factors*”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 24, 1997, s. 1367-1383.
- Harris, R. D., C. C. Küçüközmen, “*The Empirical Distribution of Stock Returns: Evidence From an Emerging European Market*”, *Applied Economics Letters*, 8, 2001, s. 367-371.
- Kwon, C. S., Shin, T. S., “*Cointegration and Causality Between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns*”, *Global Finance Journal*, 10(1), 1999, s. 71-81.
- Liljebloom, E., Stenius, M., “*Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility: Empirical Evidence on Finnish Data*”, *Applied Financial Economics*, 7, 1997, s. 419-426.
- Mackinnon, J. G., “*Critical Values for Cointegration Tests*”, in Engle, R.F. and Granger, C.W.J (eds), *Long-run Economic Relationship*, Oxford University Press, Oxford, 1991.
- Morelli, D., “*The Relationship Between Conditional Stock Market Volatility and Conditional Macroeconomic Volatility Empirical Evidence Based on UK Data*”, *International Review of Financial Analysis*, 11, 2002, s. 101-110.
- Muradoğlu, F., “*An Empirical Investigation of Stock Returns and Determinants of Risk in an Emerging Market: GARCH-M modeling at ISE*”, *Multinational Finance Journal*, 3, 1999, s.223-252.
- Payaslıoğlu, C., “*Testing Volatility Asymmetry in Istanbul Stock Exchange*”, *ISE Review*, 5, 2001, s. 1-11.

- Schwert, G. W., “*Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?*”, *Journal of Finance*, 44, 1989, s. 1115-1153.
- Yavan, Z. A., Aybar, B., “*Volatility in Istanbul Stock Exchange*”, *ISE Review*, 2, 1998, s.35-47.
- Yılmaz, M. K., “*Stock Market Volatility and Its Term Structure: Empirical Evidence From the Turkish Market*”, *ISE Review*, 1, 1997, s. 425-43.
- TCMB Elektronik Veri Tabanı Dağıtım Sistemi.  
IMF International Financial Statistics.

## TÜRKİYE'DE ÖDEYEMEME RİSKİ: EKONOMETRİK YAKLAŞIM

Melike E. BİLDİRİCİ\*  
Memet SALMAN\*\*

### Özet

Çalışma ödeyememe riskini hesaplamayı amaçlamaktadır. İMKB verilerinden yararlanılan bu çalışmada, İMKB kotundaki finans-dışı sektörlerde yer alan firmaların bilanço ve gelir tablolarından elde edilen bir veri tabanı kullanılarak, panel probit yöntemleriyle ampirik ödeyememe riski skorlama modelleri elde edilecektir. Daha sonra bu skorlama modelleri, şirketlerin ödeyememe riski analizinde kullanılacak ve Z-Skor ve O-Skor modelleriyle karşılaştırılacaktır.

### I. Giriş

Ödeyememe riski, bir firmanın borçlarını ve yükümlülüklerini karşılayabilme yeteneği üzerindeki belirsizliktir (Leland, 2000). Ödeyememe durumunun meydana gelmesinden önce, hangi firmaların bu duruma düşeceğini veya hangilerinin düşmeyeceğini kesin olarak ayırt etmeyi sağlayan herhangi bir yöntem mevcut değildir (Crosbie, Bohn, 2003).

Ödeyememe riskinin başlıca öğeleri şunlardır: Ödeyememe Olasılığı, Ödeyememe Durumundaki Kayıp ve Ödeyememe Korelasyonları'dır. Yukarıda sayılan bu öğelerin her biri ödeyememe riskinin incelenmesinde kritik olmakla birlikte, hiçbiri ödeyememe olasılığı kadar önemli ve ölçülmesi zor değildir. Bu çalışmanın geri kalanında özellikle ödeyememe olasılığının belirlenmesi üzerinde durulacaktır.

### II. Teori

Modern anlamda ödeyememe tahminlerinin yapılması Beaver ve Altman'ın 1960'ların sonlarına doğru yaptığı çalışmalarla başlar. Beaver (1967), özellikle nakit akımı/net değer ve borçlar/net değer gibi rasyoların başarılı ve başarısız firmaları büyük ölçüde ayırt edebildiğini göstermiştir. Beaver, başarılı ve başarısız firmaların nakit akımı/net değer ve borçlar/net değer gibi rasyoları arasındaki farkların ödeyememe durumuna yaklaştıkça arttığını bulmuştur. Altman (1968), analizi, tek bir rasyonun tahmin gücünden çok daha iyi olan çok değişkenli bir modele genişletmiştir. (Moody's Investors Service, 2000).

Ödeyememe olasılığının hesaplanması için üç yaklaşım geliştirilmiştir. Bunlar; Kalitatif Uzman Yargıları, İstatistiksel Tahmin Yöntemleri ve Teorik Modeller dir. Uzmanların öznel yargılarına dayanan kalitatif modeller, firma kazançları ve nakit akışları kalitesinin ve istikrarının analizi ile birlikte, kaldıraç ve kapsam ölçüleri üzerinde odaklanır (Morgan, 1997).

Ödeyememe olasılığını hesaplamaya çalışan kredi kalitesi tahmin modellerinin oluşturulmasına odaklanan çok sayıda istatistiksel yöntem mevcutsa da en temel olan üç tanesi: kalitatif bağımlı değişken modelleri, diskriminant analizi ve sinirsel ağlardır.

Lineer diskriminant analizi, hangi firmaların ödeyememe durumuna düşeceğini kategorize eden bir sınıflandırma modelidir. Bu yaklaşımın en iyi örneği Edward Altman'a ait olan "Z-scores"dur. (Morgan, 1997). Literatürde, asal bileşen analizi, lojistik regresyon, probit/logit analizi ve hiyerarşik sınıflandırma modelleri gibi birçok alternatif teknik mevcuttur. Bu yöntemlerin hepsi, düşük ödeyememe olasılıklı firmaları yüksek ödeyememe olasılıklı olanlardan bir ölçüde ayırt edici özelliklere sahiptir.

Dutta & Shektar (1988), Kerling (1995) ve Tyree & Long (1994), kredi skorlamasında sinirsel ağ tekniklerini kullanmışlardır. Sinirsel ağlar, kredi kartı verme gibi büyük hacimli kredi kararlarının verilmesinde kullanılmakla birlikte, şirket kredilerinin verilmesine uygun bir model olarak görünmemektedir (Morgan, 1997).

Teorik modeller, ödeyememe olasılığını modelleyen iki farklı teorik yaklaşım geliştirmiştir. Bunlar, yapısal ve indirgenmiş-form modellerdir.

Günümüzde en popüler olan yapısal ödeyememe modeli, hisse senedini firma varlıkları üzerindeki bir satın alma opsiyonu olarak tanımlayan Merton modeli, opsiyon fiyatlandırma teorisi yapısı üzerine kurulmuştur. Ancak, bu bağlamda ilk kabul edilecek model "kumarbazın çöküşü" modelidir. Wilcox'un kumarbazın çöküşü modeli, Merton modeline oldukça benzer fakat daha az bilinir. Bu modelde, hisse senetlerinin değeri bir rezervdir ve nakit akımları ya bu rezervde bulunur ya da rezervi tüketir. Ödeyememe, rezervin tamamen boşalması durumudur.

Kumarbazın çöküşü modelinde, hisse senetleri ve ortalama nakit akımı, rezervi oluşturur ve belli bir olasılıkla tesadüfi oluşan bir nakit akımı bu rezervi boşaltır. Düşük volatilité veya daha büyük rezerv, heriki modelde de daha düşük ödeyememe oranları anlamına gelir. İki model arasındaki fark, nakit akım volatilitesi ve piyasa varlık volatilitesinden kaynaklanır. Her iki yapısal model de aslında tek değişkenli bir gerçekliğe dayanır: eğer hisse senetlerinin değeri sıfır olursa veya nakit akımları negatif kalırsa, firma iflas edecektir. Merton modelinde hisse senedi bilgisi, Kumarbazın Çöküşü modelinde ise nakit akımı bilgisi kullanılır.

\* Doç. Dr. Melike E. Bildirici, Yıldız Teknik Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, Yıldız/İstanbul.  
Tel: 212 259 70 70 Fax: 212 2594202 E-Posta: [bildirici@yildiz.edu.tr](mailto:bildirici@yildiz.edu.tr)

\*\* Mehmet Salman, Yıldız Teknik Üniversitesi, Yıldız, İstanbul.  
Tel: 212 25 9 70 70



Kumarcının çöküşü modelinin Merton modeline ilişkin bir uzantısı, Scott tarafından incelenen, firma hisse senetlerinin defter değerinin toplam rezerv olmadığı şeklindedir. Merton yaklaşımı, uygulamada pek başarılı olmamıştır. Merton’un çalışmasını geliştiren bir bakıma alternatif yaklaşımlar geliştirilmiştir. Bu yaklaşımda ödeyememe süreciyle ilgilenilmekte ancak, Merton modelinin “ödeyememe sadece, firmanın varlıkları borçlarını karşılayacak yeterliliğe sahip olmadığı matürite döneminde meydana gelebilir” varsayımı kaldırılarak, “tahvilin yayımlanması ve matüritesi arasındaki herhangi bir zamanda ödeyememe meydana gelebilir” ve “ödeyememe, firma varlıklarının değeri düşük bir eşik seviyesine ulaştığında tetiklenir” varsayımları yapılmıştır. Kim, Ramaswamy ve Sundaresan (1993), Hull ve White (1995), Nielsen, Saà-Requejo, Santa Clara (1993), Longstaff ve Schwartz (1995) çalışmaları bu modeller arasında sayılabilir (Altman ve diğerleri, 2002).

Merton modelini geliştiren bir diğer model olan KMV’de, ödeyememe noktasında yeniden tanımlamalar yapmıştır. Bir firma teknik olarak borçlarını ödeyemez durumda iken, bir takım önlemler ve şans yardımıyla iflas etmekten kurtulabilir. Bu noktadan hareketle KMV, bir yıllık ödeyememe noktası için, ampirik analizlere dayanan, uzun vadeli borçların yarısı artı kısa vadeli borçları kullanır. Yani, KMV’nin formülünde ödeyememe noktası, Merton modelindeki gibi toplam borçlar değildir.

Bir diğer düzeltme ise, ödeyememe mesafesinin, ödeyememe olasılığıyla eşlenmesinde yapılmıştır. KMV burada, standart normal dağılım yerine, geçmişteki ödeyememe oranlarını kullanır.

Bu ayarlamalar, Merton modelinin kantitatif modeller için bir yöntem değil, bir yol gösterici olduğunu göstermektedir. Ampirik olasılık içine standart normal olasılıktan final dönüşüm en güçlü bileşenin bile liberal olarak Merton modeli olmadığını ima eder.

Yapısal modellerin yukarıda anılan aksaklıkları, indirgenmiş-form modellerin gelişmesine katkıda bulunmuştur. Bunlar arasında, Litterman ve Iben (1991), Madan ve Unal (1995), Jarrow ve Turnbull (1995), Jarrow, Lando ve Turnbull (1997), Lando (1998), Duffie ve Singleton (1999) ve Duffie (1998) çalışmaları sayılabilir (Altman ve diğerleri, 2002).

İndirgenmiş-form modellerde, yapısal modellerin aksine, ödeyememe firma değerine göre koşullandırılmaz ve firma değerine ilişkin parametreler hesaplanmak zorunda değildir. Stokastik süreçler kredi riskinin fiyatını belirler. Bu süreçler firmanın varlık değerine biçimsel olarak bağlı olmamasına rağmen, tahmini olarak temelde bir ilişki vardır. Duffie ve Singleton (1999), bu alternatif yaklaşımları indirgenmiş-form modeller olarak tanımlar (Salman, 2004).

İndirgenmiş-form modeller, yapısal modellerden ödeyememeyi tahmin edebilme derecesinde farklıdır. Tipik bir indirgenmiş-form modeli, ödeyememeyi ekzojen bir rastgele değişkenin yönlendirdiğini ve hiçbir zaman aralığında ödeyememe olasılığının sıfır olmadığını varsayar. Ödeyememe, bu rastgele değişken belli bir seviyenin altına düştüğünde meydana gelir. Bu modeller, ödeyememeleri, tahmin edilemez Poisson olayları olarak ele alır. Kayma meydana geldiğinde bugün kullanılabilir bilgi temeli ile bunun söylenemeyeceğini kabul eder.

İndirgenmiş-form modellerin ampirik kanıtları oldukça sınırlıdır. Duffie (1999), Duffie ve Singleton (1999) modelini kullanarak, farklı kalitelardaki firmalar arasındaki kredi yayımlarının gözlemlenen dönem yapısını açıklamada, bu modellerin yetersiz kaldığını bulmuştur. Özellikle, bu tür modeller, hem yatık getiri yayımlarını (firma düşük kredi riskine sahipken) hem de dik getiri yayımlarını (firma daha yüksek kredi riskine sahipken) oluştururken yetersiz kalmaktadır.

### III. Data ve Ekonometik Metodoloji

Çalışmada, İMKB kotundaki finans-dışı sektörlerde yer alan firmaların bilanço ve gelir tablolarından elde edilen bir veri tabanı kullanılarak, panel probit yöntemleriyle ampirik ödeyememe riski skorlama modelleri elde edilecektir. Daha sonra bu skorlama modelleri, şirketlerin ödeyememe riski analizinde kullanılacak ve Z-Skor ve O-Skor modelleriyle karşılaştırılacaktır.

#### 3.1. Data

Bu çalışmada, kullanılan finansal rasyoları 1994-2002 yılları arasındaki İMKB verileri kullanılarak oluşturuldu. 1994 yılında İMKB kotunda yer alan 188 şirketten, finans sektöründe yer alan şirketler ile 9 yıllık dönem boyunca bilanço ve gelir tablosu verilerinde eksiklik olan şirketler çıkartılarak 105 firma analize dahil edilmiştir.

Kullanılan rasyoların belirlenmesi aşamasında kullanılması düşünülen bir takım rasyolar veri eksikliği ve/veya yorumlama problemleri nedeniyle inceleme dışı kalmıştır. Veri eksikliği problemine örnek olarak, Crouhy, Galai ve Mark (2001)’de belirtilen, “Net Satışlar / Çalışan Sayısı” rasyosu verilebilir. Çalışan sayısı bilgisi bazı firmalarda mevcut değildir (Hayden, 2003) Yorumlama sorununa ise “Net Kar / Öz Sermaye” rasyosu verilebilir. Rasyonun büyümemesinin ödeyememe olasılığını düşürdüğü varsayılır. Ancak, büyük bir negatif net kar ve çok küçük bir negatif öz sermaye bu rasyonun oldukça büyük pozitif bir sayı oluşturmasına ve bu da ödeyememe olasılığının yanlış olarak tahmin edilmesine neden olabilir. Bu tür sorunların ortadan kaldırılması için, paydasının negatif olabileceği bütün rasyolar analiz dışı bırakılmıştır. Rasyolar belirlendikten sonra, tüm rasyolar kredi riski faktörlerini temsil eden kategorilere ayrılmıştır.

Tablo 1’de bu çalışmada incelenen bütün finansal rasyolar kredi riski faktörlerine göre listelenmiştir.



**Tablo 1: Aday Finansal Rasyolar**

Rasyo No	Finansal Rasyo	Kredi Risk Faktörü	Hipotez
R2	Kısa Vadeli Borçlar / Toplam Borçlar	Kaldıraç	+
R5	Kısa Vadeli Finansal Borçlar / Kısa Vadeli Borçlar	Kaldıraç	+
R12	Toplam Banka Borcu / Toplam Varlıklar	Kaldıraç	+
R14	Öz Sermaye / Toplam Borçlar	Kaldıraç	-
R17	Toplam Borçlar / Toplam Varlıklar	Kaldıraç	+
R30	Toplam Finansal Borçlar / Toplam Varlıklar	Kaldıraç	+
R43	(Hazır Değerler + Menkul Kıymetler + Finansal Duran Varlıklar) / Toplam Borçlar	Kaldıraç	-
R44	Uzun Vadeli Borçlar / Toplam Varlıklar	Kaldıraç	-/+
R42	Hazır Değerler / (Toplam Borçlar – Toplam Avanslar)	Borç Karşılama	-
R3	Menkul Kıymetler / Kısa Vadeli Finansal Borçlar	Likidite	-
R4	Dönen Varlıklar / Toplam Varlıklar	Likidite	-
R8	Finansal Duran Varlıklar / Toplam Duran Varlıklar	Likidite	-
R11	(Dönen Varlıklar – Stoklar) / Kısa Vadeli Borçlar	Likidite	-
R13	Çalışma Sermayesi / Toplam Varlıklar	Likidite	-
R16	Menkul Kıymetler / Toplam Borçlar	Likidite	-
R18	Kısa Vadeli Borçlar / Dönen Varlıklar	Likidite	+
R22	Kısa Vadeli Finansal Borçlar / Dönen Varlıklar	Likidite	+
R23	Dönen Varlıklar / Toplam Borçlar	Likidite	-
R24	Kısa Vadeli Borçlar / Toplam Varlıklar	Likidite	+
R25	Hazır Değerler / Toplam Varlıklar	Likidite	-
R26	Çalışma Sermayesi / Net Satışlar	Likidite	-/+
R27	Hazır Değerler / Net Satışlar	Likidite	-/+
R28	Dönen Varlıklar / Net Satışlar	Likidite	-/+
R29	Hazır Değerler / Kısa Vadeli Borçlar	Likidite	-
R31	Kısa Vadeli Banka Borcu / Hazır Değerler	Likidite	+
R35	(Hazır Değerler + Menkul Kıymetler) / Kısa Vadeli Borçlar	Likidite	-
R1	Toplam Alacaklar / Net Satışlar	Faaliyet	+
R7	Toplam Ticari Borçlar / Net Satışlar	Faaliyet	+
R32	Stoklar / Net Satışlar	Faaliyet	+
R41	Kısa Vadeli Ticari Alacaklar / Net Satışlar	Faaliyet	-/+
R9	Net Satışlar / Toplam Varlıklar	Devir	-
R40	Faaliyet Karı / Toplam Varlıklar	Devir	-
R10	Faaliyet Karı / Net Satışlar	Karlılık	-
R15	Dönem Karı / Toplam Varlıklar	Karlılık	-
R19	Net Kar / Toplam Varlıklar	Karlılık	-
R20	Faaliyet Karı / Toplam Borçlar	Karlılık	-
R33	Dönem Karı / Net Satışlar	Karlılık	-
R34	Net Kar / Net Satışlar	Karlılık	-
R6	Yedekler / Toplam Varlıklar	Büyüklik	-
R37	Ln(Toplam Varlıklar / Tüketici Fiyat Endeksi)	Büyüklik	-
R38	Ln(Net Satışlar / Tüketici Fiyat Endeksi)	Büyüklik	-
R21	(Net Kar – Bir Önceki Dönem Net Kar) / ( Net Kar  +  Bir Önceki Dönem Net Kar )	Büyüme Oranı	-/+

**Tablo 1: Aday Finansal Rasyolar (Devam)**

R36	Net Satışlar / Bir Önceki Dönem Net Satışlar	Büyüme Oranı	-/+
R39	(Toplam Borçlar / Toplam Varlıklar) / (Bir Önceki Dönem (Toplam Borçlar / Toplam Varlıklar))	Kaldıraç Değişimi	+

Not: -Dördüncü kolonda, finansal rasyo ve ödeyememe olasılığı arasındaki beklenen ilişki “+” veya “-” işaretleriyle gösterilmiştir. “+” işareti, rasyodaki bir artışın ödeyememe olasılığında bir artışa, “-” işareti, rasyodaki bir artışın ödeyememe olasılığında bir azalmaya neden olacağını sembolize etmektedir.  
-R3 (Menkul Kıymetler / Kısa Vadeli Finansal Borçlar) değişkeni veritabanında yer alan bazı firmalar için “sayı / sıfır” belirsizliği yarattığından analiz dışı bırakılmıştır.

### 3.2. Ekonometrik Metodoloji

Panel probit bağlamında önemli gelişmeler son yıllarda gerçekleşmiştir. İki yaklaşım 1980 lerin başında önemli idi. Bunlardan ilki Hansen’e dayandırılan GMM’di ve Avery vd. tarafından panel probit modele uygulandı. İkincisi SML (simüle edilmiş maksimum olabilirlik) testidir. Lerman ve Manskinin makalesi bu bağlamda çok önemlidir. Her iki yaklaşımda multivariate normal yoğunluğun çoklu integrasyon problemini çözer. GMM doğrusal olmayan regresyon model gibi elde edilir ve hata teriminin moment fonksiyonu sınırlandırılır. SML tekniği hata teriminin tam bilgisini araştırır ve Monte-Carlo Entegrasyon teknikleri olabilirlik fonksiyonunu simüle etmeye bağlıdır (Inkman, 2000).

Panel probit GMM’in ilk uygulamaları Bertsek-Lecher (1995; 1997; 1998) ve Inkman-Pohlmeier (1995)’nın makaleleri’dir. SML, McFadden (1989), Hajivassiliou ve McFadden (1990), Pakes ve Pollard (1989), Hajivassiliou ve Ruud (1994)’ın çalışmaları ile geliştirildi. Geweke-Hajivassiliou-Keane (GHK) simülator geliştirdi. GHK simülator Börschsupon ve Hajivassiliou tarafından uygulandı. GHK-SML tahmincinin panel probit uygulamaları Keane (1994) ve Mühleisen (1994) çalışmalarında görülebilir (Inkman, 2000).

Panel probit modelde lineer fonksiyon formu,

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + u_{it}$$

şeklinindedir. Burada;  $x_i$  açıklayıcı değişkenlerin  $k \times 1$  vektörü,  $\beta$  bilinmeyen katsayıların  $k \times 1$  vektörü,  $u_i$  hata terimi ve

$$u_{it} = (u_{i1}, \dots, u_{ik}) \text{ hata teriminin } k \times 1 \text{ vektörü, } u_i \sim iid N(0, \Sigma),$$

$$u_{it} = Y_i + u_{it} \quad Y_i \sim iid N(0, \sigma_y^2) \text{ ve salt hata } v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2) \text{ dir.}$$

$$x_{it} \text{ ile ilişkisizdir, } y_{it} = I(y_{it}^* \geq 0) \text{ dir.}$$

Butler ve Moffitt’in rassal etkiler probit modeli  $u_{it} = \varepsilon_{it} + v_i$  belirler.  $u_{it}$  sıfır ortalama ile normal dağılır. Bireysel ve bütün periyotlarda bağımsızdır.  $v_i$ , her periyotta dahil edilmiş değişken  $x_{it}$  ile korelasyonlu değildir.  $\sigma_{is} = \sigma_v^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2) = p$  için  $t \neq s$  ve  $\sigma_{uu} = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 = 1$  varsayılır. Bu bağlamda, modele  $\beta$  artı bir ilave korelasyon parametresi  $p$  dahil edilir. Hermite veya simülasyon kullanılarak en çok benzerliğin logaritmik değeri maksimize edilir (Greene, 2002).

Rassal parametreler modeli aşağıdaki gibidir.

$$Y_{it}^* = x_{it}' \beta_i + u_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N \quad \varepsilon_{it} \sim NID[0,1]$$

$$y_{it}, I(y_{it}^* > 0) \text{ dir.} \quad \beta_i, \mu + \Delta Z_i + \Gamma w_i \text{ dir.}$$

$\mu$ ,  $k \times 1$  vektörüdür.  $\Delta$ ,  $k \times L$  bilinmeyen parametreler matrisidir.  $\Gamma$ ,  $k \times k$  bilinmeyen varyans parametrelerinin matrisidir.  $Z_i$ ,  $L \times 1$  bireysel karakteristiklerin vektörüdür.  $w_i$   $K \times 1$  tesadüfi bireysel etkilerin vektörüdür.  $E[w_i | X_i, z_i] = 0$  ve  $Var [w_i | X_i, z_i] = V = K \times K$  bilinen sabitlerin diagonal matrisidir.

Rassal parametreler modeli maksimum simüle edilmiş olabilirlik metodu ile tahmin edilir.  $y_{it}$  deki  $T$  gözlemlerin ortak şartlı yoğunluğu aşağıdakiler gibidir.

$$f(y_i | X_i, \beta_i) = \prod_{t=1}^T \phi \left[ (2y_{it} - 1) X_{it}' \beta_i \right]$$

Parametrelerin tam bilgili maksimum olabilirliği bu fonksiyon maksimize edilerek elde edilir. Maksimum simüle edilmiş tahmin hesaplanır. Süreç Monte Carlo method kullanılarak hızlandırılır.

Rassal panel probitin en çok benzerliğin logaritmik değer fonksiyonu

$$LL_p = \sum_{i=1}^N \ln(P(y_i)) \quad \text{ve}$$

$$P(y_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \exp - \frac{\alpha_i^2}{2} \left\{ \prod_{t=1}^T \phi \left[ \left( \frac{x_{it}'}{\sigma_v} + \frac{\alpha_i}{\sigma_v} \right) (2y_{it} - 1) \right] \right\} d\alpha_i \quad \text{dır.}$$

ML tahmini etkinliği verir ve  $\beta$  için tutarlı tahmincidir. Hata terimi

$$v_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad \text{dır.}$$

$\alpha_i$  ve  $v_{it}$  bağımsızdır.  $i$  sabit varsayılır. Böylece,

$$\text{Corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = p = \frac{\sigma_\alpha^2}{(\sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2)} \quad t \neq s. \quad \text{dır.}$$

Tahmin problemi tek integrale dönüştürülür ve entegrasyonu değerlendirmede Hermite entegrasyon formülü kullanılır. Hermite formülü

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-x^2} g(z) = \sum_{j=1}^J A_j g(z_j) \quad \text{dır.}$$

$J$ , değerlendirme noktası sayısıdır.  $Z_j$ ,  $(g(\cdot))$  gibi değerlendirilir.

Diğer teknik Solomon-Cox (SC) yaklaşımı, genel tahmin tekniğidir. Rassal etkili doğrusal olmayan panel data modellerinin maksimum olabilirlik tahmini için analitik çözüm sağlamada kullanılır. Kullanılan son tahmin metodu Gibbs örnekçisidir. Bu tahmin metodu tam örnek tahmini sağlayan panel data modellerinin Bayesyen analizinin basitleştirilmiştir.

#### IV. Ampirik Sonuçlar

Panel probit analizi ödeyememe riskine ilişkin skor fonksiyonlarının elde edilmesi için kullanılmıştır. 8 adet skor fonksiyonu oluşturulmuş elde edilen fonksiyonlar  $Z$  skor ve  $O$  skorla karşılaştırılarak en iyi performansa sahip skor bulunmaya çalışılmıştır.

##### Skor Fonksiyonu 1

Bu fonksiyonun elde edilmesinde,  $R11$  değişkenine “ $R11 < 0.83$ ” değerleri için “1”,  $R11 \geq 0.83$  değerler için “0” atanarak “probr11” değişkeni oluşturulmuş ve panel probit analizi test edilmiştir. Sonuçlar, Tablo 2’de görülmektedir.

**Tablo 2: Panel Probit Analizi Sonuçları 1**

En çok ben log değ = -488.87019						Wald chi2(6) = 116.99
						Prob > chi2 = 0.0000
probr11	Kts	Std. Ht.	z	P> z	[95% Güv. Aralığı]	
r7	3.68917	.7965001	4.63	0.000	2.128059	5.250281
r16	-3.928085	1.16861	3.36	0.001	-6.218519	-1.637651
r19	-2.138394	.8799841	-2.43	0.015	-3.863131	-4.4136568
r22	4.184386	.6126525	6.83	0.000	2.98361	5.385163
r37	-.2494387	.0990093	-2.52	0.012	-.4434933	-.055384
r42	-3.660586	.9035481	-4.05	0.000	-5.431508	-1.889664
_cons	.0166358	.9111401	2.02	0.085	-1.769166	1.802438
/lnsig2u	.8677664	.2728965			.332899	1.402634
sigma_u	1.543239	.2105722			1.181104	2.016406
rho	.7042807	.056836			.5824646	.8026015
Rho olabilirlik rasyo testi =0: chibar2(01)=155.38 Prob >= chibar2 = 0.000						

Not: En çok ben log değ: En Çok Benzerliğin Logaritmik Değeri.

### Skor Fonksiyonu 2

Skor 2 fonksiyonun elde edilmesinde, R12 değişkenine R12<0.3 değerleri için “0”, R12≥0.3 değerleri için “1” değerleri verilerek “probr12” değişkeni oluşturulmuş ve ardından “probr12” bağımlı değişken alınarak panel probit analizi yapılmıştır. Sonuçlar, Tablo 3’ te görülmektedir.

**Tablo 3: Panel Probit Analizi Sonuçları 2**

En çok ben log değ = -422.16123						Wald chi2(9) = 104.79
						Prob > chi2 = 0.0000
probr12	Kts	Std. Ht.	z	P> z	[95% Güv. Aralığı]	
r9	-.6428372	.1842229	-3.49	0.000	-1.003907	-.281767
r14	-3.297214	.3816404	-8.64	0.000	-4.045215	-2.549212
r21	.3188806	.1468229	2.17	0.030	.031113	.6066481
r22	.7181218	.144793	4.96	0.000	.4343326	1.001911
r26	1.239091	.2429012	5.10	0.000	.7630134	1.715169
r33	-1.731901	.6006266	-2.88	0.004	-2.909108	-.5546945
r36	.3538519	.1809657	1.96	0.051	-.0008343	.7085381
r39	.7105693	.4345957	1.64	0.092	-.1412227	1.562361
r44	2.236455	.944673	2.37	0.018	.3849296	4.08798
_cons	-.2175002	.6756433	-0.32	0.748	-1.541737	1.106736
/lnsig2u	.552876	.2940647			-.0234802	1.129232
sigma_u	1.318425	.1938512			.9883285	1.758772
rho	.6348026	.0681725			.4941302	.7556972
-Rho olabilirlik rasyo testi =0: chibar2(01) =107.12 Prob >=chibar2 = 0.000						

Not: En çok ben log değ: En Çok Benzerliğin Logaritmik Değeri.

### Skor Fonksiyonu 3

Bu fonksiyonun elde edilmesinde, R17 değişkenine R17<0.64 değerleri için “0”, R17≥0.64 değerleri için “1” atanmış ve “probr17” değişkeni oluşturulmuştur. Panel probit analizi sonuçları, Tablo 4’de görülmektedir

**Tablo 4: Panel Probit Analizi Sonuçları 3**

En çok ben log değ = -308.03662		Wald chi2(8) = 99.25		Prob > chi2 = 0.0000	
probr17	Kts	Std. Ht.	z	P> z	[95% GÜV. Aralığı]
r1	1.398917	.441261	3.17	0.002	.5340615 2.263773
r6	-2.390615	1.399472	-1.71	0.088	-5.13353 .3522988
r9	.2270181	.1175236	1.93	0.053	-.0033239 .45736
r21	.2920842	.1492377	1.96	0.050	-.0004163 .5845847
r22	.2722866	.1243935	2.19	0.029	.0284798 .5160934
r33	-5.27853	.8343732	-6.33	0.000	-6.913872 -3.643189
r39	1.510212	.3718116	4.06	0.000	.7814743 2.238949
r44	7.434928	.9885528	7.52	0.000	5.4974 9.372456
_cons	-4.122814	.6270568	-6.57	0.000	-5.351822 -2.893805
/lnsig2u	1.145899	.2152597			.7239976 1.5678
sigma_u	1.77349	.1908805			1.436197 2.189997
rho	.758761	.0394017			.6734867 .8274698
Rho olabilirlik rasyo testi =0: chibar2(01) = 227.09 Prob >= chibar2 = 0.000					

Not: En çok ben log değ: En Çok Benzerliğin Logaritmik Değeri.

#### Skor Fonksiyonu 4

R18 değişkenine  $R18 < 0.92$  değerler için “0”,  $R18 \geq 0.92$  değerleri için “1” atanarak “probr18” değişkeni oluşturulmuştur. Sonuçlar, Tablo 5’de görülmektedir.

**Tablo 5: Panel Probit Analizi Sonuçları 4**

En çok ben log değ = -353.95014		Wald chi2(5) = 71.72		Prob > chi2 = 0.0000	
probr18	Kts	Std. Ht.	z	P> z	[95% GÜV. Aralığı]
r4	-3.242174	.7943616	-4.08	0.000	-4.799094 -
1.685254					
r7	2.48031	.7502928	3.31	0.001	1.009763 3.950857
r11	-5.361748	.7426161	-7.22	0.000	-6.817249 -3.906247
r30	4.136872	.8571856	4.83	0.000	2.456819 5.816925
r40	-3.034349	1.064837	-2.85	0.004	-5.121392 -.9473058
_cons	3.438393	.6912098	4.97	0.000	2.083647 4.79314
/lnsig2u	.0821482	.407091			-.7157354 .8800319
sigma_u	1.041929	.21208			.6991656 1.552732
rho	.5205255	.1016012			.3283328 .7068288
Rho olabilirlik rasyo testi =0: chibar2(01) = 33.32 Prob >= chibar2 = 0.000					

Not: En çok ben log değ: En Çok Benzerliğin Logaritmik Değeri.

#### Skor Fonksiyonu 5

Bu fonksiyonun elde edilmesinde, R19 değişkenine “ $R19 < 0.03$  olduğu değerler için “0”,  $R19 \geq 0.03$  değerleri için “1” atanarak “probr19” değişkeni oluşturulmuş ve panel probit analizi yapılmıştır. Sonuçlar, Tablo 6’da görülmektedir.

**Tablo 6: Panel Probit Analizi Sonuçları 5**

En çok ben log değ = -307.7173		Wald chi2(9) = 207.16		Prob > chi2 = 0.0000	
probr19	Kts	Std. Ht.	z	P> z	[95% Güv. Aralığı]
r6	-2.527262	1.233682	-2.05	0.041	-4.945235 -1.092901
r7	1.618882	.5521071	2.93	0.003	.5367716 2.700991
r12	1.372612	.6398942	2.15	0.032	.1184427 2.626782
r16	-2.192909	.8087156	-2.71	0.007	-3.777962 -.6078552
r17	2.192394	.6082409	3.60	0.000	1.000264 3.384524
r18	1.1320888	.0855191	1.54	0.122	-.0355256 .2997032
r21	-1.415311	.1272773	-11.12	0.000	-1.66477 -1.165852
r36	-.2746733	.121501	-2.26	0.024	-.512811 -.0365357
r42	-.9305331	.4693345	-1.98	0.047	-1.850412 -.0106544
_cons	-1.457653	.4149093	-3.51	0.000	-2.27086 -.6444457
/lnsig2u	-.4330789	.2904158			-1.002283 .1361257
sigma_u	1.8053008	.1169361			.6058386 1.070433
rho	1.3933914	.0693033			.2684927 .533979
Rho olabilirlik rasyo testi =0: chibar2(01) = 53.29 Prob >= chibar2 = 0.000					

Not: En çok ben log değ: En Çok Benzerliğin Logaritmik Değeri.

**Skor Fonksiyonu 6**

Bu fonksiyonun elde edilmesinde, R24 değişkenine  $R24 < 0.45$  den küçük olduğu değerler için “0”,  $R24 \geq 0.45$  değerleri için “1” atanarak “probr24” değişkeni oluşturulmuştur. Sonuçlar, Tablo 7’de görülmektedir.

**Tablo 7: Panel Probit Analizi Sonuçları 6**

En çok ben log değ = -326.26712		Wald chi2(4) = 129.47		Prob > chi2 = 0.0000	
probr24	Kts	Std. Ht.	z	P> z	[95% Güv. Aralığı]
r11	-2.542806	.2713499	-9.37	0.000	-3.074642 -2.01097
r12	1.200777	.3986104	3.01	0.003	.4195151 1.982039
r41	.8868385	.3795645	2.34	0.019	.1429057 1.630771
r43	-.5352164	.2531864	-2.11	0.035	-1.031453 -.0389802
_cons	1.650917	.2925428	5.64	0.000	1.077543 2.22429
/lnsig2u	1.10245	.2095888			.6916631 1.513236
sigma_u	1.735377	.1818578			1.413165 2.131057
rho	.7507188	.0392225			.6663368 .8195403
Rho olabilirlik rasyo testi =0: chibar2(01) = 258.70 Prob >= chibar2 = 0.000					

Not: En çok ben log değ: En Çok Benzerliğin Logaritmik Değeri.

**Skor Fonksiyonu 7**

R30 değişkenine  $R30 < 0.3$  değerleri için “0”,  $R30 \geq 0.3$  değerleri için “1” atanarak “probr30” değişkeni oluşturulmuş ve panel probit analizi yapılmıştır. Sonuçlar, Tablo 8’de görülmektedir.

**Tablo 8: Panel Probit Analizi Sonuçları 7**

En çok ben log değ = -320.65411		Wald chi2(7) = 51.74		Prob > chi2 = 0.0000	
-----		-----		-----	
probr30 Kts	Std. Ht.	z	P> z	[95% Güv. Aralığı]	
-----	-----	-----	-----	-----	
r1	2.694137	.6894573	3.91	0.000	1.342826 4.045449
r7	-6.069643	1.092064	-5.56	0.000	-8.210049 -3.929236
r9	-1.330104	.2837883	-4.69	0.000	-1.886319 -.7738897
r12	16.67863	2.496946	6.68	0.000	11.7847 21.57255
r14	-3.534913	.6522205	-5.42	0.000	-4.813241 -2.256584
r18	.6864296	.170247	4.03	0.000	.3527515 1.020108
r23	-1.658279	.6190328	-2.68	0.007	-2.871561 -.4449975
_cons	1.285697	.9191041	1.40	0.092	-.5157138 3.087108
-----	-----	-----	-----	-----	
/lnsig2u	.2608214	.4534639			-.6279514 1.149594
-----	-----	-----	-----	-----	
sigma_u	1.139296	.2583148			.7305368 1.77677
rho	.5648382	.1114596			.3479752 .7594368
-----	-----	-----	-----	-----	
Rho olabilirlik rasyo testi =0: chibar2(01) = 26.54		Prob >= chibar2 = 0.000			

Not: En çok ben log değ: En Çok Benzerliğin Logaritmik Değeri.

### Skor Fonksiyonu 8

Bu fonksiyonun elde edilmesinde, R39 değişkenine  $R39 < 1$  değerleri için “0”,  $R39 \geq 1$  değerleri için “1” atanarak “probr39” değişkeni oluşturulmuş ve panel probit analizi yapılmıştır. Sonuçlar, Tablo 9’da görülmektedir.

**Tablo 9: Panel Probit Analizi Sonuçları 8**

En çok ben log değ = -614.59189		Wald chi2(4) = 67.35		Prob > chi2 = 0.0000	
-----		-----		-----	
probr39  Kts	.....	std. Ht.	z	P> z	[95% Güv. Aralığı]
-----	-----	-----	-----	-----	-----
r12	.6071784	.3463534	1.75	0.080	-.0716618 1.286019
r17	.9564179	.2863638	3.34	0.001	.3951551 1.517681
r19	-1.354911	.392035	-3.46	0.001	-2.123286 -.5865368
r44	-1.361333	.3925105	-3.47	0.001	-2.13064 -.5920266
_cons	-2.657737	.1418119	-1.87	0.061	-.5437199 .0121725
-----	-----	-----	-----	-----	
/lnsig2u	-14	141.8502			-292.0213 264.0213
-----	-----	-----	-----	-----	
sigma_u	.0009119	.0646753			3.88e-64 2.15e+57
rho	8.32e-07	.000118			1.5e-127 1
-----	-----	-----	-----	-----	
Rho olabilirlik rasyo testi =0: chibar2(01) = 0.00		Prob >= chibar2 = 1.000			

Not: En çok ben log değ: En Çok Benzerliğin Logaritmik Değeri.

### Tahmin Sonuçları

Modellerin tahmin hatalarının elde edilmesinde, 92’si finansal açıdan başarılı, 21’i finansal açıdan başarısız olan toplam 113 firma kullanılmıştır. 1998-2003 yılları arasında İMKB tarafından Gözaltı Pazarı’na alınan ve/veya kredi borçlarını erteleyen firmalar finansal açıdan başarısız veya iflas etmiş olarak kabul edilmiştir.

**Tablo 10: Skorların İstatistik Özeti**

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
score1	573	-.4261082	37.64598	-65.66	885.81
score2	573	-4.116161	11.49175	-94.49	178.97
score3	573	-2.044276	19.28151	-172.66	367.49
score4	573	-4.606562	8.016983	-102.95	37.52
score5	573	-.8416056	3.193227	-23.3	49.24
score6	573	-1.845201	4.419781	-59.69	4.04
score7	573	-5.157504	13.53459	-109.56	142.65
score8	573	.0894241	.4350961	-.66	5.72
ore-ort	573	-2.368447	10.43812	-64.19	208.93
z-score	573	-2.822792	2.016785	-18.01	9.74
o-score	573	-3.120646	3.389482	-22.52	35.77

Diğer skorlara uyum sağlaması amacıyla orijinal Z-Skor modelindeki değişkenlerin katsayıları negatif olarak alınmış ve Z-Skor’un hesaplanmasında;

$$Z = -1.2R13 - 1.4R6 - 3.3R15 - 0.6R14 - 1.0R9$$

fonksiyonu kullanılmıştır. Orijinal modeldeki “Dağıtılmamış Karlar / Toplam Varlıklar” rasyosu yerine, burada R6 (Yedekler / Toplam Varlıklar) rasyosu, “Net Varlıkların Piyasa Değeri / Toplam Borçların Defter Değeri” rasyosu yerine ise R14 (Öz Sermaye / Toplam Borçlar) rasyosu alınmıştır.

O-Skor’un hesaplanmasında ise;

$$O = -1.32 - 0.407R37 + 6.03R17 - 1.43R13 + 0.0757R18 - 2.37R19 - 1.83R20 + 0.285(INTWO) - 1.72(OENEG) - 0.521R21$$

fonksiyonu kullanılmıştır.

Skor-Ort fonksiyonu ise, elde edilen 8 skor fonksiyonun ortalamasıdır.

Elde edilen 8 skor fonksiyonu, Skor-Ort, Z-Skor ve O-Skor modellerinin hata oranları Tablo 11’de, iflas tahmini açısından önemli görülen bazı rasyoların tahmin hatası oranları da Tablo 12’de görülmektedir. Bu sonuçlar, iflastan bir yıl önceki hatalı gruplandırmaları göstermektedir. 1. tip hata, gerçekte finansal başarısız firmaların başarılı olarak tahmin edilme yüzdesini, 2. tip hata ise gerçekte finansal başarılı olan firmaların başarısız olarak tahmin edilme yüzdesini göstermektedir. Hata oranları, toplam hatayı minimum yapan kesim noktalarına göre elde edilmiştir.

**Tablo 11: Modellerin Hata Oranları**

Modeller	Kesim Noktası	1. Tip Hata (%)	2. Tip Hata (%)	Toplam Hata (%)
<b>Skor1</b>	0.32	19.05	15.22	17.13
<b>Skor2</b>	-0.23	14.29	16.67	15.48
<b>Skor3</b>	-0.67	4.76	27.17	15.97
<b>Skor4</b>	-0.30	23.81	19.93	21.87
<b>Skor5</b>	0.16	14.29	26.45	20.37
<b>Skor6</b>	-0.09	14.29	28.80	21.55
<b>Skor7</b>	-0.68	4.76	32.25	18.50
<b>Skor8</b>	0.19	9.52	33.70	21.61
<b>Skor-Ort</b>	-0.08	14.29	21.38	17.83
<b>Z-Skor</b>	-1.42	14.29	16.49	15.39
<b>O-Skor</b>	-1.39	14.29	24.09	19.19

Tablo 12 rasyoların hata oranlarını göstermektedir.

**Tablo 12: Rasyoların Hata Oranları**

Rasyolar	Kesim Noktası	1. Tip Hata (%)	2. Tip Hata (%)	Toplam Hata (%)
<b>R1</b>	0.55	61.90	6.52	34.21
<b>R5</b>	0.395	19.05	40.22	29.63
<b>R11</b>	0.83	23.81	27.72	25.76
<b>R12</b>	0.30	19.05	19.38	19.22
<b>R13</b>	0.075	19.05	24.46	21.75
<b>R17</b>	0.639	9.52	28.08	18.80
<b>R18</b>	0.925	14.29	23.73	19.01
<b>R19</b>	0.028	14.29	35.69	24.99
<b>R22</b>	0.34	19.05	30.80	24.92
<b>R24</b>	0.45	14.29	33.33	23.81
<b>R30</b>	0.30	9.52	27.36	18.44
<b>R35</b>	0.075	23.81	32.43	28.12



Tablo 13’de, modellerin ve rasyoların toplam hata oranlarına göre doğruluk performansı sıralaması gösterilmiştir. Görüldüğü gibi en iyi performansı, 1. tip hatası %14.29, 2. tip hatası %16.49 ve toplam hatası %15.39 olan Z-Skor modeli göstermiştir. Ardından %15.48’lik toplam hata ile Skor2, %15.97’lik toplam hata ile Skor3 ve %17.13’lük toplam hata ile Skor1 modeli gelmektedir. Skor-Ort modeli, kendini oluşturan sekiz skor fonksiyonunun üçünün arkasında, beşinin ise önünde yer almıştır. R30 (Toplam Finansal Borçlar / Toplam Varlıklar) rasyosunun doğruluk derecesi, O-Skor da dahil olmak üzere toplam 6 modeli geride bırakarak altıncı sırada yer almıştır. Ayrıca O-Skor modeli, R17 (Toplam Borçlar / Toplam Varlıklar) ve R18 (Kısa Vadeli Borçlar/Dönen Varlıklar) rasyolarının da gerisinde kalarak onuncu sırayı almıştır.

**Tablo 13: Modellerin ve Rasyoların Doğruluk Performansı Sıralaması**

Sıralama	Model veya Rasyo	1. Tip Hata (%)	2. Tip Hata (%)	Toplam Hata (%)
1	Z-Skor	14.29	16.49	15.39
2	Skor2	14.29	16.67	15.48
3	Skor3	4.76	27.17	15.97
4	Skor1	19.05	15.22	17.13
5	Skor-Ort	14.29	21.38	17.83
6	R30	9.52	27.36	18.44
7	Skor7	4.76	32.25	18.50
8	R17	9.52	28.08	18.80
9	R18	14.29	23.73	19.01
10	O-Skor	14.29	24.09	19.19
11	R12	19.05	19.38	19.22
12	Skor5	14.29	26.45	20.37
13	Skor6	14.29	28.80	21.55
14	Skor8	9.52	33.70	21.61
15	R13	19.05	24.46	21.75
16	Skor4	23.81	19.93	21.87
17	R24	14.29	33.33	23.81
18	R22	19.05	30.80	24.92
19	R19	14.29	35.69	24.99
20	R11	23.81	27.72	25.76
21	R35	23.81	32.43	28.12
22	R5	19.05	40.22	29.63
23	R1	61.90	6.52	34.21

Tablo 14’de ise ödeyememe riskini tek başına en iyi belirleyen değişkenler gösterilmiştir.

**Tablo 14: Tek Başına Belirleyici Değişkenler**

Ras yo No	Finansal Rasyo	Kredi Risk Faktörü	Hipotez
R12	Toplam Banka Borcu / Toplam Varlıklar	Kaldıraç	+
R13	Çalışma Sermayesi / Toplam Varlıklar	Likidite	-
R17	Toplam Borçlar / Toplam Varlıklar	Kaldıraç	+
R18	Kısa Vadeli Borçlar / Dönen Varlıklar	Likidite	+
R30	Toplam Finansal Borçlar / Toplam Varlıklar	Kaldıraç	+

Sıralamanın, ilk dördüne giren modellerin skor fonksiyonları Z-Skor, Skor2, Skor3, Skor1 şeklindedir.

Tablo 15’de yukarıda verilen modellerde yer alan rasyolar görülmektedir. Bu rasyolar, Türkiye’de ödeyememe riskinin ölçülmesindeki en önemli değişkenler olarak ortaya çıkmaktadır. Özellikle, Z-Skor, Skor2 ve Skor3 modellerinin üçünde birden yer alan R9 (Net Satışlar / Toplam Varlıklar) ve Skor1, Skor2 ve Skor3 modellerinde yer alan R22 (Kısa Vadeli Finansal Borçlar / Dönen Varlıklar) rasyoları, ödeyememe riskinin en önemli belirleyici değişkenleri olarak görülmektedir.

**Tablo 15: En Yüksek Performansa Sahip Modellerde Yer Alan Değişkenler**

Rasyo No	Finansal Rasyo	Kredi Risk Faktörü	Yer Aldığı Model(ler)	Hipotez
R1	Toplam Alacaklar / Net Satışlar	Faaliyet	Skor3	+
R6	Yedekler / Toplam Varlıklar	Büyüklik	Z-Skor, Skor3	-
R7	Toplam Ticari Borçlar / Net Satışlar	Faaliyet	Skor1	+
R9	Net Satışlar / Toplam Varlıklar	Devir	Z-Skor, Skor2, Skor3	-
R13	Çalışma Sermayesi / Toplam Varlıklar	Likidite	Z-Skor	-
R14	Öz Sermaye / Toplam Borçlar	Kaldıraç	Z-Skor, Skor2	-
R15	Dönem Karı / Toplam Varlıklar	Karlılık	Z-Skor	-
R16	Menkul Kıymetler / Toplam Borçlar	Likidite	Skor1	-
R19	Net Kar / Toplam Varlıklar	Karlılık	Skor1	-
R21	(Net Kar – Bir Önceki Dönem Net Kar) / ([Net Kar] + [Bir Önceki Dönem Net Kar])	Büyüme Oranı	Skor2, Skor3	-/+
R22	Kısa Vadeli Finansal Borçlar / Dönen Varlıklar	Likidite	Skor1, Skor2, Skor3	+
R26	Çalışma Sermayesi / Net Satışlar	Likidite	Skor2	-/+
R33	Dönem Karı / Net Satışlar	Karlılık	Skor2, Skor3	-
R36	Net Satışlar / Bir Önceki Dönem Net Satışlar	Büyüme Oranı	Skor2	-/+
R37	Ln(Toplam Varlıklar / Tüketici Fiyat Endeksi)	Büyüklik	Skor1	-
R39	(Toplam Borçlar / Toplam Varlıklar) / (Bir Önceki Dönem (Toplam Borçlar / Toplam Varlıklar))	Kaldıraç Değişimi	Skor2, Skor3	+
R42	Hazır Değerler / (Toplam Borçlar – Toplam Avanslar)	Borç Karşılama	Skor1	-
R44	Uzun Vadeli Borçlar / Toplam Varlıklar	Kaldıraç	Skor2, Skor3	-/+

**V. Sonuç**

Yapılan çalışma da Türkiye’de ödeyememe riskinin ölçülmesinde en önemli değişkenler özellikle, Z-Skor, Skor2, Skor 3 ve Skor1 modelleridir. O-Skor modeli bir çok modelin gerisinde kalmıştır. Z-Skor, Skor2 ve Skor 3 modellerinin üçünde birden yer alan R9 (Net Satışlar / Toplam Varlıklar) ve Skor1, Skor2 ve Skor3 modellerinde yer alan R22 (Kısa Vadeli Finansal Borçlar/Dönen Varlıklar) rasyoları, ödeyememe riskinin en önemli belirleyici değişkenleri olarak görülmektedir.

**Kaynakça**

- Albert, J., Chib, S., “*Bayesian Analysis of Binary and Polychotomous Response Data*,” Journal of the American Statistical Association, 88, 1993, pp.669–679.
- Albert, J., S. Chib, “*Bayes Inference via Gibbs Sampling of Autoregressive Time Series Subject to Markov Mean and Variance Shifts*”, Journal of Business and Economic Statistics, 11, 1993, pp. 1-15.
- Albert, J., Chib S., “*Bayesian Residual Analysis for Binary Response Regression Models*,” <http://citeseer.ist.psu.edu/cache/papers/cs/1466/http:zSzzSzwww-math.bgsu.edu/~albert/Szpapers/Szresidual.pdf/albert96bayesian.pdf>, 1994, pp. 1-26.
- Allen, L., Saunders, A., “*A Survey of Cyclical Effects in Credit Risk Measurement Models*”, BIS Working Papers, No:126, 2003, pp.1-43.
- Altman, E. I., Resti, A., Sironi, A., “*The Link Between Default and Recovery Rates: Effects on the Procyclicality of Regulatory Capital Ratios*”, BIS Working Papers, No: 113, 2002, pp.1-37.
- Altman, E. I., “*Predicting Financial Distress of Companies: Revisiting The Z-Score And Zeta® Models*”, <http://pages.stern.nyu.edu/~ealtman/Zscores.pdf>, 2000, pp.1-54.
- Altman, E. I., Kishore, V., “*Almost Everything You Wanted to Know About Recoveries on Defaulted Bonds*”, Financial Analysts Journal, 52-6, 1996, pp. 57-64.
- Avery, R. Hansen L., Hotz, J., “*Multiperiod Probit Models and Orthogonality Condition Estimation*”, International Economic Review, 24, 1983, pp.21-35,
- Bertschek I., Lechner M., “*Convenient Estimators for the Panel Probit Model*”, Journal of Econometrics, 87, 1998, pp. 329-371.
- Bertschek, I., “*Product and Process Innovation as a Response to Increasing Imports and Foreign Direct Investments*”, Journal of Industrial Economics, 43, 1995, pp. 341-357.

- Börsch-Supan, A., Hajivassiliou V. A., “*Smooth Unbiased Multivariate Probability Simulators for Maximum Likelihood Estimation of Limited Dependent Variable Models*”, *Journal of Econometrics*, 58, 1993, pp. 347-368.
- Börsch-Supan, A., Hajivassiliou, V. A. Kotlikoff, L. J., Morris J. N., “*Health, Children, and Elderly Living Arrangements: A Multiperiod-Multinomial Probit Model with Unobserved Heterogeneity and Autocorrelated Errors*”, NBER Working Paper No. 3343, 1993.
- Butler, J., Moffitt, R., “*A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One Factor Multinomial Probit Model*,” *Econometrica*, 50-3, 1982, pp.761-764
- Crobie E, P., Bohn, J., Modeling Default Risk, Moody’s KMV, <http://www.gloriamundi.org/picsresources/pc.pdf>, 2003, pp.1-37
- Crouhy, M. L, Galai D., Mark R., “*A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models*”, *Journal of Banking & Finance*, 24, 2000, pp. 59-117.
- Duffie, D., Defaultable Term Structure Models With Fractional Recovery of Par, Graduate School of Business, Stanford University, 1998.
- Duffie, D., Singleton K. J., “*Modeling the Term Structures of Defaultable Bonds*”, *Review of Financial Studies*, 12, 1999, pp. 687-720.
- Dutta, S., Shekhar S., “*Bond Rating: A Non-Conservative Application of Neural Networks*,” IEEE International Conference on Neural Networks, 1998, pp. II-443-458.
- Geweke, J., Keane M., Runkle D., “*Alternative Computational Approaches to Inference in the Multinomial Probit Model*”, *Review of Economics and Statistics*, 76, 1994, pp 609-32.
- Geweke, J., Keane M., Runkle D., “*Statistical Inference in the Multinomial Multiperiod Probit Model*”, *Journal of Econometrics*, 81, 1997, pp. 125-166
- Greene W., “*Convenient Estimators for the Panel Probit Model: Further Results*”, New York University, 2002, [wgrene@stern.nyu.edu](mailto:wgrene@stern.nyu.edu).
- Hajivassiliou, V. A., “*Simulation Estimation Methods for Limited Dependent Variable Models*”, in: G. S. Maddala, C. R. Rao and H. D. Vinod (eds.), *Handbook of Statistics*, Ch. 19, Amsterdam: North-Holland, 11, 1993.
- Hajivassiliou, V. A., Mcfadden D. L., “*The Method of Simulated Scores for the Estimation of LDV Models with an Application to External Debt Crises*”, Yale Cowles Foundation Discussion Paper No. 967, 1990.

- Hajivassilou V., Mcfadden D., Ruud P., “*Classical Estimation Methods for LDV Models Using Simulation*”, In Engle R., and D. McFadden, eds., *Handbook of Econometrics*, Vol. IV, North Holland, Amsterdam, 1994, pp.2384-2438
- Hajivassilou V., Mcfadden D., Ruud P., “*Simulation of Multivariate Normal Orthatn Probabilities: Methods and Programs*”, *Journal of Econometrics*, 72, 1996, pp.85-134
- Hansen, L., “*Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators*”, *Econometrica*, 50, 1982, pp.1029-1054.
- Harris M. N., Rogers M., Siouclis A., “*Modelling Firm Innovation using Panel Probit Estimators*”, 2000, [www.melbourneinstitute.com/](http://www.melbourneinstitute.com/).
- Hayden, E., “*Are Credit Scoring Models Sensitive With Respect to Default Definitions? Evidence form the Austrian Market*”, 2003, <http://www.efmaefm.org/AcceptedPapers2003/HaydenEvelyn/HaydenEvelyn.pdf> , pp.1-44
- Heckman, J. J., “*Statistical Models for Discrete Panel Data*”, in: C. F. Manski and D. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Ch. 3, Cambridge: MIT Press, 1981.
- Inkmann J., , “*Misspecified Heteroskedasticity in the Panel Probit Model: A Small Sample Comparison of GMM and SML Estimators*”, 97, 2000, <http://citeseer.ist.psu.edu/cache/papers/cs/>, pp.1-36.
- Inkmann, J., Pohlmeier W., “*R & D Spillovers, Technological Distance and Innovative Success*”, Presented at the IFS Conference on “R & D, Innovation and Productivity”, London, 1995.
- Jarrow, R. A , Turnbull S. M., “*Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Credit Risk*”, *Journal of Finance*, 50, 1995, pp. 53-86.
- Jarrow, R. A., Lando, D., Turnbull S. M., “*A Markov Model for the Term Structure of Credit Risk Spreads*”, *Review of Financial Studies*, 10, 1997, pp. 481-523.
- J. P. Morgan, Creditmetrics-Technical Document, J. P. Morgan, 1997.
- Keane, M. P., “*Simulation Estimation for Panel Data with Limited Dependent Variables*”, in G. S. Maddala, C. R. Rao, and H. D. Vinod (eds.), *Handbook of Statistics*, Ch. 20, Amsterdam: North-Holland 11, 1993.
- Keane, M. P., “*A Computationally Practical Simulation Estimator for Panel Data*”, *Econometrica*, 62, 1994, pp. 95-116.
- Kerling, M., “*Corporate Distress Diagnosis—An International Comparison*,” University of Freiburg, 1995.
- Kim, I. J, Ramaswamy K., Sundaresan S., “*Does Default Risk in Coupons Affect the Valuation of Corporate Bonds? A Contingent Claims Model*”, *Financial Management*, 22-3, 1993, pp. 117-31.
- Lando, D., “*On Cox Processes and Credit Risky Securities*”, *Review of Derivatives Research*, 2, 1998, pp. 99-120.

- Lechner, M., Breitung, J., “*Some GMM Estimation Methods and Specification Tests for Nonlinear Models*”, in: L. Mátyás and P. Sevestre (eds.), *The Econometrics of Panel Data*, 2nd edition, ch. 22, Dordrecht: Kluwer, 1996.
- Leland, H. E., “*Predictions of Expected Default Frequencies in Structural Models of Debt*”, <http://www.haas.berkeley.edu/faculty/pdf/LelandPaperVenice.pdf>, 2002, pp.1-37
- Lerman, S. R., Manski C. F., “*On the Use of Simulated Frequencies to Approximate Choice Probabilities*”, in: C. F. Manski and D. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Ch. 7, Cambridge: MIT Press, 1981.
- Litterman, R., Iben T., “*Corporate Bond Valuation and the Term Structure of Credit Spreads*”, *Financial Analysts Journal*, Spring 1991 pp. 52-64.
- Longstaff, F. A., Schwartz E. S., “*A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt*”, *Journal of Finance*, 50, 1995, pp. 789-819.
- Madan, D., Ünal H., “*Pricing the Risks of Default*”, University of Maryland Working Paper, 1995.
- Mcfadden, D., “*A Method of Simulated Moments for Estimation of Discrete Response Models without Numerical Integration*”, *Econometrica*, 57-5, 1989, pp. 995-1026.
- Mcfadden, D., Train K., “*Mixed MNL Models for Discrete Response*”, *Journal of Applied Econometrics*, 15-5, 2000, pp. 447-470
- Moody’s Investors Service, *RiskCalc For Private Companies: Moody’s Default Model*, Moody’s Investors Service Inc.: New York, 2000, pp.1-88.
- Pakes, A., Pollard, D., “*Simulation and the Asymptotics of Optimization Estimators*”, *Econometrica*, 57-5, 1989, pp. 1026-1057.
- Pohlmeier, W., J. Inkmann, “*Efficient Conditional Moment Estimation of Nonlinear SUR Models: Theory and Application to Count Data*”, Working Paper Presented at the European Econometric Society Meeting in Toulouse, 1997.
- Tyree, E. K., Long J. A., “*Assessing Financial Distress with Probabilistic Neural Networks*,” Working Paper, City University of London, 1994.
- Salman M., Türkiye’de Ödeyememe Riskinin Hesaplanmasına Ekonometrik Bir Yaklaşım, Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul, 2004.

## G-7 ÜLKELERİNİN BORSALARININ İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

Nildağ Başak CEYLAN\*

### Özet

Bu çalışmada, DAX (Almanya), CAC 40 (Fransa), FTSE (İngiltere), S&P TSX Composite (Kanada), NIKKEI 225 (Japonya), S&P500 (Amerika), DOW JONES (Amerika), NASDAQ (Amerika) ve MIBTEL (İtalya)'den oluşan G-7 ülkeleri borsa endekslerinin, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB-100) üzerindeki etkileri, blok üçlemsel VAR modeli kullanılarak incelenmiştir. Elde edilen bulgular, NIKKEI 225 haricindeki diğer tüm endekslerin, İMKB-100 endeksi üzerinde pozitif ve istatistikî olarak önemli etkileri olduğunu göstermektedir. Analizlerin sonucunda, Türkiye'nin krizsiz gecen 01.01.1995-31.10.2000 dönemi için diğer borsalardan etkileşiminin azaldığı, ancak 11 Eylül saldırıları sonrası globalleşmenin arttığı dönemde ise borsa endekslerinin İMKB-100 üzerindeki etkilerinin daha da arttığı görülmüştür.

### I. Giriş

Dünyanın büyük borsaları arasındaki bütünleşme, finans literatüründe giderek daha fazla ilgi görmektedir. Bu ilgi temelde küreselleşmeden kaynaklanmaktadır çünkü küreselleşmeyle birlikte finansal piyasalar daha çok bütünleşik olmaya başlamışlardır. Literatürde, borsalar arasındaki ilişkiyi inceleyen pek çok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmaların bazılarında, DeFusco ve diğerleri (1996), ve Aggarwal ve diğerleri (1999) gibi, borsalar arasındaki kısa vadeli ilişkiler incelenerek, korelasyon analizi yapılmıştır. Buna karşılık, Kasa (1992), Cheunk ve Mak (1992), Chung ve Liu (1994), Ghosh ve diğerleri (1998), Pan ve diğerleri (1999), Huang ve diğerleri (2000), Fernandez-Serrano ve Sosvilla-Rivero (2001), Johnson ve Soenen (2002), ve Siklos ve Ng (2001) tarafından yapılan çalışmalarda ise, uzun vadeli ilişkiler, Engle Granger veya Johansen eşbütünleşme analizi yöntemleriyle araştırılmıştır. Örneğin, Siklos ve Ng (2001), Amerika ile Japonya, ve Asya-

Pasifik ülkeleri borsaları arasındaki ilişkileri inceleyerek, bu borsaların birlikte hareket ettiklerini göstermişlerdir. Kasa (1992) tarafından yapılan bir diğer çalışmada ise, borsa endekslerini yönlendiren tek bir ortak etmen olduğu ortaya konularak, üç aylık veri yerine aylık veri kullanıldığında bütünleşikliğin daha kuvvetli olduğu saptanmıştır. Ghosh (1998)'un araştırmasında, dokuz Asya Pasifik ülke borsalarının, ayrı ayrı Amerika ve Japonya borsalarıyla eşbütünleştiği gösterilmiştir. Shachmurove (1996), Choudhry (1997) ve Fernandez-Serrano ve Sosvilla-Rivero (2003) tarafından yapılan çalışmalarda, Amerika ve Latin Amerika ülke borsaları arasındaki ilişkiye odaklanılmıştır. Taylor ve Tonks (1989), ve Kanas (1999)'ın da içinde bulunduğu bir diğer grup çalışmada ise, İngiltere sermaye piyasalarıyla, dünyadaki çeşitli sermaye piyasaları arasındaki ilişki, Engle Granger veya Johansen analizleriyle incelenerek, bu piyasalar arasında eşbütünleşmenin olduğu gösterilmiştir. Allan ve Mac Donald (1995) tarafından yapılan benzer bir çalışmada da Avustralya ve dünyadaki çeşitli borsalar arasındaki ilişki, Johansen ve Engle Granger analizleri kullanılarak incelenmiş ve borsaların eşbütünleşik ilişki gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Literatüre bakıldığında, son zamanlarda yapılan çalışmaların büyük ölçüde gelişmiş ülkeler üzerine olduğu görülmektedir. Buna karşın, gelişmekte olan ülkeler için bu konuda yapılan çalışmaların sınırlı sayıda olduğu dikkati çekmektedir (bkz. Bekaert (1993), Bekaert ve Harvey (1997), Berument ve Ince (2005)). Bu çalışmalardan, Türkiye ve diğer ülkelerin borsaları arasındaki kısa vadeli ilişki Berument ve Ince (2005), eşbütünleşme ise Neaime (2002), Shachmurove (1996) tarafından incelenmiştir. Neaime (2002) tarafından, MENA ülkelerinin borsaları arasındaki finansal bütünleşmeyi incelemek amacıyla yapılan çalışma sonucunda, Türkiye, Mısır ve Fas borsalarının Amerika, Fransa ve İngiltere borsalarıyla bütünleştikleri sonucuna ulaşılmıştır. Benzer sonuçlar aralarında Mısır, İsrail, Ürdün, Lübnan, Fas, Umman ve Türkiye'nin bulunduğu Orta Doğu ülkeleriyle Amerika'nın büyük borsa endeksleri arasındaki ilişki inceleyen Shachmurove (1996)'un araştırmasında da elde edilmiştir. Berument ve Ince (2005) tarafından yapılan diğer bir çalışmada ise, SP&500 ve İMKB 100 arasındaki kısa vadeli ilişki VAR analiziyle incelenmiş ve SP&500'un İMKB-100 üzerindeki etkisinin, ilk dört günde ortaya çıktığı ve bu etkinin pozitif yönlü olduğu gösterilmiştir.

Bu çalışmada ise, DAX (Almanya), CAC 40 (Fransa), FTSE (İngiltere), S&P TSX Composite (Kanada), NIKKEI 225 (Japonya), S&P500 (Amerika), DOW JONES (Amerika), NASDAQ (Amerika) ve MIBTEL (İtalya)'dan oluşan G-7 ülkeleri borsalarının, İMKB-100 üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. Zira, Türkiye gelişmekte olan ülkeler içinde yüksek düzeydeki oynak ve kalıcı enflasyonuyla özel bir konuma sahip bulunmaktadır. Çalışmada, Türkiye ile G-7 ülkelerinin borsa endeksleri

\* Yrd.Doç.Dr. Nildağ Başak Ceylan, İşletme Bölümü, Atılım Üniversitesi, 06836, Ankara, Türkiye.

Tel: (312) 586-8662 Fax: (312) 586-8091 E-posta: nbceylan@atilim.edu.tr

Bu çalışmada yer alan veri, bulgu ve yorumlar yazarın kendisine ait olup, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın görüşlerini yansıtmaz. Bu çalışma, kaynak gösterilmek suretiyle kullanılabilir.

JEL Kodlar: C22, G10 ve G15 Anahtar Kelimeler: Zaman Serileri Analizi, Borsaların Entegrasyonu, G-7 ülkeleri.

arasındaki kısa vadeli ilişki, borsaların günlük kapanış verileri kullanılarak, 04.01.1988-31.12.2004 dönemi için incelenmektedir. Ayrıca yapılan analizler 11 Eylül 2001 tarihinde yaşanan olayların küreselleşmeden kaynaklanan etkilerini incelemek amacıyla, 01.01.2002-31.12.2004 dönemi için tekrarlanmıştır<sup>1</sup>. Bunun yanısıra, Türkiye’de yaşanan iki büyük finansal kriz arasındaki süreyi ifade eden 01.01.1995-31.10.2000 dönemi için de, aynı analizler yapılmıştır. Çalışmada G-7 ülkelerinin seçilmiş olmasının nedeni, bu ülkeler arasında Almanya, Fransa ve Amerika gibi Türkiye’nin en fazla ticari ilişki içerisinde bulunduğu ülkelerin yer alması olup bu ve daha önce yapılmış olan benzeri çalışmalardan en önemli farkı, yüksek ve dalgalı enflasyona sahip olan Türkiye ile G-7 ülkelerinin borsaları arasındaki kısa vadeli ilişkiyi test eden ilk araştırma olmasıdır<sup>2</sup>.

Çalışmanın ikinci bölümünde, metodoloji tanıtılmış, üçüncü bölümde bulgular yorumlanmıştır. Son bölümde ise, çalışmanın sonuç kısmına yer verilmiştir.

## II. Metodoloji ve Modelin Belirlenmesi

Bu çalışmada, DAX (Almanya), CAC 40 (Fransa), FTSE (İngiltere), S&P TSX Composite (Kanada), NIKKEI 225 (Japonya), S&P500 (Amerika), DOW JONES (Amerika), NASDAQ (Amerika) ve MIBTEL (İtalya)’dan oluşan G-7 ülkeleri borsa endekslerinin ve İMKB-100’ün günlük kapanış fiyatları kullanılmıştır. 04.01.1988-31.12.2004 dönemini kapsayan veriler, Datastream veri tabanından elde edilmiştir.

Çalışmada model olarak Cushman ve Zha (1997) tarafından önerilen yapısal VAR (SVAR) modeli kullanılmıştır. Blok üçlemsel olarak kurulan bu modelde, G-7 ülkelerinin borsa endeksleri kendi gecikmeleriyle (lag), (gösterge olarak AR süreci kullanılarak), İMKB- 100 endeksi ise hem kendi, hem de G-7 ülkelerinin borsa endekslerinin gecikmeleriyle belirlenmiştir.

Geleneksel tek eşitlik modeli yerine VAR modeli kullanmanın sağladığı üstünlüklerden birisi de değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri yansıtmasıdır. Ayrıca, tek eşitlik denklemlerinden daha güçlü bir tahmin etme gücüne sahip olmasıdır. Bu çalışmada, blok dışsallığa (block exogeneity) sahip VAR modeli kullanılarak geleneksel VAR modelinde gözlenen yerel borsadaki değişimlerin gecikmeleriyle birlikte yabancı borsaları da etkilemesi özelliği ortadan kaldırılmıştır.

<sup>1</sup> Literatürde yer alan bazı çalışmalar (bkz., Ceylan ve Dogan, 2004; Forbes ve Chinn, 2004) 11 Eylül 2001’den sonra borsalar arasındaki bütünleşikliğinin arttığını göstermiştir.

<sup>2</sup> Narayan ve Smith (2004), Avustralya ve G-7 ülke borsaları arasındaki ilişkiyi incelemişler ve Fransa, Almanya ve Amerika borsaları ile Avustralya borsası arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Cushman ve Zha (1997) tarafından geliştirilen, belirlenmiş VAR modelinin genel eşitliği şöyledir:

$$A(L)y(t) = \varepsilon(t) \quad (1)$$

Burada  $A(L)$   $m \times m$  gecikme operatörü  $L$ ’de matris polinomudur,  $y(t)$ ,  $m \times 1$  gözlem vektörü, ve  $\varepsilon(t)$ ,  $m \times 1$  yapısal hata vektörüdür. 2 numaralı denklem modelin genel ifadesini göstermektedir.

$$y(t) = \begin{bmatrix} y_1(t) \\ y_2(t) \end{bmatrix}, \quad A(L) = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & 0 \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix}, \quad \varepsilon(t) = \begin{bmatrix} \varepsilon_1(t) \\ \varepsilon_2(t) \end{bmatrix} \quad (2)$$

Burada,  $\varepsilon(t)$ ’ler ile  $j > 0$  için  $y(t - j)$  arasında korelasyonun olmadığı varsayılmaktadır.  $A(0)$  tersine çevrilemeyen matrisi ifade etmektedir.  $y_2(t)$  bloğunda dışsallık, sifıra eşit olan  $A_{12}(L)$  ile gösterilmektedir. Bu,  $y_1(t)$ ’nin 2. bloğa sadece anlık değil aynı zamanda gecikmeli değerler için de dışsal olması anlamına gelmektedir. Maksimum olabilirlik tahmini ve sistemden çıkarım işlemi, Bernanke, Hall, Leeper, Sims and Zha (1996)’nın değiştirilmiş hata bantlarının kullanılması yoluyla yapılmıştır. Bunun nedeni, VAR modelinin maksimum olabilirlik tahmininin blok dışsallığa sahip VAR modeline uygulanamamasından kaynaklanmaktadır<sup>3</sup>.

Çalışmada gözlem matrisleri şu şekildedir:  $y_1 = [G-7 \text{ ülkelerinin borsa endeksleri}]$ ,  $y_2 = [İMKB \text{ endeksi}]$ . Bayes Bilgi Kriteri’ne göre her bir ülke için belirlenmiş VAR modelinin derecesi 5’dir. Çalışmada G-7 ülkeleri ve Türkiye borsalarındaki büyüme  $t$  anında şu şekilde hesaplanmıştır:

$$SR_t = [(X_t / X_{t-1}) - 1] * 10000$$

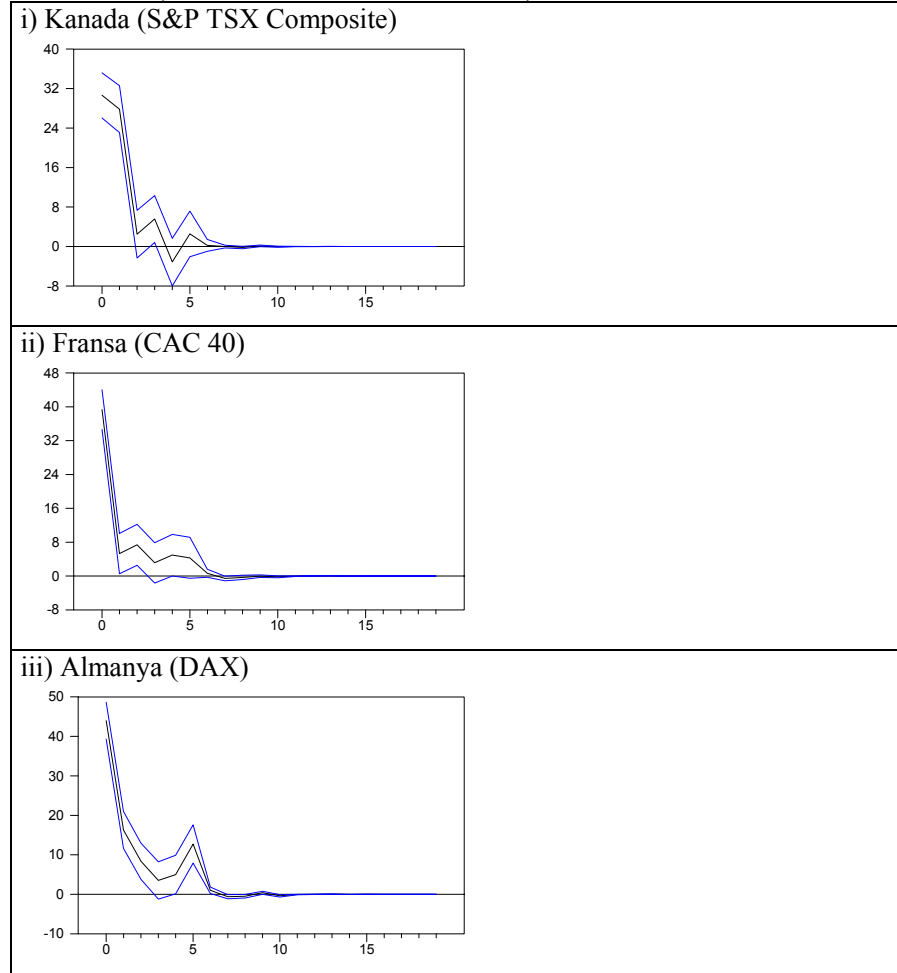
Burada  $X_t$ , her bir G-7 ülkesinin  $t$  anındaki borsa endeksini göstermektedir.

<sup>3</sup> Bkz. Sims (1986), Gordon ve Leeper (1994).

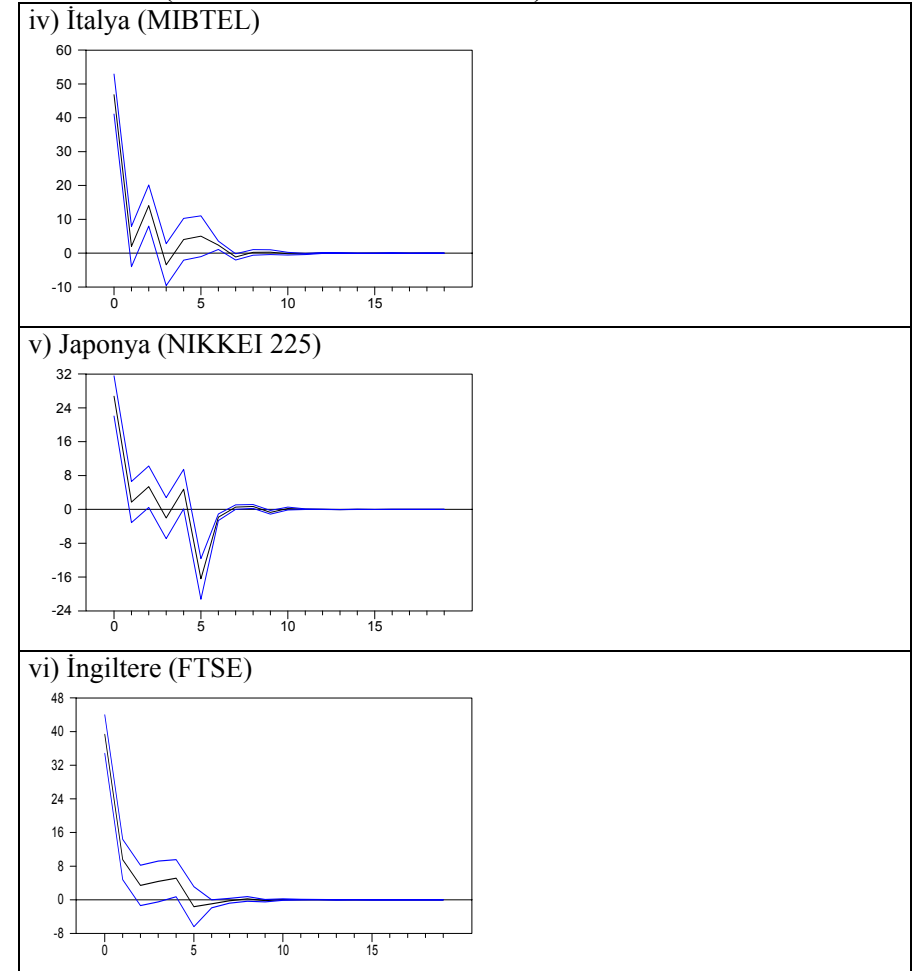
### III. Tahminler

Bu bölümde, 04.01.1988-31.12.2004 dönemi için G-7 ülkelerinin borsalarına bir standart sapma büyüklüğünde şok verilerek, İMKB-100'ün gösterdiği tepki fonksiyonları incelenmiştir. Bu etki-tepki fonksiyonları Grafik 1'de gösterilmektedir:

**Grafik 1: G-7 Ülkelerinin Borsa Endekslerine Verilen Şokların, İMKB-100 Üzerindeki Etki-Tepki Fonksiyonları (04.01.1988-31.12.2004 Dönemi)**

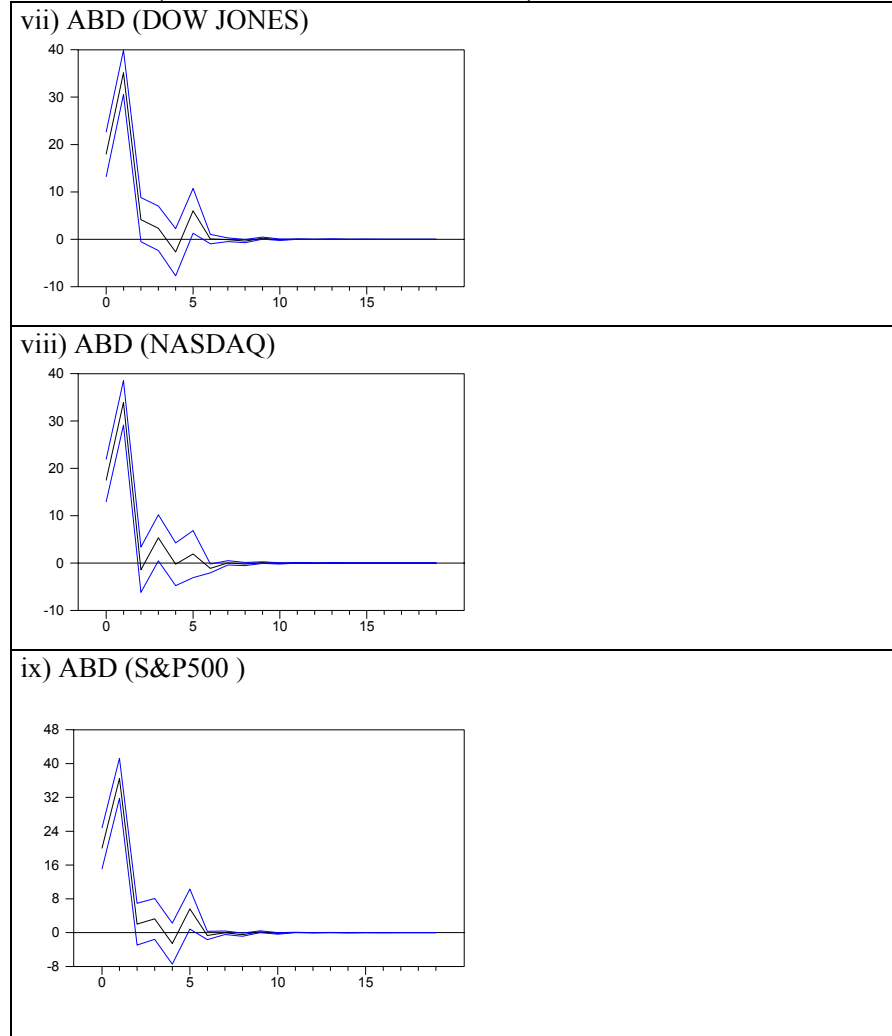


**Grafik 1: G-7 Ülkelerinin Borsa Endekslerine Verilen Şokların, İMKB-100 Üzerindeki Etki-Tepki Fonksiyonları (Devam) (04.01.1988-31.12.2004 Dönemi)**





**Grafik 1: G-7 Ülkelerinin Borsa Endekslerine Verilen Şokların, İMKB-100 Üzerindeki Etki-Tepki Fonksiyonları (Devam) (04.01.1988-31.12.2004 Dönemi)**



Etki-tepki fonksiyonları, borsalar arasındaki dinamik etkileşimleri ve borsa getirilerinin, yabancı piyasalardaki beklenmeyen değişimlere ne kadar sürede ve ne büyüklükte tepki verdiğini göstermektedir. Grafik 1, G-7 ülkelerine ait dokuz borsa endeksine verilen şokun, İMKB-100 üzerindeki etki-tepki fonksiyonlarını göstermektedir<sup>4</sup>. Etki-tepki fonksiyonlarının güven aralıkları, Bayes Benzetim Metoduyla oluşturulmuştur. Benzetimler 2500 kez tekrarlanmış ve analiz %90 güven aralığı içinde yapılmıştır. Grafikte ortada yer alan çizgi, nokta tahmincilerini göstermektedir. Eğer güven aralığı yatay çizgiyi içerirse, bu durumda etkinin, belirli günlerde sıfır olduğu hipotezi kabul edilmekte ve istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

04.01.1988-31.12.2004 dönemini kapsayan analiz sonuçlarına göre, S&P 500 (panel ix) ve DOW JONES (panel vii) endekslerinin, İMKB-100 üzerindeki etkisi, istatistiksel olarak önemsiz olduğu dördüncü gün haricinde, pozitif yönlüdür. Nokta tahmincileri güven aralığı içinde olup, x-ekseninin üzerinde yer almaları sebebiyle, etki birinci ve beşinci günlerde istatistiksel olarak önemlidir. NASDAQ ve S&P TSX endekslerinin etkisi ise, birinci ve üçüncü günlerde pozitif yönlü ve istatistiksel olarak önemlidir. CAC 40, MIBTEL ve NIKKEI 225 endekslerinin pozitif yönlü ve istatistiksel olarak önemli etkileri ikinci günde görülmektedir. Buna ek olarak, CAC 40'ın birinci günde pozitif yönlü ve istatistiksel olarak önemli etkisi bulunmaktadır. NIKKEI 225'in pozitif yönlü etkisinin, beşinci günde negatif yöne dönüştüğü görülmektedir. İMKB-100 endeksi üzerinde, FTSE'nin birinci ve dördüncü günlerde, DAX'ın ise birinci, ikinci ve beşinci günlerde pozitif yönlü ve istatistiksel olarak önemli etkisi görülmektedir. Çalışmada yeralan endekslerin tamamının, İMKB-100 üzerinde pozitif yönlü ve istatistiksel olarak önemli anlık etkileri görülmektedir. Grafik 1, G-7 ülkelerine ait her birinin borsa endeksinin, İMKB-100 endeksi üzerindeki etkilerinin, 10 dönem sonunda tamamen ortadan kalktığını ortaya koymaktadır. Bu bulgular, Türkiye ve bazı büyük borsalar arasında eşbütünleşme ilişkisine bakan (Neaime (2002), Shachmurove (1996)), veya kısa vadeli ilişkileri inceleyen Berument ve Ince (2005)'in çalışmalarının sonuçlarıyla da benzerlik göstermektedir. Çıkan sonuçlara bir bütün olarak bakıldığında, G-7 ülkelerine ait borsa endekslerinin (NIKKEI 225'in beşinci günde negatif yönlü etkisi hariç) İMKB-100 üzerinde pozitif yönlü etkileri olduğu gözlenmektedir.

Tablo 1, yurt dışı endekslerindeki hareketlerin İMKB-100 endeksi üzerindeki hareketlerini vemektedir. Yani yurt dışı borsalar 1 standart sapma büyüklüğü kadar artarsa, İMKB-100 endeksinin ne kadar artıp azaldığını göstermektedir. Tabloda G-7 ülkelerinin borsa endekslerinden bazılarının

<sup>4</sup> VAR modellerindeki etki-tepki fonksiyonlarıyla ilgili daha detaylı bilgi için Enders (1995; 305-312)'e bkz.

beşinci günden sonra pozitif veya negatif yönlü etkileri olduğu görülmektedir ancak, bu etkiler çok küçük olmalarından dolayı dikkate alınmamıştır. Tablo 1’de şokların 10 dönem boyunca etkilerinin gerçek değerleri gösterilmiştir.

Ceylan ve Doğan (2004) borsalar arasındaki eş bütünleşmenin 11 Eylül 2001’den sonra arttığını söylemektedir. Bu bulgu dikkate alınarak analiz Ocak 2002 sonrası dönem için de tekrarlanmıştır ve bu döneme ait etki-tepki fonksiyonları Grafik 2’de sunulmuştur. Bu dönem için elde edilen bulgular, NIKKEI 225 haricinde, tüm dönem bulgularıyla benzerlik göstermektedir. 04.01.1988-31.12.2004 döneminde NIKKEI 225 endeksinin İMKB-100 üzerindeki etkisinin günlere bağlı olarak değiştiği görülmüştür. Şokun ikinci gündeki pozitif yönlü etkisi, beşinci günde negatif yöne dönmüştür.

Çalışma iki büyük finansal kriz arası olan 01.01.1995-31.10.2000 dönemi için de değerlendirilmiştir. Buna göre, NASDAQ ve NIKKEI 225’in beşinci günde, MIBTEL’in ise üçüncü ve yedinci günlerde İMKB-100 endeksi üzerinde negatif yönlü ve istatistiksel olarak önemli etkilerinin bulunduğu görülmüştür. Aynı dönemde NASDAQ’ın birinci, MIBTEL’in ikinci ve dördüncü, NIKKEI 225’in de dördüncü günlerde İMKB-100 endeksi üzerinde pozitif yönlü ve istatistiksel olarak önemli etkilerinin bulunduğu da görülmüştür. Sonuçlardaki bu farklılık, bu üç endeksin İMKB 100 üzerindeki etkilerinde uyum olmadığını göstermektedir. 2002 sonrası yapılan analizde ise NIKKEI 225’in İMKB-100 üzerinde hiç bir negatif yönlü etkisi görülmemektedir. Bu durum 2002 sonrasında, küreselleşmeyle birlikte şokların İMKB-100 üzerindeki etkisinin arttığını göstermektedir. NIKKEI 225’in İMKB-100 üzerindeki negatif yönlü etkisi 11 Eylül 2001’den sonra ortadan kalkmıştır. Bu da çalışmanın bulgularını güçlendirmektedir.

G-7 ülkelerine ait borsa endeksleriyle İMKB-100 arasında bulunan bu ilişkilerin sebebi, yurt dışında borsaları etkileyebilecek şokların (örneğin petrol fiyatlarındaki hareket) Türkiye’yi ve G-7 ülkelerini aynı yönde etkileyebilmesinden kaynaklanmaktadır. Ayrıca, yurt dışındaki borsalar indiğinde (ya da çıktığında) yatırımcının zararıyla birlikte risk seviyesini de azaltmak için İMKB’ye girmesi veya çıkması da mümkün bulunmaktadır.

#### IV. Sonuç

Bu çalışmada, G-7 ülkelerine ait dokuz borsa endeksinin İMKB-100 üzerindeki etkisi, yabancı borsa endekslerine bir standart sapma büyüklüğünde şok verilerek, çeşitli dönemler için incelenmiştir. Elde edilen bulgular, NIKKEI 225 hariç tüm endekslerin İMKB-100 üzerinde istatistiksel olarak önemli etkileri olduğunu göstermiştir. Japonya’daki etki ise sınırlıdır. Dolayısıyla, tüm bu bulgular, G-7 ülkelerinin borsa endekslerinin İMKB-100 üzerinde tahmin etme gücüne sahip olduğunu ve bununla beraber 2002 sonrasında küreselleşmeye bağlı olarak G-7 ülkeleri borsalarının İMKB-100 üzerindeki etkisinin arttığını göstermektedir.

#### Kaynakça

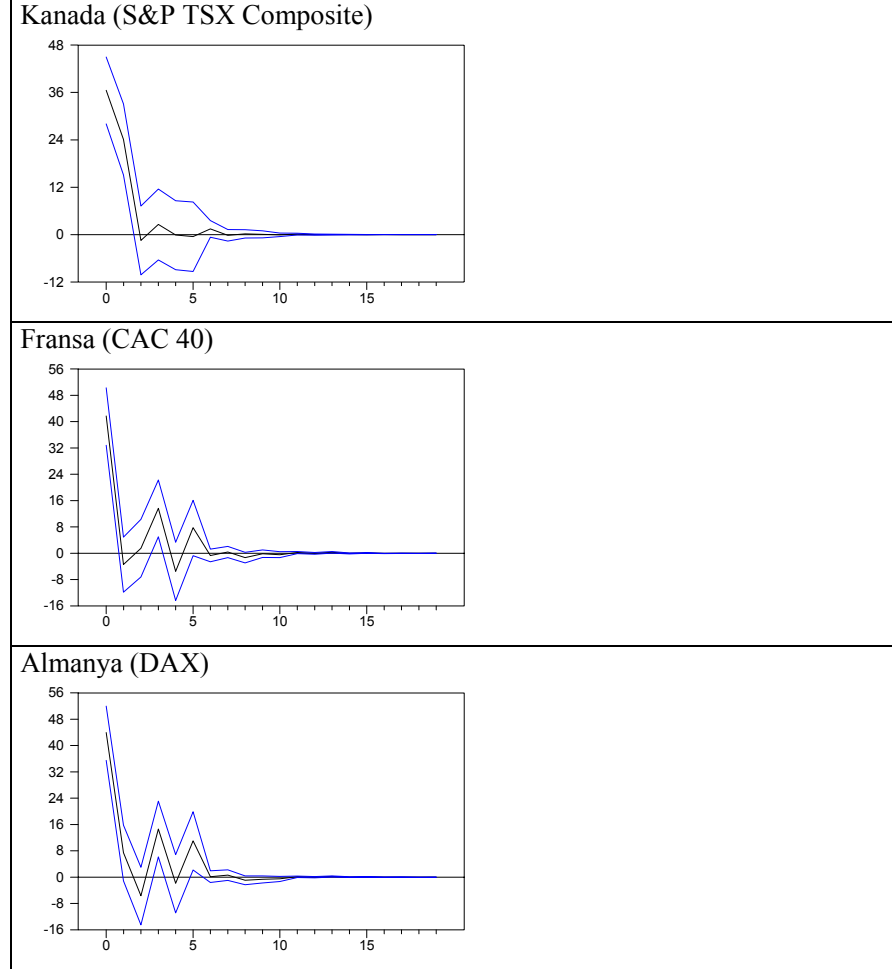
- Aggarwal, R., C. Inclan, R. Leal, “*Volatility in Emerging Stock Markets*”, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 34, 1999, s.33-114.
- Allen, D. E., G. MacDonald, “*The Long-Run Gains from International Equity Diversification: Australian Evidence from Cointegration Tests*”, Applied Financial Economics, 5, 1995, s33-42.
- Arshanapalli, B., J. Doukas, “*International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre and Post October 1987 Period*”, Journal of Banking & Finance, 17, 1993, s. 193–208.
- Bekaert, G., “*Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets*”, in: Claessens, S. and Gooptu, S. (Eds), Portfolio Investment in Developing Countries, The World Bank, 1993.
- Bekaert, G., C. R. Harvey, “*Emerging Equity Market Volatility*”, Journal of Financial Economics, 43, 1997, s. 403-444.
- Berument, H., O. Ince, “*Effect of S&P500’s Return on Emerging Markets: Turkish Experience*”, Applied Financial Economics Letters, 1, 2005 s. 59-64.
- Ceylan, N. B., B. Dogan, “*Comovements of Stock Markets Among Selected OIC Countries*”, Journal of Economic Cooperation, 25(3), 2004, s. 47-62.
- Cheung, Y. L., S. C. Mak, “*The International Transmission of Stock Market Fluctuation Between the Developed Markets and the Asian-Pacific Markets*”, Applied Financial Economics, 2, 1992, s. 43-47.
- Choudhry, I., “*Stochastic Trends in Stock Market Prices: Evidence from Latin America*”, Journal of Macroeconomics, 19, 1997, s. 285-304.
- Chung, P. J., D. J. Liu, “*Common Stochastic Trends in Pacific Rim Stock Markets*”, Quarterly Review of Economics and Finance, 34, 1994, s. 241-259.

- DeFusco, R. A., J. M. Geppert, G. P. Tsetsekos, “*Long Run Diversification Potential in Emerging Stock Markets*”, *Financial Review*, 31, 1996, s. 343-363.
- Enders, W., *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons Inc, Canada, 1995.
- Fernandez-Serrano, J. L., S. Sosvilla-Rivero, “*Modelling the Linkages Between US and Latin American Stock Markets*”, *Applied Economics*, 35, 2003, s. 1423-1434.
- Fernandez-Serrano, J. L., S. Sosvilla-Rivero, “*Modelling Evolving Long-Run Relationships: the Linkages Between Stock Markets in Asia*”, *Japan and the World Economy*, 13, 2001, s. 145-160.
- Forbes, K. J., M. D. Chinn, “*A Decomposition of Global Linkages in Financial Markets Over Time*”, *Review of Economics and Statistics*, 86(3), 2004, s. 705-722.
- Glosh, A., R. Saidi, K. Johnson, “*What Moves the Asia-Pacific Stock Market: US or Japan?*”, *Financial Review*, 34, 1998, s. 159-170.
- Huang, B. N., C. W. Yang, J. W. S. Hu, “*Causality and Cointegration of Stock Markets Among the United States, Japan and the South China Growth Triangle*”, *International Review of Financial Analysis*, 9, 2000, s. 281-297.
- Johnson, R., L. Soenen, “*Asian Economic Integration and Stock Market Comovement*”, *Journal of Financial Research*, 25, 2002, s. 141-157.
- Kanas, A., “*A Note on the Long-Run Benefits from International Equity Diversification for a UK Investor Diversifying in the US Equity Market*”, *Applied Economics Letters*, 6, 1999, s. 47-53.
- Kasa, K., “*Common Trends in International Stock Markets*”, *Journal of Monetary Economics*, 29, 1992, s. 95-124.
- Narayan, P. K., R. Smyth, “*Modelling the Linkages Between the Australian and G7 Stock Markets: Common Stochastic Trends and Regime Shifts*”, *Applied Financial Economics*, 14, 2004, s. 991-1004.
- Neaime, S., “*Liberalization and Financial Integration of MENA Stock Markets*”, 2002, mimeo.
- Pan, M. S., Y. A. Liu, H. J. Roth, “*Common Stochastic Trends and Volatility in Asian-Pacific Equity Markets*”, *Global Finance Journal*, 10, 1999, s. 161-172.
- Shachmurove, Y., *Dynamic Linkages among Latin American and Other Major World Stock Markets*, in *Research in International Business and Finance* (Eds), J. Doukas ve L. Lang, JAI Press, Greenwich, CT, 1996, s. 3-33.

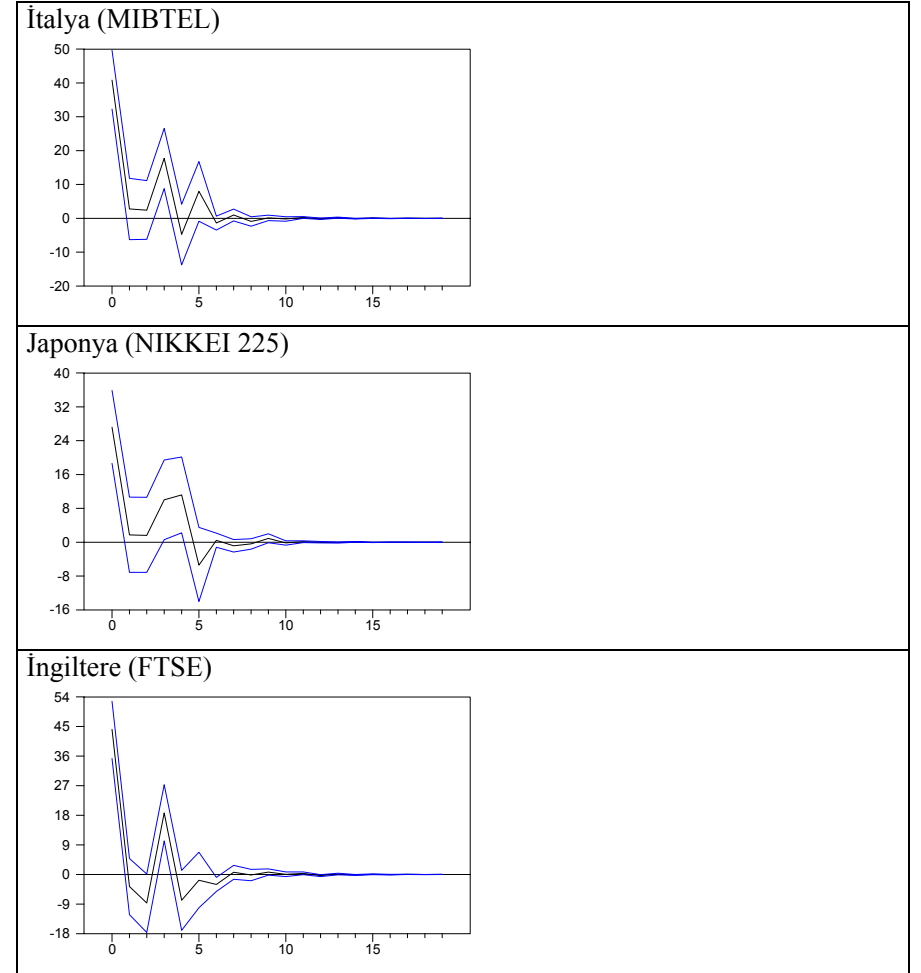
- Siklos, P. L., P. Ng, “*Integration Among Asia-Pacific and International Stock Markets: Common Stochastic Trends and Regime Shifts*”, *Pacific Economic Review*, 6, 2001, s. 89-110.
- Taylor, M. P., I. Tonks, “*The Internationalization of Stock Markets and the Abolition of the UK Exchange Control*”, *Review of Economics and Statistics*, 71, 1989, s. 332-336.
- Watson, J., J. P. Dickinson, “*International Diversification: Ex Post and Ex Ante Analysis of Possible Benefits*,” *Australian Journal of Management*, 6, 1981, s. 125-134.

EK

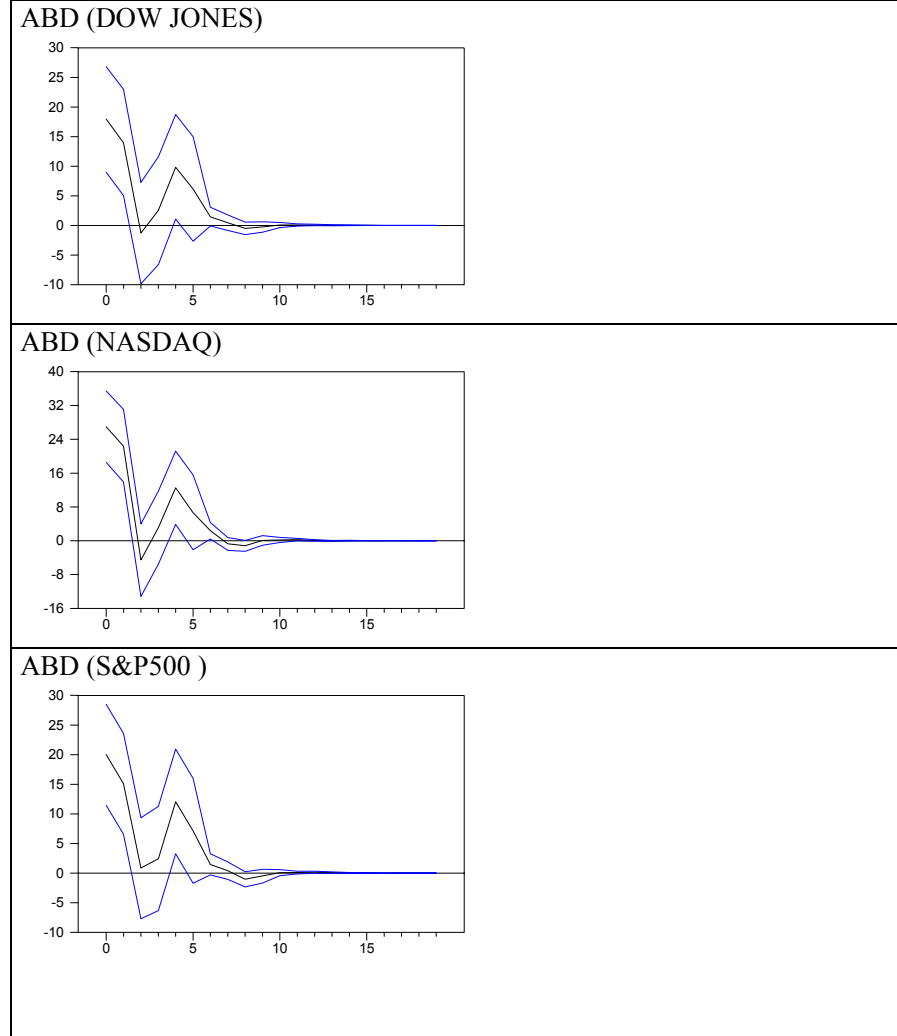
**Grafik 2: G-7 Ülkelerinin Borsa İndekslerine Verilen Şokların İMKB-100 Üzerindeki Etki-Tepki Fonksiyonları (01.01.2002-31.12.2004 Dönemi)**



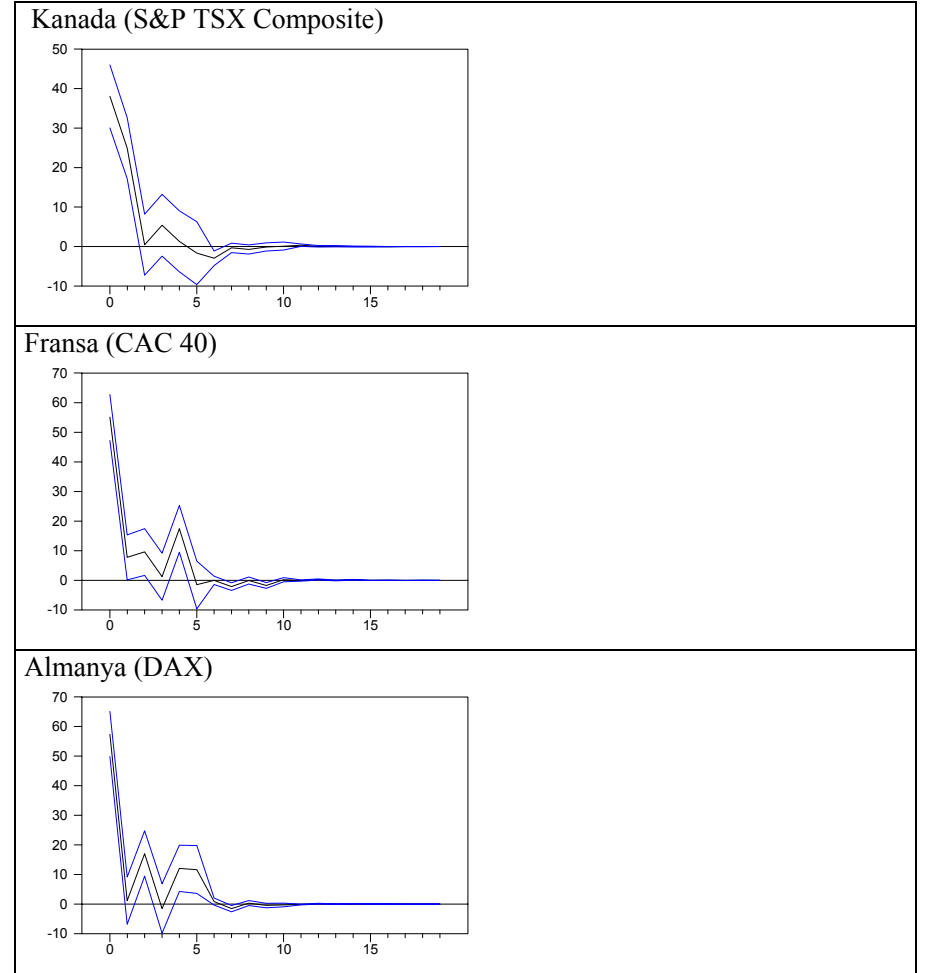
**Grafik 2: G-7 Ülkelerinin Borsa İndekslerine Verilen Şokların İMKB-100 Üzerindeki Etki-Tepki Fonksiyonları (Devam) 01.01.2002-31.12.2004 Dönemi**



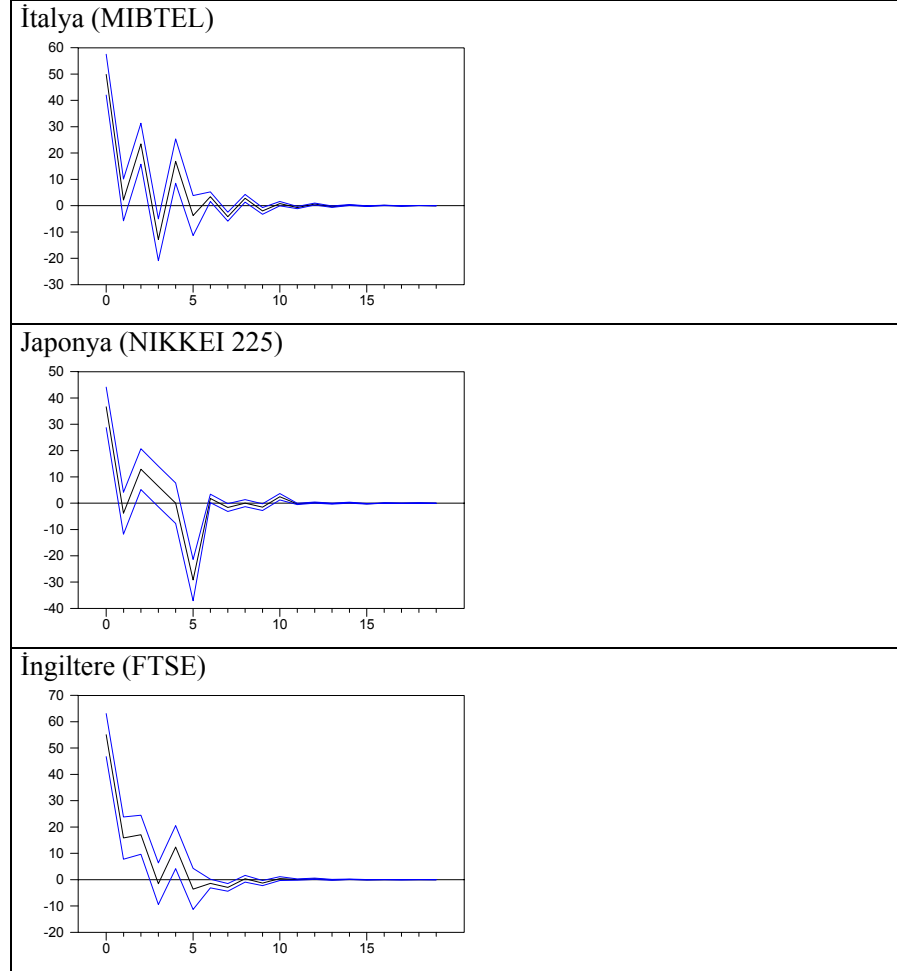
**Grafik 2: G-7 Ülkelerinin Borsa İndekslerine Verilen Şokların İMKB-100 Üzerindeki Etki-Tepki Fonksiyonları (Devam)  
01.01.2002-31.12.2004 Dönemi**



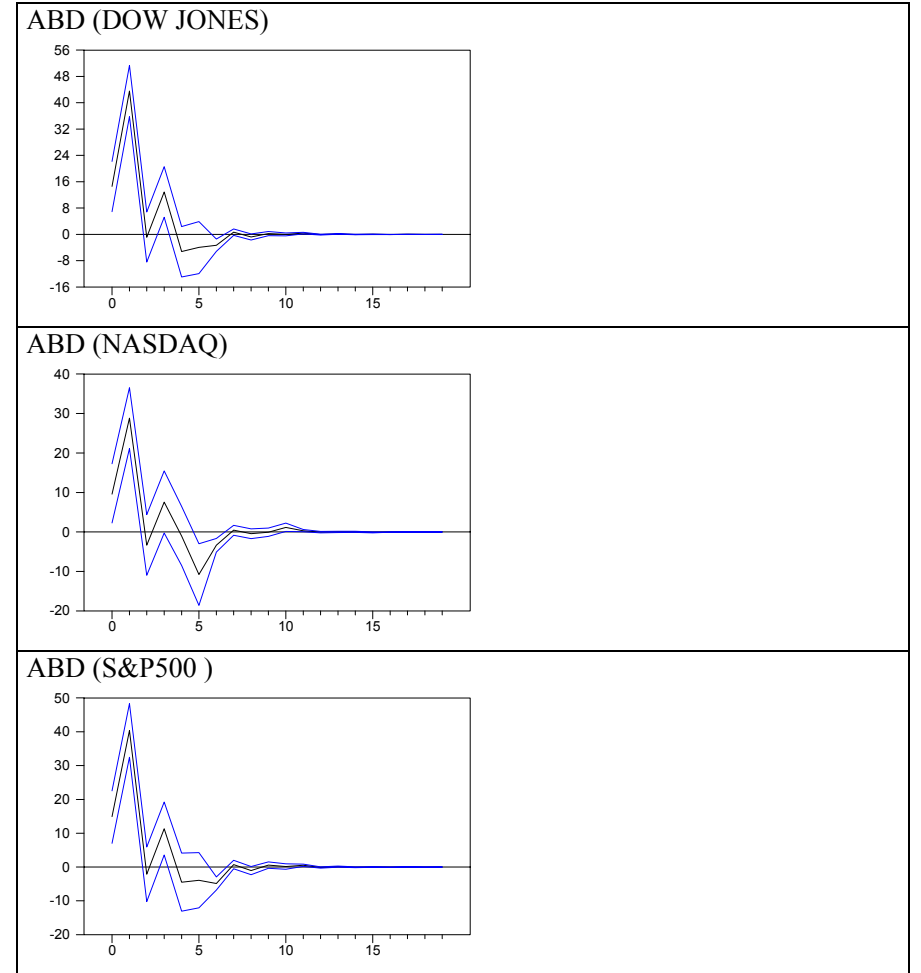
**Grafik 3: G-7 Ülkelerinin Borsa İndekslerine Verilen Şokların İMKB-100 Üzerindeki Etki-Tepki Fonksiyonları  
01.01.1995-31.10.2000 Dönemi**



**Grafik 3: G-7 Ülkelerinin Borsa İndekslerine Verilen Şokların İMKB-100 Üzerindeki Etki-Tepki Fonksiyonları (Devam)**  
01.01.1995-31.10.2000 dönemi



**Grafik 3: G-7 Ülkelerinin Borsa İndekslerine Verilen Şokların İMKB-100 Üzerindeki Etki-Tepki Fonksiyonları (Devam)**  
01.01.1995-31.10.2000 dönemi



**Tablo 1: G-7 Ülkelerinin Borsa Endekslerinin İMKB-100 Endeksi  
Üzerine 10 Dönem Boyunca Etkisi**

	Kanada (S&P TSX Composite)	Fransa (CAC 40)	Almanya (DAX)	İtalya (MIBTEL)	Japonya (NIKKEI 225)	İngiltere (FTSE)	ABD (DOW JONES)	ABD (NASDAQ)	ABD (S&P500)
0	30.78*	39.51*	44.03*	46.60*	26.89*	39.43*	17.96*	17.40*	19.89*
1	27.86*	5.32*	16.29*	1.96	1.74	9.56*	35.16*	33.91*	36.45*
2	2.52	7.39*	8.37*	14.05*	5.37*	3.41	4.13	-1.40	2.02
3	5.59*	3.14	3.52	-3.41	-2.04	4.38	2.31	5.35*	3.28
4	-3.12	4.97*	4.97*	4.05	4.81	5.15*	-2.68	-0.25	-2.57
5	2.58	4.29	12.76*	5.04	-16.39*	-1.66	5.98*	1.91	5.62*
6	0.23	0.66	1.02*	2.37*	-1.84*	-0.96*	0.06	-1.13*	-0.65
7	-0.00	-0.57	-0.60*	-1.12*	0.53	-0.25	-0.10	0.04	-0.03
8	-0.21	-0.32	-0.50*	0.23	0.68*	0.21	-0.39*	-0.21	-0.46*
9	0.12	-0.02	0.40*	0.29	-0.69*	-0.21	0.24*	0.10	0.23*
10	-0.04	-0.16	-0.37*	-0.16	0.21	0.04	-0.10	-0.06	-0.15

- Tablo'da yer alan değerler İMKB-100'ün G-7 ülkelerinin borsalarına verilen şoklara 10 gün boyunca İMKB'nin gösterdiği tepkiyi (index deki artış) vermektedir.

- \* %5'de istatistiksel olarak önemlidir.



## GLOBAL SERMAYE PİYASALARI

2005 yılının üçüncü çeyreğinde, özellikle ABD ve ÇİN'deki ekonomik büyüme nedeniyle global ekonomideki iyileşme ivme kazanmaya devam etmiştir. Japonya ve Hindistan hariç diğer bölgelerde 2005 yılı büyüme tahminleri revize edilerek daha düşük seviyelere çekilmiştir. Global olarak bakıldığında, bir çok ülkede şirket bilançolarındaki iyileşmenin devam etmesi sonucu hisse senetleri piyasaları toparlanmaya devam etmiştir. Global ekonominin büyümesi ile birlikte yeniden yapılanma çabaları ve maliyetlerin düşürülmesi sonucu bir çok finansal kuruluş ve şirket son üç sene içinde önemli oranda kar elde etmiş. Euro bölgesinde ise belirsizlik devam etmekle beraber ekonomik göstergelerde, özellikle ihracat ve üretimde, önemli bir artış meydana gelmemiştir. İç talepteki daralmanın devam etmesi nedeniyle 2005 yılı GSIH büyüme oranı, özellikle İtalya için, düşük tahmin edilmiştir. Diğer taraftan, son ekonomik göstergeler Japonya ekonomisinin tekrar ivme kazanmaya başladığını ve sürdürülebilir bir büyüme sürecine girildiğini işaret etmektedir. Japonya'da 2005 ve 2006 yılı GSIH büyüme oranı ortalama % 2 olarak tahmin edilmektedir.

Gelişmekte olan ülkelerde, finansman koşullarının önemli ölçüde olumlu olması başlıca ekonomik göstergelerin iyileştiğini ve uzun vadeli yatırımcıların mevcudiyetinin arttığını göstermektedir.

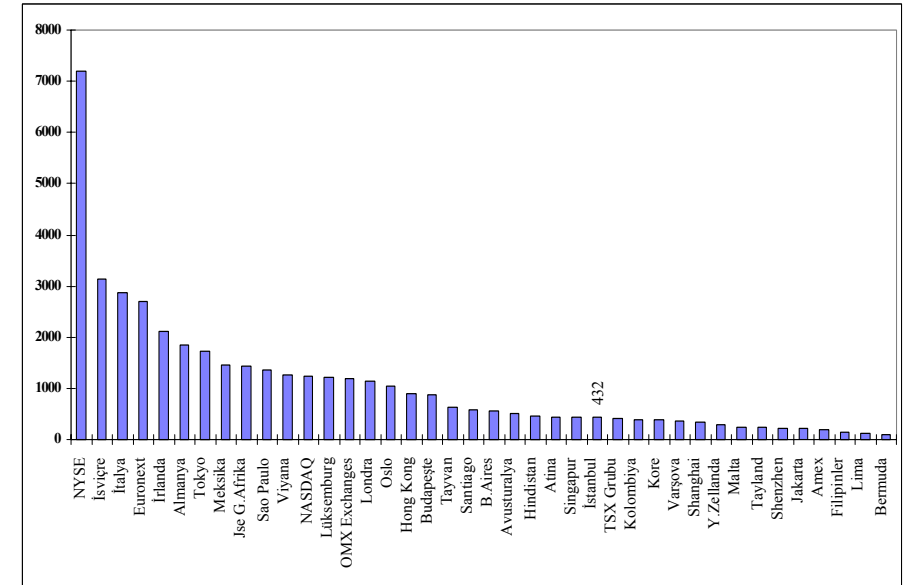
5 ekim 2005 tarihi itibarıyla, 2005 yılı başına göre, gelişmiş piyasalara ait endekslerden Nikkei-225 (%7,2), FTSE-100 (%3,4), DJIA (-%4,3), DAX (%4,8) oranlarında ABD doları bazında değişmiştir. Aynı dönemde, gelişmekte olan piyasaların ABD doları bazlı getirileri karşılaştırıldığında en yüksek getiriler: Mısır (%105), Kolombiya (%64,4), Rusya (%64,4), Türkiye (%39,1), Kore (%36,4), Macaristan (%36,4), Brezilya (%35), Peru (%34,2) borsalarının endekslerinde gerçekleşirken; dolar bazlı en düşük getiriler: Venezüella (-%37), Çin (-%6,6), Tayvan (-%4,7), Tayland (%1,6) ve Endonezya (%2,2) borsalarında oluştu. Gelişmekte olan piyasalar F/K oranları açısından karşılaştırıldığında, eylül 2005 ayı sonu itibarıyla en yüksek oranlar Ürdün (54,4), Arjantin (47,4), Rusya (22,9), Çek Cum. (22,6), Çin (21,0) ve Kore (18,5) borsalarında olurken; en düşük oranlar, Venezüella (4,7), Brezilya. (10,2), Tayland (10,4), Endonezya (11,9), Pakistan (12,3) ve G.Afrika (12,9) borsalarında gerçekleşmiştir. Türkiye'de ise F/K oranı 14,1 olmuştur.

## Piyasa Değerleri (ABD \$ Milyon, 1986-2004)

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

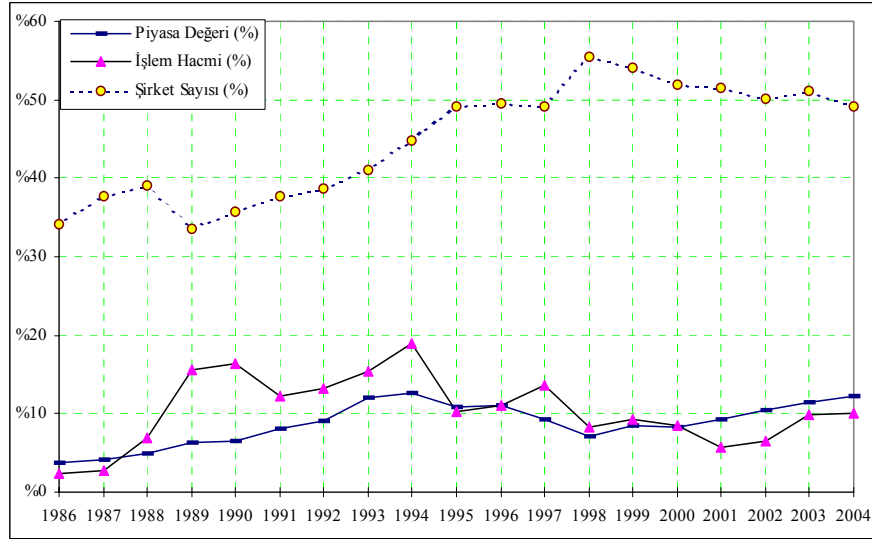
Kaynak: Standard & Poor's Global Stock Markets Factbook, 2005.

## Ortalama Şirket Başına Piyasa Değeri Karşılaştırması (Milyon ABD \$, Eylül 2005)



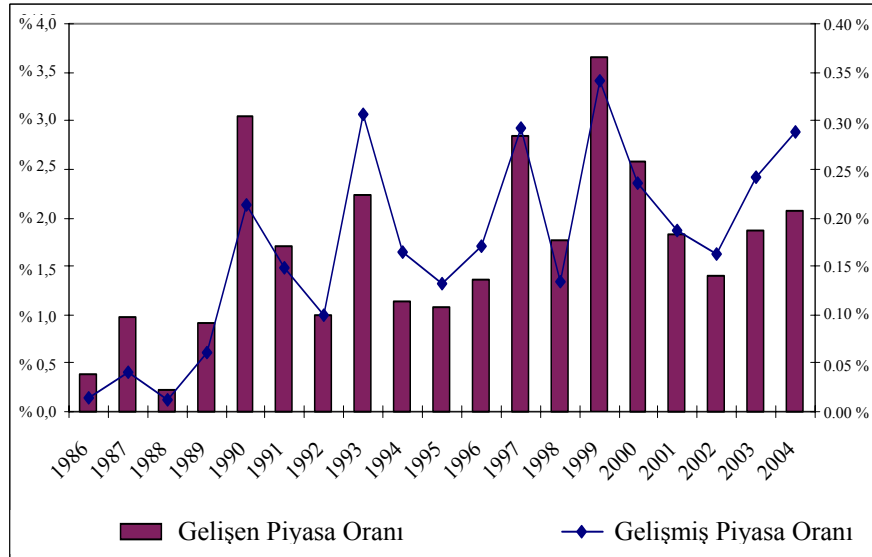
Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, Sept. 2005.

### Gelişen Hisse Senetleri Piyasalarının Global Toplam İçinde Payı (1986-2004)



Kaynak: Standard & Poor's Global Stock Markets Factbook, 2005.

### İMKB'nin Piyasa Değeri Açısından Global Piyasadaki Payı (1986-2004)



Kaynak: Standard & Poor's Global Stock Markets Factbook, 2005 ; İMKB Verileri.

### Piyasa Göstergelerine Göre Ülkelerin Sıralaması (Eylül 2005)

	Piyasa	İşlem Görme Oranı (%)	Piyasa	İşlem Hacmi (Milyon ABD\$) (2005/1-2005/9)	Piyasa	Piyasa Değeri (Milyon ABD\$) 2005/9
1	NASDAQ	249,97	NYSE	10.386.414	NYSE	13.167.413
2	Kore	176,88	NASDAQ	7.484.369	Tokyo	3.954.200
3	İstanbul	175,69	Londra	4.171.192	NASDAQ	3.525.096
4	İspanya	163,22	Tokyo	2.809.010	Londra	3.035.719
5	İtalya	153,71	Euronext	2.168.338	Euronext	2.607.338
6	Almanya	144,30	Almanya	1.420.883	Osaka	2.588.574
7	Tayvan	127,99	İspanya (BME)	1.192.102	TSX Grubu	1.479.488
8	Shenzhen	127,98	İtalya	974.075	Almanya	1.198.468
9	OMX Exchanges	114,75	Kore	787.392	İspanya (BME)	1.047.595
10	Euronext	112,68	İsviçre	737.075	Hong Kong	981.757
11	Oslo	112,63	OMX Exchanges	690.413	İsveç	880.602
12	İsviçre	110,78	TSX Grubu	646.893	Avusturalya	809.540
13	Londra	110,41	Avusturalya	510.385	İtalya	778.002
14	Tokyo	99,75	Amex	437.951	OMX Stokholm	774.601
15	NYSE	96,78	Tayvan	416.902	Kore	599.655
16	Tayland	89,67	Hong Kong	350.778	Bombay	512.767
17	Avusturalya	85,82	Hindistan	230.633	JSE South Africa	502.010
18	Shanghai	82,28	Shanghai	188.759	Hindistan	477.258
19	Hindistan	76,85	Oslo	165.725	Sao Paulo	463.829
20	Budapeşte	68,76	Osaka	160.154	Tayvan	435.184
21	TSX Grubu	67,30	Johannesburg	144.951	Shanghai	292.036
22	Jakarta	58,72	İstanbul	143.374	Singapur	247.766
23	İrlanda	56,36	Shenzhen	121.996	Meksika	216.831
24	Hong Kong	54,02	Sao Paulo	118.175	Oslo	192.104
25	Atina	48,97	Bombay	117.171	Malezya	186.513
26	Singapur	48,86	Singapur	88.550	Santiago	142.487
27	Tel-Aviv	46,33	Tayland	77.512	Atina	136.310
28	JSE G.Afrika	45,82	İrlanda	50.690	İstanbul	129.530
29	Y.Zellanda	43,16	Atina	48.321	Viyana	124.993
30	Sao Paulo	42,55	Malezya	41.222	Tayland	121.610
31	Viyana	40,67	Meksika	40.651	Shenzhen	120.317
32	Varşova	40,31	Tel-Aviv	36.562	Tel-Aviv	109.328
33	Bombay	35,09	Jakarta	35.188	İrlanda	108.254
34	Malezya	30,73	Viyana	33.586	Amex	98.093
35	Meksika	26,82	Varşova	21.812	Varşova	83.456
36	Tahran	23,24	Budapeşte	17.249	Jakarta	73.611
37	Filipinler	21,47	Y.Zellanda	16.037	B.Aires	56.100
38	Kolombo	18,08	Santiago	13.811	Lüksemburg	48.277
39	Kolombiya	15,38	Tahran	6.570	Y.Zellanda	42.902
40	Santiago	14,70	Filipinler	5.900	Kolombiya	40.244
41	B.Aires	12,59	B.Aires	5.068	Budapeşte	37.171
42	Ljubljana	11,82	Kolombiya	4.811	Filipinler	34.951
43	Osaka	7,91	Lima	1.353	Tahran	33.686
44	Lima	7,60	Ljubljana	827	Lima	23.677
45	Malta	3,60	Kolombo	799	Ljubljana	7.521

Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, Sept. 2005.

## İşlem Hacmi (Milyon ABD\$, 1986-2004)

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

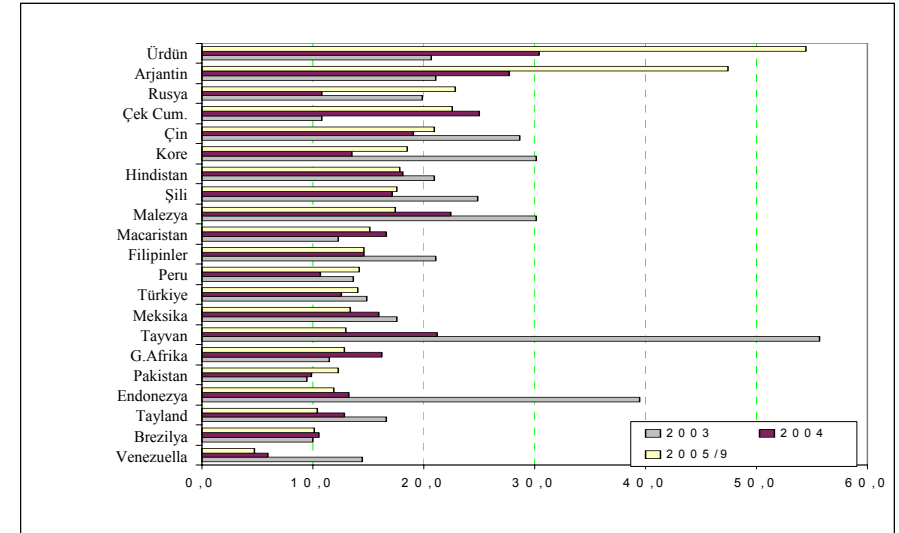
Kaynak: Standard &amp; Poor's Global Stock Markets Factbook, 2005.

## İşlem Gören Şirket Sayısı (1986-2004)

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

Kaynak: Standard &amp; Poor's Global Stock Markets Factbook, 2005.

## Gelişen Piyasalar Fiyat/Kazanç Oranı Karşılaştırması



Kaynak: Standard &amp; Poor's, Emerging Stock Markets Review, Sept. 2005.

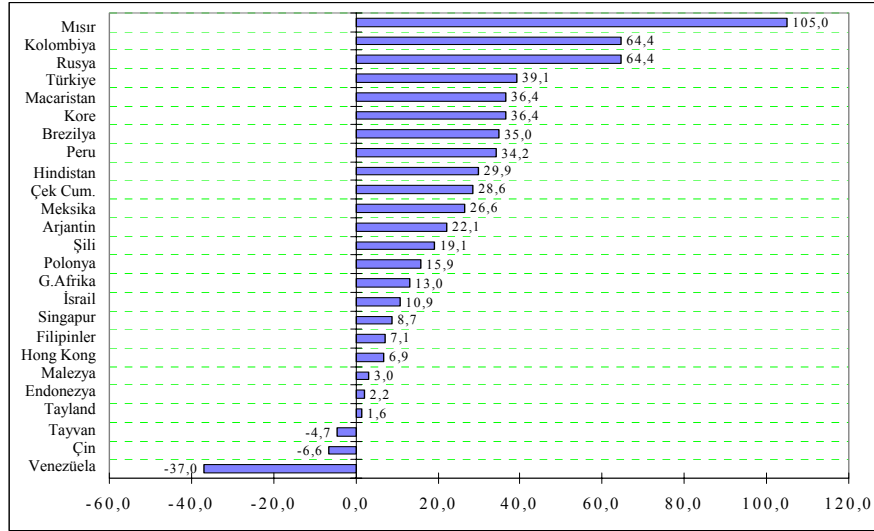
## Gelişen Piyasalar Fiyat/Kazanç Oranı (1996-2005/9)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005/9
Arjantin	38,2	16,3	13,4	39,4	-889,9	32,6	-1,4	21,1	27,7	47,4
Brezilya	14,5	12,4	7,0	23,5	11,5	8,8	13,5	10,0	10,6	10,2
Çek Cum.	17,6	37,1	-11,3	-14,9	-16,4	5,8	11,2	10,8	25,0	22,6
Çin	27,8	34,5	23,8	47,8	50,0	22,2	21,6	28,6	19,1	21,0
Endonezya	21,6	10,5	-106,2	-7,4	-5,4	-7,7	22,0	39,5	13,3	11,9
Filipinler	20,0	10,9	15,0	22,2	26,2	45,9	21,8	21,1	14,6	14,6
G.Afrika	16,3	10,8	10,1	17,4	10,7	11,7	10,1	11,5	16,2	12,9
Hindistan	12,3	15,2	13,5	25,5	16,8	12,8	15,0	20,9	18,1	17,9
Kore	11,7	17,9	-47,1	-33,5	17,7	28,7	21,6	30,2	13,5	18,5
Macaristan	17,5	27,4	17,0	18,1	14,3	13,4	14,6	12,3	16,6	15,2
Malezya	27,1	9,5	21,1	-18,0	91,5	50,6	21,3	30,1	22,4	17,4
Meksika	16,8	19,2	23,9	14,1	13,0	13,7	15,4	17,6	15,9	13,4
Pakistan	11,7	14,8	7,6	13,2	-117,4	7,5	10,0	9,5	9,9	12,3
Peru	14,2	14,0	21,1	25,7	11,6	21,3	12,8	13,7	10,7	14,2
Polonya	14,3	11,4	10,7	22,0	19,4	6,1	88,6	-353,0	39,9	10,8
Rusya	6,3	8,1	3,7	-71,2	3,8	5,6	12,4	19,9	10,8	22,9
Şili	14,6	14,7	15,1	35,0	24,9	16,2	16,3	24,8	17,2	17,6
Tayland	13,1	-32,8	-3,6	-12,2	-6,9	163,8	16,4	16,6	12,8	10,4
Tayvan	28,2	28,9	21,7	52,5	13,9	29,4	20,0	55,7	21,2	13,0
Türkiye	10,7	20,1	7,8	34,6	15,4	72,5	37,9	14,9	12,5	14,1
Ürdün	16,9	14,4	15,9	14,1	13,9	18,8	11,4	20,7	30,4	54,4
Venezuela	32,5	12,8	5,6	10,8	30,5	-347,6	-11,9	14,4	6,0	4,7

Kaynak: IFC Factbook 2004; Standard&amp;Poor's, Emerging Stock Markets Review, Sept. 2005.

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

## Hisse Senetleri Piyasası Getirileri (ABD \$ Bazlı, 31/12/2004-05/10/2005)



Kaynak: The Economist, October 8th 2005.

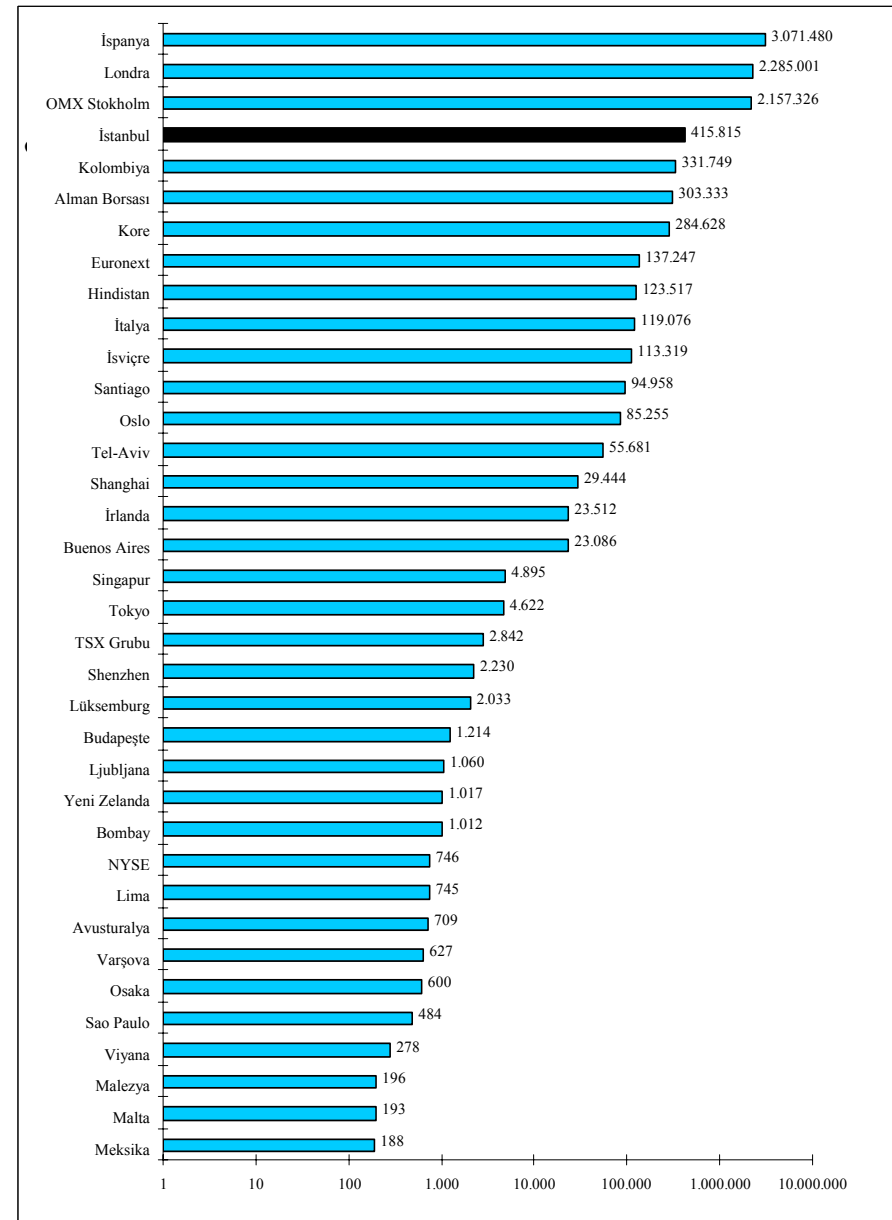
## Gelişen Piyasalar Piyasa Değeri / Defter Değeri

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005/9
Arjantin	1,6	1,8	1,3	1,5	0,9	0,6	0,8	2,0	2,2	3,5
Brezilya	0,7	1,0	0,6	1,6	1,4	1,2	1,3	1,8	1,9	2,1
Çek Cum.	0,9	0,8	0,7	0,9	1,0	0,8	0,8	1,0	1,6	2,2
Çin	2,1	3,9	2,1	3,0	3,6	2,3	1,9	2,6	2,0	2,3
Endonezya	2,7	1,4	1,5	3,0	1,7	1,7	1,0	1,6	2,8	2,4
Filipinler	3,1	1,3	1,3	1,4	1,0	0,9	0,8	1,1	1,4	1,6
G.Afrika	2,3	1,6	1,5	2,7	2,1	2,1	1,9	2,1	2,5	2,8
Hindistan	2,1	2,3	1,8	3,3	2,6	1,9	2,0	3,5	3,3	4,7
Kore	0,8	0,5	0,9	2,0	0,8	1,2	1,1	1,6	1,3	1,7
Macaristan	2,0	4,2	3,2	3,6	2,4	1,8	1,8	2,0	2,8	3,5
Malezya	3,8	1,4	1,3	1,9	1,5	1,2	1,3	1,7	1,9	2,0
Meksika	1,7	2,3	1,4	2,2	1,7	1,7	1,5	2,0	2,5	2,8
Pakistan	1,5	2,3	0,9	1,4	1,4	0,9	1,9	2,3	2,6	3,3
Peru	2,5	2,0	1,6	1,5	1,1	1,4	1,2	1,8	1,6	2,1
Polonya	2,6	1,7	1,5	2,0	2,2	1,4	1,3	1,8	2,0	1,6
Rusya	0,4	0,5	0,3	1,2	0,6	1,1	0,9	1,2	1,2	2,1
Şili	1,6	1,6	1,1	1,7	1,4	1,4	1,3	1,9	0,6	2,1
Tayland	1,8	0,8	1,2	2,1	1,3	1,3	1,5	2,8	2,0	2,1
Tayvan	3,3	3,1	2,6	3,4	1,7	2,1	1,6	2,2	1,9	1,8
Türkiye	4,0	6,8	2,7	8,9	3,1	3,8	2,8	2,6	1,7	1,9
Ürdün	1,7	1,8	1,8	1,5	1,2	1,5	1,3	2,1	3,0	5,7
Venezüela	3,3	1,2	0,5	0,4	0,6	0,5	0,5	1,1	1,2	0,9

Kaynak: IFC Factbook 2004; Standard &amp; Poor's, Emerging Stock Markets Review, Sept. 2005.

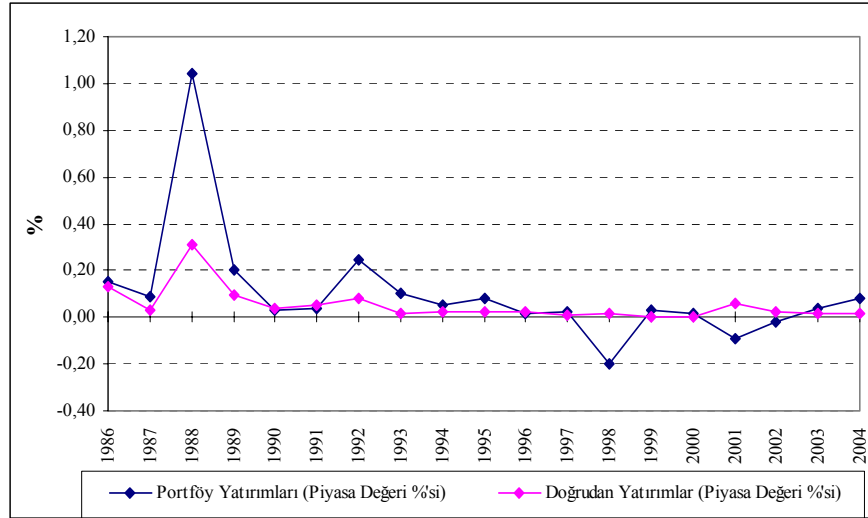
Not : S&amp;P / IFCG Endeksi'ne dahil hisse senetlerine ait rakamlardır.

## Tahvil Piyasası İşlem Hacmi (Milyon ABD\$, Ocak 2005-Eylül 2005)



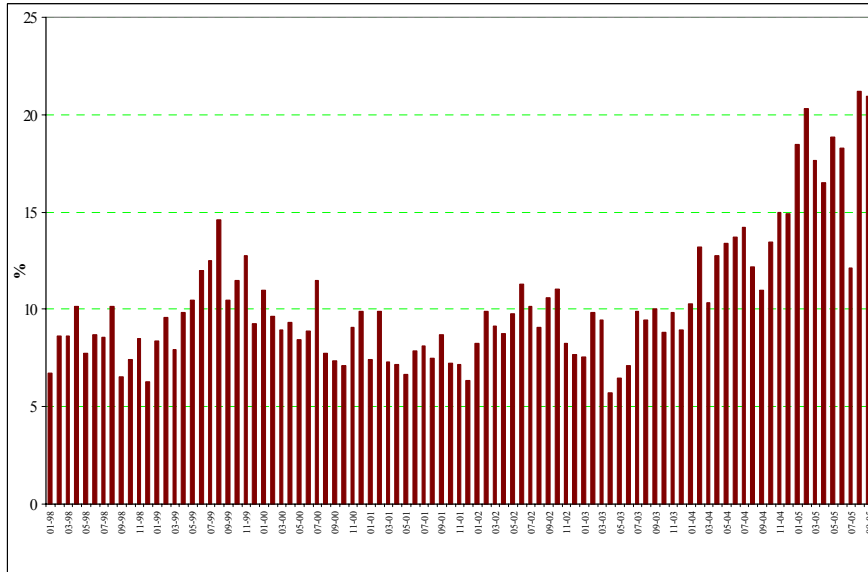
Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, Sept. 2005.

### Türkiye'de Yabancı Yatırımların Hisse Senetleri Piyasa Değerine Oranı (1986-2004)



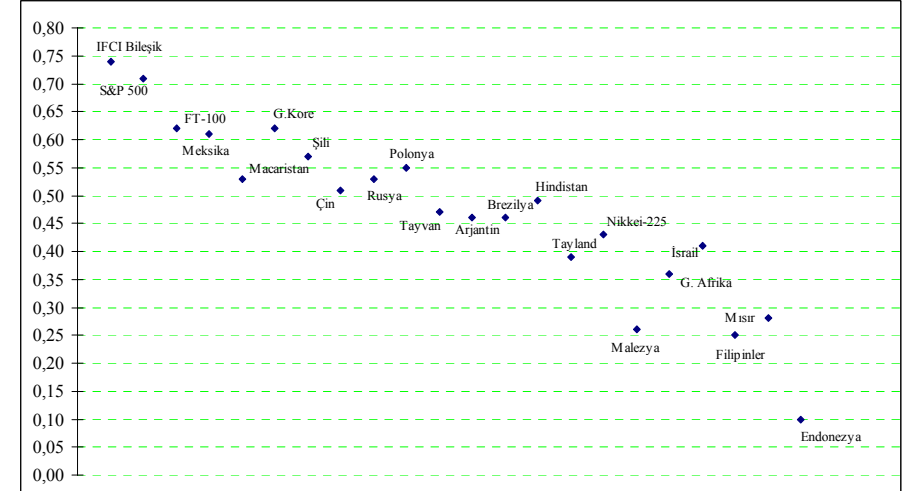
Kaynak : TCMB Veri Bankası; İMKB Verileri.

### İMKB'de Yabancıların İşlem Payı (Ocak 1998-Eylül 2005)



Kaynak: İMKB Verileri.

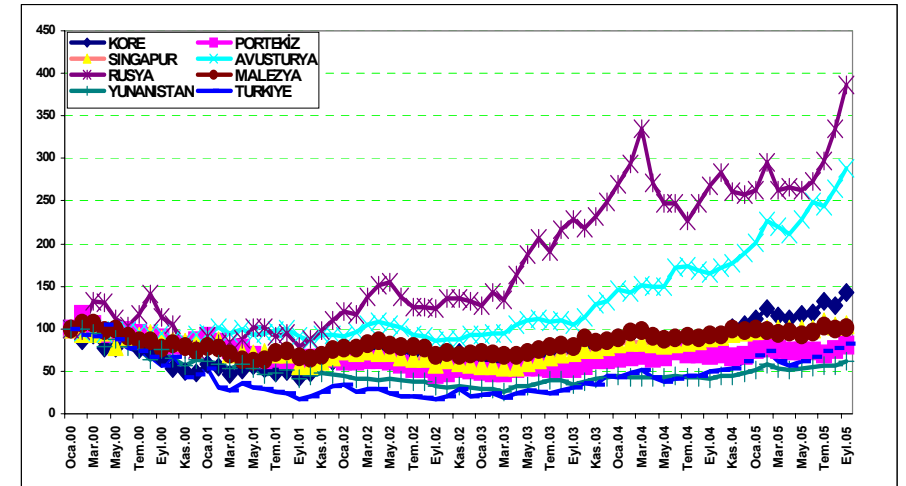
### İMKB ile Bazı Piyasaların Fiyat Korelasyonları (Eylül 2001-Eylül 2005)



Kaynak: Standard & Poor's, Emerging Stock Markets Review, Sept. 2005.

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 Ocak 2000 =100)



Kaynak: Reuters

Not: Karşılaştırmalar ABD Doları bazındadır.

## İMKB Piyasa İstatistikleri

### HİSSE SENETLERİ PİYASASI

	Şirket Sayısı	İşlem Hacmi		Günlük Ortalama		Piyasa Değeri		"Temettü Verimi"	Fiyat Kazanç Oranı		
		Toplam									
		(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)	(%)	YTL(1)	YTL(2)	ABD\$
1986	80	0,01	13	---	---	0,71	938	9,15	5,07	---	---
1987	82	0,11	118	---	---	3	3.125	2,82	15,86	---	---
1988	79	0,15	115	---	---	2	1.128	10,48	4,97	---	---
1989	76	2	773	0,01	3	16	6.756	3,44	15,74	---	---
1990	110	15	5.854	0,06	24	55	18.737	2,62	23,97	---	---
1991	134	35	8.502	0,14	34	79	15.564	3,95	15,88	---	---
1992	145	56	8.567	0,22	34	85	9.922	6,43	11,39	---	---
1993	160	255	21.770	1	88	546	37.824	1,65	25,75	20,72	14,86
1994	176	651	23.203	3	92	836	21.785	2,78	24,83	16,70	10,97
1995	205	2.374	52.357	9	209	1.265	20.782	3,56	9,23	7,67	5,48
1996	228	3.031	37.737	12	153	3.275	30.797	2,87	12,15	10,86	7,72
1997	258	9.049	58.104	36	231	12.654	61.879	1,56	24,39	19,45	13,28
1998	277	18.030	70.396	73	284	10.612	33.975	3,37	8,84	8,11	6,36
1999	285	36.877	84.034	156	356	61.137	114.271	0,72	37,52	34,08	24,95
2000	315	111.165	181.934	452	740	46.692	69.507	1,29	16,82	16,11	14,05
2001	310	93.119	80.400	375	324	68.603	47.689	0,95	108,33	824,42	411,64
2002	288	106.302	70.756	422	281	56.370	34.402	1,20	195,92	26,98	23,78
2003	285	146.645	100.165	596	407	96.073	69.003	0,94	14,54	12,29	13,19
2004	297	208.423	147.755	837	593	132.556	98.073	1,37	14,18	13,27	13,96
2005	300	191.765	143.816	1.004	753	174.322	129.965	2,08	14,50	14,51	14,80
2005/Ç1	297	72.453	54.910	1.169	886	134.350	99.866	2,02	13,41	13,53	14,22
2005/Ç2	298	47.952	35.376	749	553	141.328	106.038	2,42	13,24	13,21	13,99
2005/Ç3	300	71.360	53.530	1.098	824	174.322	129.965	2,08	14,50	14,51	14,80

Ç: 3 aylık dönem

Not:

\* Fiyat Kazanç Oranları, 1986-1992 yılları arasında şirketlerin bir önceki yılın net dönem karları üzerinden hesaplanmıştır. 1993 yılı ve sonrası için;

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

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

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

\* İMKB Yönetim Kurulu'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

### YTL 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)	MENKUL KIYMET Y.O. (27.12.1996=976)	İKİNCİ ULUSAL (27.12.1996=976)	YENİ EKONOMİ (02.09.2004=20525,92)
1986	1,71	---	---	---	---	---	---	---
1987	6,73	---	---	---	---	---	---	---
1988	3,74	---	---	---	---	---	---	---
1989	22,18	---	---	---	---	---	---	---
1990	32,56	---	---	---	---	---	---	---
1991	43,69	49,63	---	33,55	---	---	---	---
1992	40,04	49,15	---	24,34	---	---	---	---
1993	206,83	222,88	---	191,90	---	---	---	---
1994	272,57	304,74	---	229,64	---	---	---	---
1995	400,25	462,47	---	300,04	---	---	---	---
1996	975,89	1.045,91	---	914,47	---	---	---	---
1997	3.451,--	2.660,--	3.593,--	4.522,--	---	2.934,--	2.761,--	---
1998	2.597,91	1.943,67	3.697,10	3.269,58	---	1.579,24	5.390,43	---
1999	15.208,78	9.945,75	13.194,40	21.180,77	---	6.812,65	13.450,36	---
2000	9.437,21	6.954,99	7.224,01	12.837,92	10.586,58	6.219,00	15.718,65	---
2001	13.782,76	11.413,44	9.261,82	18.234,65	9.236,16	7.943,60	20.664,11	---
2002	10.369,92	9.888,71	6.897,30	12.902,34	7.260,84	5.452,10	28.305,78	---
2003	18.625,02	16.299,23	9.923,02	25.594,77	8.368,72	10.897,76	32.521,26	---
2004	24.971,68	20.885,47	13.914,12	35.487,77	7.539,16	17.114,91	23.415,86	39.240,73
2005	33.333,23	26.336,25	15.700,73	51.305,43	9.666,80	18.060,71	22.900,89	20.655,75
2005/Ç1	25.557,76	21.646,66	13.817,46	36.662,47	9.968,14	16.550,04	19.883,20	24.590,86
2005/Ç2	26.957,32	21.888,05	13.789,35	40.033,96	9.415,89	15.460,20	20.759,71	27.032,51
2005/Ç3	33.333,23	26.336,25	15.700,73	51.305,43	9.666,80	18.060,71	22.900,89	20.655,75

### 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 -HİZMETLER (27.12.96=572)	ULUSAL -HİZMETLER (27.12.96=572)	ULUSAL -HİZMETLER (27.12.96=572)	ULUSAL-100 (31.12.96=484)
1986	131,53	---	---	---	---	---	---	---	---
1987	384,57	---	---	---	---	---	---	---	---
1988	119,82	---	---	---	---	---	---	---	---
1989	560,57	---	---	---	---	---	---	---	---
1990	642,63	---	---	---	---	---	---	---	---
1991	501,50	569,63	---	385,14	---	---	---	---	---
1992	272,61	334,59	---	165,68	---	---	---	---	---
1993	833,28	897,96	---	773,13	---	---	---	---	---
1994	413,27	462,03	---	348,18	---	---	---	---	---
1995	382,62	442,11	---	286,83	---	---	---	---	---
1996	534,01	572,33	---	500,40	---	---	---	---	---
1997	982,--	757,--	1.022,--	1.287,--	---	835,--	786,--	---	---
1998	484,01	362,12	688,79	609,14	---	294,22	1.004,27	---	---
1999	1.654,17	1.081,74	1.435,08	2.303,71	---	740,97	1.462,92	---	1.912,46
2000	817,49	602,47	625,78	1.112,08	917,06	538,72	1.361,62	---	1.045,57
2001	557,52	461,68	374,65	737,61	373,61	321,33	835,88	---	741,24
2002	368,26	351,17	244,94	458,20	257,85	193,62	1.005,21	---	411,72
2003	778,43	681,22	414,73	1.069,73	349,77	455,47	1.359,22	---	723,25
2004	1.075,12	899,19	599,05	1.527,87	324,59	736,86	1.008,13	1.689,45	924,87
2005	1.446,13	1.142,57	681,16	2.225,84	419,38	783,55	993,53	896,13	1.408,23
2005/Ç1	1.105,50	936,33	597,67	1.585,84	431,17	715,87	860,05	1.063,68	1.000,19
2005/Ç2	1.176,98	955,65	602,05	1.747,91	411,10	675,00	906,38	1.180,26	1.142,69
2005/Ç3	1.446,13	1.142,57	681,16	2.225,84	419,38	783,55	993,53	896,13	1.408,23

Ç: 3 aylık dönem



## TAHVİL VE BONO PİYASASI

## İşlem Hacmi

## Kesin Alım-Satım Pazarı

	Toplam		Günlük Ortalama	
	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)
1991	1	312	0,01	2
1992	18	2.406	0,07	10
1993	123	10.728	0,50	44
1994	270	8.832	1	35
1995	740	16.509	3	66
1996	2.711	32.737	11	130
1997	5.504	35.472	22	141
1998	17.996	68.399	72	274
1999	35.430	83.842	143	338
2000	166.336	262.941	663	1.048
2001	39.777	37.297	158	149
2002	102.095	67.256	404	266
2003	213.098	144.422	852	578
2004	372.670	262.596	1.479	1.042
2005	375.239	281.183	1.965	1.472
2005/Ç1	142.312	108.076	2.295	1.743
2005/Ç2	126.042	92.953	1.969	1.452
2005/Ç3	106.885	80.154	1.644	1.233

## Repo-Ters Repo Pazarı

## Repo-Ters Repo İşlem Hacmi

	Toplam		Günlük Ortalama	
	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)
1993	59	4.794	0,28	22
1994	757	23.704	3	94
1995	5.782	123.254	23	489
1996	18.340	221.405	73	879
1997	58.192	374.384	231	1.486
1998	97.278	372.201	389	1.489
1999	250.724	589.267	1.011	2.376
2000	554.121	886.732	2.208	3.533
2001	696.339	627.244	2.774	2.499
2002	736.426	480.725	2.911	1.900
2003	1.040.533	701.545	4.162	2.806
2004	1.551.410	1.090.477	6.156	4.327
2005	1.372.588	1.026.163	7.186	5.373
2005/Ç1	394.243	299.150	6.359	4.825
2005/Ç2	497.823	366.849	7.778	5.732
2005/Ç3	480.522	360.164	7.393	5.541

Ç: 3 aylık dönem

## DİBS Fiyat Endeksleri (02 Ocak 2001 = 100)

## YTL Bazlı

	3 Ay	6 Ay	9 Ay	12 Ay	15 Ay	Genel
	(91 Gün)	(182 Gün)	(273 Gün)	(365 Gün)	(456 Gün)	
2001	102,87	101,49	97,37	91,61	85,16	101,49
2002	105,69	106,91	104,87	100,57	95,00	104,62
2003	110,42	118,04	123,22	126,33	127,63	121,77
2004	112,03	121,24	127,86	132,22	134,48	122,70
2005	113,09	123,70	132,01	138,26	142,51	127,69
2005/Ç1	112,80	122,87	130,38	135,61	138,66	127,05
2005/Ç2	113,00	123,41	131,41	137,24	140,98	128,45
2005/Ç3	113,09	123,70	132,01	138,26	142,51	127,69

## DİBS Performans Endeksleri ( 02 Ocak 2001 = 100 )

## YTL Bazlı

	3 Ay	6 Ay	9 Ay	12 Ay	15 Ay
	(91 Gün)	(182 Gün)	(273 Gün)	(365 Gün)	(456 Gün)
2001	195,18	179,24	190,48	159,05	150,00
2002	314,24	305,57	347,66	276,59	255,90
2003	450,50	457,60	558,19	438,13	464,98
2004	555,45	574,60	712,26	552,85	610,42
2005	622,84	647,21	810,60	643,52	710,53
2005/Ç1	579,78	599,78	750,31	591,88	653,52
2005/Ç2	601,34	624,86	778,20	619,72	684,25
2005/Ç3	622,84	647,21	810,60	643,52	710,53

## DİBS Portföy Performans Endeksleri (31 Aralık 2003=100)

## YTL Bazlı

	Eşit Ağırlıklı Endeksler			Piyasa Değeri Ağırlıklı Endeksler			
	EA180-	EA180+	EAGENEL	PDA180-	PDA180+	PDAGENEL	REPO
2004	125,81	130,40	128,11	125,91	130,25	128,09	118,86
2005	142,26	153,71	147,75	142,49	153,65	148,28	130,06
2005/Ç1	131,92	139,26	135,47	132,10	139,13	135,65	122,70
2005/Ç2	137,11	146,89	141,83	137,33	146,83	142,20	126,32
2005/Ç3	142,26	153,71	147,75	142,49	153,65	148,28	130,06

Ç: 3 aylık dönem