



İMKB
İstanbul Menkul Kıymetler Borsası



ISSN 1301-1650

Yıl: 8 Sayı: 31

Firma Büyüklüğü ve Defter Değeri-Piyasa
Değerleri Etkileri: İMKB Örneği

Nuri Yıldırım

Gelişmekte Olan Menkul Kıymetler Piyasası Getirilerinde
Kalıcılık: Altı Menkul Kıymetler Borsasından Ampirik Bulgular

Zeynel Abidin Özdemir

Yatırımcılar Hava Koşullarından Etkilenir mi:
İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndan Bir Kanıt

Ekrem Tufan & Bahattin Hamarat

İMKB Dergisi

Yıl: 8 Sayı: 31

İÇİNDEKİLER

Firma Büyüklüğü ve Defter Değeri-Piyasa Değerleri Etkileri: İMKB Örneği Nuri Yıldırım	1
Gelişmekte Olan Menkul Kıymetler Piyasası Getirilerinde Kalıcılık: Altı Menkul Kıymetler Borsasından Ampirik Bulgular Zeynel Abidin Özdemir.....	19
Yatırımcılar Hava Koşullarından Etkilenir mi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndan Bir Kanıt Ekrem Tufan & Bahattin Hamarat.....	33
Global Sermaye Piyasaları.....	45
İMKB Piyasa İstatistikleri.....	56
İMKB Yayın Listesi.....	61

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

FİRMA BÜYÜKLÜĞÜ VE DEFTER DEĞERİ-PIYASA DEĞERİ ETKİLERİ: İMKB ÖRNEĞİ

Nuri YILDIRIM*

Özet

Bu çalışmada 1990-2002 döneminde İMKB de firma büyüklüğü ve defter değeri-piyasa değeri (DD/PD) etkilerinin mevcut olup olmadığı konusu incelendi. Bu iki etkiyi birbirinden ayırarak inceleyebilmek için Fama ve French (1993) yöntemine benzer bir yöntem kullanıldı. Hisse senetleri, firma büyüklüğü ve PD/DD oranlarının ortanca değerlerine göre sınıflandırılarak özgün portföyler oluşturuldu. Her yıl sonu yeniden oluşturulan bu portföylerin ele alınan 12 yıllık dönem sonundaki getirilerine bakıldığında İMKB de firma büyüklüğü etkisi (küçük firma primi) ve DD/PD etkisi (değer-value- hisseleri primi) mevcut çıkmaktadır. Ancak, ele alınan yılları borsanın iyi ve kötü performans gösterdiği dönemler olarak ikiye ayırdığımızda bu etkilerin daha çok iyi yıllarda ortaya çıktığını görüyoruz. Başka bir ifadeyle, oluşturduğumuz tüm farklı portföyler, piyasa aşağı giderken hemen hemen aynı oranda düşüşler göstermekte, piyasa yukarı gittiğinde ise çok farklı oranlarda getiri sağlayabilmektedirler.

I. Giriş

Herhangi bir döneme ait hisse senedi getirileri arasındaki farklılıkları izah etmek üzere firma ve hisse senetlerine ait çeşitli karakteristiklerin kullanıldığı sınırsız sayıda çalışma yapılmaktadır. Fiyat/kazanç (F/K), temettü/ getiri, şirket borçluluk oranları, borsa işlem hacmi, son dönemlerin yükselen ve alçalan hisse senetleri gibi oran ve karakteristiklerin yanında, firma büyüklüğü ve defter değeri/piyasa değeri (DD/PD) oranı en yaygın olarak kullanılan değişkenlerdir. Firma büyüklüğü anomalisi, yani küçük firmalara ait hisse senetlerinin büyük firmalarınkilere kıyasla daha yüksek getiri sağlaması (küçük firma primi) olgusu Banz (1981), Keim (1983), Heston ve diğerleri (1995) tarafından ABD ve diğer gelişmiş ekonomilere ait veriler kullanılarak gösterildi. Fama ve French (1998), küçük firma etkisinin gelişmiş ekonomilerde olduğu gibi gelişen (emerging) ekonomilerde de geçerli olduğu yönünde kanıtlar sundu. Yazarların incelediği 16 gelişen ülkenin onbirinde

1987-95 döneminde küçük hisse senetleri büyüklerden daha yüksek getiri elde etmişti. Dolar cinsinden hesaplanan ortalama getiri farkı değer-ağırlıklı portföylerde yıllık %14.89, eşit-ağırlıklı portföylerde %8.70 büyüklüğündeydi. Ancak, Daniel ve Titman (1997) gibi bazı çalışmalar küçük firma priminin esas olarak Ocak ayı ile ilişkili olduğunu, Ocak ayı dışında bırakıldığında verilerin bu tezi doğrulamadığını iddia ettiler. Küçük firma priminin bir başka açıklaması firma ömrü sapması (survival bias) hipotezidir. Wang (2000), küçük hisse senetleri getirilerinin çok daha oynak ve küçük firmaların iflas olasılığının çok daha yüksek olduğunu, dolayısıyla borsadan çekilen küçük firmaların verilerde sürekliliğin kesilmesine neden olduğunu belirtmektedir. Bu kesikliğe neden olan firma ömrü sapması böylece bizi sahte bir istatistiksel sonuca, küçük firmaların daha karlı olduğu sonucuna götürüyor. Zayıf küçük hisse senetlerinin örnekten çıkarılması, *ex post* olarak küçük hisse portföylerinin daha yüksek getiri elde etmelerine neden oluyor.

Daha yüksek DD/PD oranına sahip firmalara ait hisse senetlerinin (değer-value-hisseleri) daha düşük DD/PD oranına sahip firmalara ait hisse senetlerinden (büyüme-growth-hisseleri) daha yüksek getiri sağladığı yönündeki ilk bulgular Stattman (1980), Rosenberg ve diğerleri (1985) ve Fama ve French (1992, 1995) tarafından ortaya kondu. Fama ve French (1998), inceledikleri 13 gelişmiş ülke borsalarından 12 tanesinde, 1975-1995 döneminde, değer hisse senetlerinden oluşan global portföylerin büyüme hisse senetleri portföylerine kıyasla ortalama olarak yıllık % 7.68 oranında daha yüksek getiri sağladıklarını gösterdiler. Arshanapalli ve diğerleri (1998) de inceledikleri 18 büyük sermaye piyasasında küçük firma primi ve değer priminin varlığı konusunda benzer sonuçlara ulaştı. Patel (1998), Rouwenhorst ve diğerleri (1999) ve Hart ve diğerleri (2001) gelişen piyasalarda da bu iki etkinin varlığını destekleyen çalışmalarıdır. Barry ve diğerleri (2002), 1985-2000 dönemi için 35 gelişen pazarı kapsayan çalışmalarında firma büyüklüğü ve DD/PD etkilerinin çeşitli koşullar altında ne kadar değişmez (robust) olduklarını test ettiler. Aşırı uç değerler alan (outliers) getirilerin örnek dışında bırakılması halinde değer priminin varlığını koruduğunu, buna karşılık küçük firma priminin ortadan kalktığını gösterdiler.

Lam (2002), 1984-1997 dönemi için Hong Kong borsası hisse senetleri ortalama aylık getirilerinin kesitler-arası dağılımını açıklamada hisse senedi betalarının etkisiz olduğunu, buna karşılık firma büyüklüğü, DD/PD ve fiyat/kazanç oranlarının istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar verdiğini gösterdi.

DD/PD etkisinin ters yönde (büyüme-growth-primi) çıktığı çalışmalar da vardır. Claessens ve diğerleri (1998) inceledikleri 19 gelişen pazarın onunda Fama ve French'in tersine değer primi değil büyüme primi buldular. Fama ve French (1998) bu çelişkili sonucu kapsanan dönemlerin farklı olmasına ve Claessens ve diğerleri (1998) 'in kullandıkları kesitler-arası regresyonların aşırı uç getiri oranlarına (outliers) karşı çok hassas oluşuna bağladılar. Aşırı uç getirilerin varlığı ise gelişen piyasalarda çok sık gözlenen bir olgudur. Bossaerts ve Fohlin (2000) de 1881-1913 dönemi için Alman

* Doç. Dr. Nuri Yıldırım, Yıldız Teknik Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonomi Bölümü, Barbaros Bulvarı, Yıldız, Beşiktaş, İstanbul.

Tel: (0 212) 259 70 70 E-posta: nuriyl@yildiz.edu.tr

hisse senetleri getirilerinde büyüme priminin söz konusu olduğunu, yani DD/PD oranı düşük senetlerin daha yüksek getiri elde ettiklerini gösterdiler.

Firma büyüklüğü ve DD/PD etkilerinin kuramsal açıklaması konusunda bir görüş birliğine henüz varılamamıştır. Bazı bilim adamları bu fiyat anomalilerini risk-odaklı yaklaşımlarla izaha çalışırken, bazıları risk-dışı etkenlere öncelik vermektedirler. Risk-odaklı yaklaşım, CAPM'in piyasadaki tüm sistematik riski, özellikle de firma karakteristikleri ile ilişkili riskleri yakalayamadığını vurgulamaktadır. Örneğin, Berk (1995)'e göre, firma büyüklüğü (hisse sayısı x fiyat) CAPM tarafından yakalanamayan riskin temsili bir değişkenidir (proxy) ve küçük firmalarda bu risk daha yüksektir. Dolayısıyla, küçük firma primi CAPM ile tutarlı bir sonuçtur. Fama ve French (1993, 1995, 1996) ise, firma büyüklüğü ve DD/PD oranının yatırımcının karşı karşıya bulunduğu tehlikenin (distress) bir temsili değişkeni olduklarını ifade etmektedirler. Küçük hacimli ve yüksek DD/PD oranına sahip firmalar genellikle düşük kazançlı ve gelecek gelir akışı belirsiz olan firmalardır. Dolayısıyla küçük firma ve DD/PD primlerini bu tehlikenin yarattığı sistematik riskin bir telafisi olarak görebiliriz.

Lakonishok ve diğerleri (1994) ve Haugen (1995) değer primini piyasanın değer hisse senetlerini olduklarından daha düşük, büyüme hisselerini ise olduklarından daha yüksek fiyatlandırması ile açıklamaktadırlar. Değer primi bu fiyatlandırma hatasının düzeltilmesi sonucu ortaya çıkmaktadır. Düşük DD/PD oranına sahip büyüme hisseleri yüksek DD/PD oranına sahip değer hisselerine kıyasla yatırımcıların gözünde çok daha çekicidir ve aşırı yatırımcı ilgisi bu hisselerin fiyatlarını şişirip getiri oranlarının düşmesine neden olmaktadır. Böylece, yanlış fiyatlandırma tezine göre değer primi yatırımcıların beklentilerindeki sapmayı yansıtan bir olgudur.

Chen ve Zheng (1998) de değer hisse senetlerinin sık sık temettü kesintileri yaptıklarını ve yüksek finansal risk taşıdıklarını göstererek Fama ve French'in tehlike hipotezini desteklemektedir. Buna karşılık, Daniel ve Titman (1997) tehlike hipotezini reddederek firma karakteristiklerinin riski değil getiri oranını belirlediğini ve ayrı bir tehlike faktörünün bulunduğu yönünde kanıt olmadığını söylemektedir. Çoğu değer hisse senedi eğer paralel hareket ediyorsa, bu onların tek bir "tehlike faktörü" ne maruz kalmış olmalarından değil, sadece benzer karakteristiklere ve hassasiyetlere sahip hisselerin aynı anda tehlikeli duruma gelmelerindedir.

DD/PD etkisinin diğer bir açıklaması arbitraj riski yaklaşımıdır. Shleifer ve Vishny (1997)'e göre, arbitraj faaliyetlerinin getirilerindeki aşırı oynaklığın yarattığı risk arbitrajı engellemekte, bu ise değer priminin ortaya çıkmasına yol açmaktadır. Ali ve diğerleri (2003), 1976-1997 dönemini ve tüm NYSE ve AMEX hisse senetlerini kapsayan çalışmalarında, değer priminin firmaya-özü (idiosyncratic) getiri oynaklığı ve işlem maliyetleri ile doğru orantılı, fakat yatırımcıların bilgi düzeyi (sophistication) ile ters orantılı

olduğunu gösterdiler. Yazarlar, bu bulguların hem yanlış fiyatlandırma hipotezini hem de arbitraj riski yaklaşımını desteklediğini belirtmektedirler.

II. İMKB de Firma Büyüklüğü ve DD/PD Etkileri

2.1. Özgün Portföylerin Oluşturulması

Firma büyüklüğü ve DD/PD etkilerinin var olup olmadıklarını test etmek için başvurulan geleneksel bir yöntem firma hacmi ve DD/PD oranlarına göre farklı portföyler oluşturup bu portföylerin getirilerinin sistematik farklılıklar gösterip göstermediğine bakmaktır. Ancak, firma büyüklüğünü genellikle yapıldığı gibi "hisse sayısı x hisse başına fiyat" (piyasa değeri-market capitalization) ile ölçtüğümüzde firmaların büyüklükleri ile DD/PD oranları arasında kaçınılmaz olarak yüksek bir negatif korelasyon olacaktır. Başka bir ifadeyle, değer hisseleri çoğunlukla küçük firmalara, büyüme hisseleri ise büyük firmalara ait olmaktadır. Böylece, firma büyüklüğü etkisi ile DD/PD etkisi genellikle birbiri içine girmiş durumdadır. Bu durum İMKB için de böyledir. İMKB de kayıtlı firmaların piyasa değerleri (PD) ile DD/PD oranları arasındaki Spearman sıra bağıntısı 1990-2000 döneminde yıldan yıla -0.40 ile -0.60 arasında değişmektedir¹. Yani, küçük firmalar görece olarak daha yüksek DD/PD oranına sahiptirler.

Firma büyüklüğü ve DD/PD etkilerini birbirinden ayırarak tek başlarına inceleyebilmek için Fama ve French (1993) ve Davis ve diğerleri (2000) çalışmalarında kullanılan yöntem benzer bir yöntem izledik. Firmalar her bir takvim yılının (t) sonunda büyüklüklerinin (PD) ve DD/PD oranlarının o yıla ait ortanca değerlerine göre, aşağıdaki grafikte görüldüğü gibi, dört alt guruba bölündü². Her bir alt guruba eşit sayıda firma ve dolayısıyla hisse senedi sokabilmek için birisi düşük (grafikğin sol tarafı) diğeri yüksek (sağ taraf) DD/PD oranına sahip firmalar için olmak üzere iki firma hacmi ortanca değeri kullanıldı:

		DD / PD Oranı	
		Düşük	Yüksek
Firma hacmi (PD)	Büyük (B)	BG	BV
	Küçük (K)	SG	SV

Firma büyüklüğü ortanca Değerleri

DD / PD oranları Ortanca değeri

¹ Bu oranlar 2001 (-0.224) ve 2002 (-0.261) yıllarında daha küçük ancak hala %1 güvenilirlik düzeyinde anlamlıdır.

² İMKB firmalarının sayısı çok sınırlı olduğu için alt grup sayısı dörtle sınırlı tutuldu.

Böylece, İMKB hisse senetlerini büyük-büyüme (BG, big-growth), büyük-değer (BV, big-value), küçük-büyüme (SG, small-growth) ve küçük-değer (SV, small-value) hisse senetleri olmak üzere dört alt guruba (portföye) ayırmış olduk. Sonra bir sonraki yıl (t+1) için her alt gurubun yıllık dolar cinsinden ortalama getiri haddi hesaplandı. Bu süreç her yıl için yinelenildi. Oluşturulan portföylerin ortalama getiri oranı hesaplanırken hisse senetlerine eşit ağırlık verildiği için portföyler eşit ağırlıklıdır. Portföylerin özellikleri (hisselerin büyüklüğü ve DD/PD oranı bakımından) dönem boyunca sabit kalırken her bir portföye giren hisse senetleri bir yıldan ötekine değişebilmektedir.

SG portföyünü BG ile, SV portföyünü ise BV ile kıyaslayarak firma büyüklüğü etkisini PD/DD etkisinden izole edilmiş olarak ölçebileceğiz. Benzer şekilde, SG ile SV portföyünü ve BG ile BV portföyünü kıyaslamak bize DD/PD etkisi hakkında, firma büyüklüğü etkisinden arındırılmış olarak bilgi verecektir.

2.2. Veri

Çalışma hisse senedi sayısındaki sınırlılıktan dolayı 1990 yılından başlatıldı. 1990-2002 dönemini kapsamaktadır. Bu çalışmada kullanılan tüm veriler İMKB tarafından yayınlanan verilerdir. Bunlar, temettü ödemeleri ve sermaye kazançlarını içeren dolar cinsinden aylık getiri oranları, firma büyüklüğü (PD), defter değeri/piyasa değeri (DD/PD) oranları ve kar/öz sermaye (K/ÖS) oranlarıdır. Konumuz itibarıyla reel getirilerle ilgilendiğimiz için getiri oranlarını dolar cinsinden aldık. Bunun bir alternatifi nominal getirilerin TÜFE ile deflate edilmesi idi. Ancak dolar kurundaki değişimler enflasyonu yakından izlediği için, kanımızca, dolar cinsinden getirilerin reel getiri olarak kullanılmasında bir sakınca yoktur. İMKB’de var olup olmadığını arştırdığımız firma büyüklüğü ve DD/PD etkilerinin ölçülebilmesi açısından bu veriler yeterli olduğu için firmalara ait diğer oranlar kullanılmadı. Tüm veriler yıl-sonu değerleridir. TL cinsinden olan firma piyasa değerleri yıl ortalama kuru ile dolara çevrildi. Firmalara ait DD/PD ve K/ ÖS oranları bazen tüm analizi kökten etkileyebilecek ölçüde çok aşırı uç değerler (outliers) alabilmektedirler. Bu yüzden ortalama etrafında $\mp 3\sigma$ (σ : standard sapma) aralığı dışında kalan uç değerler örnekten çıkarıldı. Ancak bunların sayıları çok değildir. Örneğin, dışarıda bırakılan uç gözlem sayısı DD/PD oranı için en fazla 1999 yılında 7 olmuş, diğer yıllar 1-5 arasında değişmiştir. Benzer şekilde negatif DD/PD oranına sahip firmalar da yine örnek dışında tutulmuştur. Risksiz getiri haddi olarak ticari bankalarca 3-aylık dolar mevduatına verilen faiz haddini kullandık. Bunu iki gerekçeye dayandırabiliriz: ilki, 1994 krizi sonrasında hükümetçe banka mevduatlarına sağlanan devlet güvencesi, ikincisi de, risksiz getiri haddi olarak sıkça kullanılan 3-aylık hazine bono faizlerinin Türkiye’de bazı yıllar (1988-90 ve 2000) negatif olmasıdır. Ayrıca, yatırımcının Türkiye’de hazine bonolarına çok rahatça ulaşabildiği de söylenemez.

İMKB de işlem gören hisse senedi sayısı 1990-2002 döneminde 110 dan 262 ye yükselmiştir. Bu çalışmada yıllar itibarıyla veri durumuna bağlı olarak mevcut senetlerin %70-85 arasında değişen bir oranı kapsamıştır.

2.3. Ampirik Bulgular

2.3.1. Portföy Analizi Sonuçları

Oluşturulan 4 özgün portföyün yıllık ortalama dolar cinsinden getirileri Tablo Ek-1’de verilmektedir. Bu yıllık getirileri kullanarak dönem başında (1990) her bir portföye yatırılan 100 doların dönem içindeki seyrini hesapladık. Bu veriler aşağıda Tablo 1’de görülüyor. İçerilen tüm senetlerin oluşturduğu piyasa portföyünün (MP) ve risksiz yatırım aracı olarak alınan 3-aylık dolar mevduatının seyrini de (R_f) yine aynı tablodan izliyoruz. Dönem sonu (2002) değerlerinden görüldüğü üzere, sadece en iyi portföy olan SV portföyü belli bir değer artışı göstermiş, SG ve BV portföyleri başlangıç değerlerine geri dönmüş, en kötü portföy olan BG ise başlangıç yatırımının %40’ını kaybetmiştir. Dönem sonu değerlerini esas alıp ortalama yıllık üssel getiri haddi hesaplırsak, SV’nin %5.1 getiri sağladığını, BG’nin ise % -4.2 zarar kaydettiğini görürüz. Tüm portföyler risksiz yatırım aracından (R_f) daha az getiri sağladıkları için tümünün net getirisi (excess return) negatiftir.

Tablo 1: Dönem Başında (1990) Her Bir Portföye Yatırılan 100 Doların Seyri ve Görece Portföy Getirileri : 1990-2002

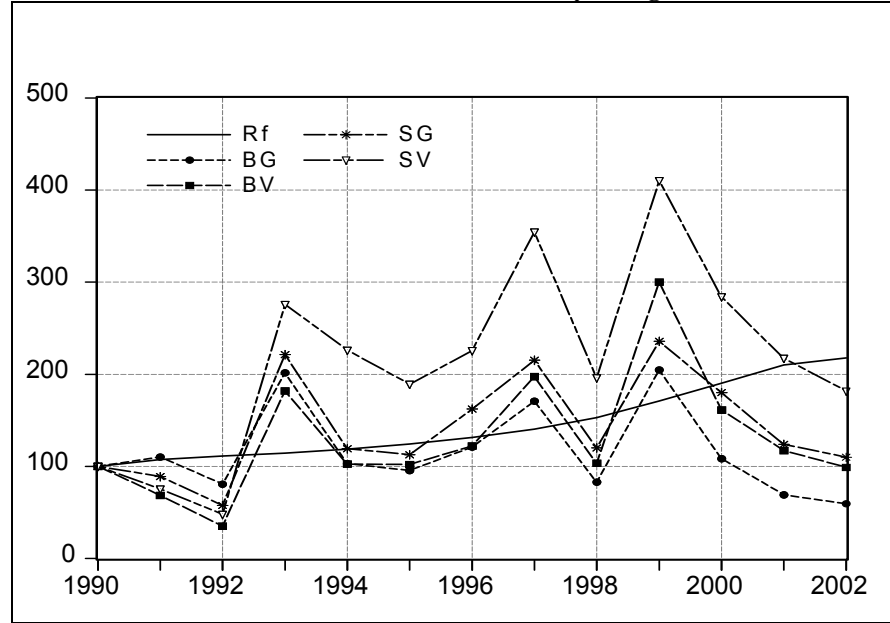
	SV	SG	BV	BG	MP	R_f^{**}	SV/SG	BV/BG	SV/BV	SG/BG
1990	100	100	100	100	100	100	1	1	1	1
1991	75,4	88,9	68,4	110,1	85,8	107,4	0,85	0,62	1,1	0,81
1992	48	57,6	35	80,6	54,1	111,2	0,83	0,43	1,37	0,71
1993	275,7	221,4	181,8	201,5	233,9	114,4	1,25	0,9	1,52	1,1
1994	226,2	119,3	102,4	103	142	118,8	1,9	0,99	2,21	1,16
1995	189	112,7	102,1	95,6	131,6	124,4	1,68	1,07	1,85	1,18
1996	225,7	162,3	122,2	121,1	167,8	131,3	1,39	1,01	1,85	1,34
1997	354,5	215,3	197,4	170,9	248,8	140,5	1,65	1,16	1,8	1,26
1998	196,1	120,2	103,5	82,8	131,9	153,1	1,63	1,25	1,89	1,45
1999	410,2	235,8	300	204,7	311,2	171	1,74	1,47	1,37	1,15
2000	284,1	180,1	161,1	108,3	195,1	190,2	1,58	1,49	1,76	1,66
2001	217,3	124	117,2	69,1	137,6	210	1,75	1,7	1,85	1,79
2002	181,7	110	99	59,5	117,8	217,7	1,65	1,66	1,84	1,85
R_{exp}^*	5,1	0,8	-0,1	-4,2	1,4					
R_{trend}^*	9,6	4,2	6	-2,2	5,4	6,7				

* R_{exp} : Dönem başı ve sonu değerlerinden hesaplanan yıllık ortalama üssel (exponential) getiri oranı (%). R_{trend} : İlgili sütündeki değerlere uygulanan trend regresyonundan bulunan yıllık ortalama getiri haddi (%).

** R_f , dönem başında 3-aylık dolar mevduatına yatırılan 100 doların seyri.

Ele alınan dönemin son üç yılı İMKB'nin kötü yılları olduğu için sadece uç değerlerden hesaplanan üssel getiriler çok düşük çıkmaktadır. Bu oran, elde tutma süresi daha kısa olan alımların getirileri konusunda yanıltıcı bilgi verecektir. Bunun için alternatif olarak portföylerin trent getiri oranlarını da hesapladık. Yıllık trent getiri oranları BG portföyü dışındaki portföyler için pozitifdir. Bu oranlardan risksiz getiri oranını (R_f) düşersek, net getiri oranının sadece SV portföyünde pozitif olduğunu görürüz. (Tablo 2)

Grafik 1: Dönem Başında (1990) Portföylere ve Banka Dolar Hesabına Yatırılan 100 Doların Yıllar İtibariyle Değeri: 1990-2002



En iyi portföy olan SV'nin portföy değeri (yatırılan 100 doların bileşik değeri) ele alınan 12 yılın sekizinde risksiz dolar mevduatının sağladığı değeri geçmektedir. Diğer portföylerin banka mevduatına göre daha üstün performans gösterdikleri yıl sayıları SG, BV ve BG portföyleri için sırasıyla 5,3 ve 4 'tür.

Tablo 2, portföylerin tüm dönem için ortalama yıllık üssel ve trent getiri hadlerini ve net getirilerini göstermektedir. Senetlerin 12 yıllık tüm dönem boyunca elde tutulduğunu varsaydığımızda uygun portföy performans ölçüsü üssel getiri haddi olacaktır. Bu durumda net getiri ($R_{exp} - R_f$) tüm portföyler için negatiftir.

Tablo 2: Portföy Getirilerinin Dönem (1990-2002) Ortalamaları, %.

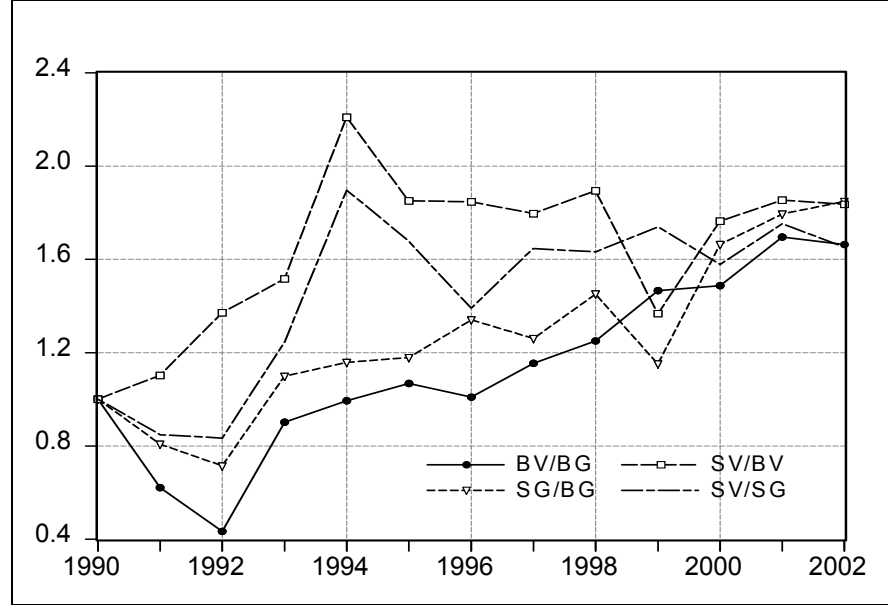
Portfolios	R_{exp}	R_{trend}	$R_{exp} - R_f$	$R_{trend} - R_f$
SV	5,1	9,6	-1,6	2,9
SG	0,8	4,2	-5,9	-2,5
BV	-0,1	6,0	-6,8	-0,7
BG	-4,2	-2,2	-10,9	-8,9
MP*	1,4	5,4	-5,3	-1,3
R_f	6,7			

* MP, portföylerde içerilen tüm hisse senetlerinin oluşturduğu pazar portföyü.

Portföylerin birbirlerine göre görece performansları Tablo 1'den ve Grafik 2'den izlenmektedir. SV ve BV portföylerinin piyasa değerlerinin oranı, SV/BV, 1.8-1.9 düzeyinde kararlı bir seyir izlemektedir. Bu, yüksek DD/PD oranına sahip hisse senetleri (değer hisse senetleri) arasında güçlü bir küçük firma etkisinin var olduğunu gösteriyor³. Küçük değer hisseleri büyük değer hisselerinden %80-90 oranında daha üstün performans göstermiştir. SG/BG oranı da 1994 den itibaren birden yüksek çıkmaktadır. Bu, düşük DD/PD oranına sahip hisseler (büyüme hisseleri) arasında da küçük firma etkisinin olduğuna işaret eder. Öte yandan, SV/SG ve BV/BG oranları dönem sonuna doğru 1.8 düzeyini aşmaktadırlar. Bu ise, hem küçük hem büyük firmalara ait hisse senetleri arasında DD/PD etkisinin (değer primi) var olduğu anlamına gelmektedir⁴. Ancak, DD/PD etkisi küçük hisse senetleri arasında büyüklere kıyasla çok daha yüksek oranda ve süreklidir.

³ İMKB de küçük firma etkisinin varlığı (DD/PD etkisi kontrol edilmeksizin) 1990-96 dönemi için Demir ve diğerleri (1996) tarafından da saptanmıştır.

⁴ Karan (1995) ve Karan (1996) İMKB de 1995-öncesinde DD/PD ve kazanç/fiyat etkilerinin mevcut olduğunu göstermiştir.

Garfik 2: Portföylerin görece performansları (1990=1) : 1990-2002

Tablo 3, portföylerin yıllar itibariyle getiri farklarını gösteriyor. SV-BV ve SG-BG getiri farkları DD/PD etkisi sabitken firma büyüklüğü etkisini, SV-SG ve BV-BG farkları ise firma büyüklüğü etkisi sabitken DD/PD etkisini göstermektedir. Pozitif değerler küçük firma ve değer hisseleri primlerinin, negatif değerler ise büyük firma ve büyüme-hisseleri primlerinin varlığına işaret edecektir. Tablodan görüldüğü gibi, dönem ortalaması olarak değil de yıl bazında baktığımızda İMKB de firma büyüklüğü ve DD/PD etkileri sistematik olmaktan uzaktır. 12 yılın sadece beşinde istatistiksel olarak anlamlı etki çıkmakta ve üstelik bu etkilerin yönü yıldan yıla değişebilmektedir.

Tablo 3: Portföy Getiri Oranlarının Farkları (%): 1991-2002

	Firma büyüklüğü etkisi				DD/PD etkisi			
	SV-BV	t	SG-BG	t	SV-SG	t	BV-BG	t
1991	7,0	0,63	-21,1	-0,97	-13,5	-0,76	-41,7	-2,40*
1992	12,3	1,70**	-8,4	-0,72	-1,2	-0,12	-22,0	-2,60*
1993	56,1	0,66	134,1	2,40*	190,9	2,12**	268,8	5,40*
1994	25,7	2,78*	2,8	0,32	28,2	2,85*	5,2	0,65
1995	-16,2	-1,39***	1,6	0,18	-10,9	-1,13	6,9	0,63
1996	-0,3	-0,02	17,3	1,34***	-24,6	-2,08**	-7,0	-0,62
1997	-4,4	-0,22	-8,4	-0,60	24,4	1,38***	20,4	1,24
1998	2,9	0,53	7,4	1,48***	-0,5	-0,08	4,0	0,84
1999	-80,9	-4,25*	-51,0	-2,71*	12,9	0,76	42,8	2,08**
2000	15,6	2,71*	23,5	2,97*	-7,1	-0,78	0,8	0,20
2001	3,7	0,62	5,1	0,90	7,6	1,30***	9,0	1,56***
2002	-0,8	-0,15	2,5	0,32	-5,0	-0,71	-1,7	-0,28

* / ** / ***: %1, % 5 ve %10 düzeyinde anlamlı. Koyu punto ile yazılan yıllar hisse senetlerinin büyük kısmının pozitif getiri sağladığı iyi yıllardır.

2.3.2. İyi ve Kötü Yıllar: İMKB'de Asimetri

İMKB Ulusal-100 endeksinin dolar bazında yıllık (Aralık-Aralık) ortalama getirisinin pozitif olduğu yıllara iyi, negatif olduğu yıllara kötü yıl dersek, ele aldığımız dönemdeki 12 yılın dördü (1993, 1996, 1997 ve 1999) iyi, sekizi kötü yıl tanımı içine girmektedir. Firma büyüklüğü ve DD/PD etkilerinin yükselen ve düşen pazar koşullarında aynı yönde çıkıp çıkmadığını test etmek ilginç olacaktır.

Table 4, oluşturulan özgün portföylerin dolar bazında yıllık getiri oranlarının iyi ve kötü yıllar itibariyle basit aritmetik ortalamalarını vermektedir. Tablonun sol kısmından görüldüğü gibi, olumsuz piyasa koşullarının hüküm sürdüğü yıllara ait ortalama portföy getirileri ve bu getirilerin standart sapmaları tüm 4 portföy için de birbirlerine çok yakın çıkmıştır. Oysa iyi yıllara ait getiri ve standart sapmalar portföyden portföye çok değişmektedir. Getiri standart sapmaları iyi yıllarda kötü yıl değerlerinin 2-4 katı kadardır. Hem oynaklık (volatility) hem portföy performansları bakımından İMKB de iyi ve kötü zamanlar arasında çok kuvvetli bir asimetri görülmektedir. İyi yıllarda değer (value) portföyleri büyüme (growth) portföylerini oldukça geride bırakmıştır. SV, SG'den %44, BV ise BG den %89 daha fazla kazanmıştır.

Tablo 4: Özgün Portföylerin Yıllık Getiri Oranlarının İyi ve Kötü Yıllar İtibariyle Basit Aritmetik Ortalamaları (%).

Portföyler	Ortalama getiri oranı: kötü yıllar	Ortalama getiri oranı: iyi yıllar
SV	-26,3 (34,2)*	165,1 (145,4)
SG	-26,0 (40,7)	114,3 (120,7)
BV	-32,6 (29,1)	172,5 (120,4)
BG	-27,7 (35,2)	91,3 (73,3)
MP	-28,2 (36,3)	136,0 (129,1)
Portföy getiri farkları (%) :		-
SV-BV	6,3	7,4 23,0
SG-BG	1,7	50,9 81,3
SV-SG	-0,3	
BV-BG	-4,9	

* Standard deviations.
Kaynak: Tablo Ek-1.

Yine, iyi yıllarda portföy standart sapmalarının getirilerle aynı yönde hareket ettiği görülmektedir.

Tablonun ikinci kısmından şu noktaları vurgulayabiliriz: (i) Portföy getiri farkları kötü yıllarda ihmal edilebilecek kadar küçüktür, dolayısıyla, bu dönemlerde İMKB de firma büyüklüğü veya DD/PD etkileri bulunmamaktadır. (ii) İyi dönemde değer-hisse senetleri arasında fazla güçlü olmayan bir büyük firma primi (%7.4) söz konusudur. Ancak büyüme-hisse senetleri bakımından oldukça güçlü bir küçük firma primi (%23) ortaya çıkmaktadır. (iii) İyi yıllarda hem küçük hem de büyük hisseler bakımından çok güçlü bir değer primi (DD/PD etkisi) görülmektedir. Değer primi yıllık ortalama olarak küçük hisselerde %51, büyük hisselerde %81 düzeyindedir. Sonuç olarak, İMKB de firma büyüklüğü ve DD/PD etkileri bakımından iyi ve kötü dönemler itibariyle büyük bir asimetri olduğunu söyleyebiliriz.

Asimetri, portföy getiri oranları (R_p) ile portföy (DD/PD)_p oranları arasındaki korelasyondan da görülebilmektedir. Kötü yıllara ait 32 (8 yıl x 4 portföy) portföy için (Tablo Ek-1) bu korelasyon 0.052 bulunurken, iyi yıllara ait 16 portföy için 0.712 olarak hesaplanmaktadır. Portföy getirileri ile portföy kazanç/özsermaye oranları arasındaki korelasyon da iyi (-0.651) ve kötü (-0.322) dönemler bakımından önemli ölçüde asimetri göstermektedir. Görüldüğü gibi, firma karakteristikleri daha çok borsanın yükseliş dönemlerinde getirilerin belirlenmesinde etkili oluyor.

2.3.3. Portföylerin Diğer Karakteristikleri

Oluşturduğumuz 4 özgün portföy her yılın sonunda yeniden teşkil edildiği için 12 yıllık dönemdeki portföy sayısı 48 olmaktadır. Tablo Ek-1'de ayrıntılarını verdiğimiz bu portföylerin dönem ortalaması olarak bazı niteliklerini aşağıda Tablo 5 de veriyoruz. Standart sapmaların getiri oranları ile paralellik göstermesi İMKB de oynaklığın fiyatlandırıldığı anlamına gelir. İkinci dikkate değer bir nokta, küçük hisse portföylerine (SV ve SG) ait kazanç/özsermaye oranlarının büyük hisse portföylerinininkinden (BV ve BG) önemli ölçüde, 10-15 puan, düşük olmasıdır. Öte yandan, değer portföylerine (SV ve BV) ait kazanç/özsermaye oranı, %18.4, büyüme portföylerinininkinden (SG ve BG), %23.7, çok fazla olmasa da daha küçüktür. Bunlar, Fama ve French (1995) ve Lakonishok ve diğerleri (1994)'ün tehlike (distress) hipotezini destekler nitelikte bir sonuçtur. Düşük kazançlı firmaların hisse senetleri yatırımcının üstlendiği riskin telafisi için daha yüksek bir getiri sağlamaktadırlar.

Tablo 5: Portföylere Ait Bazı Oranların Dönem Ortalamaları: 1990-2002.

Portföy	Firma büyüklüğü (PD)	R_{exp}			K / DD	
	US\$ milyon	BE/ME	R_{trend}	R_{trend}	$SD(R_p)^*$	(%)
SV	16,8	0,96	5,1	9,6	71,3	13,1
SG	24,3	0,33	0,8	4,2	67,4	15,8
BV	205,0	0,55	-0,1	6,0	59,5	23,6
BG	379,7	0,18	-4,2	-2,2	47,9	31,6
MP	157,9	0,35	1,4	5,4	67,3	21,2

* Yıllık portföy standart sapmalarının basit ortalaması.
Kaynak: Table Ek-1.

III. Sonuç

Bu çalışmada, İMKB'de 1990-sonrasında firma büyüklüğü ve DD/PD etkilerinin mevcut olup olmadığı sorusuna kanıt arandı. Bu amaçla İMKB hisse senetleri her yıl sonunda firma büyüklüğü (PD) ve DD/PD değişkenlerinin ortanca değerlerine göre tasnif edilerek dört özgün portföy oluşturuldu. Bunlar küçük-değer (SV), küçük-büyüme (SG), büyük-değer (BV) ve büyük-büyüme (BG) hisse portföyleridir. Bu portföylerin bir yıl gecikme kullanılarak bir sonraki yılda ne kadar getiri sağladıkları hesaplandı. Şu noktalar çalışmanın dikkate değer sonuçları olarak vurgulanabilir:

Birincisi, dönem başında (1990) portföylere yatırılan 100 dolarlık yatırımların dönem içindeki değerlerini karşılaştırdığımızda, İMKB de incelenen dönemde küçük firma ve DD/PD etkilerinin var olduğunu görüyoruz. Küçük hisse portföyleri (SV, SG) büyük hisse portföylerinden (BV, BG) daha üstün bir performans göstermiştir. Benzer şekilde, değer-

hisselerinden oluşan SV ve BV portföyleri büyüme-hisselerinden oluşan SG ve BG portföylerini geride bırakmışlardır.

İkincisi, portföyü elde tutma süresini tüm dönem (12 yıl) olarak değil de bi yıl olarak alırsak, küçük firma ve DD/PD etkilerinin incelenen 12 yılın ancak üçte birinde, 4-5 yıl, geçerli olduğunu görüyoruz. Kaldı ki, etkiler bazı yıllarda yön değiştirmekte, büyük firma ve PD/DD primine dönüşmektedir. Üçüncüsü, İMKB de bu etkiler bakımından iyi ve kötü yıllar arasında çok güçlü bir asimetri gözlenmektedir. İMKB Ulusal 100 endeksinin dolar bazında negatif getiri verdiği kötü yıllarda 4 portföyün tümü birbirine çok yakın negatif getiriler (zarar) sağlarken, ulusal endeksin pozitif getiri verdiği iyi yıllarda 4 portföy arasında çok büyük getiri farklılıkları gözlenmektedir. İyi dönemlerde hem küçük hem büyük hisse senetleri arasında çok güçlü bir değer-primi, büyüme-hisseleri arasında fazla yüksek olmayan bir küçük firma primi ve değer-hisseleri arasında zayıf bir büyük firma primi ortaya çıkmaktadır.

Firmaya özgü karakteristikler, örneğin, firma büyüklüğü (PD), DD/PD ve kazanç/özsermaye oranları borsanın yükseldiği yıllarda hisse senetleri getiri farklarını açıklamakta faydalı olmakta, ancak bu ilişki borsanın düşüş yaşadığı zamanlarda kopmaktadır. Benzer şekilde portföy getirileri standart sapmaları da kötü yıllarda birbirine yakınken, iyi yıllarda büyük farklılıklar göstermektedir. Bu şu anlama gelmektedir: Borsanın inişe geçtiği dönemlerde tüm hisse senetleri birbirine benzerken, borsa çıkışa geçtiğinde firma karakteristiklerine (oranlara) bağlı olarak her bir portföy çok farklı bir seyir izleyebiliyor. Yani, özetle, firmaya özgü özellikler ve riskler (idiosyncratic) iyi dönemlerde getirilerin belirlenmesinde daha etkin rol oynamaktadır.

Kaynakça

- Akdeniz, L., Altay-Salih, A., Aydoğan, K., “*Cross Section of Expected Stock Returns in ISE*”, Russian and East European Finance and Trade, Vol. 36 (5), 2000, pp.6-26.
- Ali, A., Hwang, L., Trombley, M. A., “*Arbitrage Risk and the Book-to-Market Anomaly*”, Journal of Financial Economics, Vol.69, 2003, pp. 355-373.
- Arshanapalli, B., Coggin, T. D., Doukas, J., “*Multifactor Asset Pricing Analysis of International Value Investment Strategies*”, Journal of Portfolio Management, Vol. 24, 1998, pp. 10-23.
- Aydoğan, K., Gürsoy, G., “*P/E and Price-to-Book Ratios as Predictors of Stock Returns in Emerging Equity Markets*”, Emerging Markets Review, 2000.
- Banz, R. V., “*The Relationship Between Return and the Market Value of Common Stocks*”, Journal of Financial Economics, Vol. 9, March 1981, pp. 3-18.

- Barry, C. B., Goldreyer, E., Lockwood, L., Rodriguez, M., “*Robustness of Size and Value Effects in Emerging Equity Markets, 1985-2000*”, Emerging Markets Review, Vol.3, 2002, pp. 1-30.
- Berk, J. B., “*A Critique of Size-Related Anomalies*”, Review of Financial Studies, Vol. 8, 1995, pp. 275-286.
- Bossaerts, P., Fohlin, C., “*Has the Cross-Section of Average Returns Always Been The Same? Evidence From Germany, 1888-1913*”, Social Science Working Paper 1084, July 2000, California Institute of Technology.
- Chen, N. F., Zheng, F., “*Risk and Return of Value Stocks*”, Journal of Business, Vol. 71, 1998, pp. 501- 535.
- Claessens, S., Dasgupta, S., Glen, J., “*The Cross-Section of Stock Returns: Evidence from the Emerging Markets*”, Emerging Markets Quarterly, Vol.2, 1998, pp. 4-13.
- Daniel, K., Titman, S., “*Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns*”, The Journal of Finance, Vol. 52, 1997, pp.1-33.
- Davis, J. L., Fama, E. F., French, K. R., “*Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929 to 1997*”, The Journal of Finance, Vol.55, 2000, pp. 389-406.
- Demir, A., Küçükkiremitçi, O., Pekkaya, S., Ureten, A., “*Fiyat/Kazanç Oranına ve Firma Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Portföylerin Performanslarının Değerlendirilmesi*”, Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar, İMKB ve İşletme ve Finans Dergisi, Kasım 1996.
- Fama, E. F., French, K. R., “*The Cross-Section of Expected Stock Returns*”, The Journal of Finance, Vol. 47, 1992, pp. 427-465.
- Fama, E. F., French, K.R., “*Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*”, The Journal of Financial Economics, Vol.33, 1993, pp. 3-56.
- Fama, E. F., French, K. R., “*Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns*”, The Journal of Finance, Vol. 50, 1995, pp. 131-155.
- Fama, E. F., French, K. R., “*Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*”, The Journal of Finance, Vol. 51, 1996, pp. 55-84.
- Fama, E. F., French, K. R., “*Value Versus Growth: The International Evidence*”, The Journal of Finance, Vol. 53, 1998, pp. 1975-1999.
- Hart, V. D. J., Slagter, E., Van Dijk, D., “*Stock Selection Strategies in Emerging Markets*”, Working Paper, Econometric Institute, 2001, Erasmus University.
- Haugen, R., The New Finance: The Case Against Efficient Markets, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N. J., 1995.
- Heston, S. L., Rouwenhorst, K. G., Wssels, R. E., “*The Structure of International Stock Returns and the Integration of Capital Markets*”, Journal of Empirical Finance, Vol. 2, 1995, pp. 173-197.

- Jorion, P., Goetzmann, W. N., "Global Stock Markets in the Twentieth Century", The Journal of Finance, Vol.54, No 3, 1999, pp. 953-980.
- Karan, M. B., "Hisse Senetlerine Yapılan Yatırımların Performanslarının Fiyat/Kazanç Oranına Göre Değerlendirilmesi: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma", İşletme ve Finans Dergisi, Şubat 1995.
- Karan, M. B., "İMKB'de Fiyat/Kazanç, Fiyat/Satış ve Pazar Değeri/Defter Değeri Oranı Etkileri: Karşılaştırmalı Bir Çalışma", Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar, İMKB ve İşletme ve Finans Dergisi, Kasım 1996.
- Keim, D. B., "Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Evidence", Journal of Financial Economics, Vol.12, 1983, pp.13-32.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., Vishny, R. W., "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk", Journal of Finance, Vol.49, 1994, pp.1541-1578.
- Lam, K. S. K., "The Relationship Between Size, Book-to-Market Equity Ratio, Earnings-Price Ratio and Return for the Hong Kong Stock Market", Global Finance Journal, Vol. 13, 2002, pp. 163-179.
- Patel, S. A., "Cross-Sectional Variation in Emerging Markets Equity Returns: January 1988-March 1997", Emerging Markets Quarterly, Vol.2, 1998, pp.57-70.
- Pettengill, G. N., Sundaram, S., Mathur, I., "The Conditional Relationship Between Beta and Returns," Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 30, 1995, pp. 101-116.
- Rosenberg, B., Reid, K., Lanstein, R., "Persuasive Evidence of Market Inefficiency", Journal of Portfolio Management, Vol. 11, 1985, pp.9-17.
- Rouwenhorst, K. G., "Local Return Factors and Turnover in Emerging Stock Markets", Journal of Finance, Vol.54, 1999, pp. 1439-1464
- Shleifer, A., Vishny, R., "The Limits of Arbitrage", Journal of Finance, Vol. 52, 1997, pp.35-55.
- Stattman, D., "Book Values and Stock Returns", The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers, Vol.4, 1980, pp. 25-45.
- Tang, G. Y. N., Shum, W. C., "The Conditional Relationship Between Beta and Returns: Recent Evidence From International Stock Markets", International Business Review, Vol.12, 2003, pp. 109-126.
- WANG, X., "Size Effect, Book-to-Market Effect and Survival", Journal of Multinational Financial Management, Vol.10, 2000, pp. 257-273.

Tablo Ek-1: İMKB'de İşlem Gören Hisse Senetlerinden Firma Büyüklüğü ve DD/PD Oranlarına Göre Oluşturulmuş Özgün Portföyler: 1990-2002

Yıl	Portföy	PD _{t-1} (mily. \$)	(DD/PD) _{t-1}	R _{p,t}	σ (R _{p,t})	(K/ÖS) _{t-1}	n
1991	SV	12,4	1,19	-24,6	34,9	1,7	17
	SG	24,8	0,40	-11,1	66,2	22,7	20
	BV	356,6	0,56	-31,6	33,3	22,8	20
	BG	487,6	0,24	10,1	69,8	21,0	19
	MP	225,0	0,43	-14,2	55,5	17,6	76
1992	SV	13,0	1,21	-36,4	27,6	-0,4	23
	SG	15,1	0,43	-35,2	42,5	1,9	21
	BV	214,8	0,70	-48,8	22,1	22,6	24
	BG	221,7	0,25	-26,8	34,8	30,2	23
	MP	119,5	0,46	-36,9	32,8	13,9	91
1993	SV	9,4	1,72	475,0	353,9	7,7	25
	SG	10,9	0,73	284,1	269,9	10,6	24
	BV	130,3	1,25	418,9	239,0	22,6	25
	BG	128,0	0,39	150,0	69,9	34,7	25
	MP	70,3	0,75	332,5	281,2	19,0	99
1994	SV	35,9	0,39	-18,0	40,4	15,1	28
	SG	53,3	0,19	-46,1	34,2	33,2	29
	BV	398,7	0,33	-43,7	26,6	24,2	27
	BG	390,7	0,15	-48,9	32,8	44,1	29
	MP	218,1	0,22	-39,3	35,7	29,4	113
1995	SV	32,5	0,45	-16,4	43,3	17,7	32
	SG	47,4	0,16	-5,5	34,3	28,2	33
	BV	245,4	0,28	-0,3	49,6	21,7	32
	BG	523,7	0,11	-7,1	36,9	40,4	32
	MP	211,0	0,19	-7,3	41,3	27,0	129
1996	SV	15,6	0,75	19,4	41,1	25,6	36
	SG	23,6	0,25	44,0	58,1	47,7	37
	BV	140,3	0,45	19,7	44,8	34,7	37
	BG	227,5	0,18	26,7	52,3	50,9	36
	MP	101,5	0,31	27,5	50,1	39,7	146
1997	SV	15,9	0,67	57,1	92,3	23,0	43
	SG	26,8	0,23	32,7	66,8	34,2	41
	BV	165,2	0,40	61,5	87,8	32,4	42
	BG	281,3	0,13	41,1	60,8	51,2	42
	MP	122,2	0,25	48,2	78,4	35,1	168
1998	SV	19,4	0,52	-44,7	29,2	21,3	50
	SG	27,0	0,17	-44,2	28,3	35,9	53
	BV	189,6	0,28	-47,6	26,0	29,5	53
	BG	454,3	0,09	-51,6	21,7	49,0	50
	MP	170,7	0,18	-47,0	26,4	33,9	206

Tablo Ek-1: İMKB’de İşlem Gören Hisse Senetlerinden Firma Büyüklüğü ve DD/PD Oranlarına Göre Oluşturulmuş Özgün Portföyler: 1990-2002 (Devam)

1999	SV	8,9	1,50	109,1	94,1	29,8	58
	SG	11,6	0,43	96,2	88,0	22,5	56
	BV	75,9	0,68	190,0	110,0	25,5	58
	BG	222,8	0,20	147,2	110,1	46,8	56
	MP	79,2	0,42	135,9	106,9	31,1	228
2000	SV	19,2	0,68	-30,7	36,9	9,9	55
	SG	25,8	0,21	-23,6	55,6	-5,1	51
	BV	277,9	0,32	-46,3	22,4	17,3	57
	BG	937,2	0,10	-47,1	19,3	15,8	56
	MP	322,8	0,21	-37,3	37,0	9,8	219
2001	SV	8,8	1,43	-23,5	32,9	17,6	54
	SG	15,5	0,35	-31,2	26,9	-5,3	52
	BV	132,8	0,71	-27,2	29,7	16,6	56
	BG	389,6	0,18	-36,2	30,7	21,8	54
	MP	137,8	0,38	-29,5	30,3	12,9	216
2002	SV	10,5	0,98	-16,4	28,5	-12,2	45
	SG	10,0	0,38	-11,3	37,7	-37,1	42
	BV	132,9	0,68	-15,6	22,8	13,2	47
	BG	292,3	0,17	-13,8	35,8	-27,0	49
	MP	117,3	0,36	-14,3	31,5	-15,4	183

Notlar: PD: Piyasa değeri (market capitalization), firma büyüklüğünü gösterir. TL değerler yıl-ortalaması kuru ile dolara dönüştürüldü. DD/PD: Defter değeri/Piyasa değeri. K/ÖS: Kazanç/Öz sermaye oranı. R_p : Portföyün dolar cinsinden yıllık ortalama getir oranı. σ (R_p): Portföy getirilerinin standart sapması. n: Portföyde içerilen hisse senedi sayısı. İMKB Ulusal-100 endeksinin dolar bazında pozitif getiri verdiği yıllar koyu punto ile yazıldı.
Kaynak: İMKB verilerinden tarafımızca hesaplandı.

GELİŞMEKTE OLAN MENKUL KIYMETLER PİYASASI GETİRİLERİNDE KALICILIK: ALTI MENKUL KIYMETLER BORSASINDAN AMPİRİK BULGULAR

Zeynel Abidin ÖZDEMİR*

Özet

Bu makalede, 6 ülkenin sermaye piyasası menkul kıymetler fiyat endeksi baz alınarak menkul kıymetler getiri serilerindeki kalıcılık incelemektedir. Kesirli bütünleşme derecesi “yaklaşık en yüksek olabilirlik metodu” kullanılarak tahmin edilmiştir. Her bir serinin kalıcılığı, şokun belirli bir yüzde etkisinin dağılması için gerekli olan zaman kullanılarak değerlendirilmiştir. Bu çalışmada, menkul kıymetler getiri serilerinin önemli bir kalıcılık göstermediğini görmekteyiz. Şokun, serilerin değeri üzerindeki etkisinin 80%'i iki dönem sonra kaybolmaktadır. Bu çalışmanın bulguları bu serilerin kalıcı olmayan süreçler olduğunu ve düşük kalıcılığa sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

I. Giriş

Tesadüfî yürüyüşe sahip menkul kıymetler fiyatlarının olduğu etkin piyasa yeni bilginin ani arbitrajla ortaya çıkmasını gerektirir. Arbitraj fiyatlamasının gerekli ve yeterli bir koşul olması için, fiyat serisinin gözlemleri arasındaki bağımlılığın çok hızlı azalması gerekmektedir. Etkin bir piyasada menkul kıymet fiyatları, her bir fiyat değişiminin bir önceki fiyattan etkilenmediği, hafıza ve bağımlılığı açığa çıkarmadığı “martingale” süreciyle belirlenmelidir. Eğer kalıcı bağımlılık mevcut ise, arbitraj fiyat değişimleri, etkin piyasayı tanımlayan “martingale” sürecini takip etmez. Bundan dolayı, finansal piyasalar etkin olduğu sürece, getirilerde uzun dönem bağımlılık mevcuttur. Lo ve MacKinlay (1988) ve Poterba ve Summer (1998) menkul kıymet getirileri için tesadüfî yürüyüş hipotezine rağmen kısa dönemde pozitif ve

uzun dönemde negatif otokorelasyonun varlığını belirtmişlerdir. Negatif otokorelasyon; menkul kıymet fiyat serilerinin ortalamaya geri dönmesi menkul kıymet fiyatlarındaki uzun dönem bağımlılığın varlığını gösterir. Diğer taraftan, pozitif otokorelasyon, menkul kıymetler fiyat serilerinin ortalamaya geri dönmeyen süreçler olduğunu göstermektedir. Diğer bir deyişle, bu, bir şokun menkul kıymet fiyat serisinin değeri üzerinde kalıcı etkiye sahip olduğunu ifade etmektedir. Sonuç olarak, menkul kıymet getirilerinde uzun dönem bağımlılık olduğu ya da menkul kıymet getirilerinin serisel olarak ilişkisiz olduğu yokluk hipotezi reddedildiği müddetçe menkul kıymet fiyatlarının seviyesi öngörülemez.

Birçok araştırmacı, finansal ekonominin uygulama ve teorisi için uzun hafıza kapsamında menkul kıymetler borsalarının getirilerindeki kalıcılık konusunu incelemiştir. Greene ve Fielitz (1977) “yeniden ölçeklendirilmiş aralık (R/S) metodunu” uygulayarak menkul kıymetler borsalarının günlük getiri serilerindeki uzun hafızayı tahmin etmişlerdir. Fakat, bu çalışmanın bulgularına, “geliştirilmiş R/S metoduyla” Lo (1991) tarafından karşı çıkmıştır. “Tam en yüksek olabilirlik tahmini” kullanımıyla, Carato (1994) G-7 ülkelerinin menkul kıymetler borsalarının getiri serileri için herhangi bir bulgu bulamamıştır. Cheung ve Lai (1995) hem geliştirilmiş R/S metodu hem de Geweke-Porter-Hudak log-periodogram metodunu kullanarak birkaç uluslararası menkul kıymetler borsası getirileri için benzer bulgu ortaya çıkarmışlardır. Barkoulas ve Baum (1996) ve Hiemstra ve Jones (1997) Amerikan hisse senetlerini incelemiştir. Bu iki makale yalnızca birkaç hisse senedi için istatistiksel olarak anlamlı uzun hafızanın var olduğu bulgusunu ortaya koymuştur. Barkoulas et al. (2000) 1980li yıllar boyunca Yunanistan menkul kıymetler piyasasındaki haftalık getirileri incelemişler ve anlamlı uzun hafızanın net varlığını bulmuşlardır. Diğer taraftan, Panas (2001) Yunanistan menkul kıymetler piyasasında 13 hisse senedinin günlük getirilerini incelemiş ve birçok seride istatistiksel olarak anlamlı uzun hafıza bulmuştur. Sadique ve Silvapulle (2001) birkaç uluslararası menkul kıymetler borsasının getirisinde uzun hafızayı incelemiştir. Bu makalenin bulgusu etkin piyasa hipotezini desteklememektedir. Benzer bir şekilde, Wright (2001) gelişmiş piyasalardan daha çok uzun hafıza özelliği bulunan birçok gelişmekte olan piyasaları araştırmıştır. Henry (2002) 9 uluslararası menkul kıymetler borsasının indeks getirileri örneğinde uzun aralık bağımlılığını incelemiştir. Bu çalışmanın bulgusu bu endeks getirilerin dördünde uzun hafızayı destekler yöndedir.

Çalışmamızın amacı Arjantin, Yunanistan, İsrail, Kore, Meksika ve Türkiye gibi 6 gelişmekte olan piyasanın menkul kıymetler borsa getirilerinde kalıcılığı kesirli bütünleşme analizini kullanarak incelemektir. Kesirli modeller standart zaman modellerinden düşük-sıklık dinamikleri açısından daha iyi yaklaşımlar sunduğu için, borsa getiri serileri otoregressif kesirli

* Yrd. Doç. Dr. Zeynel Abidin Özdemir, Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, İncitaş Sokak Beşevler, Ankara, Türkiye.
Tel: (0312) 212 68 53 E-posta: zabidin@gazi.edu.tr
Anahtar Kelimeler: Uzun Hafıza; Kesirli Bütünleşik ARMA Modeli; Kalıcılık; Etkin Piyasa; Stok Getirisi
JEL classification: C22, G14

bütünleşik hareketli ortalama süreci olarak bilinen genel tek değişken sürecinin sınıfıyla modellenmiştir. Bu süreçler kullanılarak borsa getiri serileri kısa dönemde anlamlı bir kalıcılık göstermelerine rağmen ortalamaya geri dönen süreçler olduğu gösterilir. Her bir seri için ARFIMA modeli Whittle yaklaşık en yüksek olabilirlik (WML) metodunun indirgenmiş formuyla tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgular İsrail hariç incelenen ülkelerin menkul kıymetler borsa getiri serilerinin uzun hafıza özelliğine sahip olduğunu ve düşük kalıcılık gösterdiğini; fakat, İsrail'in menkul kıymetler piyasa getirisinin durağan bir seriye sahip olduğunu gösterir.

Makalenin akışı şöyledir: İkinci Bölüm kesirsel istatistiksel analizi tanımlamaktadır. Üçüncü Bölüm veri ve ampirik sonuçları kapsamaktadır. En son bölümü ise sonuçları içermektedir.

II. Metodoloji

Kesirli bütünleşme kavramı Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından önerilmiştir. Ekonomik ve finansal zaman serilerinde uzun hafızayı göz önünde bulunduran çok sayıda araştırma yapılmıştır. Kesirli bütünleşme süreçleri zaman boyutunda gözlemler arasındaki anlamlı bağımlılığı ortaya çıkarabilme özelliklerinden uzun hafızaya aittir. Sıklık boyutunda, y_t zayıf durağan bir süreç ve bu sürecin $\lambda \in (-\pi, \pi]$ sıklığında $f(\lambda)$ sepktral yoğunluk fonksiyonu (1) numaralı eşitliği sağladığı varsayıldığında

$$\gamma_j = E[(y_t - E(y_t))(y_{t+j} - E(y_{t+j}))] = \int_{-\pi}^{\pi} f(\lambda) \cos(j\lambda) d\lambda, \quad j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (1)$$

(1) eşitliğinde, γ_j , j -inci y_t sürecinin otokovaryansıdır. y_t 'nin “sepktral yoğunluk fonksiyonu” aşağıdaki özelliğe sahiptir.

$$f(\lambda) \sim c_1 \lambda^{-2d} \quad \lambda \rightarrow 0^+ \text{ iken} \quad 0 < c_1 < \infty \quad (2)$$

ve sürecin otokovaryansı (3) numaralı eşitlikteki gibidir.

$$\gamma_j \sim c_2 j^{2d-1} \quad j \rightarrow \infty \text{ iken} \quad |c_2| < \infty \quad (3)$$

(2) ve (3) numaralı eşitliklerinde \sim sembolü $\lambda \rightarrow 0^+$ ve $j \rightarrow \infty$ iken sol tarafın ve sağ taraf oranının 1'e doğru eğilimli olduğu anlamındadır. $d \in (-0.5, 0.5)$ için, y_t süreci bir uzun hafıza sürecini takip eder (Brockwell and Davis, 1991; Robinson, 1995a,b).

d bütünleşme derecesine sahip otoregressif kesirli bütünleşik hareketli ortalama modeli ARFIMA(p, d, q) olarak ifade edilebilir. ARFIMA(p, d, q) modeli (4) numaralı eşitlikteki gibi gösterilebilir.

$$\phi(L) (1-L)^d y_t = \theta(L) \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (4)$$

(4) numaralı eşitlikte d kesirli fark alma parametresini ifade etmektedir, $\phi(L)$ ve $\theta(L)$ sırasıyla p ve q üncü dereceden L gecikme işlemcisinde polinomlar olup polinomların kökleri birim çemberin dışındadır ve ε_t beyaz gürültü dizisidir. d uzun hafıza parametresi tam sayı değerleri ile kısıtlanmamıştır. $d > -1$ herhangi bir reel sayısı için, $(1-L)^d$ kesirli fark alma terimi binom açılımının kullanımı ile sonsuz hareketli ortalama (MA(∞)) süreci gibi ifade edilebilir

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3 + \dots, \quad (5)$$

(4) numaralı eşitlikte $p = q = 0$ iken y_t kesirli gürültü süreci olur. ε_t sürecinin otokovaryansı üssel olarak azaldığında, ε_t süreci “durağan ve çevrilebilir ARMA” dizini olabilir. Bununla birlikte, otokorelasyon değerleri üssel azalmadan daha yavaş azalabilir. (4) numaralı eşitlikte $d = p = q = 0$ olduğunda, y_t “zayıf ilişkilidir”. (4) de $d = 0$ ise, y_t süreci ARMA(p, q) modelini takip eder. $d \in (-0.5, 0)$ için, y_t kalıcı olmayan veya orta seviye hafıza sahip süreç olarak bilinir ve bu nedenle $\sum_{j=-\infty}^{\infty} |\gamma_j| < \infty$.

$d \leq -0.5$ olduğunda, y_t kovaryans durağan, fakat çevrilemeyen süreçtir.

(1) $d \in (0, 0.5)$ ise, y_t kovaryans durağandır, fakat sürecin γ_j j -inci otokovaryansı (3) numaralı eşitlikteki gibi $j \rightarrow \infty$ iken j^{2d-1} gücüne benzer bir şekilde çok yavaş bir şekilde azalır. $d \in (0.5, 1)$ ise y_t kovaryans durağan olmayan bir süreçtir ve güçlü kalıcılık gösterir, fakat süreç hala ortalamaya geri dönme eğilimi olan bir süreçtir ve sürecin değerleri üzerindeki şokların etkisi uzun dönemde ortadan kalkar. $d \geq 1$ ise y_t hem kovaryans durağan olmayan hem de şokların etkisinin kalıcı olduğu durumu belirten ortalamaya geri dönme eğilimi olmayan süreçtir (Granger and Joyeux, 1980; Hosking, 1981; Baillie, 1996).

2.1. Uzun Hafıza Modellerinde Kalıcılık Ölçülümü

y_t sürecinin değerleri üzerinde bir şokun kalıcılığı $d < 1$ veya $d \geq 1$ olup olmamasına bağlıdır. $d < 1$ sahip kesirli bütünleşik süreç üzerinde her hangi bir şokun etkisi yavaş bir şekilde ortadan kalkar. Etki tepki fonksiyonu, y_t sürecinin değerleri üzerinde t dönemindeki bir şokun etkisini $t+k$ dönemindeki etkisini ölçer; ayrıca, bir durağan sürecin etki tepkileri bu sürecin MA(∞)

gösteriminin katsayılarıdır. y_t süreci için sonsuz hareketli ortalama gösterimi (6) numaralı eşitlikteki gibidir.

$$y_t = (1-L)^{-d} \phi(L)^{-1} \theta(L) \varepsilon_t = A(L) \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (6)$$

(6) numaralı eşitlikte, $A(L) = (1-L)^{-d} \phi(L)^{-1} \theta(L) = 1 + a_1 L + a_2 L^2 + \dots$ dir ve etki tepkiler $A(L)$ 'nin a_k katsayıları ile verilmiştir. $\{\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots\}$ hareketli ortalama katsayıları etki tepkiler olarak bilinir. y_t sürecinin değerleri üzerindeki t dönemdeki bir birim şokun etkisi $t+j$ dönemde ($C_\infty = 1 + \theta_1 + \theta_2 + \theta_3 + \dots$)'e eşittir. $j \rightarrow \infty$ iken $C_\infty = A(1)$ dir. Bu, şokun uzun dönem etkisinin ölçümüdür (Campbell and Mankiw, 1987). Cheung ve Lai (1993) $d < 1$ sahip kesirli bütünleşik süreç için y_t 'nin değeri üzerinde şokun uzun dönem etkisinin olmadığını ifade eden $C_\infty = 0$ durumunu göstermişlerdir. $d \geq 1$ için $C_\infty \neq 0$ dir. Bu, bir şokun y_t değeri üzerinde kalıcı etkiye sahip olması nedeniyle sürecin ortalamaya geri dönme eğilimi olmayan bir süreç olduğu anlamındadır. $d < 1$ olduğunda, y_t süreci ortalamaya geri dönme eğilimi olan bir süreçtir.

2.2. Uzun Hafıza Modelleri için Tahmin Metodu

Bu çalışmada, tahmin edilen ARFIMA modellerinin etki tepki fonksiyonları kullanılarak gelişen piyasalarda kalıcılığın değerlendirilmesi amaçlanmaktadır. Etki tepkilerin elde edilmesi için ilk olarak modellerin parametrelerinin tahmin edilmesi gereklidir. Literatürde, “tam en yüksek olabilirlik (EML)” (Sowell, 1992) ve “WML” (Fox and Taqqu, 1986; Whittle, 1951) olan iki yaygın parametrik metodu vardır. Bu çalışmada, WML metodu kullanılmıştır. WML tahminleri sıklık boyutunda (4) numaralı eşitlikte ARFIMA modelinin olabilirlik fonksiyonu yaklaşımının maksimizasyonu ile elde edilir. Bu metodda, $\theta = (\alpha_1, \dots, \alpha_p, d, \beta_1, \dots, \beta_q)$ parametre vektörü, yaklaşık logaritmik olabilirlik fonksiyonunun θ parametre vektörüne karşı maksimizasyonu ile tahmin edilir (Hauser 1999).

$$\log L_W(\theta, \sigma_u^2) = -\sum_{j=1}^m \log f(\lambda_j | \theta, \sigma_u^2) - \frac{1}{2\pi} \sum_{j=1}^m \frac{I(\lambda_j)}{f(\lambda_j | \theta, \sigma_u^2)} \quad (7)$$

(7) numaralı eşitlikte, $I(\lambda_j) = T^{-1} \left| \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}) e^{it\lambda_j} \right|^2$ j -inci Fourier sıklığında tanımlanmış periodogram olup; $\lambda_j = 2\pi j / T, j = 1, \dots, m, m = [(T-1)/2]$ ve $[\cdot]$ terimi tamsayı kısmı ifade etmektedir. σ_u^2 hata varyansına göre L_W 'nin indirgenmiş formu (8) numaralı eşitlikteki gibidir.

$$\log L_W^*(\theta) = m \log(2\pi) - m \log \left(m^{-1} \sum_{j=1}^m (I(\lambda_j) / g(\lambda_j)) \right) - \sum \log g(\lambda_j) - m \quad (8)$$

L_W 'nin indirgenmiş formunda $\sigma_u^2 = \sigma_u^{2*} = m^{-1} \sum_{j=1}^m (I(\lambda_j) / g(\lambda_j))$ ve $f(\lambda_j) = \sigma_u^2 g(\lambda) / (2\pi)$ olup $g(\lambda) = g(\lambda | \theta)$ dir. ARFIMA modelinin (p, q) derecelerinin daha önceden bilindiği varsayımı üzerine (8) numaralı eşitlikte verilen model parametreleri olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonu ile tahmin edilir. Tahmin sonuçları tutarlı ve asimptotik olarak normaldir (Brockwell and Davis, 1991; Hauser, 1999).

III. Ampirik Analiz

3.1. Veri

Bu çalışmada kullanılan veri seti Arjantin, Yunanistan, İsrail, Kore, Meksika ve Türkiye'nin haftalık menkul kıymetler borsası endeks getiri serilerini içermektedir ve veri seti Datastream Veri Tabanından alınmıştır. Bu 6 seçilmiş menkul kıymetler piyasası Uluslararası Finansal Şirketi'nin Gelişmekte Olan Piyasa Veri Tabanı (IFC-EMDB) sınıflamasının bir parçasıdır. Bu seçim, piyasa oynaklığı, piyasa işlem hacmi ve finansal krizler bağlamında benzer deneyimlere sahip olmasına bağlıdır. Örneklem dönemi toplam 755 haftalık gözlemi içeren 10/10/1988 den 24/03/2003'e kadar uzanır. Türk Menkul Kıymetler Borsası 1986 yılında kurulması, 1990 lı yılların başlarına kadar piyasada işlem gören şirket sayısının az olması ve işlem hacminin yeterince güçlü olmaması sebebiyle veri setinin başlangıç tarihi 1988 den başlanmıştır. Bu çalışmada kullanılan menkul kıymetler getiri serileri $y_t = 100 * \ln(p_t / p_{t-1})$ şeklinde hesaplanmıştır. Hesaplama, y_t, t döneminde logaritmik getiri ve p_t haftasının sonundaki fiyattır.

3.2. Ampirik Sonuçlar

6 gelişmekte olan piyasanın menkul kıymetler borsası getirilerinin etki tepki analizini incelemeye önce, göz önünde bulundurulmuş her bir ülkenin borsası getiri serisi için p ve q gecikmelerinin 3'e eşit ve 3'den küçük olduğu durumlar için farklı ARFIMA(p,d,q) modelleri tahmin edilmiştir. Farklı ARFIMA(p,d,q) modellerinin tahmin sonuçları Tablo 2 de verilmiştir. Tahmin edilmiş 16 modelin her biri için artıkların beyaz gürültü olup olmadığını kontrol etmek için artıklar üzerine birkaç test yapılmıştır. Özellikle, normallik, değişen varyans ve otokorelasyon için testler yapılmıştır. Bu modellerde, artıklar üzerine yapılan diagnostik testlerden sonra, muhtemelen en iyi model belirlemesi için farklı kriter kullanılmıştır. En iyi ARFIMA modelinin belirlenmesi için Schwartz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıştır ve her bir model için SIC değerleri Tablo 1 de verilmiştir.

En küçük SIC göre her bir serinin en iyi ARFIMA modeli Tablo 2 de belirtilmiştir. Tablo 2, SIC'e göre seçilen modellerin Arjantin için ARFIMA(3,0.224,3), Yunanistan için ARFIMA(0,0.120,1), İsrail için ARFIMA(1,0.016,1), Kore için ARFIMA(1,0.073,2), Meksika için ARFIMA(1,0.091,0) ve Türkiye için ARFIMA(0,0.057,0) olduğunu göstermektedir. Sonuçlar, seçilen model için duyarlıdır. Her bir seri için tahmin edilen kesirli fark alma parametresi bu sermaye piyasalarında uzun hafıza özelliklerine sahip kesirli dinamikleri göstermektedir. Bu çalışmada, serilerin bütünleşme dereceleri 0.016'den 0.224'a kadar farklılık göstermiştir. SIC ile seçilen modellerde d 'nin tahmin edilen değerleri Arjantin, Yunanistan, Meksika ve Türkiye için %5, Kore için %20 önem düzeyinde sıfırdan anlamlı olarak farklılık yansıtmaktadır. Bu ülkeler için d 'nin bütün tahminleri anlamlı olarak pozitifdir. Bu, kesirli bütünleşmenin bu menkul kıymet getirileri için serisel ilişki veya bağımlılık özellikleri hakkında etkili bir yol olabileceğini göstermektedir. Bu özellikle Dickey-Fuller ve Phillips-Perron gibi birim kök testleri GPH ve R/S gibi kesirli alternatiflere karşı daha düşük bir güce sahip olma eğilimi gerçeği ışığı altında doğrudur. Fakat, d 'nin tahmini İsrail için %5, %10 ve %20 önem düzeylerinde anlamlı olarak sıfırdan farklı değildir. Bu sebeple, Arjantin, Yunanistan, Kore, Meksika ve Türkiye için pozitif uzun hafıza veya bağımlılık mevcuttur. Bu yüzden, Arjantin, Yunanistan, Kore, Meksika ve Türkiye'nin menkul kıymetler borsası getiri serileri $I(0)$ süreci değildir. Bu da, bu piyasaların etki tepkilerinde hızlı üssel azalmayı gösterir. Seriler kovaryans durağandır ve uzun hafıza özellikleri göstermektedir. Fakat, İsrail'in menkul kıymetler borsası getirisi durağan bir süreçtir.

bileşenine sahip olduğunu gösterir. Yunanistan, Kore, Meksika ve Türkiye için d 'nin tahminleri 0.057 ile 0.12 arasındadır. Dolayısı ile bu piyasaların Arjantin'e göre daha düşük uzun hafıza bileşenine sahip olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 1: Menkul Kıymet Borsa Getiri Serileri İçin ARFIMA(p,d,q) Modellerinin Model Seçim Kriteri

ARFIMA(p,d,q) Modelleri için SIC						
ARFIMA(p,d,q) Modelleri	Arjantin	Yunanistan	İsrail	Kore	Meksika	Türkiye
(0,d,0)	-654.02	-626.93	-624.81	-624.37	-624.21	-627.99
(0,d,1)	-661.33	-627.57	-626.05	-626.85	-625.47	-626.56
(0,d,2)	-660.84	-625.19	-625.21	-624.28	-623.96	-627.15
(0,d,3)	-675.30	-622.75	-625.00	-621.71	-621.53	-626.97
(1,d,0)	-663.66	-627.30	-626.81	-626.75	-626.07	-626.92
(1,d,1)	-668.45	-625.15	-627.62	-624.28	-625.10	-624.99
(1,d,2)	-666.84	-623.02	-625.04	-627.64	-621.47	-626.98
(1,d,3)	-673.29	-620.50	-623.39	-625.23	-619.25	-625.08
(2,d,0)	-664.38	-625.28	-625.84	-624.26	-624.25	-627.10
(2,d,1)	-666.35	-623.12	-625.04	-621.70	-621.71	-626.48
(2,d,2)	-666.18	-620.22	-623.27	-625.18	-619.97	-625.37
(2,d,3)	-663.33	-618.20	-620.79	-622.74	-618.08	-623.20
(3,d,0)	-674.84	-622.84	-625.24	-621.82	-621.90	-627.32
(3,d,1)	-673.47	-620.55	-623.58	-619.52	-619.49	-624.78
(3,d,2)	-677.29	-618.12	-620.97	-622.82	-617.98	-622.89
(3,d,3)	-680.02	-615.48	-620.88	-622.09	-618.50	-621.46

Not: Tablo, Schwarz bilgi kriteri (SIC) tarafından seçilen ARFIMA(p,d,q) modellerinin tahminlerini belirtmektedir. $p,q = 3$ için $SIC = -2 \ln L + (\log n)(p+q+2)$ olup eşitlikte L Hauser (1999) de verdiği gibi Whittle olabilirlik fonksiyonudur. Ortalama ve artık varyansının tahmini SIC de $(p+q)$ 'e ilaveten iki "cezalandırıcı" olarak ilave edilmiştir. Bütün ARFIMA modelleri Whittle sıklık boyutunda yaklaşık en yüksek olabilirlik metodunun indirgenmiş formu kullanılarak tahmin edilmiştir.

Bu piyasa getirilerinin tahmin edilen d değerleri karşılaştırıldığı zaman, Arjantin en büyük d tahminine sahiptir ki bu, onun en güçlü uzun hafıza

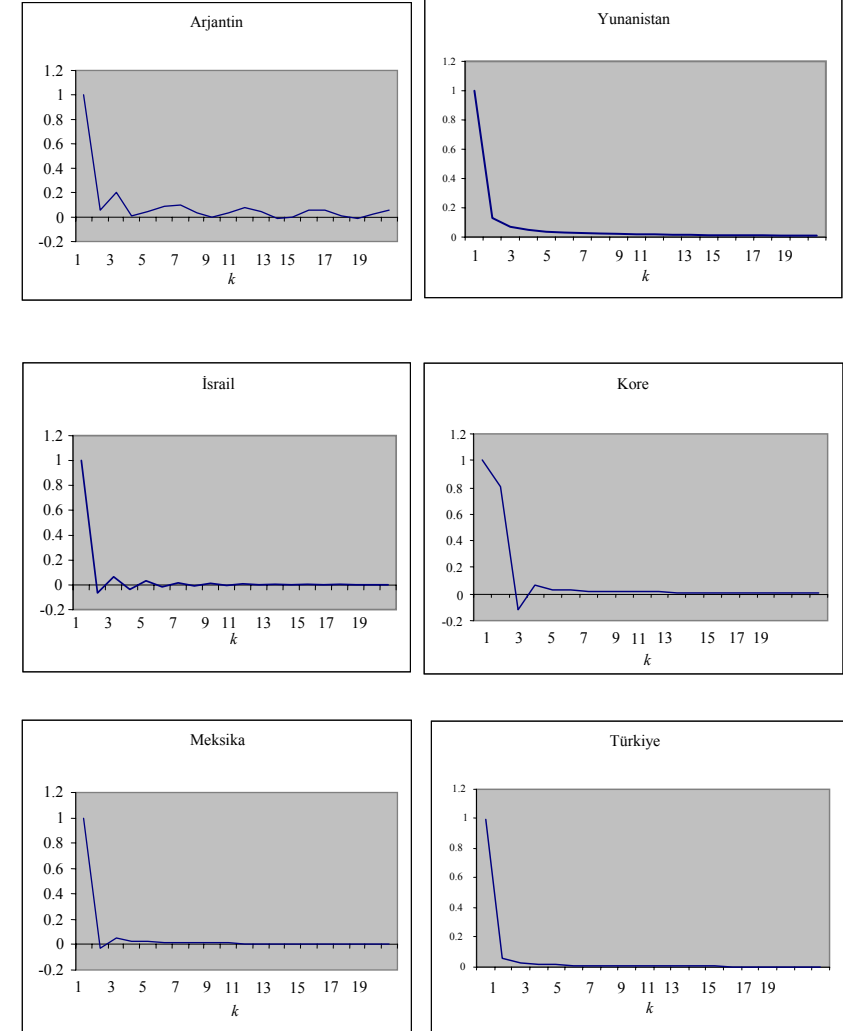
Tablo 2: Menkul Kıymet Borsa Getiri Serileri İçin ARFIMA(p,d,q) Modellerinin Parametre Tahminleri

Ülkeler	log-lik	d	α_1	α_2	α_3	β_1	β_2	β_3	SIC
Arjantin	351.60	0.224 (0.048)	-0.084 (0.168)	-0.826 (0.049)	-0.369 (0.158)	0.089 (0.203)	-0.917 (0.050)	-0.149 (0.197)	-680.02
Yunanistan	318.94	0.120 (0.050)	-	-	-	0.116 (0.064)	-	-	-627.57
İsrail	320.25	0.016 (0.034)	-0.716 (0.185)	-	-	-0.635 (0.211)	-	-	-627.62
Kore	321.55	0.073 (0.051)	-0.990 (0.015)	-	-	-0.858 (0.065)	0.119 (0.064)	-	-627.64
Meksika	318.19	0.091 (0.041)	-0.124 (0.052)	-	-	-	-	-	-626.07
Türkiye	317.86	0.057 (0.028)	-	-	-	-	-	-	-627.99

Not: Tabloda verilen tahminler en küçük SIC sahip modellerin tahmin değerleridir. Parantez içindeki değerler parametrelerin standart hatasıdır. Parantez içerisindeki standart hatalar Robinson (1994) ve Beran (1995) verilen asimptotik formül altında hesaplanmıştır.

Gelişmekte olan menkul kıymetler piyasa getirilerinin ortalamaya geri dönmelerini teyit etmek için, önceki tahminlerde ima edilen modeller vasıtasıyla etki tepkiler analiz edilmektedir. Grafik 1, bir standart sapmalılık şok karşısında her bir menkul kıymetler piyasa getirisi için seçilen etki tepkilerin grafiğini gösterir iken Tablo 3 etki tepkilerin nümerik değerlerini içermektedir. Etki tepkilerden, bu serilerin kalıcı olmayan seriler olduğu ve düşük kalıcılığa sahip olduğu anlaşılmaktadır. Çalışmada analiz edilen serilerin değerleri üzerindeki şokun etkisinin yüzde 80'i iki dönem sonra kaybolmaktadır. Şokların etkisinin sıfıra doğru hızlı hareketi serilerin kalıcı olmayan süreçler olduğunu göstermektedir.

Grafik 1: Etki Tepkiler



Tablo 3: Etki Tepki Katsayıları

Adımlar (k)	Arjantin	Yunanistan	İsrail	Kore	Meksika	Türkiye
1	1	1	1	1	1	1
2	0.051	0.129	-0.065	0.807	-0.033	0.057
3	0.203868	0.06828	0.064828	-0.11727	0.053732	0.030124
4	0.015584	0.048093	-0.03579	0.06652	0.027937	0.020655
5	0.04343	0.037468	0.033215	0.031102	0.023273	0.015786
6	0.08378	0.030855	-0.01786	0.027698	0.01899	0.012809
7	0.095686	0.02632	0.017653	0.022942	0.016207	0.010796
8	0.030603	0.023005	-0.00851	0.019849	0.014142	0.009341
9	-0.00336	0.020471	0.009684	0.017478	0.012563	0.00824
10	0.037695	0.018467	-0.00375	0.015631	0.011312	0.007377
11	0.077493	0.01684	0.00554	0.014147	0.010298	0.006681
12	0.045603	0.015491	-0.00138	0.012929	0.009457	0.006108
13	-0.0057	0.014354	0.003355	0.01191	0.008748	0.005628
14	0.005218	0.013382	-0.00022	0.011045	0.008142	0.00522
15	0.05411	0.01254	0.002181	0.010301	0.007618	0.004868
16	0.056146	0.011804	0.000325	0.009654	0.00716	0.004562
17	0.008248	0.011154	0.001535	0.009086	0.006757	0.004294
18	-0.01039	0.010577	0.000564	0.008583	0.006398	0.004055
19	0.027366	0.010059	0.001166	0.008135	0.006077	0.003843
20	0.054902	0.009593	0.000652	0.007733	0.005788	0.003652

IV. Sonuç

Bu çalışmada, Arjantin, Yunanistan, İsrail, Kore, Meksika ve Türkiye gibi altı gelişmekte olan ülkenin haftalık menkul kıymetler borsa getirilerindeki kalıcılık incelenmiştir. Bu alandaki çalışmalar menkul kıymetler getiri serilerindeki uzun hafızanın varlığını test etmek için çoğunlukla Lo'nun uyarlanmış R/S, GHP log periodogram ve Skor testinin sıklık ve zaman boyutundaki versiyonlarını uygulamışlardır. Bu çalışmada, WML tahmin edicisinin indirgenmiş formu kullanılarak, çalışmada analiz edilen 6 seriden İsrail hariç beşinde uzun hafıza özelliklerine sahip kesirli dinamik bulgusuna varılmıştır. Ayrıca, seriler kovaryans durağandır ve uzun dönem bağımlılık davranışı sergilemektedir. Bu, bir birim şokun borsa getirilerinin değeri üzerinde kalıcı etkiye sahip olmadığını vurgular; fakat, bu menkul kıymetler borsa fiyatlarının değeri üzerinde bir kalıcı etkiye sahip olduğunu gösterir. Bu nedenle, bu borsa fiyatların seviyesi öngörülemez. İsrail'in borsa getiri serisi durağandır ve uzun dönem bağımlılık sergilemez. Sonuç olarak, etki tepki analizi ve WML tahmin edicisinin sonuçları, bu serilerin kalıcı olmayan süreçler olduğunu ve düşük kalıcılığa sahip olduğunu göstermektedir.

Kaynakça

- Baillie, R. T., "Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics", Journal of Econometrics, 1996, 73, s. 5-59.
- Barkoulas, J. T., Baum, C. F., "Long Term Dependence in Stock Returns", Economics Letters, 1996, 53, s. 253-259.
- Barkoulas, J. T., Baum, C. F., Travlos, N., "Long Memory in the Greece Stock Market", Applied Financial Economics, 2000, 10, s. 177-184.
- Beran, J., *Statistics for Long-Memory Processes*, New York: Chapman and Hall, 1994.
- Beran, J., "Maximum Likelihood Estimation of the Differencing Parameter for Invertible Short and Long Memory Autoregressive Integrated Moving Average Models", Journal of Royal Statistical Society B, 1995, 57 4: s. 659-672.
- Brockwell, P. J., Davis, R. A., *Time Series: Theory and Methods*, 2nd Edition, Springer-Verlag, New-York, 1991.
- Campbell, J. Y., Mankiw, N. G., "Are Output Fluctuations Transitory?", Quarterly Journal of Economics, 1987, 102, s. 857-880.
- Cheung, Y. W., Lai, K. S., "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", Journal of Business and Economic Statistics, 1993, 11, s. 103-112.
- Cheung, Y.-W., Lai, K. S., "A Search for Long Memory in International Stock Market Returns", Journal of International Money and Finance, 1995, 14, s. 597-615.
- Crato, N. "Some International Evidence Regarding the Stochastic Behaviour of Stock Returns", Applied Financial Economics, 1994, 4, s. 33-39.
- Fox, R., Taqqu, M. S., "Large Sample Properties of Parameter Estimates for Strongly Dependent Stationary Gaussian Time Series", Annals of Statistics, 1986, 2, s. 517-532.
- Geweke, J., Porter-Hudak, S., "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", Journal of Time Series Analysis, 1983, 4, s. 221-238.
- Granger, C. W. J., Joyeux, R., "An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing", Journal of Time Series Analysis, 1980, 1, s. 15-29.
- Greene, M. T., Fielitz, B. D., "Long-Term Dependence in Common Stock Returns", Journal of Financial Economics, 1977, 5, s. 339-49.
- Hauser, M. A., "Maximum Likelihood Estimators for ARMA and ARFIMA Models: A Monte Carlo Study", Journal of Statistical Planning and Inference, 1999, 80, s. 229-255.

- Hauser, M. A., Pötscher, B. M., Reschenhofer, E., “*Measuring Persistence in Aggregate Output: ARMA Models, Fractionally Integrated ARMA Models and Nonparametric Procedures*”, *Empirical Economics*, 1999, 24, s. 243-269.
- Henry, O. T., “*Long Memory in Stock Returns: Some International Evidence*”, *Applied Financial Economics*, 2002, 12, s. 725–729.
- Hiemstra, C., Jones, J. D., “*Another Look at Long Memory in Common Stock Returns*”, *Journal of Empirical Finance*, 1997, 4, s. 373–401.
- Hosking, J., “*Fractional Differencing*”, *Biometrika*, 1981, 68, s. 165-176.
- Lo, A. W., MacKinley, A. C., “*Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test*”, *Review of Financial Studies*, 1988, 1, s. 41–66.
- Lo, A. W., “*Long Term Memory in Stock Market Prices*”, *Econometrica*, 1991, 59, s. 1279–1313.
- Panas, E., “*Estimating Fractal Dimension Using Stable Distributions and Exploring Long Memory Through ARFIMA Models in Athens Stock Exchange*”, *Applied Financial Economics*, 2001, 11, s. 395–402.
- Poterba, J. M., Summers, L. H., “*Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications*”, *Journal of Financial Economics*, 1988, 22, s. 27–59
- Robinson, P. M., *Time Series with Strong Dependence in Advances in Econometrics*, Sixth World Congress, ed. C. Sims, Vol. 1, s. 97-107, Cambridge: Cambridge University Press, 1994.
- Robinson, P. M., “*Gaussian Semiparametric Estimation of Long Range Dependence*”, *Annals of Statistics*, 1995a, 23, s. 1630-1661.
- Robinson, P. M., “*Log Periodogram Regression of Time Series with Long Range Dependence*”, *Annals of Statistics*, 1995b, 23, s. 1048-1072.
- Sadique, S., Silvapulle, P., “*Long-Term Memory in Stock Market Returns: International Evidence*”, *International Journal of Finance and Economics*, 2001, 6, s. 59–67.
- Sowell, F., “*Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models*”, *Journal of Econometrics*, 1992, 53, s. 165-188.
- Tolvi, J., “*Long Memory and Outliers in Stock Market Returns*”, *Applied Financial Economics*, 2003, 13, s. 495–502.
- Whittle, P., *Hypothesis Testing in Time Series Analysis*, Uppsala: Almqvist and Wiksells, 1951.
- Wright, J. H., “*Long Memory in Emerging Market Stock Returns*, *Emerging Markets Quarterly*, 2001, 5, s. 50–55

YATIRIMCILAR HAVA KOŞULLARINDAN ETKİLENİR Mİ: İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI'NDAN BİR KANIT

Ekrem TUFAN*
Bahattin HAMARAT**

Özet

Hisse senedi borsalarında görülen piyasa anormallikleri, yatırımcıların psikolojileri ve diğer faktörlerden etkilenecek oluşturulan alım-satım stratejileriyle yakından ilgilidir. Aslında, bazı hava koşulları yatırımcının performansını ve ruhsal durumunu, dolayısıyla piyasada oluşan fiyatları etkilemektedir. Bu çalışma bulutlu, yağmurlu ve karlı günlerin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası 100 Endeksi (İMKB 100) üzerindeki etkisini ve farklı bir yaklaşımla zayıf tipte piyasa etkinliğini araştırmaktadır. Araştırma sonucunda, yağmurlu ve bulutlu günlerin İMKB 100 Endeksi üzerinde etkili olmadığı ancak, karlı günlerin etkili olduğu bulunmuştur. Bu sonuç aynı zamanda, Türk menkul kıymet borsasının zayıf tipte etkin olmadığı yönünde bir kanıt da oluşturmaktadır.

I. Giriş

İktisatta insanoğlunun her ne kadar homo-economicus olduğu varsayılsa da, finans literatüründe haftanın günleri etkisi, Ocak ayı etkisi ve tatil etkisi vb. gibi piyasa anormallikleri gözlenmektedir. Bu bağlamda, borsalarda, homo-economicus varsayımına karşı kanıtlar elde edilebilmektedir.

Klasik iktisatta insanların seçimlerini ellerindeki verilerden ve deneyimlerinden yararlanarak yaptıkları dolayısıyla akılcı oldukları yönünde sistematik bir yaklaşım vardır. Bu teori ilk olarak, insanların karar alırken olasılıkları hesapladıklarını ve mantıklı davrandıklarını varsaymaktadır. Esasen bir psikolog olan Profesör Kahneman'nın araştırmaları bunun tersi bir durumu göstermekte ve yatırımcıların ekonomik kararlar alırken, akılcı

düşünce yerine sezgilerinden yararlanabildiklerini veya olasılık hesaplamaları yerine mantık kullanma yolunu tercih ettiklerini göstermektedir (Yazıcı, 2003).

Buna ilaveten temel fizik yasalarına dayanarak oluşturulan insan psikolojisi teorisinin, çok sayıda veriden yararlanarak finansal piyasalarda belirli bir yol bulmamıza yardım edebileceği söylenebilir (Chen, 2003).

Borsalarda görülen piyasa anormallikleri yatırımcıların, psikolojilerine ve diğer faktörlere dayanarak oluşturdukları alım satım stratejileri ile yakından ilgili olmalıdır. Gerçekte, hava durumuyla ilgili bazı veriler yatırımcıların performanslarını ve ruhsal durumlarını, dolayısıyla piyasa fiyatlarını etkilemektedir Dowling ve Lucey (2002). Bu noktada, hava durumunun yatırımcıların psikolojilerini etkileyip, etkilemediği sorusu sorulabilir. Sonuç olarak, hava durumu piyasa anormalliklerinin nedenlerinden birisi olabilir. Bu yüzden araştırılmalı ve Etkin Piyasalar Hipotezi'ne karşı kanıt aranmalıdır.

Şurası bir gerçektir ki, insan psikolojisi hava durumundan etkilenmektedir. Bazı ruhsal hastalıkların bahar aylarında arttığı ve bulutlu günlerin, güneşli günlerin aksine insan psikolojisini olumsuz etkilediği varsayılmaktadır. Türklerin, çok sıcak ya da nem oranının çok yüksek olduğu zamanlarda deprem olacağı beklentisine sahip olmaları hava durumu ve insan psikolojisi arasındaki ilişkiye ait güzel bir örnektir.

Hava durumunun borsalara etkisini araştıran az sayıda çalışma vardır. Goetzmann ve Zhu (2002) A.B.D.'nin beş büyük kentinde yaşayan bireysel yatırımcıların hesap bilgilerinden yararlanarak, hava durumunun yatırımcılar üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Araştırmacılar, bireysel yatırımcıların bulutlu ya da güneşli günlerde yaptığı hisse senedi alım satım tavırları arasında anlamlı bir fark olmadığı sonucuna varmışlardır. Bununla beraber, piyasa yapımcıların tavırlarının hava durumu ve getiriler arasındaki ilişkiyi açıklayabileceğini ileri sürmüşlerdir.

Literatürde; nem oranı verisi ve güneşli, bulutlu, karlı ve yağmurlu günlerin verilerinden yararlanarak, hava durumunun hisse senedi getirileri ve likidite üzerindeki etkisi incelenmektedir. Örneğin, Hirshleifer ve Shumway (2001) benzer bir yol izleyerek, 26 borsa verisini ele almışlardır. Araştırmacılar, günışığı verisi ve yağmur ve kar gibi getirilerle ilişkisi olmayan diğer verilerin kontrol altında tutulması durumunda, günlük hisse senedi getirilerinin günışığı ile oldukça yüksek bir ilişkiye sahip olduğunu ifade etmektedirler.

Kamstra, Kramer ve Levi (2002) mevsimsel olarak gün uzunluğunun yatırımcıların psikolojilerini etkilediğini iddia etmektedirler. Bu etkiyi test etmek için her iki yarımkürede yer alan 12 borsa endeksinden (4 tanesi A.B.D.'de) yararlanılmışlardır. Araştırmacılar, mevsimsel olarak gün uzunluğunun yatırımcının psikolojisini etkilediğini söylemektedirler.

* Yrd. Doç. Dr. Ekrem Tufan, Anadolu Üniversitesi, Açıköğretim Fakültesi Bürosu Cevatpaşa Mah., Mehmet Akif Ersoy Cad. Nergis Apt. No: 3/1, Çanakkale/Türkiye.
Tel: 286 212 20 81, 212 83 95 Faks: 286 212 98 64 Email: etufan@yahoo.com

** Öğr. Gör. Bahattin Hamarat, Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Turizm İşletmeciliği ve Otelcilik Y. O., Terzioğlu Kampüsü Çanakkale/Türkiye.
Email: bhamarat@comu.edu.tr

Anahtar sözcükler: Hava durumu etkisi, İMKB 100 endeksi, Kruskal Wallis, Mann-Whitney U testi ve Birim Kök Testi.

Dowling ve Lucey (2002) hava durumunun İrlanda'daki yatırımcıların ruh halini etkileyip etkilemediğini dolayısıyla, borsa getirilerini etkileyip etkilemediğini, güneşli ve yağmurlu günlerin verilerini, nem oranı verilerini ve biyoriitm verilerini kullanarak araştırmışlardır. Araştırmacılar, hava durumunun yatırımcıların ruh hallerini etkilediği, bunun da hisse senedi fiyatlarının belirlenmesini etkilediğini ifade etmişlerdir.

Hava durumunun borsa getirileri üzerindeki etkisini savunan araştırmalar olduğu gibi, etkisi olmadığını ya da etkinin göz ardı edilebilecek kadar önemsiz olduğunu savunan araştırmalar da vardır. Bunlardan bazıları şunlardır; Loughran ve Schultz (2003), Pardo ve Valor (2002, 2003) ve Kramer ve Runde (1997). Loughran ve Schultz (2003) A.B.D.'nin 25 kentinde yer alan ve NASDAQ Borsası'nda işlem gören 4,949 şirketin hisse senetlerinden yararlanarak bazı portföyler oluşturmuşlardır. Araştırmacılar, şirketlerin tepe yöneticileri ile aynı kentte yaşayan yatırımcıları göz önüne alarak, hava durumunun bu portföylere etkisi olup olmadığını incelemişler ve bulutlu günlerin portföy getirileri üzerinde herhangi bir etkisi olmadığı sonucuna varmışlardır.

Pardo ve Valor (2002, 2003) İspanyol borsası endeksi getirileri ve hava durumu arasındaki olası ilişkiyi araştırmışlardır. Araştırmacılar, Madrid Borsası'nın kapanış fiyatlarından yararlanarak, güneş ışığının ve nem oranının hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olup olmadığını ve bunun alım-satım sisteminden bağımsız olup-olmadığını araştırmışlardır. Araştırmacılar, gün ışığının ve nem oranının borsadaki hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olmadığını ve bu sonucun borsadaki alım-satım sisteminden bağımsız olduğu sonucunu bulmuşlardır.

Diğer bir negatif kanıt Kramer ve Runde (1997) tarafından verilmektedir. Kramer ve Runde hava durumu etkisini Frankfurt Borsası için araştırmışlar ve kısa vadede borsanın hava durumundan etkilenmediği sonucunu bulmuşlardır. Araştırmacılar aynı zamanda, hava durumu anomalisi üzerine yapılan çalışmalarda farklı sonuçlar elde edilmesini kullanılan istatistiki yöntemlere bağlamaktadırlar.

Bu çalışmayla; bulutlu, yağmurlu ve karlı günlerin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) 100 Endeksi getirileri üzerinde etkili olup olmadığı araştırılmakta ve piyasanın zayıf tipte etkinliği farklı bir yaklaşımla test edilmektedir. Araştırma şu şekilde dizayn edilmiştir: Birinci bölümde özet olarak hava durumu ve borsa getirileri arasındaki ilişkiye ve Etkin Piyasalar Hipotezi'ne değinilmiştir. Birinci bölümü, veri yapısı ve yöntemi açıklayan ikinci bölüm ve araştırmanın bilimsel bulgularını gösteren üçüncü bölüm izlemiştir. Dördüncü ve son bölümde ise, araştırmanın sonucu verilmektedir.

II. Veri Yapısı ve Yöntem

Çalışmada, Meteoroloji İşleri Genel Müdürlüğü İstanbul/Göztepe Gözlemevi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası veri tabanından yararlanılmıştır. Veri setinin ilki, İMKB 100 Endeksi'nin kapanış değerlerinden elde edilen getirilerden oluşmaktadır. Diğer veri seti ise, İMKB 100 Endeksi getirilerinden (İstanbul için) bulutlu, yağmurlu ve karlı günlere denk gelmesine göre seçilen ve buna bağlı olarak oluşturulan grupların getirilerden oluşmaktadır. Her iki veri seti de 3,662 gözleme sahiptir ve 26 Ekim 1987 ile 26 Temmuz 2002 tarihlerini kapsamaktadır. İMKB 100 Endeksi getirileri aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır:

$$R_t = V_t/V_{t-1} \quad (1)$$

Burada, R_t t günündeki getiriyi ve V_t , V_{t-1} sırasıyla t ve t-1 günündeki kapanış fiyatlarını göstermektedir.

İkinci veri seti, İstanbul için bulutlu, yağmurlu ve karlı günlerin değişkenlerine göre İMKB 100 getirisini göstermektedir. Çalışmanın amacı; bulutlu, yağmurlu ve karlı günlere denk gelen İMKB 100 getirilerinin günlere göre farklı olup, olmadığını test etmektir.

Göztepe Gözlemevi bulutlu günlerin verilerini, çıplak gözle ve bulutlara sıfır (0) ile on (10) arasında bir değer vererek belirlemekte ve bunu günde üç kez yapmaktadır. Sıfır değeri (0), en az bulutlu zamanı, diğer bir deyişle en güneşli zamanı gösterirken, on (10) değeri en bulutlu zamanı göstermektedir. Bu gözlemler her gün saat 07.00, 14.00 ve 21.00'de yapılmaktadır. Çalışmada, İMKB'nin işlem saatleri dikkate alınarak, sadece 07.00 ile 14.00'de yapılan gözlemler dikkate alınmış bu iki veri setinin aritmetik ortalaması alınarak, yeni bir veri seti elde edilmiştir. Tufan ve Hamarat (2003b) aynı veri setini kullanarak, İMKB 100 getirilerine bulutlu günlerin etkisini belirlemek için parametrik olmayan bir test olan Kruskal Wallis Testinden yararlanmışlar ve bulutlu gün verilerini 10 gruba ayırmışlardır. Bu çalışmada da aynı veri setinden yararlanılmış ve uluslararası standartlar dikkate alınarak, bulutlu günler değişkeni 3 gruba ayrılarak incelenmiştir. Bulutlu günler değişkeni: 0-2: güneşli günler, 2.1-8: bulutlu günler, 8.1-10: çok bulutlu günler gruplarından oluşmaktadır. (Lough, 1992 ve Erlat, 1997). Buna göre, grupların ortalama getirileri arasında fark olup, olmadığı araştırılmaktadır.

Gözlemevi, aynı zaman diliminde bulutluluğu ölçerken, yağmur değerini de ölçmektedir. Yağmurlu günlerin değerleri, 26 Ekim 1987 ile 26 Temmuz 2002 tarihleri arasında metrekareye düşen yağmur miktarını göstermektedir. Yağmur gözlenmeyen günler için sıfır değeri atanmıştır. Bu gruplar aşağıda verilmiştir:

Yağmurlu günler değişkeni (mm/gün): 0-0.09: Yağmursuz gün, 0.1-10: normal yağmur, 10.1-25: orta yoğunlukta yağmur, 25.1-50: hafif sağanak, 50.1-100: sağanak, 100>: yoğun sağanak (Koç, 2001). Buna göre, grupların ortalama getirileri arasında fark olup, olmadığı araştırılmaktadır.

Gözlemevi, karlı günleri yerdeki kar kalınlığını cm cinsinden ölçmektedir. Yerin tamamen karla kaplı olmama durumu -1 değeri ile gösterilmektedir. Karlı günler değişkeni: Çalışmada, veri döneminde yer alan 3,662 günden, sadece 136 günde yerde kar olması nedeniyle, günler karlı ve karsız günler olarak iki gruba ayrılmıştır. Buna göre, grupların ortalama getirileri arasında fark olup, olmadığı araştırılmaktadır.

Literatürde, hava durumu anomalisi çalışan araştırmacılar genelde regresyon yöntemini kullanmışlardır. Bunlara örnek olarak, Loughran ve Schultz (2003), Goetzman ve Zhu (2002), Dowling ve Lucey (2002) verilebilir. Bunun yanında, parametrik ve parametrik olmayan yöntemleri kullanan Kramer ve Levi (2002) ve Pardo ve Valor (2002, 2003) gibi araştırmacılar da vardır.

Bu çalışmada öncelikle, basıklık ve çarpıklık katsayılarından ve Jargue-Bera Testi'nden yararlanılarak serilerin, normal dağılıp-dağılmadığına bakılmıştır. Daha sonra, Düzeltilmiş Dickey Fuller Testi'nden yararlanılarak, serilerin durağanlığı araştırılmıştır.

Durağanlık testinde yararlanılan regresyon eşitliği şöyledir (Gujarati, 1995):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$\rho=1$ sonucu bize stokastik değişken Y_t 'nin birim köke sahip olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla, seri durağan değildir.

Eğer, serilerin normal dağıldığı biliniyorsa, parametrik olmayan testler kullanılabilir (Freund vd. 1997). Yapılan testler sonucunda serinin normal dağıldığı görülmüş ve bulutlu ve yağmurlu günler değişkenleri için Kruskal-Wallis Testi'ne (KW), karlı günler değişkeni için Mann-Whitney U Testi'ne başvurulmuştur. Kruskal-Wallis Testi bir sıralama testidir ve k tesadüfi bağımsız değişkenin belirli bir gruptan gelip gelmediğini test eder. Özellikle, $H_0: \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_n$, hipotezini test eder ve alternatif hipotezi bu parametrelerin (medyanların) eşit olmadığı yönündedir. Kruskal-Wallis Testi'nin varsayımları şunlardır: (1) İlgilenilen değişken sürekli bir yapıya sahiptir. Ölçü birimi en azından sıra sayısıdır. (2) Anakütlenin olasılık dağılımı aynıdır. Bu yüzden, anakütlenin varyanslarının eşit olması istenir. (3) Gözlemler hem grup içinde hem de gruplar arasında bağımsızdır, (4) Tüm gruplar, temsil ettikleri anakütlenin tesadüfi örnekleridir. Her bir bireyin örneklemeden seçilme olasılığı eşittir. k tesadüfi bağımsız değişkenin belirli bir gruptan gelip gelmediğini test ederken $k=2$ olduğundan KW testi yerine Mann-Whitney U Testi'ne başvurulmuştur. Bu test şu varsayımlara sahiptir: Değişkenler x_1, x_2, \dots, x_{n1} ve y_1, y_2, \dots, y_{n2} gibi iki bağımsız örnekten oluşur, (2) Örnekler bağımsızdır, (3) Gözlenen değişkenler sürekli tesadüfi değişkenlerdir. (4) ölçme düzeyi en az sıralamadır (Gamgam,1998).

Bu çalışmada, borsa getirileri üzerinde hava durumu koşullarının etkisi incelenmiştir. Dolayısıyla, Etkin Piyasalar Hipotezi'nin zayıf tipte etkinliği farklı bir yaklaşımla test edilmiştir.

III. Bulgular

Öncelikle, İMKB 100 getiri serisinin normal dağılıp, dağılmadığı araştırılmıştır. Yapılan çarpıklık ($\alpha_3=0$ normal dağılım), basıklık ($\alpha_4=3$ normal dağılım) ve Jargue Bera Testi istatistiklerine göre serinin normal dağıldığı belirlenmiştir.

Benzer şekilde bulutlu, yağmurlu ve karlı günlerin getirileri için oluşturulan alt grupların da normal dağılıp, dağılmadığı araştırılmış ve tüm grupların normal dağıldığı sonucu bulunmuştur.

İMKB 100 getiri serisinin normal dağıldığı sonucu bulunduktan sonra, ADF Birim Kök Testi'nden yararlanılarak, serinin durağanlığı araştırılmıştır. Hipotez şöyle kurulmuştur, $H_0: \delta=0, \rho=1$. H_0 hipotezine göre $\rho=1$ 'dir ve hesaplanan t istatistiği Monte Carlo simulasyonundan yararlanılarak Dickey Fuller tarafından hesaplanan τ (tau) istatistiği olarak bilinmektedir. (Gujarati 1995).

H_0 hipotezimiz $\delta=0$ 'dır ve eğer $\rho=1$ sonucu bulunursa bu, serinin birim köke sahip olduğu anlamına gelmektedir. Hesaplanan τ istatistiğinin mutlak değeri, McKinnon'un %1, %5 ve %10 anlam düzeylerindeki kritik değerlerinin mutlak değerlerinden daha büyüktür. Dolayısıyla, serinin durağan olmadığını savunan H_0 hipotezini kabul edemiyoruz. Bu durumda, $I(0)$ 'dir.

Benzer şekilde bulutlu, yağmurlu ve karlı günlerin getirileri için oluşturulan alt grupların da normal dağıldığı sonucu bulunduktan sonra, ADF Birim Kök Testi'nden yararlanılarak, serinin durağanlığı araştırılmıştır.

Yukarıdaki hipotezden yararlanılarak yapılan teste göre bulutlu, yağmurlu ve karlı günlerin getirileri için oluşturulan alt grupların getirilerinin de durağan olmadığı sonucu bulunmuştur. Sonuçlar Tablo 1'de görülebilir.

Tablo 1: Tanımlayıcı ve Durağanlık İstatistikleri

	Getiri	N	Aritmetik Ortalama	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jargue-Bera (Olasılığı)	ADF Testi			
								ADF	% 1	% 5	% 10
Bulutluluk	İMKB 100	3662	1,002	0,032	0,293	6,30	1716.29 (0,000)	-40,24	-3,43	-2,86	-2,56
	Güneşli Gün	1171	1,002	0,030	0,121	5,23	245.35 (0,000)	-22,19	-3,14	-2,86	-2,56
	Bulutlu Gün	1663	1,003	0,032	0,329	6,81	1037.20 (0,000)	-27,89	-3,43	-2,86	-2,56
	Çok Bulutlu Gün	828	1,003	0,034	0,379	6,19	371.36 (0,000)	-18,74	-3,44	-2,86	-2,56
	Yağmursuz Gün	2382	1,002	0,032	0,433	7,20	1829.76 (0,000)	-32,96	-3,43	-2,86	-2,56
	Normal Yağmurlu	457	1,001	0,034	-0,156	5,07	83.64 (0,000)	-14,27	-3,44	-2,86	-2,57
Yağmurluluk	Orta Yoğunlukta Yağmur	203	1,002	0,029	-0,017	3,32	1.051 (0,591)	-9,55	-3,46	-2,87	-2,57
	Hafif Sağanak	200	1,003	0,030	0,154	4,28	14.38 (0,001)	-9,48	-3,46	-2,87	-2,57
	Sağanak	189	1,001	0,028	0,073	4,74	24.15 (0,000)	-9,84	-3,46	-2,87	-2,57
	Yoğun Sağanak	231	1,005	0,033	0,445	3,60	11.14 (0,003)	-11,21	-3,46	-2,87	-2,57
Karlılık	Karlı Gün	75	0,995	0,034	0,489	3,91	5.607 (0,060)	-6,66	-3,52	-2,90	-2,58
	Karsız Gün	3587	1,003	0,032	0,291	6,37	1751.65 (0,000)	-39,95	-3,43	-2,86	-2,56

Not (*): $\alpha=1\%$ anlam düzeyinde anlamlıdır.

Kaynak: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) ve Devlet Meteoroloji İşleri İstanbul/Göztepe Gözlemevi veri bankası.

Serilerin durağan olmadığı sonucu bulunduğundan sonra; bulutlu ve yağmurlu günlerin getirileri için oluşturulan alt grupların getirilerinin ortalamaları arasında fark olup-olmadığını araştırmak için non-parametrik bir test olan Kruskal Wallis Testi (K-W) uygulanmıştır. Karlı günlerin getirileri için oluşturulan alt grupların getirilerinin ortalamaları arasında fark olup-olmadığını araştırmak için ise Mann-Whitney U Testi kullanılmıştır. Bu testin kullanılma nedeni, karlı günlerin alt kategorilerinin karlı ve karsız gün olarak iki gruptan oluşmasındandır.

Çalışmanın betimleyici istatistikleri belirlendikten sonra Bulutlu günlerin alt kategorileri olan Güneşli, Bulutlu ve Çok bulutlu günlerin ortalama getirileri arasındaki fark K-W' testine göre araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 2'de verilmiştir. Tablo 2'den de görülebileceği gibi, bulutlu günlerin getirileri için oluşturulan alt grupların ortalama getirilerinin arasında istatistiki olarak anlamlı bir fark bulunamamıştır ve $p>5\%$ dir.

Tablo 2: Bulutlu Günlerin Getirileri için Kruskal Wallis Testi Sonuçları

Grup	N	Medyan Sıralaması	Ki Kare (p)
Güneşli Günlerin Getirisi	1,171	1810,58	0,883 (,643)
Bulutlu Günlerin Getirisi	1,663	1848,17	
Çok Bulutlu Günlerin Getirisi	828	1827,61	
Toplam	3662		

İMKB 100 Endeksi getirisinin, altı alt kategoriden oluşan yağmurlu günlerin ortalama getirileri arasındaki fark olup olmadığı K-W' testine göre araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 3' de verilmiştir. Tablo 3'den de görülebileceği gibi yağmurlu günlerin getirileri için oluşturulan alt grupların ortalama getirileri arasında istatistiki olarak anlamlı bir fark bulunamamıştır ve $p>5\%$ dir.

Tablo 3: Yağmurlu Günlerin Getirileri için Kruskal Wallis Testi Sonuçları

Grup	N	Medyan Sıralaması	Ki Kare (p)
Yağmursuz Günlerin Getirileri	2,382	1832,73	1,040 (,959)
Normal Yağmurlu Günlerin Getirileri	457	1812,55	
Orta Yoğunlukta Yağmurlu Günlerin Getirileri	203	1818,47	
Hafif Sağanak Yağmurlu Günlerin Getirileri	200	1850,73	
Sağanak Yağışlı Günlerin Getirileri	189	1792,96	
Yoğun Sağanak Yağmurlu Günlerin Getirileri	231	1882,69	
Toplam	3662		

Karlı ve karsız günlerin getirileri arasında Mann-Whitney U Testi'ne göre istatistiki olarak anlamlı bir fark bulunmuştur $p<5\%$ dir. Buna göre, karlı günlerin getirileri karsız günlerin getirilerine göre daha düşüktür.

Tablo 4: Karlı Günlerin Getirileri için Mann-Whitney U Testi Sonuçları

Grup	N	Medyan Sıralaması	Z (p)
Karlı Günlerin Getirileri	75	1529,85	-2,497
Karsız Günlerin Getirileri	3587	1837,81	(,013)
Toplam	3662		

IV. Sonuç

Bu çalışmayla; bulutlu, yağmurlu ve karlı günlerin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) 100 Endeksi getirileri üzerinde etkili olup olmadığı araştırılmıştır. Dolayısıyla, İMKB için zayıf tipte piyasa etkinliği farklı bir yaklaşımla test edilmiştir. Bulutlu ve yağmurlu günlerin İMKB 100 Endeksi üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmadığı ancak, karlı günlerin etkili olduğu sonucu bulunmuştur. Buna göre, karlı günlerin getirileri karsız günlerin getirilerine göre daha düşüktür. Dolayısıyla, İMKB zayıf tipte etkin değildir.

İMKB'de alım satım yapan ancak İstanbul ya da Türkiye dışında yaşayan yatırımcıların alım satım davranışlarını nasıl dikkate aldığımız sorusu sorulabilir. İstanbul ya da Türkiye dışında yaşamakla beraber İMKB'de alım satım yapan yatırımcıların İstanbul'un hava durumundan etkilenmedikleri dolayısıyla hava durumunun alım satım kararlarında etkili olmayacağı iddia edilebilir. Gerçekte, yüksek alım satım yapan yatırımcıların büyük çoğunluğu İstanbul'da yaşamaktadır. Öte yandan, yatırımcılar başka kent ya da ülkelerde yaşasalar bile piyasaya yön veren broker ve dealer'lar İstanbul'da yaşamaktadırlar.

Sonuç olarak; İMKB-100 Endeksi getirileri bulutlu ve yağmurlu günlerden etkilenmezken, karlı günlerden etkilenmektedir. Dolayısıyla, İMKB'deki yatırımcılar bulutlu ve yağmurlu günlerin verilerinden yararlanarak, aktif bir alım satım stratejisi oluşturamazken, karlı günlerin verilerinden yararlanarak, oluşturabilmektedirler. Bu çalışma, aynı zamanda Türk borsasının zayıf tipte etkin olmadığı yönünde bir kanıt sunmaktadır.

Bulunan sonuçlar, Tufan ve Hamarat'ın (a, b) çalışmalarındaki sonuçlarla paralellik göstermektedir. Araştırmacılar, adı geçen çalışmada sadece bulutlu günlerin verilerinden yararlanmışlar ve farklı istatistikî yöntemleri denemişlerdir. Araştırmacılar, gerek nedensellik gerekse Kruskal Wallis Yöntemi'ne göre bulutlu günlerin İMKB 100 Endeksi getirileri üzerinde etkisi olmadığını ifade etmektedirler.

Kaynakça

- Chen Jing, "An Entropy Theory of Psychology and its Implication to Behavioral Finance", Working Paper, November 2003, www.ssrn.com.
- Dowling Michael, Lucey Brain M, "Weather, Biorhythms and Stock Returns: Some Preliminary Irish Evidence", Working Paper, December, 2002, University of Dublin, ss.1-18.
- Erlat, E., "Türkiye'de Günlük Yağışların Şiddeti Üzerine İnceleme", Ege Coğrafya Dergisi, Yıl: 1997, Sayı: 9, s. 159.
- Freund, J., G. A. Simon, "Modern Elementary Statistics", 1997, Prentice-Hall International Inc. 9. Edition, ss. 571.
- Gamgam Hamza., "Parametrik Olmayan İstatistiksel Teknikler", Gazi Üniversitesi, Yayın No: 140, İkinci Baskı, 1998, Ankara, ss. 50.
- Goetzman William N., Zhu Ning, "Rain or Shine: Where is the Weather Effect?", Yale ICF Working Paper No:02-27, 2002, ss.1-29, www.ssrn.com.
- Gujarati Damodar N., "Basic Econometrics", 1995, Literatür Yayıncılık, İstanbul, ss. 718-719.
- Hirshleifer David, Tyler Shumway, "Good Day Sunshine: Stock Returns and the Weather", Journal of Finance, Vol: 58, 2003 June.
- Kamstra Mark, Kramer Lisa, Levi D. Maurice, "Winter Blues: A SAD Stock Market Cycle", American Economic Review, 93 (1), 2003, ss.324-343.
- Kramer Walter, Runde Ralf, "Stocks and the Weather: An Exercise in Data Mining or Yet Another Capital Market Anomaly?", Empirical Economics, Vol:22. 1997, ss. 637-641.
- Koç Talat, "Kuzey Batı Anadolu'da İklim ve Ortam", Çantay Kitapevi, 2001, İstanbul, s. 217.
- Loughran Tim, Shchultz Paul, "Weather, Stock Returns, and the Impact of Localized Trading Behavior", Working Paper, 2003 February, University of Notre Dame, ss.1-35.
- Lough, J. M., "Variations of Some Seasonal Rainfall Characteristics in Queensland, Australia", International Journal of Climatology, Vol: 13, 1992, s. 391.
- Pardo Angel, Valor Enric, "Spanish Stock Returns: Where is the Weather Effect?", European Financial Management, Vol: 9, No:1, 2002, ss. 1-19.
- Pardo Angel, Valor Enric, "Spanish Stock Returns: Rational or Weather-Influenced, Working Paper", 2003, www.ssrn.com, ss. 117-126.

Tufan Ekrem, Bahattin Hamarat, “*Do Cloudy Days Affect Stock Exchange Returns: Evidence From The Istanbul Stock Exchange*”, Journal of Naval Science and Engineering, Vol:2, No:1, 2004.

----- , “*Weather Effect: An Evidence from Turkish Stock Exchange*”, Capital Market Abstracts: Market Efficiency Working Paper Series, Vol:6, No: 61, December 12, 2003b, www.ssrn.com, ss.1-7.

Yazıcı Bilgehan, “*Behavioral Finance, Basic Concepts*”, www.bilgehanyazici.com, 2003. Eviews help.

GLOBAL SERMAYE PİYASALARI

2005 yılının ilk yarısında global ekonomideki iyileşme ilerleme göstermiş ancak önemli ekonomiler arasındaki dengelerde bozulmalar artmaya devam etmiştir. Büyüme hızının ivme kazandığı ve bu nedenle global ekonomide yükselişin en hızlı görüldüğü ülkeler ABD ve Çin olmuştur. ABD'deki büyüme beklenenin üzerinde gerçekleşmiştir. Euro bölgesi ile Japonya'da ise ekonomik büyüme daha yavaş bir seyir izlemiştir. 2005 yılı için global GSYİH % 4.3 oranında tahmin edilmekte olup, bu rakam 2004 yılının % 0.8 puan altındadır. ABD'nin uzun vadeli faiz oranlarındaki artış nedeniyle bazı önlemlerin alınmış olmasına rağmen söz konusu global ekonomik büyümedeki iyileşme çoğu ülkelerdeki faiz oranlarının reel olarak düşük oranlarda seyretmesi neticesinde meydana gelen olumlu finansal koşullar sayesinde gerçekleşmiştir.

Gelişmekte olan ülkeler bakıldığında, 2004 yılında tüm bölgelerde GSYİH beklenen oranın üzerinde gerçekleşmiş olup, 2005 yılında global gelişmeler ile uyumlu olacağı tahmin edilmektedir. Asya bölgesinde ise alınan önlemlerdeki azalmaya rağmen birlikte Çin'in büyüme hızında kuvvetli artış meydana gelmiş ve yatırımlar yüksek seviyesini korumuştur. Hindistanda ise ekonomik büyümedeki artış hızında yükselme meydana gelmiştir. Global olarak bakıldığında tüm hisse senetleri piyasalarının güçlü performans sergiledikleri, faiz oranlarının ve tahvil faiz aralıklarının düşük oranlarda oldukları ve özel sektör sermaye akımlarının gelişmekte olan piyasalara yöneldikleri görülmektedir.

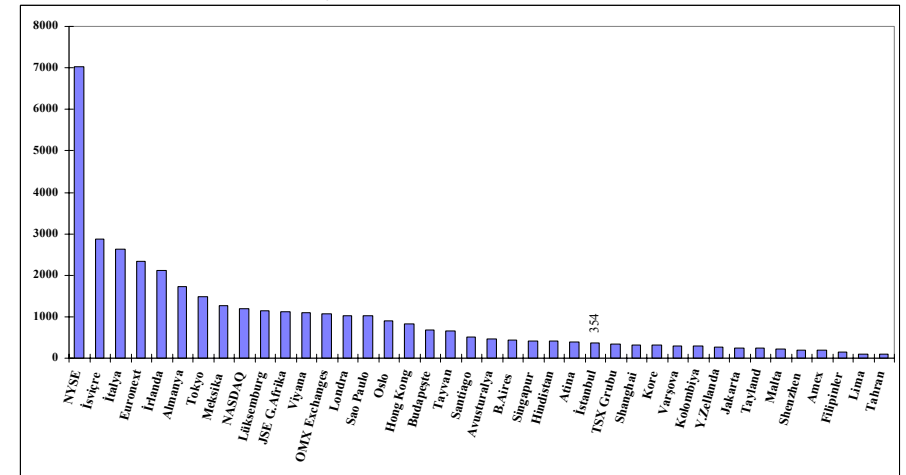
13 Temmuz 2005 tarihi itibarıyla, yıl başına göre, gelişmiş piyasalara ait endekslerden Nikkei-225 (-%7,3), FTSE-100 (-%0,4), DJIA (-%2,1), DAX (-%2,2) oranlarında ABD doları bazında değişmiştir. Aynı dönemde, gelişmekte olan piyasaların ABD doları bazlı getirileri karşılaştırıldığında en yüksek getiriler: Mısır (%82,9), Kolombiya (%33,5), Rusya (%23,4), Macaristan (%18,8), Kore (%17,0), Türkiye (%13,6), Meksika (%13,0), Peru (%12,0), Brezilya (%11,8) borsalarının endekslerinde gerçekleşirken; dolar bazlı en düşük getiriler: Venezüella (-%30,6), Çin (-%18,1), Tayland (-%8,6) ve Polonya (-%3,4) borsalarında oluştu. Gelişmekte olan piyasalar F/K oranları açısından karşılaştırıldığında, haziran 2005 ayı sonu itibarıyla en yüksek oranlar Ürdün (55,7), Arjantin (31,7), Çin (19,6), Hindistan (19,4), Endonezya (17,6) ve Çek Cum. (17,0) borsalarında olurken; en düşük oranlar, Venezüella (4,7), Brezilya (8,7), Polonya (8,8), Tayland (9,6), Rusya (10,1), Pakistan (10,4), Peru (11,0) ve Türkiye (11,5) borsalarında gerçekleşmiştir.

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

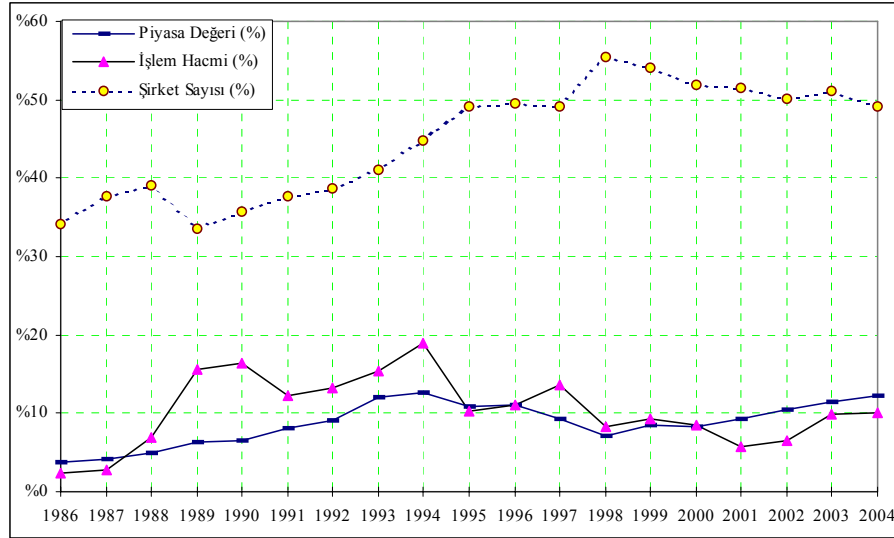
Kaynak: Standard & Poor's Global Stock Markets Factbook, 2005.

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



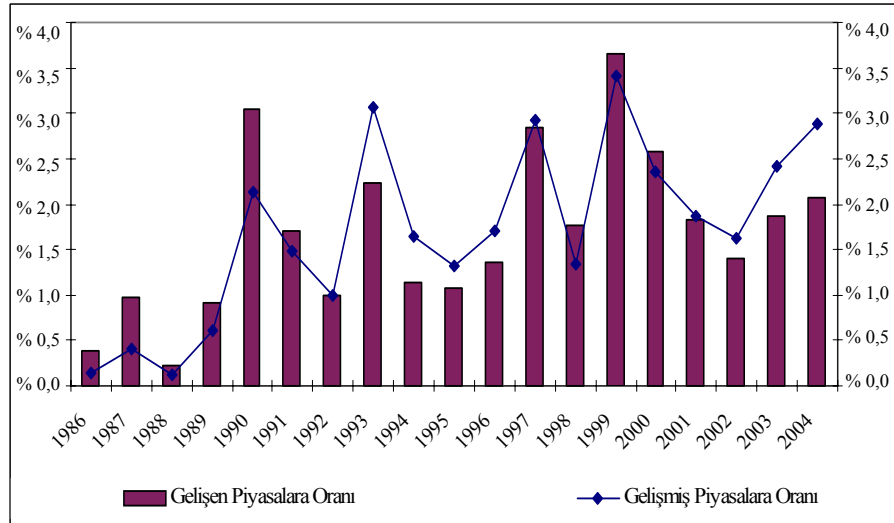
Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, June 2005.

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 (Haziran 2005)

	Piyasa	İşlem Görme Oranı (%)	Piyasa	İşlem Hacmi (Milyon ABDS) (2005/1-2005/6)	Piyasa	Piyasa Değeri (Milyon ABDS) 2005/6
1	NASDAQ	256,09	NYSE	6.873.059	NYSE	12.865.337
2	İstanbul	178,04	NASDAQ	5.109.528	Tokyo	3.393.646
3	İspanya	167,45	Londra	2.750.246	NASDAQ	3.387.939
4	Kore	151,18	Tokyo	1.683.844	Londra	2.733.565
5	İtalya	143,81	Euronext	1.403.903	Euronext	2.285.875
6	Almanya	133,35	Almanya	891.292	Osaka	2.195.654
7	Tayvan	126,84	İspanya (BME)	812.671	TSX Grubu	1.239.049
8	OMX Exchanges	115,68	İtalya	666.005	Almanya	1.119.777
9	Londra	111,45	İsviçre	512.259	İspanya (BME)	920.479
10	Euronext	111,30	Kore	470.620	Hong Kong	895.298
11	Shenzhen	109,99	OMX Exchanges	464.376	İsveç	797.976
12	Oslo	109,57	TSX Grubu	409.251	Avustralya	721.138
13	İsviçre	105,94	Avustralya	327.056	OMX Stokholm	709.390
14	NYSE	93,29	Amex	300.070	İtalya	707.930
15	Tayland	92,97	Tayvan	263.309	Kore	496.924
16	Tokyo	92,15	Hong Kong	218.225	Tayvan	456.291
17	Avustralya	83,54	Hindistan	136.105	Mumbai	425.717
18	Hindistan	79,53	Shanghai	106.104	Hindistan	397.447
19	Shanghai	72,06	Osaka	102.420	JSE South Africa	389.324
20	TSX Grubu	64,00	Oslo	102.147	Sao Paulo	358.953
21	Budapeşte	63,22	Johannesburg	90.108	Shanghai	271.736
22	Jakarta	54,92	İstanbul	89.996	Singapur	235.507
23	İrlanda	53,49	Sao Paulo	74.406	Meksika	190.087
24	Hong Kong	51,74	Shenzhen	68.744	Malezya	173.830
25	Singapur	46,69	Mumbai	67.138	Oslo	159.773
26	JSE G. Afrika	44,30	Tayland	54.072	Santiago	121.362
27	Tel-Aviv	44,04	Singapur	52.453	Atina	120.046
28	Y. Zellanda	42,80	İrlanda	34.856	Tayland	111.703
29	Atina	42,31	Atina	29.361	Viyana	111.100
30	Sao Paulo	42,16	Malezya	28.312	Shenzhen	109.952
31	Viyana	39,26	Meksika	26.085	İrlanda	105.913
32	Varşova	36,88	Jakarta	25.825	İstanbul	105.626
33	Mumbai	34,44	Tel-Aviv	24.258	Tel-Aviv	95.885
34	Malezya	30,86	Viyana	21.477	Amex	91.677
35	Meksika	27,49	Varşova	13.975	Jakarta	78.344
36	Tahrán	23,73	Budapeşte	11.206	Varşova	68.044
37	Filipinler	19,38	Y. Zellanda	10.008	Lüksemburg	47.319
38	Kolombo	19,06	Santiago	8.290	B. Aires	45.023
39	Santiago	14,52	Tahrán	4.675	Tahrán	42.006
40	Ljubljana	12,46	Filipinler	4.073	Y. Zellanda	41.208
41	B. Aires	12,10	B. Aires	3.185	Filipinler	34.942
42	Kolombiya	8,64	Kolombiya	2.195	Kolombiya	32.487
43	Lima	7,29	Lima	885	Budapeşte	30.517
44	Osaka	7,14	Ljubljana	610	Lima	20.414
45	Malta	3,65	Kolombo	468	Ljubljana	7.441

Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, June 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

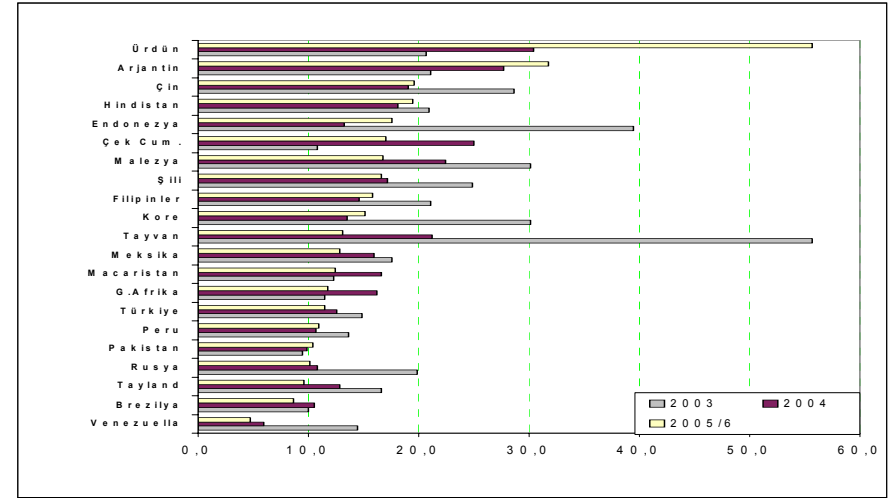
Kaynak: Standard & Poor's Global Stock Markets Factbook, 2005.

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 & Poor's Global Stock Markets Factbook, 2005.

Gelişen Piyasalar Fiyat Kazanç Oranı Karşılaştırması



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

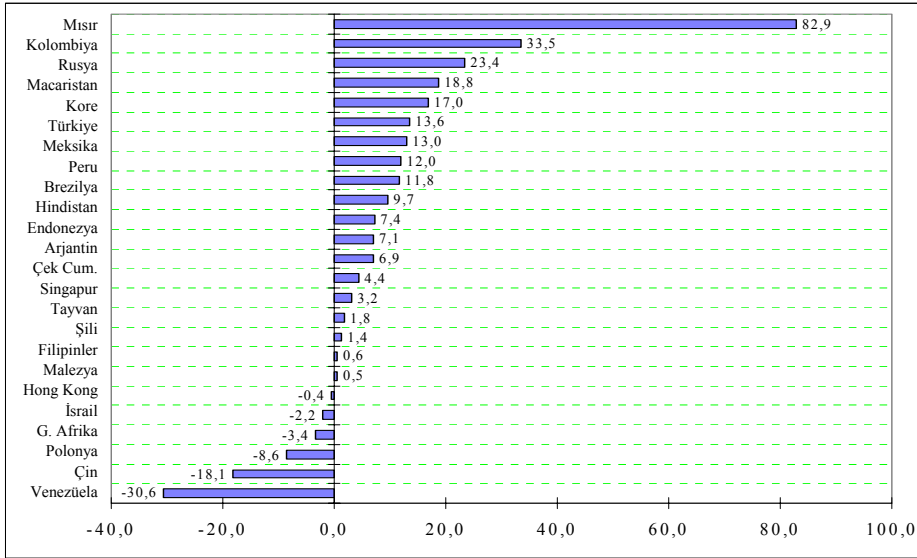
Gelişen Piyasalar Fiyat/Kazanç Oranı

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005/6
Arjantin	38,2	16,3	13,4	39,4	-889,9	32,6	-1,4	21,1	27,7	31,7
Brezilya	14,5	12,4	7,0	23,5	11,5	8,8	13,5	10,0	10,6	8,7
Çek Cum.	17,6	37,1	-11,3	-14,9	-16,4	5,8	11,2	10,8	25,0	17,0
Çin	27,8	34,5	23,8	47,8	50,0	22,2	21,6	28,6	19,1	19,6
Endonezya	21,6	10,5	-106,2	-7,4	-5,4	-7,7	22,0	39,5	13,3	17,6
Filipinler	20,0	10,9	15,0	22,2	26,2	45,9	21,8	21,1	14,6	15,8
G.Afrika	16,3	10,8	10,1	17,4	10,7	11,7	10,1	11,5	16,2	11,8
Hindistan	12,3	15,2	13,5	25,5	16,8	12,8	15,0	20,9	18,1	19,4
Kore	11,7	17,9	-47,1	-33,5	17,7	28,7	21,6	30,2	13,5	15,1
Macaristan	17,5	27,4	17,0	18,1	14,3	13,4	14,6	12,3	16,6	12,4
Malezya	27,1	9,5	21,1	-18,0	91,5	50,6	21,3	30,1	22,4	16,7
Meksika	16,8	19,2	23,9	14,1	13,0	13,7	15,4	17,6	15,9	12,8
Pakistan	11,7	14,8	7,6	13,2	-117,4	7,5	10,0	9,5	9,9	10,4
Peru	14,2	14,0	21,1	25,7	11,6	21,3	12,8	13,7	10,7	11,0
Polonya	14,3	11,4	10,7	22,0	19,4	6,1	88,6	-353,0	39,9	8,8
Rusya	6,3	8,1	3,7	-71,2	3,8	5,6	12,4	19,9	10,8	10,1
Şili	14,6	14,7	15,1	35,0	24,9	16,2	16,3	24,8	17,2	16,6
Tayland	13,1	-32,8	-3,6	-12,2	-6,9	163,8	16,4	16,6	12,8	9,6
Tayvan	28,2	28,9	21,7	52,5	13,9	29,4	20,0	55,7	21,2	13,1
Türkiye	10,7	20,1	7,8	34,6	15,4	72,5	37,9	14,9	12,5	11,5
Ürdün	16,9	14,4	15,9	14,1	13,9	18,8	11,4	20,7	30,4	55,7
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&Poor's, Emerging Stock Markets Review, June 2005.

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

Hisse Senetleri Piyasası Getirileri (ABD \$ Bazlı, 31/12/2004-13/07/2005)

Kaynak: The Economist, July 16th –22nd 2005.

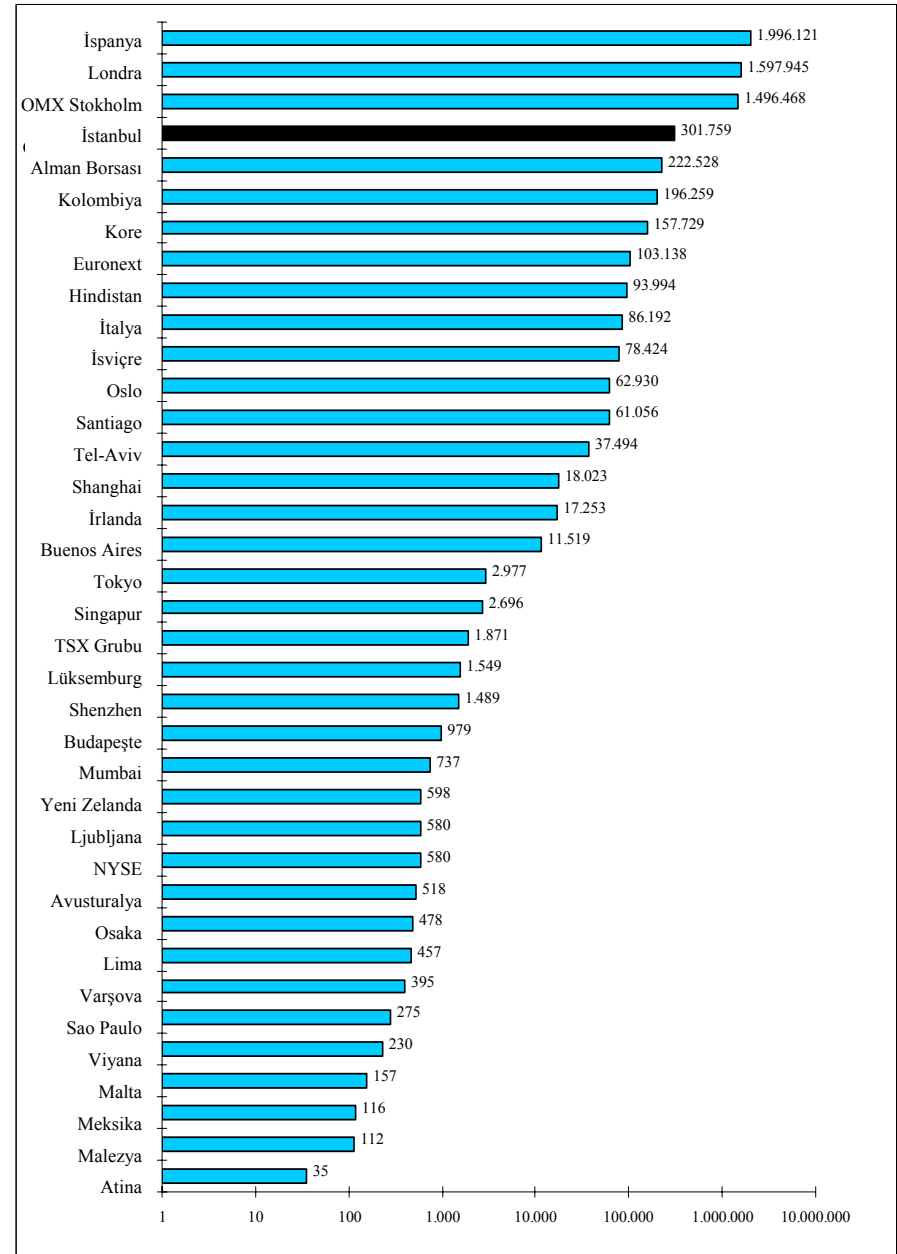
Gelişen Piyasalar Piyasa Değeri / Defter Değeri

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005/6
Arjantin	1,6	1,8	1,3	1,5	0,9	0,6	0,8	2,0	2,2	2,5
Brezilya	0,7	1,0	0,6	1,6	1,4	1,2	1,3	1,8	1,9	1,8
Çek Cum.	0,9	0,8	0,7	0,9	1,0	0,8	0,8	1,0	1,6	1,7
Çin	2,1	3,9	2,1	3,0	3,6	2,3	1,9	2,6	2,0	2,1
Endonezya	2,7	1,4	1,5	3,0	1,7	1,7	1,0	1,6	2,8	3,1
Filipinler	3,1	1,3	1,3	1,4	1,0	0,9	0,8	1,1	1,4	1,7
G.Afrika	2,3	1,6	1,5	2,7	2,1	2,1	1,9	2,1	2,5	2,4
Hindistan	2,1	2,3	1,8	3,3	2,6	1,9	2,0	3,5	3,3	3,6
Kore	0,8	0,5	0,9	2,0	0,8	1,2	1,1	1,6	1,3	1,4
Macaristan	2,0	4,2	3,2	3,6	2,4	1,8	1,8	2,0	2,8	2,8
Malezya	3,8	1,4	1,3	1,9	1,5	1,2	1,3	1,7	1,9	1,9
Meksika	1,7	2,3	1,4	2,2	1,7	1,7	1,5	2,0	2,5	2,4
Pakistan	1,5	2,3	0,9	1,4	1,4	0,9	1,9	2,3	2,6	2,8
Peru	2,5	2,0	1,6	1,5	1,1	1,4	1,2	1,8	1,6	1,6
Polonya	2,6	1,7	1,5	2,0	2,2	1,4	1,3	1,8	2,0	1,3
Rusya	0,4	0,5	0,3	1,2	0,6	1,1	0,9	1,2	1,2	1,3
Şili	1,6	1,6	1,1	1,7	1,4	1,4	1,3	1,9	0,6	2,0
Tayvan	1,8	0,8	1,2	2,1	1,3	1,3	1,5	2,8	2,0	1,9
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	1,5
Ürdün	1,7	1,8	1,8	1,5	1,2	1,5	1,3	2,1	3,0	5,4
Venezuela	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 & Poor's, Emerging Stock Markets Review, June 2005.

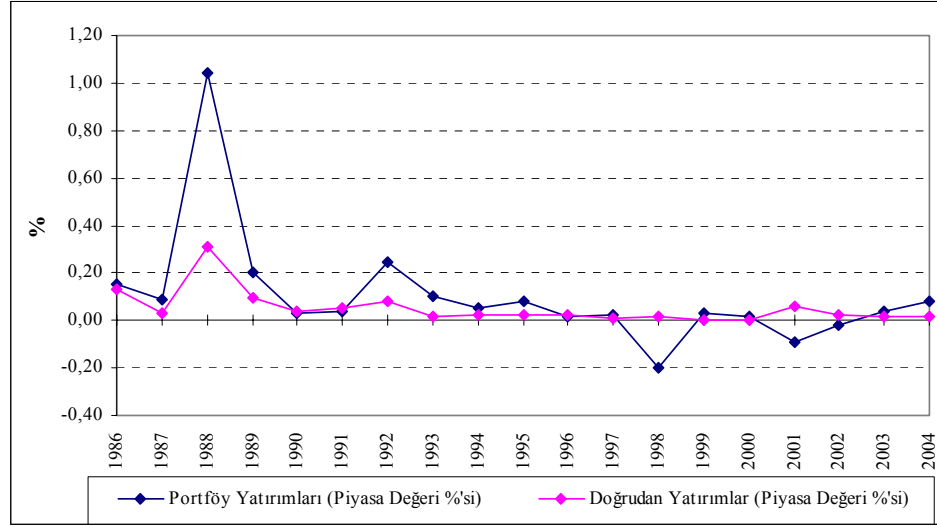
Not : S&P / IFCG Endeksi'ne dahil hisse senetlerine ait rakamlardır.

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



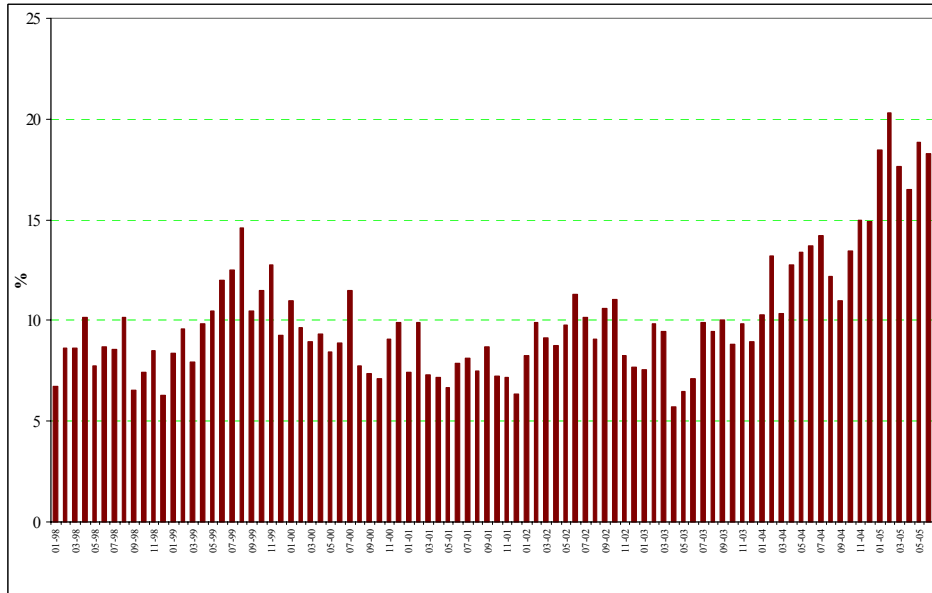
Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, June 2005.

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



Kaynak : TCMB Veri Bankası; İMKB Verileri.

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



İMKB Piyasa İstatistikleri

HİSSE SENETLERİ PİYASASI										
İşlem Hacmi				Piyasa Değeri			"Temettü Verimi"	Fiyat Kazanç Oranı		
	Şirket Sayısı	Toplam		Günlük Ortalama		(Milyon ABD\$)	YTL(1)	YTL(2)	ABD\$	
		(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)	(Milyon YTL)	(Milyon ABD\$)					
1986	80	0,01	13	---	---	0,71	938	9,15	5,07	---
1987	82	0,11	118	---	---	3	3.125	2,82	15,86	---
1988	79	0,15	115	---	---	2	1.128	10,48	4,97	---
1989	76	2	773	0,01	3	16	6.756	3,44	15,74	---
1990	110	15	5.854	0,06	24	55	18.737	2,62	23,97	---
1991	134	35	8.502	0,14	34	79	15.564	3,95	15,88	---
1992	145	56	8.567	0,22	34	85	9.922	6,43	11,39	---
1993	160	255	21.770	1	88	546	37.824	1,65	25,75	20,72
1994	176	651	23.203	3	92	836	21.785	2,78	24,83	16,70
1995	205	2.374	52.357	9	209	1.265	20.782	3,56	9,23	7,67
1996	228	3.031	37.737	12	153	3.275	30.797	2,87	12,15	10,86
1997	258	9.049	58.104	36	231	12.654	61.879	1,56	24,39	19,45
1998	277	18.030	70.396	73	284	10.612	33.975	3,37	8,84	8,11
1999	285	36.877	84.034	156	356	61.137	114.271	0,72	37,52	34,08
2000	315	111.165	181.934	452	740	46.692	69.507	1,29	16,82	16,11
2001	310	93.119	80.400	375	324	68.603	47.689	0,95	108,33	824,42
2002	288	106.302	70.756	422	281	56.370	34.402	1,20	195,92	26,98
2003	285	146.645	100.165	596	407	96.073	69.003	0,94	14,54	12,29
2004	297	208.423	147.755	837	593	132.556	98.073	1,37	14,18	13,27
2005	300	120.405	90.286	956	717	141.328	106.038	2,42	13,24	13,21
2005/Ç1	300	72.453	54.910	1.169	886	134.350	99.866	2,02	13,41	13,53
2005/Ç2	300	47.952	35.376	749	553	141.328	106.038	2,42	13,24	13,21

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	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/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	---

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 (31.12.98=484)
1986	131,53	---	---	---	---	---	---	---	---
1987	384,57	---	---	---	---	---	---	---	---
1988	119,82	---	---	---	---	---	---	---	---
1989	560,57	---	---	---	---	---	---	---	---
1990	642,63	---	---	---	---	---	---	---	---
1991	501,50	569,63	---	385,14	---	---	---	---	---
1992	272,61	334,59	---	165,68	---	---	---	---	---
1993	833,28	897,96	---	773,13	---	---	---	---	---
1994	413,27	462,03	---	348,18	---	---	---	---	---
1995	382,62	442,11	---	286,83	---	---	---	---	---
1996	534,01	572,33	---	500,40	---	---	---	---	---
1997	982,--	757,--	1.022,--	1.287,--	---	835,--	786,--	---	---
1998	484,01	362,12	688,79	609,14	---	294,22	1.004,27	---	---
1999	1.654,17	1.081,74	1.435,08	2.303,71	---	740,97	1.462,92	---	1.912,46
2000	817,49	602,47	625,78	1.112,08	917,06	538,72	1.361,62	---	1.045,57
2001	557,52	461,68	374,65	737,61	373,61	321,33	835,88	---	741,24
2002	368,26	351,17	244,94	458,20	257,85	193,62	1.005,21	---	411,72
2003	778,43	681,22	414,73	1.069,73	349,77	455,47	1.359,22	---	723,25
2004	1.075,12	899,19	599,05	1.527,87	324,59	736,86	1.008,13	1.689,45	924,87
2005	1.176,98	955,65	602,05	1.747,91	411,10	675,00	906,38	1.180,26	1.142,69
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

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
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	159	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	268.354	201.029	2.130	1.595
2005/Ç1	142.312	108.076	2.295	1.743
2005/Ç2	126.042	92.953	1.969	1.452

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
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	892.066	666.000	7.080	5.286
2005/Ç1	394.243	299.150	6.359	4.825
2005/Ç2	497.823	366.849	7.778	5.732

Ç: 3 aylık dönem

DİBS Fiyat Endeksleri (02 Ocak 2001 = 100)

YTL Bazlı

	3 Ay (91 Gün)	6 Ay (182 Gün)	9 Ay (273 Gün)	12 Ay (365 Gün)	15 Ay (456 Gün)	Genel
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	113,00	123,41	131,41	137,24	140,98	128,45
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

DİBS Performans Endeksleri (02 Ocak 2001 = 100)

YTL Bazlı

	3 Ay (91 Gün)	6 Ay (182 Gün)	9 Ay (273 Gün)	12 Ay (365 Gün)	15 Ay (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	601,34	624,86	778,20	619,72	684,25
2005/Ç1	579,78	599,78	750,31	591,88	653,52
2005/Ç2	601,34	624,86	778,20	619,72	684,25

DİBS Portföy Performans Endeksleri (31 Aralık 2003=100)

YTL Bazlı

	Eşit Ağırlıklı Endeksler			Piyasa Değeri Ağırlıklı Endeksler			
	EA180-	EA180+	EAGENEL	PDA180-	PDA180+	PDAGENEL	REPO
	2004	125,81	130,40	128,11	125,91	130,25	128,09
2005	137,11	146,89	141,83	137,33	146,83	142,20	126,32
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

Ç: 3 aylık dönem