

İMKB'de Genel Seçimler Öncesi ve Sonrasında
Anormal Fiyat Hareketleri

Pınar Evrim Mandacı

İMKB DİBS Fiyat Endekslerinin Volatilité ve
Kovaryanslarının Öngörülmesi

M. Mete Doğanay

Finansal Serbestleşme ve Ekonomik Büyüme:
Panel Veriler Yaklaşımı

Bülent Güloğlu

İÇİNDEKİLER

İMKB'de Genel Seçimler Öncesi ve Sonrasında Anormal Fiyat Hareketleri Pınar Evrim Mandacı.....	1
İMKB DİBS Fiyat Endekslerinin Volatilité ve Kovaryanslarının Öngörülmesi M. Mete Doğanay.....	17
Finansal Serbestleşme ve Ekonomik Büyüme: Panel Veriler Yaklaşımı Bülent Güloğlu.....	39
Global Sermaye Piyasaları.....	67
İMKB Piyasa İstatistikleri.....	77
İMKB Yayın Listesi.....	83

İMKB'DE GENEL SEÇİMLER ÖNCESİ VE SONRASINDA ANORMAL FİYAT HAREKETLERİ

Pınar EVRİM MANDACI*

Özet

Bu çalışmada, Türkiye'deki genel seçimlerin İMKB-100 endeksi getirisine etkisi incelenmeye çalışılmıştır. İMKB'nin faaliyete geçişinden bu yana 20 Kasım 1991, 24 Aralık 1995, 18 Nisan 1999 ve son olarak 3 Kasım 2002 olmak üzere dört genel seçim yaşanmıştır. Piyasada yatırımcıların seçim tarihi etrafındaki günlerde önemli fiyat hareketleri bekledikleri görülmektedir. Buradan hareket ederek çalışmada, seçimlerin yapıldığı tarihlerin onbeş gün öncesi ve sonrası İMKB-100 endeksi getirileri incelenmiştir. Ele alınan dönem içinde bazı günler istatistiksel öneme sahip anormal getiri sağlanabileceği ortaya çıkmıştır. Örneğin 18 Nisan 1999 seçimleri yapılmadan önceki 3. gün ve yapıldıktan sonraki 2. günde anormal bir getiri sağlanmıştır. Ayrıca 3 Kasım 2002 tarihinde yapılan seçimden sonraki 1., 2. ve 4. günde anormal bir getiri sağlandığı ortaya çıkmıştır. Ancak seçim tarihlerinin etrafında incelenen günlerin çoğunda, hisse senedi getirilerinde istatistiksel anlamlılığa sahip anormal bir getirinin gerçekleşmediği görülmektedir.

I. Giriş

Fama (1970)'nin ortaya koyduğu etkin piyasalar teorisine göre, menkul kıymet fiyatları piyasaya ulaşan her türlü bilgiyi tam olarak yansıtmakta ve bu nedenle yatırımcı piyasadan normalin üzerinde getiri elde edememektedir. Ancak son yıllarda yapılan ampirik çalışmalarda, etkin piyasalar teorisinin çalışmadığı vurgulanmış ve bu teoriye ters düşen birçok anomalinin varlığı ortaya konulmuştur. Bu anomaliler aynı zamanda piyasa etkinliğinin test edilmesinde kullanılmaktadır. Etkin olmayan bir piyasada; geçmiş fiyat bilgilerinin, halka açıklanan diğer bilgilerin ve içeriden öğrenilen bilgilerin kullanılarak, normalin üzerinde getiri elde edilmesi mümkün olmaktadır¹.

İMKB'nin etkinliğinin test edilmesine ilişkin birçok çalışma bulunmaktadır. İMKB'nin zayıf formda etkinliğini test eden çalışmalar

incelendiğinde Muradoğlu ve Ünal (1994), Balaban ve diğerleri (1996), Kıyılar (1997), Kondak (1997) ve Aksoy ve Sağlam (2004) İMKB'nin zayıf formda dahi etkin olmadığını dolayısıyla İMKB'den normalin üzerinde getiri elde edilebileceğini ortaya koymuşlardır. Aksoy ve Sağlam (2004) tarafından yapılan çalışmada, hisse senedi piyasasında güvenin (getiri/risk) maksimum olduğu endeks seviyesi bir anomali olarak tespit edilmiştir. Bunun yanında, İMKB'deki diğer anomalileri ele alan çalışmalardan Muradoğlu ve Oktay (1993), Metin, Muradoğlu ve Yazıcı (1997) borsada haftasonu etkisini. Karan (1994), Aydoğan (1994), Balaban (1995), Özmen (1997), Bildik (2000), Demirer ve Karan (2000) ve Karan ve Uygur (2001) haftanın günleri etkisini incelemişler ve ele aldıkları dönemler içinde genel olarak Cuma günü anomalisine rastlamışlardır. Ayrıca, Özmen (1997) ay içi ve tatil öncesi anomalilerine rastlamıştır. Bu çalışmalarda incelenen takvimsel/dönemsel anomalilerin testi, piyasaların zayıf formda etkinliğini ölçmektedir. Bunların dışında, Karan (2000) çalışmasında ihmal edilmiş firma anomalisini, Kıymaz (1999) ilk halka arzda düşük fiyat etkisi ve Karan ve Ekşi (2002) düşük fiyat anomalilerini bulmuşlardır. Karan (1996) çalışmasında fiyat/kazanç oranı etkisini, Demir ve diğerleri (1996) ele aldıkları dönemde firma büyüklüğü ve negatif kazanç etkilerine rastlamışlardır. Aynı çalışmada ay etkisine baktıklarında Haziran ayı etkisi gözlemlenmiştir. Bunun yanında, Durukan ve Mandacı (2003) tarafından yapılan çalışmada incelenen dönem için firma büyüklüğü, fiyat/kazanç ve toplam satışlar/piyasa değeri oranlarının istatistiksel anlamlılığa sahip olduğunu bulmuşlardır.

Yukarıdaki çalışmalardan da açıkça görüldüğü üzere İMKB etkin bir piyasa değildir ve piyasanın etkinliğini bozan birçok anomalinin varlığı yatırımcıların bu piyasadan anormal getiri elde edebileceklerini açıkça göstermektedir. Bu nedenle anomalilerin varlığı ve bulunacak her yeni anomali yatırımcı açısından çok önemli olmaktadır. Bu bağlamda, bu çalışmada daha önce Türk hisse senedi piyasası için hiç incelenmemiş olan yeni bir anomali ortaya konulmaktadır. Daha açık bir ifadeyle bu çalışmada Türkiye'de genel seçimlerin yapıldığı tarih etrafındaki günlerde İMKB'den anormal getirilerin elde edilip edilemeyeceği incelenmektedir.

Piyasada yatırımcıların genel seçim tarihleri etrafındaki günlerde önemli fiyat hareketleri bekledikleri görülmektedir. Seçimlerden önce eğer seçimlerin sonuçları tahmin edilemiyorsa piyasalarda bir durgunluk ve hatta piyasalardan geri çekilmeler olabileceği beklenmektedir. Tam tersine, eğer sonuçlar önceden tahmin edilebilir ise piyasalardaki canlanmanın seçimlerden önce olabileceği düşünülebilir. Genelde seçim sonuçları belli olur olmaz belirsizlikler ortadan kalkmakta, hisse senedi piyasası canlanmakta ve genelde piyasanın pozitif yönde olması beklentileri artmaktadır. Piyasadaki bu olumlu hava ile birlikte yüksek kar elde etmeye çalışan yatırımcıların bir an önce piyasaya alıcı olarak girmeleri şaşırtıcı değildir. Çünkü Türkiye'de genelde

* Yrd. Doç. Dr. Pınar Evrim Mandacı, Dokuz Eylül Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İ.İ.B.F., Kaynaklar, İzmir

Tel: 0 232 453 50 45 Fax: 0 232 453 50 62 E-mail: pinar.evrin@deu.edu.tr

¹ Hisse senedi fiyatlarına yansiyabilen üç bilgi seviyesi bulunmaktadır. Bunlardan; "zayıf etkin piyasalar hipotezi geçmiş bilgilerin, yarı-güçlü piyasalar hipotezi halka açık bilgilerin ve güçlü piyasalar hipotezi ise tüm bilgilerin fiyata yansımış olduğunu varsaymaktadır (Francis, 1991).

seçimlerin piyasaya etkilerinin kısa vadeli olacağına dair beklentiler güçlüdür. Bu bağlamda, Türkiye’de gazete ve dergilerde seçim dönemlerinde yatırımcıların yüksek karlar elde ettiği yönünde haberlere rastlanmaktadır. Ancak finans literatüründe Türk hisse senedi piyasasında genel seçimler ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi inceleyen ciddi bilimsel çalışmalara rastlanmamıştır. Bu bakımdan, bu çalışma literatürdeki bu eksikliği gidermeyi amaçlamakta ve bu doğrultuda İMKB’ nin faaliyete geçmesinden bu yana yapılan genel seçimlerin tarihleri etrafındaki günlerde İMKB-100 endeksinin fiyat hareketlerini incelemektedir.

Genel seçimler, piyasaları etkileyebilecek siyasal riskler arasında yer almaktadır. ‘Belirli bir yatırımın karlılığı ile ilgili görüşleri değiştirebilecek bir siyasal olayın ortaya çıkma olasılığı’ siyasal risk olarak tanımlanmaktadır (Cosset ve Suret, 1995). Siyasal risk hükümetin ekonomiye müdahaleleriyle artar ve bu müdahaleler birçok biçimde gerçekleşebilir, örneğin; hükümetin ülkeye yapılan sermaye akışına koyduğu engeller, döviz ve portföy akışına koyduğu kontroller ve vergiler gibi. Bunlara ek olarak, siyasal istikrarsızlık, seçimler, hükümet değişiklikleri ve hükümetin hatalı uygulamaları da siyasal riskler arasında yer almaktadır. Ayrıca, kamu alanında görülen rüşvet olayları da siyasal riskin bir başka biçimidir.

Yine finans literatüründe; GSMH, enflasyon, döviz kuru, faiz oranları ve büyüme oranları gibi ekonomik faktörlerin piyasalara etkisini araştıran çalışmaların çok sayıda olmasına karşın siyasal faktörleri inceleyen çalışmalar sınırlıdır. Aynı zamanda, siyasal faktörlerin piyasalara etkilerini ele alan çalışmaların çoğunun, başta ABD olmak üzere gelişmiş piyasalar için yapıldığı, gelişen piyasaları inceleyen çalışmaların çok fazla olmadığı görülmektedir. Bununla birlikte, siyasal faktörlerin gelişen piyasalardaki hisse senedi fiyatlarına etkilerinin gelişmiş piyasalardakine oranla daha fazla olduğunu gösteren çalışmalar bulunmaktadır (Lessard (1985), Errunza ve Losq (1986), Diamonte ve diğerleri (1996), Perotti ve Oijen (2001), Kim ve Mei (2001), Chan ve diğerleri (2001), Bilson ve diğerleri (2002)). Papaioannou ve Tsetsekos özellikle gelişen piyasalarda siyasal riskin beraberinde ekonomik riskleri getirmekte olduğunu ve bu piyasalarda siyasal istikrar ve ekonomik kararların çoğunlukla hükümet liderinin tekelinde bulunduğunu söylemektedirler. Bu yüzden söz konusu liderlerin gelecekleri şüpheli hale geldiğinde, piyasalar sert yanıt verebileceklerdir. (Papaioannou, Tsetsekos, 1997).

Siyasal risklerin en önemlilerinden biri olan genel seçimlerin finansal piyasalara etkilerini inceleyen çalışmalar arasında Foester ve Scmitz’in (1997) çalışması ilgi çekicidir. Yazarlar ABD’ nin dört yıllık seçim periyodunu incelemiş ve hisse senedi getirilerinin üçüncü ve dördüncü yılda ilk iki yıla göre daha yüksek olduğunu saptamışlardır. Reilley ve Lukseitch (1980),

Herbst ve Sleinkman (1984), Huang (1985) ve Lobo (1999) seçimlerin hisse senedi piyasaları için önemli bir belirsizlik kaynağı olduğu savını desteklemiştir. Bu yazarlar hisse senedi getirilerinin seçimlerin yapıldığı yılda çoğunlukla negatif ve seçimleri takip eden yıllarda pozitif olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca, volatilitenin seçim dönemlerinde çok yüksek olduğunu da saptamışlardır. Pantzalis ve diğerleri (2000) 1974’ten 1995’e kadar olan bir süre içinde 33 ülkede yapılan genel seçimlerin tarihleri etrafında hisse senedi piyasa endekslerinin davranışlarını araştırmışlar ve sonuç olarak seçim haftasından önceki iki hafta boyunca pozitif anormal getirilere rastlamışlardır. Santa-Clara ve Valkonov ise (2003) ABD’de 1927’den günümüze değin oluşan verileri kullanarak hisse senedi getirileri ile başkanlık seçimleri arasında karşılıklı bir ilişkinin olup olmadığını araştırmışlardır. Bu çalışmanın sonunda, Demokrat ve Cumhuriyetçi parti dönemlerindeki hisse senedi getirileri arasındaki farklılıkların istatistiksel anlamlılığa sahip olduğunu bulmalarına karşın, seçim dönemlerinden hemen önce, seçimler esnasında ve seçimlerden hemen sonra hisse senedi fiyat değişimlerinin istatistiksel anlamlılığa sahip olmadıklarını gözlemlemiştir.

Pantzalis ve diğerleri ile Santa-Clara ve Vakanov tarafından yapılan çalışmalar hariç diğer tüm adı geçen çalışmalar, seçimlerin yapıldığı yıldaki hisse senedi piyasa getirilerini ya da riski diğer yıllarinkine karşılaştırma yoluna gitmişlerdir. Ancak volatilitesi bir hayli yüksek olan Türk hisse senedi piyasası için bir yıl gibi uzun vadeli bir analizin pek de doğru sonuçlar vermeyeceği tahmin edilebilir. Bu bakımdan, bu çalışmada Pantzalis ve diğerleri tarafından kullanılan istatistiksel yöntemden yararlanılmış ve çalışma sonuçlarımız bu çalışmanın sonuçlarıyla karşılaştırılmış ancak Pantzalis’in çalışmasındakilerle paralel sonuçlar elde edilmemiştir.

Bu çalışma, Türkiye’de genel seçimlerin yapıldıkları tarih etrafında, İMKB’de anormal bir getiri sağlanıp sağlanamayacağını araştırmaktadır. İncelenilecek bir çok siyasal faktör olmasına karşın, burada sadece genel seçimler ele alınmıştır. Çalışmada ‘olay çalışması (etüdü)’ yönteminden yararlanılmıştır. Bu yöntem, hisse senedi fiyatlarının halka açık olan tüm bilgileri yansıtıp yansıtmadığını, yani piyasaların yarı-kuvvetli etkinliğini ölçmede kullanılır (Ross ve diğerleri, 2002). Bu yöntem yardımıyla çalışmada, seçimlerden önceki ve sonraki 15 günlük anormal getiriler hesaplanmış ve bunların istatistiksel anlamlılığı test edilmiştir. Bunun yanında seçimlerden sonraki ve önceki değişik dönemler dikkate alınarak anormal kümülatif ortalama getiriler hesaplanmış ve özellikle seçimlerden sonraki dönemler için olanlarda (1991 seçimleri hariç) anormal kümülatif ortalama getirilerinin çoğunun istatistiksel anlamlılığa sahip olduğu görülmüştür. Bu çalışma Türk hisse senedi piyasası için daha önce bu konuda herhangi bir bilimsel çalışma yapılmamış olması nedeniyle önemlidir. Bu bağlamda, bu çalışmanın giriş bölümünü takiben ikinci bölümünde çalışmada kullanılan data ve istatistiksel

yöntem ele alınmakta, üçüncü bölümde ampirik çalışma sonuçlarına değinilmekte ve dördüncü bölümde de sonuçlara yer verilmektedir.

II. Data ve Kullanılan Yöntem

Seçim tarihleri tbmm.com internet sayfasından ve TL cinsinden İMKB-100 endeksinin günlük değerleri İMKB’nin haftalık bültenlerinden elde edilmiş ve günlük getiriler hesaplanmıştır.

Bu çalışmada, ‘Olay çalışması’ (event study) yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem olayın gerçekleştiği tarihi baz alarak, bu tarihten kısa bir süre öncesi ve sonrasında hisse senedi piyasasında ortalama getirilerden aşırı bir sapma olup olmadığını ölçmede kullanılır. Günümüzde oldukça sık kullanılan bu yöntemin bu çalışma için uygun olacağı düşünülmüştür. Seçimlerden onbeş gün önce ve sonrası (-15’inci günden +15’inci güne kadar ki dönem) olay penceresi (event window) olarak seçilmiştir. Seçim tarihinden önceki ve sonraki 15 günün olay penceresi olarak alınmasının nedeni, Türkiye gibi gelişmekte olan piyasalarda seçimlerin etkisinin kısa süreli olabileceğinin düşünülmesidir. Çalışmada anormal getirilerin hesaplanmasında kullanılan yöntem, ortalama-düzeltilmiş getiri (mean-adjusted return) yöntemidir. Bu yöntem beklenen getirilerin geçmiş getirilerin ortalamasından çok fazla sapma göstermeyeceğini, bir başka ifadeyle beklenen getirilerin geçmiş getirilerin ortalamasına eşit olduğunu varsayar.

Bu çalışmada, piyasaya göre düzeltilmiş getiri (market-adjusted return) yönteminin değil de ortalama düzeltilmiş getiri yönteminin kullanılmasının nedeni; piyasaya göre düzeltilmiş getiri yönteminin genelde hisse senedi bazındaki sapmaları endeksle karşılaştırmada kullanılıyor olmasıdır. Oysa bu çalışmada seçimlerin etkisi hisse senedi bazında değil, endeks bazında ölçülmeye çalışıldığı için, sadece endeksin anormal getirilerinin hesaplanmasının yeterli olacağı düşünülmüş ve bu nedenle ortalama-düzeltilmiş getiri yöntemi kullanılmıştır.

Ortalama getiriden sapmaları gösteren anormal getirilerin hesaplanmasında kullanılan eşitlik aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$AR_t = R_t - \bar{R}_t$$

AR_t (abnormal return), t günündeki anormal getiriyi ve R_t , t günündeki endeks getirisi göstermektedir. \bar{R}_t ’nin herbir seçimi gösterdiğini düşünürsek, R_t , seçim tarihinden 15 ile 360 gün öncesi (-15, -360) dönemi kapsayan endeks getirilerinin ortalamasını temsil etmektedir. Örneğin, 20 Kasım 1991

seçimlerinden önceki 15. günden 360. güne kadar olan dönemdeki İMKB-100 endeks getirilerinin ortalaması alınmıştır.

Formülü açıklayacak olursak, herhangi bir t günündeki İMKB-100 endeksinin anormal getirisi, t günündeki getirisinden, seçimlerden önceki (-15,-360) dönemin endeks getirilerinin ortalamasının çıkarılması ile hesaplanır. Daha sonra bu fark aşağıdaki formül yardımıyla standartlaştırılmıştır;

$$AR_t = (R_t - \bar{R}_t) / \sigma(R_t)$$

Çalışmada farklı dönemler için anormal kümülatif ortalama getirileri de hesaplanmıştır. Örneğin, -15’ inci. günden +15.’ inci güne kadarki dönemde oluşan anormal kümülatif ortalama getirinin hesaplanmasında aşağıdaki formül kullanılmıştır;

$$CAAR = 1 / N \left[\sum_{t=-15}^{t=+15} (AR_t) \right]$$

Daha sonra da farklı dönemler için hesaplanan kümülatif anormal getirilerin anlamlığını test etmede t-testinden yararlanılmıştır.

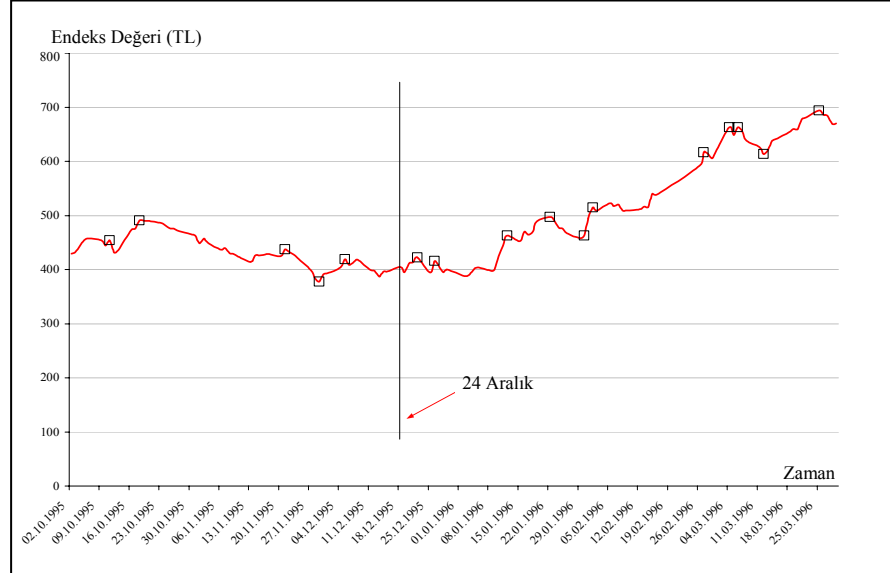
III. Ampirik Sonuçlar

Çalışmada öncelikle seçimlerden önceki ve sonraki 60 gün boyunca İMKB-100 endeksine ilişkin grafikler incelenmiş ve önemli tepe veya dip noktaları elde edilmiştir.

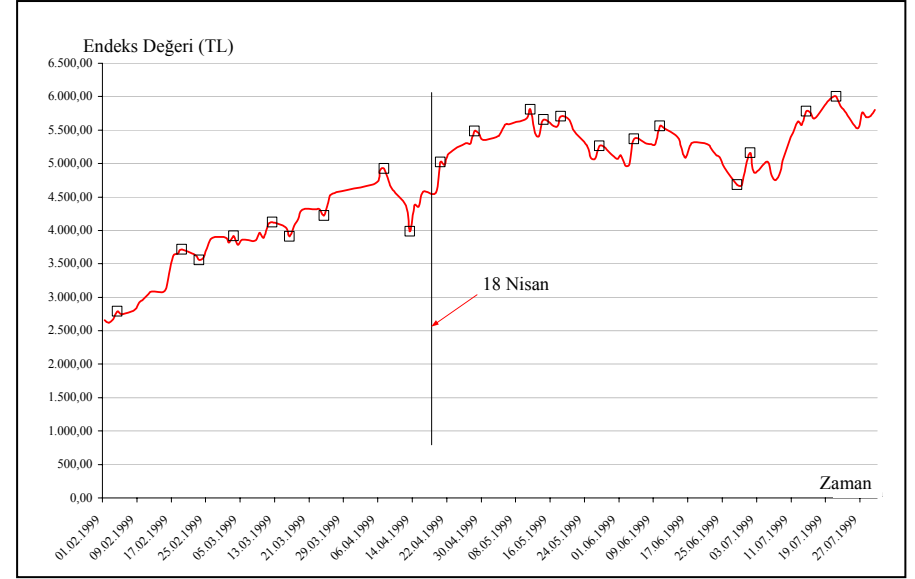
Grafik 1: 20 Ekim 1991 Seçimleri Etrafındaki Günlerde İMKB-100 Endeks Değerleri



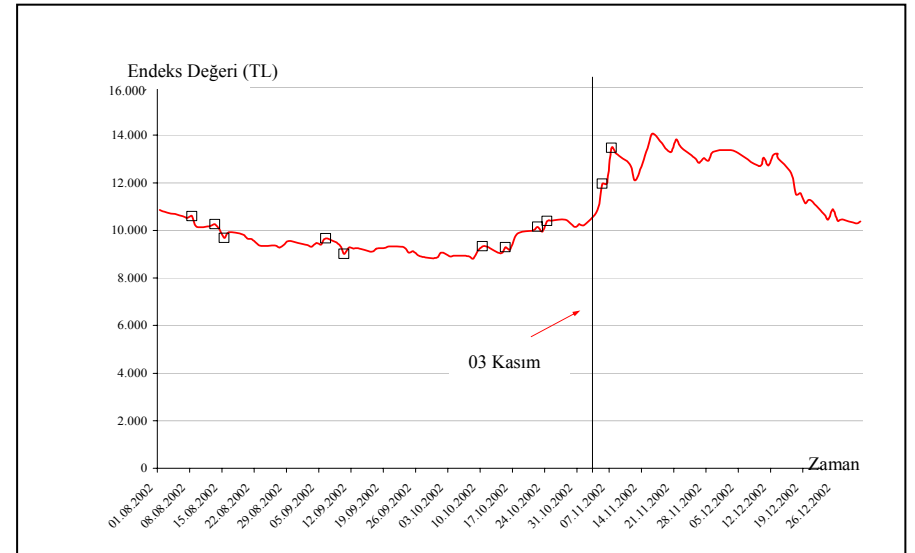
Grafik 2: 24 Aralık 1995 Seçimleri Etrafındaki Günlerde İMKB-100 Endeks Değerleri



Grafik 3: 18 Nisan 1999 Seçimleri Etrafındaki Günlerde İMKB-100 Endeks Değerleri



Grafik 4: 3 Kasım 2002 Seçimleri Etrafındaki Günlerde İMKB-100 Endeks Değerleri



Grafiklerden de görüldüğü üzere, seçim sonrasına ilişkin belirsizliklerden dolayı 1991 ve 1995 genel seçimlerinden önce İMKB-100 endeksinde geri çekilmeler yaşanmış, seçimlerden sonra yeni siyasi yapının ve hükümetin oluşması ile yukarı doğru bir eğilim gözlenmiştir. 1999 seçimlerinden önce yaşanan gelişmelerin, seçim sonrası yaşanacak siyasi yapı ve hükümeti öngörülebilir hale getirmesi, borsada yükseliş hareketinin seçimden önce başlamasını ve seçim sonrasında hız kazanarak devam etmesini sağlamıştır. 2002 seçimlerinden önceki dönemde İMKB önemli bir hareketlenme göstermezken, seçimlerden hemen sonra yine bir yükselme eğilimi içine girmiştir.

Seçimlerden sonra İMKB endeksinde görülen bu artıştan dolayı oluşan kazancın istatistiksel anlamlılığını ölçmek gerekecektir. Tablo 1'de İMKB hisse senedi piyasası için anormal getiri testlerinin sonuçları özetlenmektedir. Pantzalis ve diğerleri (2000) tarafından yapılan çalışmada da 2 hafta öncesi ve sonrası dönem incelenmiştir. Bu çalışma sonucunda seçimlerden 2 hafta önce anormal getiri elde edilebileceği ortaya çıkmıştır. Oysa bizim test sonuçlarımızda seçimlerden önceki günler için hesaplanan anormal getirilerin birkaçı hariç diğerlerinin hiçbiri istatistiksel anlamlılığa sahip değildir. Ayrıca, Türkiye'de erken seçim kararlarının alınması 3-4 ay gibi bir süreyi kapsamaktadır. Seçimlerin yanında aynı zamanda TBMM tarafından alınan erken seçim kararlarında borsaya etkisinin olabileceği düşünülebilir ancak buna ilişkin yapılan ampirik çalışmada anlamlı bir sonuca ulaşılamamıştır.

Tablo 1: Genel Seçimlerin Öncesi ve Sonrası Anormal Getiri Ölçümleri (-15...+15)

Gün	1991 Seçimleri			1995 Seçimleri			1999 Seçimleri			2002 Seçimleri		
	AR	Z-Test	p	AR	Z-Test	p	AR	Z-Test	p	AR	Z-Test	P
-15	0,0198	0,5645	0,2877	0,0262	1,0291	0,1539	0,0015	0,0356	0,4840	-0,0011	-0,042	0,4840
-14	-0,0197	-0,5605	0,2877	0,0338	1,3293	0,0918	-0,0005	-0,0131	0,4960	-0,0299	-1,168	0,1210
-13	-0,0288	-0,8187	0,2061	-0,0261	-1,0264	0,1515	-0,0225	-0,5501	0,2912	0,0289	1,127	0,1314
-12	-0,0027	-0,0772	0,4681	0,0106	0,4177	0,3372	0,0450	1,1000	0,1357	-0,0106	-0,415	0,3409
-11	0,0074	0,2095	0,4168	0,0104	0,4073	0,3409	0,0306	0,7479	0,2266	0,0543	2,118	0,0174
-10	-0,0002	-0,0054	0,4960	-0,0477	-1,8769	0,0301	0,0326	0,7959	0,2119	0,0212	0,829	0,2033
-9	0,0009	0,0252	0,4880	-0,0064	-0,2527	0,4013	0,0394	0,9635	0,1685	0,0097	0,380	0,3520
-8	-0,0170	-0,4826	0,3156	-0,0270	-1,0629	0,1446	0,0059	0,1441	0,4443	0,0142	0,555	0,2912
-7	-0,0520	-1,4805	0,0694	0,0210	0,8265	0,2033	-0,0394	-0,9628	0,1685	-0,0190	-0,740	0,2297
-6	-0,0102	-0,2893	0,3859	-0,0003	-0,0125	0,4960	-0,0283	-0,6908	0,2451	0,0437	1,705	0,0446
-5	-0,0087	-0,2485	0,4013	0,0190	0,7470	0,2266	-0,0518	-1,2656	0,1020	0,0030	0,117	0,4522
-4	0,0466	1,3261	0,3707	-0,0246	-0,9687	0,1660	-0,0935	-2,2848	0,0113	0,0028	0,110	0,4562
-3	-0,0172	-0,4906	0,3121	0,0373	1,4678	0,0708	0,0944	2,3054	0,0104	-0,0288	-1,123	0,1314
-2	0,0008	0,0220	0,4920	0,0039	0,1519	0,4404	-0,0073	-0,1782	0,4286	0,0115	0,447	0,3264
-1	0,0321	0,9147	0,1814	0,0202	0,7933	0,2148	0,0515	1,2591	0,1038	-0,0031	-0,120	0,4522
1	-0,0198	-0,5623	0,2877	-0,0688	-2,7086	0,0034	-0,0045	-0,1107	0,4562	0,0599	2,339	0,0096
2	0,0308	0,8763	0,1894	0,0505	1,9869	0,0233	0,0950	2,3214	0,0102	0,0972	3,793	0,0000
3	0,0527	1,4991	0,0668	-0,0224	-0,8814	0,1894	-0,0078	-0,1904	0,4247	0,0025	0,098	0,4602
4	-0,0120	-0,3418	0,3666	-0,0313	-1,2323	0,1093	0,0339	0,8285	0,2033	0,1183	4,616	0,0000
5	0,0070	0,1994	0,4207	0,0113	0,4434	0,3300	0,0286	0,6988	0,2420	-0,0184	-0,719	0,2358
6	0,0052	0,1478	0,4404	-0,0330	-1,2997	0,0968	-0,0021	-0,0502	0,4801	-0,0341	-1,333	0,0918
7	-0,0136	-0,3860	0,3483	0,0033	0,1290	0,4483	0,0346	0,8461	0,1977	-0,0541	-2,110	0,0174
8	-0,0216	-0,6152	0,2676	0,0209	0,8227	0,2061	-0,0082	-0,2006	0,4207	0,0264	1,031	0,1515
9	-0,0029	-0,0828	0,4681	0,0117	0,4619	0,3228	-0,0162	-0,3969	0,3446	0,0440	1,716	0,0427
10	0,0049	0,1407	0,4443	-0,0144	-0,5674	0,2843	0,0071	0,1743	0,4325	0,0475	1,854	0,0322
11	0,0190	0,5409	0,2946	0,0025	0,0966	0,4020	0,0104	0,2552	0,3974	0,0337	1,314	0,0951
12	0,0016	0,0452	0,4801	0,0592	2,3296	0,0099	0,0230	0,5629	0,2877	-0,0485	-1,894	0,0294
13	0,0023	0,0662	0,4721	0,0447	1,7571	0,0392	0,0016	0,0388	0,4840	-0,0069	-0,268	0,3936
14	0,0285	0,8101	0,2090	0,0386	1,5196	0,0643	0,0026	0,0623	0,4761	0,0386	1,508	0,0655
15	0,0306	0,8706	0,1922	-0,0250	-0,9845	0,1635	0,0108	0,2629	0,3974	-0,0224	-0,872	0,0307

Tablo 1 incelendiğinde, 1995 seçimlerini takip eden 1. ve 12. günde anormal getiri görülmektedir. 1999 seçimlerinden önceki 4. gün normalin

üzerinde bir zarar, 3. gün normalin üzerinde bir getiri ve seçimlerden sonraki 2. gün yine normalin üzerinde bir getiri sağlanmıştır. 2002 seçimlerinden sonraki, 1., 2. ve 4. gün ise normalin üzerinde bir getiri elde edilmiştir. 1991 seçimleri için ele alınan dönemde istatistiksel anlamlılığa sahip bir getiri gerçekleşmemiştir.

Tablo 1’den dikkat edilebilecek bir diğer konu ise; 1991, 1995 ve 1999 seçimlerinden 1 gün önce pozitif getiri elde edilirken bir gün sonra negatif getiri oluşmuştur. Oysa 2002 seçimlerinden bunun tam tersi, yani seçimlerden bir gün önce negatif, bir gün sonra pozitif bir getiri elde edilmiştir. Bunun nedeni, Kasım 2002 seçimleri sonunda zayıf bir koalisyon hükümeti yerine tek partili bir hükümetin iktidara gelmesinin yatırımlar tarafından daha olumlu karşılanması olabilir.

Tablo 2’de seçimlerin yapıldığı tarih etrafındaki değişik dönemler için hesaplanan anormal kümülatif ortalama getiriler ve bunların t değerleri verilmektedir.

Tablo 2: Anormal Kümülatif Ortalama Getiri Ölçümleri (CAAR)

Olay Penceresi	1991 Seçimleri		1995 Seçimleri		1999 Seçimleri		2002 Seçimleri	
	CAAR	t-test	CAAR	t-test	CAAR	t-test	CAAR	t-test
-30 , +30	0,0061	1,7993*	0,0035	0,5727	0,0046	0,9783	0,0036	0,8958
-15 , +15	- 0,0002	0,5068	0,0047	0,5835	0,0091	1,2693	0,0124	1,7474*
-15 , 0	- 0,0056	-0,5220	0,0047	0,5149	0,0041	0,2662	0,0061	1,0353
-10 , 0	- 0,0048	-0,2905	0,0009	- 0,0570	0,0006	0,0199	0,0052	0,8061
-5 , 0	0,0084	0,8736	0,0125	1,0720	- 0,0011	-0,0396	- 0,0032	-0,2010
0 , +5	0,0094	0,8730	- 0,0108	- 0,6019	0,0293	1,5680* *	0,0516	1,9679* *
0 , +10	0,0008	0,4158	- 0,0058	- 0,6773	0,0163	1,5156* *	0,0286	1,6396* *
0 , +15	0,0052	1,3737* *	0,0046	0,3404	0,0142	1,9671*	0,0186	0,2628

*%5 seviyesinde istatistiksel anlamlılığa sahiptir
**%10 seviyesinde istatistiksel anlamlılığa sahiptir.

Tablo 2’de görülen anormal kümülatif ortalama getiri ölçümlerinden elde edilen sonuçlar, Tablo 1’de gösterilen sonuçlarla paralel ve hatta bu sonuçlardan istatistiksel olarak daha anlamlıdır. “Olay Sonrası” dönemlerde bazı anormal kümülatif performans ölçümleri istatistiksel anlamlılığa sahipken, ‘olay öncesi’ dönemlerde hiçbiri istatistiksel anlamlılığa sahip değildir. Bu durum yatırımcıların bazı belirsizliklerden dolayı seçimlerden önce ‘bekle ve gör pozisyonu’nu tercih etmelerinden kaynaklanmaktadır. 1991 seçimlerinde, (-30,+30) aralığındaki anormal kümülatif ortalama getiri %5 seviyesinde istatistiksel anlamlılığa sahipken (0,+15) aralığında %10 seviyesinde istatistiksel anlamlılığa sahiptir. 1999 genel seçimleri için incelenen olay sonrası tüm ‘olay pencereleri’ istatistiksel anlamlılığa sahiptir. Ancak bunlardan sadece (0,+5) aralığı % 5 seviyesinde anlamlıyken diğerleri % 10 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. 2002 genel seçimlerinden sonra oluşan anormal kümülatif ortalama getiri ölçümleri, (0,+5) ve (0,+10) aralıklarında %10 seviyesinde anlamlıyken, seçimlerden önce ve sonraki 15 günü kapsayan dönemde %5 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. 1995 seçimleri öncesi ve sonrası dönemler için hesaplanan anormal kümülatif ortalama getiri ölçümlerinin hiçbiri istatistiksel anlamlılığa sahip değildir.

IV. Sonuç

Çalışmada genel seçimlerin yapıldıkları tarih etrafındaki günlerde İMKB’de anormal getiri elde edilip edilemeyeceği araştırılmış ve böylece piyasa etkinliği test edilmeye çalışılmıştır. İMKB’nin faaliyete geçişinden bu yana dört genel seçim yaşanmıştır. Ele alınan dönemde (seçim tarihlerinden önceki ve sonraki 15 gün) oluşan anormal getirilerin anlamlılığını test etmede z-testinden yararlanılmıştır. Buna göre elde edilen sonuçlardan şunu söylemek mümkündür 1991 seçimleri hariç diğerlerinde, özellikle seçimlerden sonraki bir kaç gün anormal getiri elde edilmiştir.

Seçimlerden önce ve sonra incelenen dönemler için anormal kümülatif ortalama getirilerin anlamlılığını t-testinden yararlanarak incelediğimizde de, özellikle seçimlerden sonraki dönemler için hesaplanan anormal kümülatif ortalama getirilerin istatistiksel anlamlılığa sahip olduğu görülmüştür. Ancak 1995 seçimleri için aynı sonuçlara rastlanmamıştır. Bunun nedeni o dönemlerde yaşanan finansal krizin olumsuz etkisi olabilir. Ayrıca, genel seçimlerden önceki dönemlere ait anormal getirilerin hiçbiri anlamlı çıkmamıştır.

2002 tarihli seçimlerden sonraki günler tek tek incelendiğinde; ilk iki gün ve dördüncü gündeki anormal getirilerin ve aynı seçimlerin kümülatif anormal getirileri incelendiğinde de; seçimlerden sonraki dönemlerin çoğuna (seçimlerden önceki beş gün ve on gün) ve seçimlerin onbeş gün öncesi ve sonrasına ilişkin döneme ait anormal kümülatif ortalama getirilerin istatistiksel anlamlılığa sahip olduğu bulunmuştur. Bu da diğer seçimlerle

karşılaştırıldığında son seçimlerin piyasaya etkisinin daha fazla olduğunu göstermektedir. Bunun nedeni, 2002 tarihli seçimler dışındakilerinin koalisyon hükümetleriyle, son seçimlerin ise 1980'lerden sonra ilk defa tek partili bir hükümetle sonuçlanmış olması olabilir. Çünkü yatırımcılar, koalisyon hükümetlerinin piyasalarda belirsizlik ve istikrarsızlık doğurabileceğini düşünmüş ve tek partili hükümetle ülkede siyasal ve ekonomik kararların hızlı bir biçimde alınabileceği ve istikrar sağlanabileceği yönünde olumlu beklentiler içine girmiş olabilirler.

Sonuç olarak, yatırımcıların, İMKB'nin kuruluşundan bu yana gerçekleşen genel seçimlerin bazılarının yapıldıkları tarihten sonraki birkaç günde ve yine seçimlerden sonraki dönemlerin bazılarında anormal getiri elde ettikleri görülmüştür. Bazı genel seçimlerin piyasaya etkisi özellikle seçimlerden sonraki dönemler incelendiğinde olumlu yönde olduğu açıkça görülmektedir. Ancak bu etkinin derecesi yatırımcıların olumlu beklentilerine ve belirsizliklerin ortadan kalkmasına bağlıdır. Seçimlerin sonunda kurulacak hükümetten beklentilerinin olumlu ve gelecekteki politik yapının açıkça görülebilir olması durumunda yatırımcılar hisse senedi alma yönünde bir eğilim gösterecekler ve seçimlerden sonra yüksek karlar elde edebileceklerdir. Ancak beklentilerin zayıf olması piyasayı etkilemeyecektir.

Kaynakça

- Aksoy, H., İ. Sağlam, "Sınırlayıcı (Classifier) Sistem ile İMKB'de Yeni Bir Anomali Gözlemi", 16 Nisan 2004, Erişim: www.econ.boun.edu.tr/paper/pdf/wp-01-15.pdf.
- Aydoğan, K., "Hisse Senedi Fiyatlandırılmasında Aykırılıklar", İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, Yıl: 9, Sayı: 100, 1994, 83-89.
- Balaban, E., "Day of the Week Effects: New Evidence from Emerging Stock Market", Applied Economics Letters, 2, 1995, 139-143.
- Balaban, E., H. B. Candemir, K. Kunter, *Stock Market Efficiency in the Developing Economy: Evidence from Turkey*, The Central Bank of Republic of Turkey, Research Department, Discussion Paper, No: 9612, 1996.
- Bildik, R., *Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellik ve İMKB üzerine Ampirik Bir Çalışma*, İMKB Yayınları, İstanbul, 2000.
- Bilson, C. M., T. J. Brailsford, V. C. Hooper, "The explanatory Power of Political Risk in Emerging Markets", International Review of Financial Analysis, 11, 2002, 1-27.

- ChanY., A. C. W. Chui, C. C. Y, Kwok, "The Impact of Salient Political and Economic News on the Trading Activity", Political-Basin Finance, 9, 2001, 195-217.
- Cosset, J. C., Suret, J. M., "Political Risk and the Benefits of International Portfolio Diversification", Journal of International Business Studies, (Second Quarter 1995), 301-318.
- Demir, A., O. Küçükkiremitçi, A. Üreten, S. Pekkaya, "Fiyat/Kazanç Oranına ve Firma Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Portföylerin Performanslarının Değerlendirilmesi (1990-1996 Dönemi İçin İMKB Uygulaması)", Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar, İşletme ve Finans Yayınları, No: 4, Ankara, 1996, 39-69.
- Demirer, R., M. B. Karan, "An Investigation of the Day of The Week Effect on Stock Returns in Turkey", Journal of Russian and East European Finance and Trade, Nov 2001.
- Diamonte, R. L. Liew, J. M., Stevens, R. L., "Political Risk in Emerging and Developed Markets", Financial Analysts Journal, May/June 1996, 71-76.
- Durukan, M. B., P. E. Mandacı, "The Relationship Between Stock Returns and Fundamental Variables: Evidence from Istanbul Stock Exchange", İşletme Fakültesi Dergisi, 4(1), 2003, 64-78.
- Errunza, V., Losq, E., "How Risky are Emerging Markets", The Journal of Portfolio Management, Fall 1987, 62-67.
- Fama, E.F., "Efficient Capital Markets: A Review Theory and Empirical Work", Journal of Finance, 25, 1970, 338-417.
- Foerster, S. R., Schmitz, J. J., "The Transmission of U.S. Election Cycles to International Stock Returns", Journal of International Business Studies, First Quarter, 1997, 1-27.
- Francis, J.C., (1991), Investments, Mc-GrawHill Inc, fifth edition, New York, 812 pages.
- Herbst, A.F., Slinkman, C.W., (1984), "Political-Economic Cycles in the in the US Stock Market", Financial Analysts Journal, 40, 38-44.
- Huang, R. D., "Common Stock Returns and Presidential Elections", Financial Analysts Journal, 41, 1985, 58-61
- Karan, M. B., "İstanbul Menkul Kıymet Borsası'nda Hafta Sonu Etkisi", Yaklaşım, 20, 1994, 99-109.
- Karan, M. B., "İMKB'de Fiyat/Kazanç, Fiyat/Satış ve Pazar Değeri/Değer Değeri Oranı Etkileri: Karşılaştırmalı Bir Analiz", Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar, İşletme ve Finans Yayınları, No: 4, Ankara, 1996, 71-93.

- Karan, M. B., “İMKB’de İhmal Edilmiş Hisse Senedi Etkisi”, H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt: 18, Sayı: 1, 2000, 129-142.
- Karan M. B., C. Ekşi, “İMKB’de Düşük Fiyat Etkisi”, İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, Yıl: 17, Sayı: 201), 2002, 48-55.
- Karan, M. B., A. Uygur, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Haftanın Günleri ve Ocak Ayı Etkilerinin Firma Büyüklüğü Açısından Değerlendirilmesi”, A. Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, 56 (2), 2001, 103-116.
- Kıyılar, M., *Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB’de İrdelemesi –Test Edilmesi-*, Sermaye Piyasası Kurulu, Yayın No: 86, Ankara, 1997, 152 sayfa.
- Kıymaz, H., “*The Initional and Aftermarket Performance of IPOs in an Emerging Market: Evidence from Istanbul Stock Exchange*”, Journal of Multinational Financial Management, Vol: 10, 1999, 213-227.
- Kim H. Y., J. P. Mei, “*What Makes the Stock Market Jump? An Analysis of Political Risk on Hong Kong Stock Returns*”, Journal of International Money and Finance, 20, 2001, 1003-1016.
- Kondak, N. E., *The Efficient Market Hypothesis Revisited: Some Evidence from the Istanbul Stock Exchange*, Capital Markets Board of Turkey, Publication Number: 83, Ankara, 1997, 204 pages.
- Lessard, D. R., *Principles of International Portfolio Selection*. In D.R. Leesard, Editor, International Financial Management, Second Edition, 1985, 16-30. New York; John Wiley&Sons.
- Lobo, B. J., “*Jump Risk in the U.S. Stock Market: Evidence Using Political Information*”, Review of Financial Economics, 8, 1999, 149-163.
- Metin, K., G. Muradoğlu, B. Yazıcı, “*An Analysis of Day of the Week Effect on the ISE*”, İMKB Dergisi, 1(2), 1997, 15-27.
- Muradoğlu, G., T. Oktay, “*Türk Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Etkinlik: Takvim Anomalileri*”, Hacettepe Üniversitesi İkt. İd. Bil. Fak. Dergisi, 11, 1993, 51-62.
- Muradoğlu, G., M. Ünal, “*Week Form Efficiency in the Thinly Traded Istanbul Securities Exchange*”, Middle East Business and Economic Review, 6, 1994, 37-44.
- Özmen, T., *Dünya Borsalarında Görülen Anomaliler ve İMKB Üzerine Bir Deneme*, SPK Yayınları, No: 61, 1997, Ankara.
- Pantzalis, C., Stangeland, D. A., Turtle H. J., “*Political Elections and Resolution of Uncertainty: The International Evidence*”, Journal of Banking and Finance, Vol.24, Issue 10, 2000, 1575-1604.

- Papaioannou, M., Tsetsekos, G., *Emerging Market Portfolios, Diversification and Hedging*, In Papaioannou, M., G. Tsetsekos editors, The McGraw-Hill Companies, Inc., 1997, 368.
- Perotti E. C., P. Oijen, “*Privatization, Political Risk and Stock Market Development in Emerging Economies*”, Journal of International Money and Finance, 20, 2001, 43-69.
- Reilly, Jr, W. B., Lukseitch, W. A., “*The Market Prefers Republicans: Myth or Reality?*”, Journal of Financial and Quantitative Analysis ,15, 1980, 541-559.
- Ross, S. A., R. W. Westerfield, J. Jaffe, *Corporate Finance*, International Edition, 6th edition, The McGraw-Hill Companies, New York 2002, (932 pages).
- Santa-Clara, P., R. Valkanov, “*The Presidential Puzzle: Political Cycles and the Stock Market*”, Journal of Finance, 58, 2003: 1841-1872.

İMKB DİBS FİYAT ENDEKSLERİNİN VOLATİLİTE VE KOVARYANSLARININ ÖNGÖRÜLMESİ

M. Mete DOĞANAY*

Özet

Finansal kurumlar piyasa risklerini doğru bir şekilde ölçmek için portföylerindeki menkul kıymetlerin getirilerinin değişkenliğini (volatilité) ve menkul kıymet getirileri arasındaki korelasyonu (dolayısıyla kovaryansı) uygun şekilde tahmin etmelidirler. Bu çalışmada getirisi faiz oranları ile ilişkili menkul kıymetlerin fiyat değişkenliği ve kovaryansları üzerinde durulmuş, bu menkul kıymetlerin fiyatlarını temsilen İMKB DİBS fiyat endeks serilerinin varyansları ile seri çiftleri arasındaki kovaryanslar Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans (GARCH) ve Üssel Olarak Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalar (EWMA) yöntemleri ile modellenmiştir. Deney grubu verileri kullanılarak elde edilen modellerin bir gün sonrasının varyans ve kovaryansını öngörü gücü kontrol grubu verileri üzerinde araştırılmıştır. Araştırma sonucunda gerek varyans gerekse kovaryansların öngörülmesinde GARCH modellerinin genellikle daha üstün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu durum literatürdeki diğer finansal zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalardan elde edilen sonuçların İMKB DİBS fiyat endeksleri için de geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

I. Giriş

Finansal kurumlar portföylerinde değişik menkul kıymetleri (finansal araçlar) tutarlar. Finansal kurumlar portföylerinde bu menkul kıymetleri tuttuklarından dolayı piyasa riskine maruzdurlar. Piyasa riski, finansal kurumun portföyünde bulunan menkul kıymetlerin fiyatlarında oluşacak değişimler sonucunda uğranılması muhtemel zarar olarak tanımlanabilir. 1970'li yıllardan itibaren gelişmiş piyasalarda finansal araçların değişkenliğinin (volatilité) artması sonucunda piyasa riski finans sektöründe önemli bir kavram olarak ortaya çıkmıştır. Son yıllarda gerek ülkemizde gerekse yurt dışında bazı finansal kurumların menkul kıymet pozisyonlarından dolayı yaşadıkları olumsuzluklar, ulusal ve uluslararası düzenleyici kuruluşları piyasa riski konusunda çeşitli düzenleyici tedbirler almaya yöneltmiştir.

Bu konuda ülkemizdeki düzenleyici kuruluş olan Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurulunca (BDDK) hazırlanan ve 31 Ocak 2002

tarih ve 24657 sayılı Resmi Gazete'de yayımlanan Bankaların Sermaye Yeterliliğinin Ölçülmesine ve Değerlendirilmesine İlişkin Yönetmeliğin 1 Mart 2003 tarih ve 25035 sayılı Resmi Gazete'de yayımlanan yönetmelik ile değiştirilen şekilde piyasa riski aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır (BDDK, 2003):

- “1) Getirisi faiz oranı ile ilişkilendirilmiş borçlanmayı temsil eden finansal araçlara,
- 2) Hisse senetlerine,
- 3) Diğer menkul kıymetlere,
- 4) Bankanın bilanço içi veya bilanço dışı kalemlerinde yer alan, farklı döviz cinslerindeki tüm döviz varlıkları ve yükümlülüklerine,
- 5) Yukarıda belirtilen araçlara dayalı türev sözleşmelere,

ilişkin pozisyonların değerinde faiz oranları, hisse senedi fiyatları ve döviz kurlarındaki dalgalanmalar nedeniyle meydana gelebilecek ve ‘faiz oranı riski’, ‘hisse senedi pozisyon riski’ ve ‘kur riski’ unsurlarından oluşan zarar riskini ifade eder.”

Yukarıdaki tanımdan da anlaşılacağı gibi, piyasa riskinin esasını finansal kurumun portföyünde bulunan menkul kıymetlerin piyasa değerlerindeki değişim oluşturur.

Piyasa riskini ölçmek ve bu riski karşılayacak kadar bir sermayeye sahip olmak finansal kurumlar için bir zorunluluktur. Son yıllarda piyasa riskini ölçmek için çeşitli yöntemler geliştirilmiştir. Bunlardan en yaygın olanı riske maruz değerdir. Riske maruz değer piyasa riskinin ölçülmesinde yaygın olarak kullanılmasının en önemli nedeni yorumlanmasındaki basitlikten kaynaklanmaktadır. Çünkü, riske maruz değer finansal kurum yöneticilerinin veya ilgili kişilerin, finansal kurumun önümüzdeki dönemde (bir gün, on gün, bir ay vb.) portföyündeki finansal araçların fiyat değişikliklerinden dolayı ne kadar bir kayba uğrayabileceğini bir bakışta görmelerini sağlayacak tek bir rakam sunar. BDDK'nın adı geçen tebliğinde riske maruz değer aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır:

“Elde tutulan bir portföy ya da varlık değerinin, faiz oranlarında, döviz kurlarında ve hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmalar nedeniyle meydana gelebilecek değişiklikler sonucunda maruz kalabileceği en yüksek zararı, belli bir zaman diliminde ve belli bir olasılık seviyesinde ifade eden ve muhtelif sayısal yöntemlerle tahmin edilen değerdir.” (BDDK, 2003).

Bu amaçla en yaygın olarak kullanılan parametrik yöntemle riske maruz değeri hesaplamak için, finansal kurumun portföyündeki finansal araçların fiyat değişkenliğinin ve değişik finansal araçların fiyat değişimleri arasındaki korelasyonun (dolayısıyla kovaryansın) bilinmesine gerek vardır. Esasen, riske maruz değer geliştirilmeden önce herhangi bir finansal aracın riskini ölçmek için kullanılan temel yöntem bu finansal aracın değişkenliğinin hesaplanması, portföy riskini ölçmek için kullanılan yöntem ise, portföyü oluşturan finansal araçların portföy içindeki ağırlıkları, değişkenlikleri ve fiyat değişimleri

* Dr. M. Mete Doğanay, Kara Harp Okulu Dekanlığı Sistem Yönetimi Bilimleri Bölümü, Bakanlık, Ankara.

arasındaki korelasyonu kullanarak portföy deęişkenlięinin hesaplanmasıdır. Riske maruz deęerin getirdięi yenilik ise, portföyün riskini deęişkenlik cinsinden deęil, fakat kullanılan para birimi cinsinden, belirli bir zaman diliminde, belirli bir olasılıkla uğranılabilecek maksimum kayıp olarak ifade etmesidir. Ancak bu kaybı hesaplarken, yöntem yine tek tek finansal araçların deęişkenlięini ve finansal araçların fiyat deęişimleri arasındaki korelasyonu kullanmaktadır. Bu nedenle, deęişkenliklerin ve korelasyonların gerçekçi bir şekilde belirlenmesi piyasa riskinin saęlıklı bir şekilde hesaplanması yönünden önemlidir.

Finansal araçların deęişkenlięi standart sapma ile dięer finansal araçlarla olan korelasyonu ise korelasyon katsayısı ile ölçülür. Gelişmiş piyasalarda deęişkenlięin artması ve piyasa riskinin ölçülmesinin önem kazanmasına paralel olarak, finansal araçların standart sapması ve korelasyon katsayılarının hesaplanmasına yönelik de yeni yöntemler geliştirilmiştir. Bu yöntemler, standart sapma ve korelasyon katsayısını hesaplayan geleneksel yöntemlerden farklı olarak, gerek standart sapmanın gerekse korelasyon katsayısının zaman içinde deęişebileceğini göz önüne almaktadır. Koşullu yöntemler olarak da adlandırılan bu yöntemler kullanılarak deęişik finansal araçların ve döviz kurlarının deęişkenlięinin modellenmesine yönelik hem ülkemizde hem de yurt dışında bir çok uygulamalı çalışma yapılmıştır. Ancak ülkemizdeki çalışmaların hemen hemen hepsinde, döviz kuru riski ve hisse senedi pozisyon riskine yönelik, döviz kurlarının ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Hisse Senedi Piyasası Endekslerinin deęişkenlikleri modellenmeye çalışılmıştır. Bu çalışmada ise faiz oranı riski ele alınmaktadır. Faiz oranlarındaki deęişim, getirisi faiz oranları ile ilişkili bono ve tahvil gibi borçlanmayı temsil eden finansal araçların piyasa fiyatını etkiler. Ülkemizde son yıllarda özel sektör tarafından borçlanmayı temsil eden finansal araçlar ihraç edilmediğinden, Devlet İç Borçlanma Senetleri (DİBS) olarak adlandırılan hazine bonusu ve devlet tahvilleri bu türdeki tek menkul kıymettir. Hatta ülkemizdeki menkul kıymet stoklarının %91'ini DİBS'ler oluşturmaktadır. Bankaların menkul kıymet cüzdanlarının yaklaşık %81'ini de DİBS'ler teşkil etmektedir. 2000 ve 2001 yıllarında DİBS'lerin piyasa fiyatının düşmesi bu menkul kıymetlere aşırı derecede yatırım yapan bazı bankaların mali açıdan zor duruma düşmesine sebep olmuştur. Bu nedenle DİBS'lerin fiyat deęişkenliklerinin belirlenmesi, finansal kurumların riske maruz deęerlerinin ve dolayısıyla piyasa risklerinin hesaplanmasında önemli bir yer tutar. Bu çalışmada vadesine deęişik süreler kalmış DİBS'lerin piyasa fiyat deęişimini temsil eden İMKB DİBS fiyat endeks serilerinin deęişkenlięi ile DİBS fiyat endeks seri çiftleri arasındaki kovaryansları en iyi şekilde modelleyecek ve bir dönem sonrası için öngöreceğ yöntemler araştırılacak ve bu şekilde hisse senedi pozisyon riski ve döviz kuru riskini esas alan çalışmalar faiz oranı riski ile tamamlanmaya çalışılacaktır.

Çalışmanın ikinci bölümünde, daha sonraki bölümde yapılacak uygulamaya esas teşkil etmek üzere, deęişkenlik (volatilité) ile

korelasyonkatsayısının hesaplanmasına temel teşkil eden kovaryans kavramları ve deęişkenlik ile kovaryansın deęişik hesaplanma yöntemleri açıklanacak; üçüncü bölümde deęişkenlięi hesaplanacak İMKB DİBS fiyat endeksleri hakkında bilgi verilecek; dördüncü bölümde İMKB DİBS fiyat endekslerinin deęişik yöntemlerle deęişkenlięi ve endeks çiftleri arasındaki kovaryansları modelleyecek yöntemler tahmin edilecek ve yöntemlerin bir dönem sonrasının deęişkenlięini ve kovaryansını öngörme gücü araştırılacak; son bölümde ise sonuçlar tartışılacaktır.

II. Teorik Temel

Standart sapma veya standart sapmanın karesi olan varyansla ölçülen deęişkenlik, bir finansal aracın getirisinin ne oranda dalgalandığının ölçütüdür. Bu dalgalanmayı ölçmek için kullanılan referans, finansal aracın getirisinin beklenen deęeridir. O halde deęişkenlik, finansal aracın getirisinin beklenen getiriden sapması olarak tanımlanabilir. Bu sapmanın yüksek olması ilgili finansal araca yatırım yapanların potansiyel olarak yüksek bir kâr elde edebileceğini veya yüksek bir zarara uğrayabileceğini gösterir.

Yukarıda da belirtildięi gibi riske maruz deęer hesaplamalarında kullanılan ölçütlerden birisi getiri dalgalanmalarını gösteren standart sapmadır. Riske maruz deęer önumüzdeki dönem uğranılabilecek maksimum zararı kullanılan para birimi cinsinden belirli bir olasılıkla ifade ettiğinden, riske maruz deęerin hesaplanmasına temel teşkil eden deęişkenlięin de önumüzdeki dönem için öngörülmesi gerekmektedir. Bu amaçla üç temel yöntem kullanılmaktadır (Hopper, 1996). Bu yöntemlerin ilkinde; deęişkenlik finansal aracın geçmiş getirilerinden oluşan zaman serisinden hesaplanmaktadır. İkinci yöntemde deęişkenlik, opsiyonların piyasa fiyatlarından opsiyon fiyatlama modelleri yardımıyla hesaplanmaktadır. Opsiyon fiyatlarından hesaplanan deęişkenlięe dolaylı deęişkenlik (implied volatility) adı verilir. Üçüncü yöntemde ise deęişkenlik yargıya dayanarak sübjektif olarak belirlenmektedir. Ülkemizde bir opsiyon piyasası bulunmadığından ve sübjektif deęişkenlik analizciden analizciye farklılık gösterdiğinden, bu çalışmada deęişkenlięin birinci yöneme göre hesaplanması üzerinde durulacaktır.

Herhangi bir finansal aracın deęişkenlięinin göstergesi olan standart sapma, finansal aracın getirilerinden oluşan zaman serisi kullanılarak aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2} \quad (1)$$

Burada; r_t herhangi bir t dönemi için getiriyi, \bar{r} getirilerin ortalamasını (beklenen deęerini), T ise dönem sayısını göstermektedir. Eđer beklenen deęer, aşağıda da inceleneceęi gibi, sıfır olarak kabul edilirse (1) nolu eşitlik aşağıdaki şekli alır.

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_t^2} \quad (2)$$

Bu şekilde standart sapma hesaplanırken tüm değerlerin (r_t^2) ağırlığının eşit olduğu kabul edilmektedir. Bu ağırlık $1/T$ 'dir. Dolayısıyla, bu şekilde hesaplanan standart sapma zamana göre değişmemekte, başka bir ifade ile zaman içinde sabit kalmaktadır. Son zamanlarda yapılan araştırmalar herhangi bir finansal aracın getirisinin varyansları (r_t^2) arasında bir ilişkinin olduğunu ortaya koymuştur. Bir dönem sonraki değişkenlik geçmiş dönemlerdeki değişkenlikten etkilenmektedir. Bu nedenle, standart sapma klâsik yöntemde olduğu gibi zaman içinde sabit kalmamakta fakat zamana bağlı olarak değişmektedir. Bu özellik de dikkate alınarak hesaplanan standart sapmaya koşullu standart sapma adı verilmektedir. Burada koşullu ifadesi kullanılmaktadır, çünkü standart sapma önceki dönemlerin değerlerinden etkilenmektedir.

Koşullu standart sapmanın hesaplanmasında da genelde iki yöntem kullanılmaktadır. Bunlardan birincisi; Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişken Varyans (Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) olarak adlandırılan GARCH modellerinden finansal zaman serilerinin analizinde en yaygın kullanılan GARCH (1,1) yöntemi, diğeri ise GARCH (1,1) yönteminin bir uyarlaması olan Üssel Olarak Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalar (EWMA) tekniğidir. Her iki yöntemde de son dönemlerdeki gözlem değerlerine (r_t^2) daha fazla ağırlık verilmektedir. Bollerslev tarafından geliştirilen GARCH (1,1) yöntemine göre getirilerin varyansı tahmin edilebilir bir süreç izlemektedir. Bu yöntemde bir dönem sonrası için koşullu varyans, en son gözlenen getirinin karesi (mevcut dönem varyansı) ve bir dönem öncesi için tahmin edilen koşullu varyans kullanılarak tahmin edilmektedir (Bollerslev, 1986; Gouriéroux ve Jasiak, 2001). Yönteme göre bir sonraki dönem için tahmin edilen koşullu varyans aşağıdaki ifadeye göre hesaplanmaktadır. (Hesaplamalarda koşullu varyans gösterilmiştir. Bilindiği gibi koşullu standart sapma koşullu varyansın kareköküdür).

$$r_t = bx_t + u_t \quad (3)$$

$$\sigma_{t+1/t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_t^2 + \beta \sigma_{t/t-1}^2 \quad (4)$$

Önce (3) nolu eşitlik kullanılarak serinin koşullu ortalaması tahmin edilmekte, daha sonra (4) nolu eşitlik yardımıyla koşullu varyans tahmin edilmektedir. (3) nolu eşitlikte x_t bağımsız değişkenleri göstermektedir.

Bağımsız değişken olarak, bağımlı değişkenin (getiri) gecikmeli değerleri de kullanılabilir. (4) nolu eşitlikteki u_t^2 değeri ise koşullu ortalamadan sapmanın karesidir. Ancak Jorion günlük zaman serilerinde, serinin beklenen değerinin (ortalamasının) sıfır olarak alınabileceğini ispatlamıştır (Jorion, 1995). Bu durum riske maruz değerlerin hesaplanmasına yönelik gerek teorik gerekse uygulamalı çalışmalarda genel kabul görmüştür. Bu kabulün yapılması durumunda (4) nolu eşitlik aşağıdaki şekli alır.

$$\sigma_{t+1/t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_t^2 + \beta \sigma_{t/t-1}^2 \quad (5)$$

Yukarıdaki ifadede; $\sigma_{t+1/t}^2$, t dönemi dahil t dönemine kadar olan veriler kullanılarak hesaplanan t+1 dönemine ilişkin koşullu varyans tahminini, $\sigma_{t/t-1}^2$ ifadesi de aynı şekilde t-1 dönemi dahil t-1 dönemine kadar olan veriler kullanılarak hesaplanan t dönemine ilişkin koşullu varyans tahminini göstermektedir. r_t ise, finansal aracın t nci dönemde gözlenen getirisidir. (5) nolu ifadedeki α_0 , α_1 ve β parametreleri en büyük olabilirlik (maximum likelihood) yöntemiyle hesaplanmaktadır. $\alpha_1 + \beta \leq 1$ olması durumunda zaman serisi kalıcı olup sonlu varyansa sahiptir ve t+1 dönemi için koşullu varyans tahmini yapılabilir. Parametrelerin tahminin ardından modelin tatminkâr olup olmadığını araştırmak için ARCH-LM (ARCH-Lagrange Çarpanı) testi uygulanabilir. Bunun için aşağıdaki regresyon modelinin parametreleri tahmin edilir.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 \quad (6)$$

Yukarıdaki regresyon modelinde u, GARCH (1,1) modelinden elde edilen standardize hata terimleridir. Burada yine beklenen değerlerin sıfır olduğu kabulü yapılabilir. Bu durumda u değerleri standardize r değerleri olarak alınır. Burada aşağıdaki hipotez test edilmektedir.

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

$$H_1 : \text{En az bir } \alpha \text{ sıfırdan farklıdır.}$$

Buradaki test istatistiği $(n-p) * R^2$ olup, p serbestlik derecesinde bir χ^2 dağılımına uyar. n gözlem sayısı, p gecikme sayısı, R^2 ise (6) nolu regresyon modelinin determinasyon katsayısıdır. H_0 hipotezinin kabul edilmesi ilave ARCH etkisi olmadığını, reddedilmesi ise ilave ARCH etkisi olduğunu ve GARCH (1,1) modelinin koşullu varyansı modellemede yetersiz kaldığını gösterir.

GARCH yönteminin değişik finansal zaman serilerine uygulanmasına yönelik gerek ülkemizde gerekse yurt dışında bir çok çalışma yapılmıştır. Yurt

dışında yapılan çalışmaların önemli bir bölümü Bollerslev ve diğerlerinin (1992) araştırmasında özetlenmiştir. Ülkemizde ise, Telatar (1996) ve Gönenç (2000) GARCH yöntemini döviz kurlarının belirsizliğinin ölçülmesinde, Güneş ve Saltoğlu (1998) ise İMKB Hisse Senedi Piyasası Fiyat Endekslerinin değişkenliğinin modellenmesinde kullanmışlar ve olumlu sonuçlar almışlardır. Sevil (2001) değişkenliğin modellenmesini ilk defa risk yönetimi kapsamında ele almış ve hisse senedi pozisyon riskinin hesaplanmasına yönelik İMKB-100 endeksinin değişkenliğini GARCH yöntemi ile modellemiştir. Karatepe ve diğerleri (2002) koşullu Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modelini kullanarak İMKB-30 endeksinde yer alan hisse senetlerinin getirilerini tahmin etmişlerdir. Bu modeli uygulamak için yazarlar, koşullu varyans ve koşullu kovaryansı modellemiştir.

Finansal zaman serilerini kullanarak koşullu varyansı hesaplamak için J.P. Morgan tarafından GARCH (1,1) yönteminin bir uyarlaması olan Üssel Olarak Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalar Yöntemi geliştirilmiştir (J.P. Morgan, 1996). Yöntemin temelini aşağıdaki ifade teşkil etmektedir.

$$\sigma^2 = (1 - \lambda) \sum_{t=1}^T \lambda^{t-1} (r_t - \bar{r})^2 \quad (7)$$

(7) nolu ifadeye λ “eskime faktörü” olarak adlandırılmakta olup değeri sıfırla bir arasında değişmektedir. Bu faktör geçmiş dönem verilerinin ağırlığının ne kadar süratle düştüğünü belirlemektedir. Örneğin 20 günlük bir dönem esas alınır (T=20) ve $\lambda=0,90$ olarak kabul edilirse, 20 gün önceki $(r_t - \bar{r})^2$ değerinin ağırlığı aşağıdaki şekilde bulunur.

$$(1-0,90) * 0,90^{19} = 0,0135$$

Klâsik varyans ifadesi kullanılsaydı (eşit ağırlık) bu değer $1/20 = 0,05$ olacaktı. Üssel Olarak Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalar yönteminde aynı örnek için bir gün önceki $(r_t - \bar{r})^2$ değerinin ağırlığı ise 0,1 olarak bulunur. Günlük beklenen değer sıfır kabul edilerek ve (7) nolu ifade kullanılarak bir gün sonrasının koşullu varyansının hesaplanması aşağıda açıklanmıştır.

$$\begin{aligned} \sigma_{t+1/t}^2 &= (1 - \lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i r_{t-i}^2 \\ &= (1 - \lambda) (r_t^2 + \lambda r_{t-1}^2 + \lambda^2 r_{t-2}^2 + \lambda^3 r_{t-3}^2 \dots) \end{aligned}$$

$$= \lambda \sigma_{t/t-1}^2 + (1 - \lambda) r_t^2 \quad (8)$$

Üssel Olarak Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalar yöntemini uygulamak için λ değerinin belirlenmesi gerekmektedir. Burada ölçüt olarak hata kareleri ortalamasının karekökü (RMSE) kullanılmaktadır. Dolayısıyla en uygun λ değeri, hata kareleri ortalamasının karekökünü minimize eden λ değeridir. Finansal aracın getirisinin beklenen değeri sıfır olarak alındığında, $\sigma_{t+1}^2 = r_{t+1}^2$ olur. Bir gün sonrası için öngörülen koşullu varyans ($\hat{\sigma}_{t+1/t}^2$) ise (8) nolu eşitlik kullanılarak hesaplanır. Buradan tahmin hatası (ε_{t+1}) aşağıdaki şekilde bulunur:

$$\varepsilon_{t+1} = r_{t+1}^2 - \hat{\sigma}_{t+1/t}^2 \quad (9)$$

Buna göre RMSE değeri aşağıdaki şekilde hesaplanır (J.P. Morgan, a.g.e).

$$\text{RMSE}_{\text{varyans}} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_{t+1}^2 - \hat{\sigma}_{t+1/t}^2(\lambda))^2} \quad (10)$$

(10) nolu eşitlikte $\hat{\sigma}_{t+1/t}^2$, λ 'nın bir fonksiyonu olarak gösterilmiştir. Amaç RMSE değerini minimize eden λ 'yı bulmaktır.

Riske maruz değer hesaplamalarında kullanılan diğer ölçüt finansal araçların getirileri arasındaki ilişkiyi gösteren korelasyon katsayılarıdır. Korelasyon katsayısı iki finansal aracın getirileri arasındaki doğrusal ilişkinin ölçütü olup aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$\rho = \frac{\sigma_{xy}^2}{\sigma_x \sigma_y} \quad (11)$$

Yukarıdaki ifadeye yer alan σ_{xy}^2 , x ve y finansal araçlarının getirileri arasındaki kovaryanstır. Kovaryans, iki finansal aracın getirilerinin birlikte hareket etme derecesinin ölçütüdür. Kovaryans aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$\sigma_{xy}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_{xt} - \bar{r}_x)(r_{yt} - \bar{r}_y) \quad (12)$$

Kovaryansın hesaplanmasında temel olarak iki yöntem kullanılmaktadır. Bunların ilkinde kovaryans, finansal araçların geçmiş getirileri kullanılarak (12) nolu eşitlik yardımıyla hesaplanmaktadır. Bu şekilde hesaplanan kovaryansın zaman içinde sabit kaldığı ve önceki dönemlerin kovaryans değerlerinden etkilenmediği kabul edilmektedir. İkinci yöntem ise kovaryansın zaman içinde değiştiğini kabul etmekte ve koşullu kovaryansı hesaplamaktadır. Koşullu varyans için açıklanan yöntemler, iki zaman serisi arasındaki koşullu kovaryansın hesaplanmasında da küçük düzenlemeler yapılarak kullanılabilir.

GARCH (1,1) yöntemine göre iki finansal aracın getirileri arasındaki koşullu kovaryans aşağıdaki şekilde hesaplanabilir (Alexander, 1996). Burada da finansal araçların günlük getirilerinin beklenen değerinin sıfır olduğu kabul edilmiştir.

$$\sigma_{xy,t+1/t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{xt} r_{yt} + \beta \sigma_{xy,t/t-1}^2 \quad (13)$$

Üssel Olarak Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalar yöntemi kullanılırsa iki finansal aracın getirileri arasındaki koşullu kovaryans aşağıdaki ifade kullanılarak hesaplanabilir. (J. P. Morgan, a.g.e.).

$$\sigma_{xy,t+1/t}^2 = \lambda \sigma_{xy,t/t-1}^2 + (1 - \lambda) r_{xt} r_{yt} \quad (14)$$

Kovaryans tahmin hata kareleri ortalamasının karekökü, varyans tahminlerinde olduğu gibi, aşağıdaki şekilde hesaplanır (J.P. Morgan, a.g.e).

$$RMSE_{Kovaryans} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_{x,t+1} r_{y,t+1} - \hat{\sigma}_{xy,t+1/t}^2(\lambda))^2} \quad (15)$$

Kovaryans tahminlerinde de $RMSE_{Kovaryans}$ değerini minimum yapan λ bulunmalıdır. Koşullu varyans ve koşullu kovaryansın hesaplanmasının ardından bir dönem sonrası için koşullu korelasyon katsayısı öngörüsü aşağıdaki şekilde yapılır (J.P. Morgan, a.g.e).

$$\rho_{xy,t+1/t} = \frac{\sigma_{xy,t+1/t}^2}{\sigma_{x,t+1/t} \sigma_{y,t+1/t}} \quad (16)$$

Korelasyonların modellenmesine yönelik çalışmalarda, daha çok değişik döviz kurları arasındaki korelasyonlar ile değişik hisse senedi fiyat endeksleri arasındaki korelasyonlar modellenmeye çalışılmıştır. Bunlardan Longin ve Solnik (1995) tarafından yapılan çalışmada GARCH modeli kullanılarak değişik piyasalardaki hisse senedi getirileri arasındaki korelasyonlar modellenmiş ve bu korelasyonların zaman içinde değiştiği sonucuna varılmıştır.

III. İMKB DİBS Fiyat Endeksleri

Tahvil ve hazine bonusu gibi borçlanmayı temsil eden sabit getirili finansal araçların piyasa fiyatı, piyasa faiz oranlarındaki değişimlerden etkilenir. İMKB tarafından oluşturulan DİBS fiyat endeksleri, söz konusu fiyat değişimlerinin bir göstergesidir. İMKB DİBS fiyat endeksleri aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

Fiyat endeksleri bir karakteristik tahvilin fiyatında sadece piyasa faiz oranlarının değişmesi nedeniyle meydana gelen değişimleri gösterir.” (İMKB)

Fiyat endeksindeki bir artış veya azalış, ilgili vadedeki bono veya tahvil fiyatının, endeksin hesaplanmasına esas alınan referans (baz) döneme göre ne kadar arttığını veya azaldığını gösterir. Fiyat endeksleri 30, 91, 182, 273, 365 ve 456 günlük vadeler için hesaplanmaktadır. 30 ve 91 günlük vadeler için referans dönemi 25-26 Aralık 1995; 273, 365 ve 456 günlük vadeler için ise 2 Ocak 2001 tarihidir. 182 günlük vade için ise 25-26 Aralık 1995 tarihini baz alan ve 2 Ocak 2001 tarihini baz alan iki farklı endeks hesaplanmaktadır.

Endeksler, her işlem günü Tahvil ve Bono Piyasası Kesin Alım Satım Pazarı’nda iskontolu menkul kıymetlerde gerçekleşen işlemlerin ağırlıklı ortalama fiyatlarından hesaplanmaktadır (İMKB). Endekslerin hesaplanmasına yönelik ilk çalışma Kona (1997) tarafından yapılmış olup, söz konusu çalışmada İMKB DİBS fiyat endekslerinin hesaplanmasına esas alınan yöntem ayrıntılı olarak açıklanmıştır. İMKB DİBS fiyat endekslerindeki değişim; vadesine 30, 91, 182, 273, 365 ve 456 gün kalmış karakteristik bono veya tahvillerin fiyatlarında piyasa faiz oranlarından kaynaklanan değişimi gösterir. Bu durumuyla endeksler, finansal kurumların portföylerinde bulunan tahvil ve bono gibi sabit getirili menkul kıymetlerden kaynaklanan piyasa riskini (riske maruz değeri) hesaplamak amacıyla belirli vadeler için referans serileri (vertices) olarak kullanılabilir. Gerek iskontolu gerekse kupon ödemeli tahvil ve bonoların gelecekteki nakit akımları, nakit akımının vadesindeki referans serilerine dağıtılarak (cash flow mapping) riske maruz değer hesaplanabilir. Bu şekilde riske maruz değer hesaplanması; nakit akımlarına ayrıştırma ve nakit akımlarını referans serilerine dağıtma olarak adlandırılmaktadır. Bu yöntemin uygulanabilmesi için, DİBS fiyat endekslerindeki değişimin standart sapması (volatilitesi) ile endeks çiftlerinin değişimlerinin korelasyonunun (dolayısıyla kovaryansın) bilinmesine gerek vardır. Bir sonraki bölümde bu iki ölçütün değişik yöntemlere göre öngörülmesi ele alınacaktır.

IV. Uygulama

4.1. Araştırma Soruları

Literatürde kovaryans modellerini karşılaştıran çalışmalara pek rastlanmamıştır. Ancak değişik finansal araçların varyanslarının modellenmesinde, değişik yöntemleri karşılaştıran çalışmalar yapılmıştır. Bu çalışmalarda ilgili finansal aracın varyansını en uygun şekilde öngörecek model önerilmeye çalışılmıştır. West ve Cho (1995) döviz kuru değişkenliğinin modellenmesinde GARCH yöntemlerinin kısa elde tutuş süreleri için (en fazla bir hafta) EWMA'dan daha etkin bir tahminde bulunduğunu ortaya koymuştur. Jorion ise (1995) döviz kuru değişkenliğinin modellenmesinde dolaylı değişkenliğin GARCH yöntemine göre daha yüksek bir öngörü gücüne sahip olduğunu belirlemiştir. Balaban (2000) İMKB Hisse Senedi Piyasası Ulusal Endeksinin değişkenliğini farklı yöntemlerle modellemiş ve modellerin bir dönem sonrasının varyansını öngörme gücünü araştırmıştır. Araştırma sonucunda, ARCH modelinin diğer modellere göre belirgin bir üstünlüğü olduğu tespit edilmiştir. Riskmetriks ise GARCH ve EWMA modellerinin öngörüsü arasında belirgin bir farklılık olmadığını ileri sürmektedir. Alexander (1996) kısa elde tutuş süreleri için GARCH yönteminin uygulanmasını tavsiye etmekte; Butler (1999) ise, GARCH yöntemlerinin finansal araçların değişkenliğini daha doğru öngördüğünü belirtmekte, ancak bu modelleri uygulama zorluğu olduğunu da kaydetmektedir. Giriş bölümünde de ifade edildiği gibi literatürde, getirisi faiz oranları ile ilişkili finansal araçların fiyat değişkenliğinin modellenmesine yönelik değişik yöntemleri karşılaştıran bir çalışmaya rastlanmamıştır. Araştırmamızda öncelikle bu konu ele alınarak DİBS fiyat endekslerinin değişkenliği ve endeks çiftleri arasındaki kovaryanslar modellenmektedir. Bu amaçla literatürden elde edilen bilgiler de göz önüne alınarak uygulama bölümünde aşağıdaki sorulara cevap aranacaktır:

- Her seride koşullu varyans, seri çiftlerinde ise koşullu kovaryans bulunmakta mıdır?
- Koşullu varyans ve koşullu kovaryans bulunmakta ise; serilerin bir gün sonrası için koşullu varyansının öngörülmesine, seri çiftlerinin bir gün sonrası için koşullu kovaryansın öngörülmesine yönelik hangi yöntem daha iyi bilgi vermektedir ?
- Diğer finansal araçlara yönelik çalışmalarda olduğu gibi, İMKB DİBS fiyat endekslerinin fiyat değişkenliğinin ve endeks çiftleri arasındaki kovaryansın modellenmesinde GARCH yöntemlerinin belirgin bir üstünlüğü bulunmakta mıdır?

4.2. Veri

Çalışmada İMKB tarafından yayımlanan 30, 91, 182, 273, 365 ve 456 günlük DİBS fiyat endekslerinin günlük değerleri kullanılmıştır. Bu değerler İMKB aylık bültenlerinden derlenmiştir. Bu çalışmada 01 Mart 2001 - 30 Ekim 2003

tarihleri arasındaki dönem esas alınmıştır. Bu dönemde İMKB DİBS fiyat endekslerinin hesaplandığı 670 gün vardır. Bu çalışmada da, literatürdeki benzer çalışmalarda olduğu gibi, veri seti modellerin tahmin edildiği deney grubu (in-sample) ve elde edilen modellerin öngörü güçlerinin belirlendiği kontrol grubu (out-of-sample) olmak üzere 335 verilik iki eşit parçaya ayrılmıştır.

İMKB DİBS fiyat endekslerinin günlük değişimleri (fiyat getirileri) aşağıdaki ifadeye göre hesaplanmış ve uygulamada bu getirilerin oluşturduğu zaman serileri kullanılmıştır.

$$r_t = \ln \left(\frac{e_t}{e_{t-1}} \right)$$

Burada; e_t ve e_{t-1} sırasıyla endeksin t nci ve t-1 nci gündeki değeridir.

4.3. Koşullu Varyansın Modellenmesi

Koşullu varyansın GARCH (1,1) ve EWMA yöntemleri ile modellenmesinden önce serilerin durağanlığı Genişletilmiş Dickey-Fuller testi kullanılarak araştırılmıştır. Test uygulanırken gecikme sayısı 25 gün olarak alınmıştır. Test sonuçları her bir seri için aşağıdaki tabloda gösterilmiştir.

Tablo 1: Genişletilmiş Dickey-Fuller Test Sonuçları

Seri	Test İstatistiği
30 gün	-5,73
91 gün	-3,86
182 gün	-4,40
273 gün	-4,98
365 gün	-5,36
456 gün	-5,60
% 5 anlamlılık düzeyi için MacKinnon kritik değeri = -2,87	

Yukarıdaki test istatistiklerinden görüldüğü gibi serilerde birim kök olduğu hipotezi reddedilmektedir. Buna göre seriler durağandır.

İkinci olarak serilerde koşullu varyansın belirtileri araştırılmıştır. Bu amaçla her seride r_t^2 değerleri arasındaki otokorelasyonlar ve Box Ljung Q istatistikleri hesaplanmıştır. Bu işlemin sonucunda r_t^2 değerleri arasında yüksek bir otokorelasyon olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerde koşullu varyansın bulunduğu yönünde bir kanıttır. Otokorelasyonun da tespit edilmesinin ardından serilerin koşullu varyansları GARCH (1,1) ve EWMA

yöntemlerine göre tahmin edilmiştir. GARCH (1,1) yöntemi için tahmin edilen parametreler aşağıdaki tabloda gösterilmiştir.

Tablo 2: GARCH (1, 1) Parametre Tahmini (Varyans)

Seri	α_0	α_1	β
30 gün	$3,29 E^{-7}$	0,337	0,736
91 gün	$8,49 E^{-7}$	0,274	0,768
182 gün	$5,39 E^{-7}$	0,289	0,710
273 gün	$1,05 E^{-6}$	0,120	0,863
365 gün	$3,21 E^{-6}$	0,130	0,849
456 gün	$6,87 E^{-6}$	0,134	0,843
$\sigma_{t+1/t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_t^2 + \beta \sigma_{t/t-1}^2$			

Tüm serilerde tahmin edilen parametreler anlamlı bulunmuştur. 30 ve 91 günlük seriler için elde edilen modellerde $\alpha_1 + \beta \leq 1$ olmadığından, bu model kullanılarak söz konusu seriler için koşullu varyans tahmini yapılamaz. Diğer modellerin tatminkâr olup olmadığını araştırmak için her seriye ARCH-LM testi uygulanmıştır. Testte 25 gecikme alınmıştır. Test sonuçları Tablo 3'de gösterilmiştir.

Tablo 3: ARCH-LM Test Sonuçları

Seri	Test İstatistiği	p
182 gün	8,06	0,990
273 gün	19,26	0,784
365 gün	18,48	0,821
456 gün	14,81	0,946
$\chi_{25}^2 (0,05) = 37,7$		

Yukarıdaki tablodan da görüldüğü gibi, $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{25} = 0$ hipotezi her seri için rahatlıkla kabul edilmiştir. Bu durum ilave ARCH etkisi bulunmadığını ve modellerin tatminkâr olduğunu göstermektedir. EWMA yöntemi kullanılarak elde edilen λ değerleri aşağıdadır. Buradaki λ 'lar, her seri için $RMSE_{\text{varyans}}$ değerlerini minimum yapan λ 'lardır.

Tablo 4: EWMA λ Değerleri (Varyans)

Seri	λ
30 gün	0,53
91 gün	0,70
182 gün	0,90
273 gün	0,82
365 gün	0,90
456 gün	0,89
$\sigma_{t+1/t}^2 = \lambda \sigma_{t/t-1}^2 + (1 - \lambda) r_t^2$	

4.4. Varyans Modellerinin Öngörü Gücü

Modellerin kontrol grubu verileri üzerindeki öngörü güçleri iki yöntemle belirlenmiştir. Bunlardan birincisi; RMSE değerleri, diğeri ise regresyon modelidir.

RMSE değerleri kullanılarak hangi modeldeki tahmin hatasının daha az olduğu araştırılmıştır. Her iki model için kontrol grubu verileri üzerinde elde edilen RMSE değerleri Tablo 5'de gösterilmiştir.

Tablo 5: Modellerin RMSE Değerleri (Varyans)

Seri	RMSE (EWMA)	RMSE (GARCH)
30 gün	0,000004569	
91 gün	0,000017150	
182 gün	0,000036701	0,000038022
273 gün	0,000116650	0,000115346
365 gün	0,000258930	0,000257250
456 gün	0,000456320	0,000435670
$RMSE_{\text{varyans}} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_{t+1}^2 - \hat{\sigma}_{t+1/t}^2)^2}$		

30 ve 91 günlük serilerde sadece EWMA modeli kullanılmaktadır; 182 günlük seride EWMA; 273, 365 ve 456 günlük serilerde ise GARCH (1,1) yöntemi kontrol grubu verilerinde daha düşük bir tahmin hatası oluşturmaktadır.

GARCH (1,1) ve EWMA modellerinden hangisinin bir gün sonrasına ilişkin varyans (değişkenlik) konusunda daha iyi bilgi verdiğini tespit etmek amacıyla aşağıdaki regresyon modeli tahmin edilmiştir.

$$r_{t+1}^2 = a + b \hat{\sigma}_{t+1/t}^2 + e_{t+1} \quad (17)$$

Yukarıdaki regresyon modelinde $\hat{\sigma}_{t+1/t}^2$ olarak, kontrol grubu verileri üzerinde GARCH (1,1) veya EWMA yöntemleri kullanılarak elde edilen bir gün sonrası için koşullu varyans öngörülmesi kullanılmıştır. Regresyon sonuçları Tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6: Varyans Modellerinin Bir Sonraki Günün Varyansını Öngörme Gücü

Seri	EWMA					GARCH (1,1)				
	t (a)	p (a)	b	t (b)	p (b)	t (a)	p (a)	b	t (b)	p (b)
30 gün	4,06	0,000	0,111	1,167	0,244					
91 gün	4,387	0,000	0,098	0,779	0,437					
182 gün	1,889	0,058	0,556	3,437	0,001	2,841	0,005	0,381	3,527	0,000
273 gün	2,114	0,035	0,557	4,639	0,000	1,106	0,270	0,680	4,497	0,000
365 gün	1,066	0,109	0,636	4,284	0,000	1,036	0,301	0,690	4,676	0,000
456 gün	1,707	0,089	0,63	4,415	0,000	0,975	0,330	0,693	4,712	0,000

Modellerin öngörü gücünün yüksek olması için (17) nolu regresyon denklemindeki a katsayısının sıfıra eşit olması, b katsayısının ise bire yakın ve istatistiki açıdan anlamlı olması gerekmektedir. 30 ve 91 günlük serilerde tahmin sadece EWMA yöntemi ile yapıldığından, EWMA yöntemine göre hesaplanan koşullu varyansları bağımsız değişken olarak kullanan regresyon modeli tahmin edilmiştir. Tablo 6'dan görüleceği gibi; 30 ve 91 günlük serilerde EWMA modeli bir gün sonrasının varyansına yönelik yeterli bilgi verememektedir. 182 günlük seride EWMA; 273, 365 ve 456 günlük serilerde ise GARCH (1,1) modelinin bir gün sonrası için varyans değerini öngörme gücü daha yüksektir.

4.5. Koşullu Kovaryansın Modellenmesi

Koşullu kovaryansın modellenmesinde veri olarak, değişik vadeler için oluşturulan İMKB DİBS fiyat endekslerindeki değişimlerin ikişerli çarpımları ($r_x * r_y$) kullanılmıştır. Bu şekilde 15 seri oluşturulmuştur. Koşullu varyansın modellenmesinde olduğu gibi öncelikle bu serilerin durağanlığı Genişletilmiş Dickey-Fuller testi ile araştırılmış ve tüm serilerin durağan olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra koşullu kovaryansın belirtisini tespit etmek için her seride $r_{xt} * r_{yt}$ değerleri arasındaki otokorelasyon ve Box Ljung Q istatistikleri hesaplanmıştır. Bunun sonucunda $r_{xt} * r_{yt}$ değerleri arasında otokorelasyon olduğu tespit edilmiştir. Bu durum koşullu kovaryans lehine bir bulgudur.

(13) nolu ifade kullanılarak GARCH (1,1) yöntemi için parametreler tahmin edilmiş ve modellerin yeterli olup olmadığı ARCH-LM testi ile

sınamıştır. Test sonucunda $r_{30r_{365}}$ serisi için ilave ARCH etkisi olmadığı hipotezi reddedilmiştir. Bu durum söz konusu seri için ilave ARCH etkisi olduğunu ve GARCH (1,1) modelinin koşullu kovaryansı modellemede yetersiz kaldığını göstermektedir. Bunun üzerine GARCH (2,1) modeli denenmiştir. GARCH (2,1) modeline göre koşullu kovaryans ifadesi aşağıdadır.

$$\sigma_{xy,t+1/t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{xt} r_{yt} + \beta_1 \sigma_{xy,t/t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{xy,t-1/t-2}^2 \quad (18)$$

Söz konusu seri için GARCH (2,1) modeli ile tahmin yapılmasının ardından yeniden ARCH-LM testi uygulanmış ve bu seri için de ilave ARCH etkisi olmadığı hipotezi kabul edilmiştir. GARCH (1,1) ve GARCH (2,1) yöntemlerine göre tahmin edilen parametreler, ARCH-LM test istatistikleri ile birlikte Tablo 7'de gösterilmiştir.

Tablo 7: GARCH Yöntemleri Parametre Tahmini (Kovaryans)

Seri	α_0	α_1	β_1	β_2	ARCH-LM
30-91 gün	5,02 E ⁻⁷	0,280	0,766		
30-182 gün	9,34 E ⁻⁷	0,129	0,862		17,59
30-273 gün	7,83 E ⁻⁸	0,100	0,888		27,81
30-365 gün	2,06 E ⁻⁷	0,155	0,446	0,382	21,92
30-456 gün	2,56 E ⁻⁷	0,117	0,870		20,13
91-182 gün	7,06 E ⁻⁷	0,117	0,869		23,66
91-273 gün	1,60 E ⁻⁷	0,084	0,904		27,59
91-365 gün	2,91 E ⁻⁷	0,096	0,891		24,37
91-456 gün	4,66 E ⁻⁷	0,101	0,885		24,91
182-273 gün	6,65 E ⁻⁷	0,087	0,892		23,77
182-365 gün	1,03 E ⁻⁶	0,087	0,891		24,07
182-456 gün	1,36 E ⁻⁶	0,086	0,892		17,33
273-365 gün	1,81 E ⁻⁶	0,126	0,856		19,23
273-456 gün	2,56 E ⁻⁶	0,124	0,865		17,10
365-456 gün	4,63 E ⁻⁶	0,123	0,850		16,36

$$\sigma_{xy,t+1/t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{xt} r_{yt} + \beta \sigma_{xy,t/t-1}^2$$

$$\sigma_{xy,t+1/t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{xt} r_{yt} + \beta_1 \sigma_{xy,t/t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{xy,t-1/t-2}^2$$

$$\chi_{25}^2(0,05) = 37,7$$

Tahmin edilen tüm parametreler istatistiki olarak anlamlıdır. Tablo 7'den de görüleceği gibi (30-91) günlük seri hariç, diğer tüm serilerde $\alpha_1 + \beta_1 + \beta_2 < 1$ dir. Bu durum söz konusu seri hariç diğer serilerde GARCH modelleri

kullanılarak bir gün sonrası için koşullu kovaryansın öngörülebileceğini göstermektedir. EWMA yöntemine göre her seri için $RMSE_{Kovaryans}$ değerini minimum yapan λ 'lar Tablo 8'de yer almaktadır.

Tablo 8: EWMA λ Değerleri (Kovaryans)

Seri	λ
30-91 gün	0,58
30-182 gün	0,84
30-273 gün	0,95
30-365 gün	0,81
30-456 gün	0,73
91-182 gün	0,90
91-273 gün	0,91
91-365 gün	0,76
91-456 gün	0,68
182-273 gün	0,84
182-365 gün	0,75
182-456 gün	0,70
273-365 gün	0,86
273-456 gün	0,88
365-456 gün	0,90

$$\sigma_{xy,t+1/t}^2 = \lambda \sigma_{xy,t/t-1}^2 + (1 - \lambda) r_{xt} r_{yt}$$

182-273 Kovaryans Modellerinin Öngörü Gücü

Kovaryans modellerinin öngörü gücü de RMSE ve regresyon modeliyle belirlenmiştir. Kontrol grubu verileri kullanılarak elde edilen RMSE değerleri Tablo 9'da gösterilmiştir.

Tablo 9: Modellerin RMSE Değerleri (Kovaryans)

Seri	RMSE (EWMA)	RMSE (GARCH)
30-91 gün	0,000008766	
30-182 gün	0,000006101	0,000006457
30-273 gün	0,000073450	0,00000738
30-365 gün	0,000011140	0,00001093
30-456 gün	0,000015060	0,00001458
91-182 gün	0,000016620	0,00001725
91-273 gün	0,000024770	0,00002466
91-365 gün	0,000037570	0,00003654
91-456 gün	0,000050510	0,00004825
182-273 gün	0,000064540	0,00006380
182-365 gün	0,000097280	0,00009470
182-456 gün	0,000129800	0,00012500
273-365 gün	0,000173200	0,00017200
273-456 gün	0,000229000	0,00022800
365-456 gün	0,000343500	0,00034050

$$RMSE_{Kovaryans} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_{x,t+1} r_{y,t+1} - \hat{\sigma}_{xy,t+1/t}^2)^2}$$

Tablo 9, vadesine kısa süre kalan DİBS'lerden oluşan endeks çiftlerinin koşullu kovaryansını EWMA yönteminin daha az hata ile tahmin ettiğini göstermektedir. Aşağıdaki regresyon modelinin tahmin edilmesindeki amaç, varyans modellerinde olduğu gibi, hangi yöntemin bir gün sonrasına ilişkin kovaryans konusunda daha iyi bilgi verdiğini tespit etmektir. Regresyon sonuçları Tablo 10'da gösterilmiştir.

$$r_{x,t+1} r_{y,t+1} = a + b \hat{\sigma}_{xy,t+1/t}^2 + e_{t+1} \quad (19)$$

Tablo 10: Kovaryans Modellerinin Öngörü Gücü

Seri	EWMA					GARCH (1,1) veya GARCH (2,1)				
	t (a)	p (a)	b	t (b)	p (b)	t (a)	p (a)	b	t (b)	p (b)
30-91 gün	4,245	0,000	0,105	1,020	0,308					
30-182 gün	4,204	0,000	-0,070	-0,380	0,701	2,392	0,015	-0,090	-0,420	0,673
30-273 gün	2,473	0,014	-0,040	-0,150	0,882	1,756	0,080	0,100	0,446	0,659
30-365 gün	1,978	0,050	0,080	0,517	0,605	0,156	0,121	0,082	0,404	0,686
30-456 gün	1,852	0,065	0,060	0,477	0,634	1,387	0,166	0,064	0,313	0,754
91-182 gün	2,952	0,003	0,290	1,470	0,142	1,368	0,172	0,281	1,452	0,148
91-273 gün	1,984	0,048	0,471	2,650	0,008	1,369	0,172	0,526	2,684	0,008
91-365 gün	2,495	0,013	0,364	3,000	0,003	1,326	0,186	0,519	2,813	0,005
91-456 gün	2,703	0,007	0,314	2,930	0,004	1,237	0,217	0,515	2,838	0,005
182-273 gün	2,005	0,046	0,553	4,317	0,000	0,591	0,555	0,746	4,056	0,000
182-365 gün	2,482	0,014	0,480	4,412	0,000	0,538	0,591	0,760	4,139	0,000
182-456 gün	2,713	0,007	0,446	4,396	0,000	0,518	0,604	0,766	4,161	0,000
273-365 gün	1,873	0,062	0,598	4,576	0,000	1,086	0,278	0,680	4,593	0,000
273-456 gün	1,749	0,081	0,617	4,460	0,000	0,980	0,328	0,656	4,561	0,000
365-456 gün	1,618	0,107	0,637	4,294	0,000	0,925	0,356	0,723	4,682	0,000

Tablo 10'dan görüleceği gibi, bir gün sonrasının kovaryansına yönelik EWMA yöntemi yeterli bilgi verememektedir. Vadesine uzun süre kalan DİBS'lerin oluşturduğu seri çiftlerinde GARCH yöntemi bir gün sonrasının kovaryansı konusunda nispeten daha iyi bilgi vermektedir.

V. Sonuç

Uygulama sonucunda her bir seri için koşullu varyansın geçerli olduğu gerek otokorelasyonlar, gerekse Box Ljung Q istatistikleri ile belirlenmiştir. Bu nedenle İMKB DİBS fiyat endeksleri getirilerinin değişkenliğinin modellenmesinde ve bir gün sonrası için varyansların öngörülmesinde koşullu yöntemleri kullanmanın daha sağlıklı olduğu sonucuna varılmıştır. Vadesine kısa süre kalan DİBS'lerin getirilerinden oluşan serilerden 30 ve 91 günlük serilerde koşullu varyans sadece EWMA yöntemi ile modellenmiş, 182 günlük seride ise kontrol grubu verilerinde EWMA'nın tahmin hatası GARCH (1,1) yöntemine göre daha düşük bulunmuştur. Ancak 182 günlük serinin aksine, 30 ve 91 günlük seriler için EWMA yöntemi kontrol grubu verilerinde bir gün sonrasının varyansını yeterli bir şekilde öngörememiştir. Araştırmada ayrıca, özellikle 30 ve 91 günlük serilerde bir gün öncesinin varyansının (r_t^2) bir gün

sonrasının varyans tahminini ($\sigma_{t+1/t}^2$) önemli ölçüde etkilediği sonucu da çıkarılmıştır. Öte yandan 273, 365 ve 456 günlük serilerde GARCH (1,1) yöntemi kontrol grubu verileri üzerinde gerek tahmin hatası, gerekse bir gün sonrasının varyansını öngörmeye daha iyi sonuç vermektedir.

Seri çiftlerinde ise, tüm seri çiftlerinde koşullu kovaryansın bulunduğu yine otokorelasyonlar ve Box Ljung Q istatistikleri ile tespit edilmiştir. Bu durum seri çiftlerinde kovaryansın zaman içinde değiştiğini gösterdiğinden, koşullu yöntemlerin kullanılması kovaryans öngörüsünde daha iyi sonuç verir.

30 günlük seri ile diğer seriler arasındaki kovaryansın modellenmesinde ve 91 günlük seri ile 182 günlük seri arasındaki kovaryansın modellenmesinde her iki yöntem de kontrol grubu verileri üzerinde bir gün sonrasının kovaryansını öngörmeye yetersiz kalmıştır. Diğer serilerde ise GARCH yöntemlerinin üstünlüğü belirlenmiştir.

Araştırmanın sonuçları İMKB DİBS fiyat endekslerinin değişkenliğinin ve seri çiftleri arasındaki kovaryansın bir gün sonrası için öngörülmesinde GARCH yöntemlerinin genellikle daha üstün olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durum literatürdeki diğer finansal zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalardan elde edilen sonuçların İMKB DİBS fiyat endeksleri için de geçerli olduğunu göstermektedir.

Kaynakça

- Alexander, Carol, "Volatility and Correlation Forecasting", The Handbook of Risk Management and Analysis (Ed. Carol Alexander), John Wiley & Sons, 1996, s. 233-260.
- Balaban, Ercan, *Forecasting Stock Market Volatility: Evidence from Turkey*, The ISE Finance Award Series, Cilt: 1, www.ise.org/publication/finance_award.htm.
- Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurulu (BDDK), *Bankaların Sermaye Yeterliliğinin Ölçülmesine ve Değerlendirilmesine İlişkin Yönetmelik*, Resmi Gazete No: 25035, Ankara, 2003.
- Bollerslev, Tim, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, Cilt : 31, 1986, s: 307-327.
- Bollerslev, Tim ve diğerleri, "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence", Journal of Econometrics, Cilt 52, 1992, s: 5-59.
- Butler, Cormac, *Mastering Value at Risk*, Pearson Education Limited, Londra, 1999.

- Gourieroux, Christian, Jasiak, Joann, *Financial Econometrics*, Princeton University Press, New Jersey, 2001, s:126-130.
- Gönenç, Halit, “*Reexamining of GARCH Models for Exchange Rates Volatility*”, Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt:18, Sayı : 1, 2000, s: 113-127.
- Güneş, Hurşit, Saltoğlu, Burak, *İMKB Getiri Volatilitelerinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi*, İMKB, İstanbul, 1998.
- Hopper, Gregory P., “*Value at Risk: A New Methodology for Measuring Portfolio Risk*”, Business Review, Temmuz/Ağustos 1996, s: 19-30.
- İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Tahvil ve Bono Piyasası Müdürlüğü (İMKB), *İMKB Tahvil ve Bono Piyasası Devlet İç Borçlanma Senetleri (DİBS) Endeksleri*, www.imkb.gov.tr/endeksler/dibsendeks.zip.
- Jorion, Philippe, “*Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market*”, The Journal of Finance, Cilt : L, Sayı:2, 1995, s: 507-528.
- J. P. Morgan, *Risk Metrics-Technical Document*, Morgan Guaranty Trust Company, New York, 1996.
- Karatepe, Yalçın ve diğerleri, “*Koşullu CAPM ve İMKB’de bir Uygulama*”, İMKB Dergisi, Cilt: 6, Sayı: 2, Ocak/Şubat/Mart 2002, s. 21-35.
- Kona, Gürsel, “*İMKB Devlet İç Borçlanma Senetleri (DİBS) Endeksleri-Teorik Alt Yapı ve Hesaplama Yöntemi*”, İMKB Dergisi, Cilt: 1, Sayı: 2, Nisan/Mayıs/Haziran 1997, s. 33-50.
- Longin, F., Solnik, B., “*Is Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990*”, Journal of International Money and Finance, Cilt: 14, Sayı: 1, Şubat 1995, s. 3-26.
- Telatar, Erdinç, “*Kısa Dönem Döviz Kuru Belirsizliğinin Ölçülmesi: GARCH Modeli*”, Hazine Dergisi, Cilt: 1, Sayı: 2, 1996, s. 103-115.
- Sevil, Güven, *Finansal Risk Yönetimi Çerçevesinde Piyasa Volatilitelerinin Tahmini ve Portföy VAR Hesaplamaları*, T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları No: 1323, Eskişehir, 2001.
- West, Ken, Cho D., “*The Predictive Ability of Several Models of Exchange Rate Volatility*”, Journal of Econometrics, Cilt: 69, 1995, s. 367-391.

FINANSAL SERBESTLEŞME VE EKONOMİK BÜYÜME: PANEL VERİLER YAKLAŞIMI

Bülent GÜLOĞLU*

Özet

Bu çalışma, finansal gelişmenin ekonomik büyümeye etkisini, finansal reformların gerçekleştirilmesinden önce ve gerçekleştirilmesinden sonra incelemektedir. 1970-1994 dönemini ve 43 ülkeyi kapsayan beş yıl üzerinden ortalaması alınmış panel veriler kullanılarak ampirik bir çalışma yapılmıştır. Ancak bu dönemle ilgili tahminler çelişkili sonuçlara ulaşmış ve finansal büyümenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemekte yetersiz kalmıştır. Bize göre bu beklenmedik sonuç, büyüme denklemlerinde, son yirmi yıldır finansal reformlar yapmış ülkelerle, finansal sektörlerini baskı altında tutmuş ülkelerin karıştırılmasından ileri gelmektedir. Bundan dolayı bu çalışmada finansal gelişmenin ekonomik büyümeye etkisi, finansal reformların yapılmasından önce ve sonra incelenmiştir. Sonuçlar finansal reformların, finansal gelişmeyi bazı durumlarda olumlu etkileyebileceğini ve ekonomik büyümeyi hızlandırabileceğini göstermektedir.

I. Giriş

Son yıllarda finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri inceleyen teorik ve ampirik düzeyde önemli sayıda çalışma yapılmıştır. Neo-klasik ve içsel büyüme modelleri çerçevesinde, bu çalışmaların birçoğu ekonomik büyümeyi pozitif olarak finansal gelişme ile ilişkilendirmişlerdir. Teorik olarak finansal sistem beş işleve sahiptir (Levine,1997):

- 1) Ticareti kolaylaştırma,
- 2) Riski gruplandırma ve çeşitlendirme,
- 3) Kaynakları etkin dağıtma,
- 4) Tasarrufu yatırımlara kanalize etme,
- 5) İşletme yönetimi denetleme.

İçsel büyüme modellerini kullanarak, birçok iktisatçı finansal gelişmenin çeşitli şekillerde sermaye dağıtımının etkinliğini artırdığını göstermişlerdir. Örneğin, finansal kurumlar, yatırım portföyünü

çeşitlendirerek, diğer yatırım projelerinin ve/veya yatırımcı kapasitelerinin etkinliği hakkında bilgi toplarlar (Levine, 1991; Saint Paul, 1992). Böylece, likidite riskinin yönetimini daha etkin hale getirerek daha verimli projelerin seçilme şanslarını artırır. Sonuçta, yatırım verimliliğinin artması, uzun dönemli büyüme oranlarını yükseltir¹.

Bu kuramsal çerçevenin dışında, daha önceki çalışmalarda McKinnon (1973), Shaw (1973), Kapur (1976), Galbis (1977) ve Mathieson (1979), finansal serbestleşmenin tasarruf hacmi ve yatırım miktarı ve verimliliği üzerine etkilerini incelemişlerdir.

Ampirik düzeyde de, birçok gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeyi kapsayan, finansal gelişme ve ekonomik büyümeyi inceleyen çalışmalar mevcuttur. Yatay kesit verilerini ya da yatay kesit ve zaman serilerinin birleşimi olan panel verileri kullanarak, King ve Levine (1993), De Gregorio ve Guidotti (1995), Levine ve Zervos (1996), finansal aracılığın ekonomik büyümeye etkisini inceleyen ampirik çalışmalar yapmışlardır.

Bu çalışmalar genellikle 1960-1985 dönemini kapsamakta, Heston ve Summers (1988) tarafından oluşturulan veri bankasında yer alan bütün ülkeleri içermektedir. Bu çalışmaların hepsi, finansal gelişmenin, kişi başına Gayri Safi Yurt İçi Hasıla'daki artış olarak ölçülen ekonomik büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi olduğunu göstermişlerdir.

Ancak bu sonuç, bütün ülkelerin üretim fonksiyonunun benzer olduğu gibi kritik bir varsayıma dayandığından dolayı eleştirilebilir. Çünkü üretim fonksiyonu ülkeden ülkeye değişebilir.

Bunun ötesinde, bu çalışmaların birçoğu yatay kesit verileriyle yapılmıştır. Fakat yatay kesit verileriyle yapılan ampirik çalışmalar, üretim fonksiyonundaki değişimleri dikkate almayabilirler (Islam,1995). Berthelemy ve Varoudakis'in (1996) de belirttiği gibi, değişik ülkelerin ekonomik, sosyal ya da politik kurumlarının kalitesinin, ekonomik büyüme üzerindeki etkileri, yatay kesit verileri tarafından yeteri kadar dikkate alınamaz. Bunun nedeni ise, her ülkenin kurumlarının işleyişinin farklılıklar göstermesi ve bunların yatay kesit verileriyle yapılan regresyonlarda kullanılan değişkenler tarafından istenilen biçimde temsil edilememesidir. İstatistiksel olarak yatay kesit verilerinde kurumsal özelliklerin ülke bazında dikkate alınması, gözlem sayısının ülke sayısına eşitlenmesine yol açarak, serbestlik derecesinin çok küçülmesine neden olur ve böylece, incelenen modellerin tahmini imkansız hale gelir.

Yatay kesit verilerinin bu eksikliği, yatay kesit ve zaman serilerini birleştiren panel veriler kullanılarak giderilebilir. Panel verilerin kullanılması, regresyona dahil olmayan diğer faktörlerden kaynaklanan ülkelere özgü büyüme performansındaki değişikliklerin göz önüne alınmasını sağlamaktadır.

* Yrd. Doç. Dr. Bülent Güloğlu, Adnan Menderes Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü 09800 Nazilli/Aydın.

Tel: 0 256 315 19 73 Fax: 0 256 315 19 69 Email:bulent_guloglu@yahoo.com

¹ Finans sektörünün de dahil edildiği içsel büyüme modellerinin özeti için bkz. Güloğlu (2000).

Bu tür faktörler ülkeler arasındaki teknolojik ve kurumsal farklılıklardan kaynaklanmaktadır (Berthelemy ve Varoudakis,1996; Islam, 1995). Bundan dolayı önceki çalışmaların aksine, bu çalışmada panel veriler kullanılmıştır.

Önceki çalışmalarda on yıllık verilerin ortalamaları kullanılmıştır. Fakat on yıllık ortalamalar, özellikle çalışma dönemi kısaysa, uygun olmayabilir. Diğer çalışmaların aksine, bu çalışmada on yıllık veriler, ortalamaları alınmadan kullanılmıştır. Finansal gelişmelerin ekonomik büyümeye pozitif ve anlamlı etkisi olduğunu gösterme eğiliminde olan önceki çalışmaların aksine², bu çalışmada elde edilen sonuçlar, finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi anlamlı etkilediğini destekleyecek derecede güçlü değildirler. Başlangıçta, ampirik çalışmamız 1970'den 1995'e kadar uzanan bir periyodu kapsamakta ve 43 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeyi kapsamaktadır. Daha sonra veri seti, finansal reform aşamalarına göre reform öncesi dönem ve reform sonrası dönem olarak ikiye ayrılmaktadır.

Finansal gelişmenin ekonomik büyümeye etkisini belirginleştirmek için, "finansal reformların yapılması, finansal sistemin verimliliğini artırarak, ekonomik büyümeye katkı sağlamaktadır" hipotezi test edilmiştir³.

Bu çalışma dört bölüme ayrılmıştır. Birinci bölümdeki giriş kısmından sonra, ikinci bölümde veri ve metodoloji tanıtılmıştır. Üçüncü bölümde reform döneminden önce ve sonra, finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ampirik ilişki ortaya koyulmuştur. Son bölüm sonuçların yorumlanmasına ayrılmıştır.

II. Veri Seti ve Metodoloji

2.1 Finansal Göstergeler

Bu alt bölümde 1970-1974'den 1990-1994'e uzanan beşer yıllık beş dönemi ve başlangıçta 43 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeyi kapsayan bir çalışma yapılmaktadır. Daha açık ifadeyle, üzerinde çalışılan dönem 1970-1974, 1975-1979, 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994 şeklinde olup her ülke beş gözleme sahiptir⁴. Ülkelerin tümü son yirmi yıl boyunca finansal reformlarını tamamlamışlardır. Roubini ve Sala-i Martin (1992), King ve Levine (1993), Johnston ve Pazarbaşıoğlu (1995)'dan esinlenerek bu çalışmada dört tane finansal gelişme ve bir tane de finansal baskı göstergesi kullanılmıştır⁵.

² Bu çalışmalarda değişik ekonometrik teknikler kullanılmıştır.

³ Bu hipotez daha önce Berthelemy ve Varoudakis (1996) tarafından test edilmiştir.

⁴ Bu döneme "bütün dönem" denilmiştir.

⁵ Roubini ve Sala-i Martin'e göre, finansal baskı, kredi sınırlaması, öncelikle sektörlere kredi verilmesi, faiz tavanı, yüksek zorunlu karşılık oranı ve yabancı ve yerleşikler için finansal sektöre giriş kısıtlamaları vb. gibi finansal sektörün normal gelişmesini önlemeyi hedefleyen her tür kısıtlama olarak tanımlanmaktadır.

İlk finansal gelişme göstergesi DEPTH⁶ olarak adlandırılmış ve geniş anlamda para arzının (M2Y) Gayri Safi Yurt İçi Hasıla'ya oranlanmasıyla elde edilmiştir. Bu gösterge finansal araçların genel ekonomi içindeki büyüklüğünü, başka bir ifadeyle finansal derinliği göstermektedir ve ekonomik büyüme ile doğru orantılıdır.

Finansal gelişmişliği ölçen ikinci gösterge BANK değişkenidir. Bu değişken bankalardaki mevduatların toplam mevduata (merkez bankasındaki mevduat + ticari bankalardaki mevduat) oranlanmasıyla bulunmuştur. BANK değişkeni bankaların topladıkları mevduatla orantılı olarak kredi verebilme kapasitelerini gösterir.

PRIVATE ve PRIVY olarak adlandırılan üçüncü ve dördüncü göstergeler, banka kredilerinden özel sektöre düşen payı göstermektedirler. Bunlardan PRIVATE özel sektöre verilen kredilerin toplam kredilere oranını, PRIVY ise özel sektöre açılan kredilerin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'ya oranını göstermektedir. PRIVATE değişkeninin yüksek değerleri toplam krediler içinde özel sektöre ayrılan payın arttığını gösterdiğinden, bu değişkenin katsayısının pozitif olması beklenir. PRIVY oranının artması da ekonominin genelinde özel sektörün önemini arttığını ifade ettiğinden, ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilemesi beklenir.

Bu göstergelere ek olarak, finansal baskıyı temsil eden bir tane daha gösterge eklenmiştir. RESERVES adı verilen bu gösterge, ticari banka rezervlerinin geniş anlamda para arzına (M2Y) bölünmesiyle elde edilmiştir. Bu değişken, bankaların aşırı rezervlerinin ekonomik büyüme üzerine etkilerini göz önüne almaktadır. Finansal sektörü baskı altında tutmak isteyen hükümetler, genellikle bankalar tarafından zorunlu olarak tutulan rezerv oranlarını artırırlar. Zorunlu karşılık oranlarının para stoğuna oranının artması, yatırım projelerine tahsis edilmeyen kaynak miktarının artmasına yol açar. Bu nedenle RESERVES değişkeninin katsayısının negatif olması beklenir.

2.2. Ekonomik ve Beşeri Sermaye Göstergeler

Bu çalışmada enflasyon oranı ve ekonominin dışa açıklık oranı olmak üzere iki tane ekonomik gösterge kullanılmıştır. Ekonominin dışa açıklık oranı (OPEN), ihracat ve ithalat toplamının Gayri Safi Yurt İçi Hasıla'ya bölünmesiyle hesaplanmıştır. Ekonomi dışa açıldıkça, kaynakların etkin kullanımının artması beklendiğinden, OPEN değişkeninin katsayısı pozitif olmalıdır. Enflasyon oranı (INF) tüketici fiyat endeksi kullanılarak hesaplanmıştır. Enflasyon oranı arttıkça büyüme oranının düşmesi beklenir.

⁶ Çalışmada kullanılan tüm değişkenlerin tanımı Ek 2 de verilmiştir.

Bu değişkenlere ilave olarak, beşeri sermayeyi ifade etmek amacıyla nüfus artış oranı da (GPOP) modele ilave edilmiştir⁷. Neoklasik büyüme teorisi nüfus arttıkça emeğin marjinal verimliliğinin azalacağını (Barro ve Sala-i-Martin,1994), içsel büyüme teorileri ise büyük bir nüfusun beşeri sermaye birikimini ve kalitesini engelleyeceğini varsayılmaktadır (Becker ve diğerleri, 1990).

2.3. Modelin Belirlenmesi

Bu çalışmada, ilk olarak Barro (1991) tarafından geliştirilmiş “şartlı yakınsama” (conditional convergence) modeli kullanılmıştır. Panel veriler kullanıldığında, ekonomik büyüme modeli şu şekilde yazılabilir:

$$GRWTH_{i,t} = \alpha_i + \beta \ln(GDPI_{i,t}) + \delta_1 \ln GPOP_{i,t} + \eta L_{i,t} + \lambda FIN_{i,t} + z_t \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Yukarıdaki modelde GRWTH kişi başına reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla'nın beş yıllık ortalama büyüme oranını temsil etmektedir (1970-1974, 1975-1979, 1980-1984, 1985-1990, 1990-1994). LnGDPI değişkeni her dönem başında reel kişi başına Gayri Safi Yurt İçi Hasıla'nın logaritmasını, (1970, 1975, 1980, 1985, 1990 yıllarındaki kişi başına GSYİH'nin logaritma değerini) göstermektedir. Bu terim, şartlı yakınsamayı (conditional convergence)'yı temsil etmektedir. Şartlı yakınsama kavramı Solow (1956) ve Swan (1956)'ın modellerinin sonuçlarından birisidir ve ülkelerin kişi başına gelir düzeyinin birbirlerine yakınsama sürecini ifade eder. Şartlı yakınsamayı gelir düzeyi ya da büyüme oranı olarak tanımlamak mümkündür. Gelir düzeyi cinsinden, şartlı yakınsama şu anlama gelmektedir: Eğer ülkeler benzer tercihlere ve teknolojilere sahipse, bütün ülkelerin durgun durumdaki⁸ (uzun dönem dengedeki) gelir düzeyleri de benzer olacak ve aynı gelir seviyesine doğru yaklaşacaklardır.

Büyüme oranı cinsinden ifade edildiğinde ise, şartlı yakınsama, bilginin kamu malı olduğu ve eşit şekilde paylaştırıldığı varsayılarak, bütün ülkelerin durgun durumdaki büyüme oranlarının benzer olacağını belirtmektedir. Bu özellik, sermayenin azalan verimler kanuna tabi olduğunu varsayan neoklasik hipotezin doğal sonucudur.

Barro ve Sala-i Martin'e göre “ülkeler arası gelir düzeyi birbirine şartlı yakınsar çünkü kişi başına sermaye ve üretimin uzun dönemdeki değerleri

⁷ Ayrıca beşeri sermayeyi temsil etmesi açısından orta öğretime kayıt oranı ve 25 yaş üstü nüfusun eğitimde geçirdiği ortalama süre değişkenleri modele dahil edilmiş, ancak bunların katsayıları beklentilere aykırı/istatistiksel olarak anlamsız bulunduğu için model dışında bırakılması uygun görülmüştür.

⁸ Durgun durum (steady state) kişi başına üretimin, sermaye stoğunun, ve tüketim oranının aynı hızda arttığı durumu ifade etmektedir.

tasarruf eğilimine, nüfus artış hızına, üretim fonksiyonunun konumuna bağlıdır” (Barro ve Sala-i-Martin, 1994). Bu tanımlamaya göre, ln GDP değişkeninin katsayılarının işaretinin negatif olması beklenmektedir.

LnGPOP değişkeni logaritmik olarak nüfus artış oranını göstermektedir. Her ülke için bu değişkenin beş yıllık ortalaması alınmış ve böylece her ülke için beş gözlem elde edilmiştir.

Model (1)'deki FIN terimi, finansal değişkenleri kapsayan matristir ve DEPTH, BANK, PRIVATE, PRIVY ve RESERVES değişkenini içermektedir. FIN matrisi, her bir regresyonda bir tane finansal gelişmişliği, bir tane de finansal baskıyı belirten iki değişkeni içermektedir. Bu değişkenin de beş yıl üzerinden ortalaması alınmıştır. L matrisi ise, ekonominin dışa açıklık oranı ve enflasyon oranı gibi açıklayıcı değişkenleri kapsamaktadır.

Büyüme modelindeki α_i terimleri, her ülke için sabit etkileri (fixed effects) göstermektedir⁹. Bu terimler, üretim fonksiyonunu etkileyen her ülkeye özgü faktörleri (doğal kaynakların bolluğu, teknolojik ilerleme, sosyal, politik ya da ekonomik kurumların işleyişi ve benzeri üretim fonksiyonunda doğrudan yer almayan ancak üretimi etkileyen faktörler) göz önüne almaktadır. İslam'a göre, ülke etkilerindeki iyileşmeler daha yüksek büyüme oranlarıyla sonuçlanır. Model (1)'deki z_t terimleri, zamansal etkileri (time effects) göstermektedir. Bunların modele alınmasının nedeni, incelenen zaman diliminde ekonomik büyümeyi etkileyen ve modeldeki diğer değişkenler tarafından temsil edilmeyen dışsal şokların (petrol şokları, finansal krizler vb.) varlığıdır.

2.4. Modelin Tahmini

Gecikmeli değişken lnGDP nedeniyle model (1) dinamik bir model olarak görülebilir. Bu nedenle Balestra ve Nerlove (1966) tarafından geliştirilen araç değişkenler yöntemiyle tahmin edilmiştir. Sevestre ve Trognon (1996) tarafından da belirtildiği üzere, sabit etkiler ya da hata bileşenleri modelleri gibi dinamik modelleri grup içi (within)¹⁰ tahminci tarafından tahmin edildiğinde, tutarlı tahminler elde edilemez. Tahmincilerin tutarsızlığı hata terimlerinin birbiriyle korelasyonundan kaynaklanmaktadır ve hata terimleri daha sonra gecikmeli içsel değişkenle bağlantılı olmaktadır.

Araç değişken olarak açıklayıcı değişkenlerin, (gecikmeli değişken hariç) bugünkü ve geçmiş değerlerini kullanarak, Balestra-Nerlove (1966), otoregresif hata bileşenleri modelinde, araç değişkenler yöntemiyle tutarlı tahminler elde etmenin mümkün olduğunu göstermişlerdir. Bu yöntemle model (1)'i tahmin etmek için, her ülke için bir kukla (dummy) değişken modele ilave edilir ve model araç değişkenler yöntemiyle tahmin edilir. Ancak

⁹ Bu etkiler herhangi bir ülke için zaman içinde sabit olup ülkeler arasında farklılık göstermektedir.

¹⁰ Grup içi (within) tahmincinin diğer bir adı da gölge değişkenlerle en küçük karelerdir.

veri seti çok büyük olduğu zaman bu süreç pratikte birtakım zorluklar doğurur. Bundan dolayı pratikte modeldeki değişkenlerin ortalamadan sapmaları alınarak yeni bir model oluşturulur. Oluşturulan yeni model araç değişkenler yöntemi kullanılarak tahmin edilir. Model'in bu şekilde tahminine Frish-Waugh teoremi izin vermektedir¹¹. Model (1)'deki hata terimindeki ($\varepsilon_{i,t}$) değişen varyans sorunu Lagrange çarpanı (LM) istatistiği ile test edilmiştir (Greene, 1997). Değişen varyans hipotezi şu şekilde sınanabilir:

$$H_0 : \sigma_{\varepsilon_1}^2 = \sigma_{\varepsilon_2}^2 = \dots = \sigma_{\varepsilon_N}^2 \text{ Değişen varyans yoktur.}$$

$$H_A : H_0^C \text{ Değişen varyans vardır.}$$

Burada $\varepsilon_{i,t}$ terimi, sabit etki modelinin hata terimi olduğu için¹², LM istatistiği sabit etki modelleri (fixed effects models) için kullanılır. Ancak Ertat (1997), değişen varyansın sadece $\varepsilon_{i,t}$ 'den kaynaklanması halinde, LM istatistiğinin rassal etki modelinde de kullanılabilceğini belirtmiştir¹³. Bunun nedeni olarak, yukarıda anlatılan grup içi tahmin sırasında, α_i 'lerin ortadan kalktığını ve grup içi tahmincinin rassal etki modeli için tutarlı bir tahminci olduğunu göstermiştir. Bu durumda LM istatistiği şu şekilde gösterilebilir :

$$LM = \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \left[\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2}{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2} - 1 \right]^2 \sim X^2_{N-1}$$

$$\text{Burada } \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 = \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2 / T$$

$$\text{ve } \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2 / NT$$

¹¹ Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Sevestre ve Trognon (1996).

¹² $\varepsilon_{i,t}$, rassal etki modelinde hata terimi olmayıp bozucu terimdir.

¹³ Bu çalışmada, rassal etki modelindeki (model 2) değişen varyansın sadece $\varepsilon_{i,t}$ 'den kaynaklandığı varsayılmıştır.

Yukarıdaki formüllerdeki ε terimleri yerine sabit ve rassal etki modellerinin her ikisinde de grup içi tahminciden elde edilen hata terimleri kullanılabilir.

Sabit etki modelindeki değişen varyans sorununu düzeltmek için bu modeli aşağıdaki şekilde dönüştürebilir ve en küçük kareler yöntemi uygulayabiliriz.

$$\text{Eğer } W = \text{diag}(\hat{\sigma}_{\varepsilon_1}^{-1}, \dots, \hat{\sigma}_{\varepsilon_N}^{-1}) \otimes I_t \text{ ise, sabit etkiler modelini } Wy^* = x_j^* \beta + W\varepsilon^*,$$

şekline dönüştürebiliriz. Bu eşitlikte y^* ve x_j^* terimleri, Y ve X değişkenlerinin her ülke için ortalamadan sapmasını göstermektedir.

Benzer biçimde rassal etki modeli için, değişen varyans sorunu, modeldeki tüm değişkenlere şu dönüştürme uygulanarak düzeltilbilir:

$$Y^*_{it} = (Y_{it} - \theta_i \bar{Y}_i) / \sigma_{\varepsilon_i}$$

$$\text{Burada } \bar{Y}_i = \sum_{t=1}^T Y_{it} / T, \quad \theta_i = 1 - (\sigma_{\varepsilon_i} / \sigma_{\alpha_i}), \quad \sigma_{\alpha_i}^2 = T / \sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\varepsilon_i}^2,$$

$$\sigma_{\varepsilon_i}^2 = \sum_{t=1}^T \mathfrak{R}_{it} / (T - K + 1)$$

$$\text{Nihayet } \mathfrak{R}_{it} = W\varepsilon^* \text{ ve } \sigma_{\alpha}^2 = \sum_{i=1}^N (\hat{\sigma}_{\alpha_i}^2 - \sigma_{\varepsilon_i}^2) / N$$

Biraz sonra model (2)'de göreceğimiz gibi, u_i terimleri, rassal etki modelinin hata terimleridir.

2.5. Spesifik (Ülke) Etkilerinin Test Edilmesi

Spesifik etkilerin, yani her ülkeye özgü etkileri gösteren α terimlerinin ve zaman etkilerinin olduğunu kanıtlamak için bu çalışmada aşağıdaki hipotez kurulmuş ve Fisher (Q) istatistiği ile sınanmıştır.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_N = \alpha \text{ ve } z_1 = z_2 = \dots = z_t = 0$$

Ülkeye özgü etkiler ve zamansal etkiler yoktur.

$$H_A : H_0^C$$

$$Q = \frac{(SS_r - SS)/(N + T - 2)}{SS/(N.T - N - T - K + 2)} \sim F \text{ dağılımı}$$

Yukarıdaki eşitlikte, SS_r klasik en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen modelin hata kareler toplamını (α_i ve z_i terimleri hariç), SS Balestra-Nerlove metoduyla tahmin edilen modelin hata kareler toplamını, N ülke sayısını, T incelenen dönem sayısını ve K açıklayıcı değişken sayısını göstermektedir.

Eğer $Q > F(N+T-2, N.T-N-T-K+2)$ ise H_0 hipotezi reddedilir. Bu durumda ülke ve zaman etkilerinin olduğu söylenebilir.

Birinci hipotezin test edilmesiyle ülke etkilerinin olup olmadığına karar verildikten sonra, bu etkilerin sabit ya da rassal olup olmadığını anlamak için Hausman testi uygulanır:

$$H_0 : E(\varepsilon_{i,t} | X_{it}) = 0 \quad \text{Ülke ve zaman etkileri rassaldır.}$$

$$H_A : E(\varepsilon_{i,t} | X_{it}) \neq 0 \quad \text{Ülke ve zaman etkileri sabittir.}$$

Bu hipotezi test etmek için Hausman istatistiği şu şekilde hesaplanabilir:

$$H = (b_{\text{within}} - b_{\text{FGLS}})' (Vb_{\text{within}} - Vb_{\text{FGLS}})^{-1} (b_{\text{within}} - b_{\text{FGLS}})$$

Yukarıdaki ifadede, b_{within} grup içi tahminciyi, FGLS tahmin edilebilir genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisini, Vb_{within} ve Vb_{FGLS} terimleri varyans ve kovaryans matrislerini temsil etmektedir.

Eğer $H > X^2(k_{\text{within}})$ ise, etkilerin sabit olduğu, tersi durumda ise etkilerin rassal olduğu kabul edilir.

Tablo 1'deki Fisher ve Hausman testlerinin sonuçlarına bakıldığında, ülke ve zaman etkilerinin olduğu ve bu etkilerin sabit olduğu hipotezleri, $\alpha=0.01$ anlamlılık düzeyinde kabul edilmiştir.

2.6. Sonuçların Analizi

Balestro-Nerlove yöntemiyle elde edilen sonuçlar, Tablo 1'de gösterilmiştir. Bu sonuçlar uluslararası düzeyde yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçlarla

belirli noktalarda benzerlikler göstermektedir. Her dönem başındaki kişi başına Gayri Safi Milli Hasıla (LnGDPI) değişkeninin katsayıları negatif ve anlamlıdır. Bu durumda şartlı yakınsama hipotezi kabul edilebilir. Nüfus artış oranının (LnGPOP) katsayıları beklentilerin aksine pozitif ve genel olarak anlamsızdır. Enflasyon oranının (INF) katsayıları beklenildiği gibi negatif ve anlamsızdır. Ekonominin dışa açıklık oranının (OPEN) katsayıları pozitif ve yüksek derecede anlamlıdır. Ekonominin dışa açıklık oranının işaretinin beklenildiği gibi pozitif olması, dış ticaret serbestliğinin ekonomik büyümeye etkisinin olumlu olduğunu göstermektedir.

Finansal baskı göstergesinin (RESERVES) katsayıları negatif işaretli ve genel olarak anlamlıdır. Bu durum, ticari banka rezervlerinin zorunlu olarak yükseltilmesi şeklindeki finansal baskı politikalarının, ekonomik büyümeye zarar verdiğini göstermektedir. Tablo 1'den görülebileceği gibi, büyüme modeline enflasyon ilave edildiğinde bile, finansal baskının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi anlamlı biçimde negatif kalmaktadır. Bu bakımdan, bu sonuç, Stiglitz'in, finansal baskının ekonomik büyüme üzerindeki zararlı etkisinin, enflasyon oranı modele dahil edildiğinde azalacağı görüşünü desteklememektedir.

Tablo 1'deki sonuçlardan, BANK ve PRIVATE değişkenlerinin katsayılarının pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve DEPTH ve PRIVY'nin ise anlamsız oldukları görülmektedir. Önceki çalışmaların aksine, bu sonuç net olarak finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisi olduğunu göstermemektedir.

Berthelemy ve Varoudakis bu çelişkili sonuçları açıklamak için iki tane hipotez geliştirmiştir. Bu hipotezlerden birisi, "finansal reformların yürürlüğe konulmasının finansal sistemin etkinliğini artırdığı ve böylece ekonomik büyümeye katkıda bulunduğu yolundadır". Çalışmanın geri kalan kısmında bu hipotez test edilmiştir. Bu hipotezi test etmek için, finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, finansal reformlardan önceki on yıl ve bu reformların yürürlüğe girmesinden itibaren geçen on yıl boyunca incelenmiştir.

McKinnon (1973) ve Shaw (1973)'in finansal serbestleşme hipotezine göre, faize tavan konulması, selektif kredi politikaları, yüksek zorunlu karşılık oranları, sermaye hareketlerinin kısıtlanması ve benzeri finansal baskı politikaları, tasarruf oranının düşmesine ve verimli yatırım projelerine aktarılan kaynakların kısıtlanmasına yol açar. Bu durumda finansal baskı dönemleri boyunca, finansal değişkenler, kişi başına gelirdeki büyüme ile negatif ilişkiye sahip olabilirler. Ayrıca finansal baskı dönemlerinde, geniş anlamda para arzının Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'ya oranla (DEPTH) daha fazla artması, sadece devletin enflasyon vergisi tabanını arttırmak için, para arzını yapay biçimde yükseltmesinden kaynaklanabilir. Benzer biçimde, BANK,

Tablo 1: Bağımlı Değişken: GRWTH Tüm Dönem: 1970:1974-1990:1994 Arası

Açıklayıcı Değişkenler	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4
LnGDPI	-0,046 (-2,6)***	-0,042 (-2,71)***	-0,028 (-1,58)**	-0,043 (-2,32)**
LnGPOP	0,83 (0,75)	1,90 (1,77)*	1,52 (1,30)	1,02 (0,89)
INF	-0,001 (-1,65)*	-0,00068 (-1,04)	-0,00067 (-1,08)	-0,00099 (-1,56)
OPEN	0,061 (3,81)***	0,057 (3,50)***	0,044 (2,70)***	0,062 (3,87)***
DEPTH	-0,0062 (-0,38)			
BANK		0,071 (4,48)***		
PRIVATE			0,055 (4,75)***	
PRIVY				-0,0031 (-0,196)
RESERVES	-0,036 (-2,54)**	-0,016 (-1,08)	-0,013 (-0,87)	-0,036 (-2,48)***
H	49,75***	58,26***	44,19***	56,46***
Q	4,12***	4,38***	3,92***	4,00***
Adj R ²	0,14	0,19	0,21	0,14
LM	2976***	3131***	2859***	2975***
N	215	210	215	215

Tablo sütunlara doğru okunmaktadır. Buna göre örneğin birinci regresyon (Eq.1)'daki açıklayıcı değişkenler LnGDPI, LnGPOP, INF, OPEN, DEPTH ve RESERVES değişkenleridir. Parantez içindeki sayılar t değerleridir. N gözlem sayısıdır. H, Hausman istatistiğini, Q, ülke ve zaman etkilerinin mevcut olmadığı hipotezini test eden Fisher istatistiğini, LM sabit varyans varsayımı altındaki Lagrange çarpanı istatistiğini göstermektedir. Adj R² düzeltilmiş belirlilik katsayısıdır.

* katsayılar ya da istatistikler 0.10 düzeyinde anlamlıdır. ** katsayılar ya da istatistikler 0.05 düzeyinde anlamlıdır. *** katsayılar ya da istatistikler 0.01 düzeyinde anlamlıdır. Diğer katsayılar ve istatistikler anlamsızdır. Eq.2'de BANK değişkeni ile ilgili istatistikleri mevcut olmadığından Endonezya veri setinden çıkarılmıştır

PRIVATE ve PRIVY oranlarının yükselmesi, yalnızca kamu kuruluşlarına ve öncelikli sektörler açılan kredilerin yükselmesini gösterebilir. Sonuçta bu oranlardaki artış, yatırım miktarı ve verimliliği üzerinde negatif bir etkiye yol açabilir ve ekonomik büyümeyi yavaşlatabilir. Berthelemy ve Varoudakis, (1996) finansal sektörün büyüklüğünün reform öncesi dönemde, yani finansal baskı döneminde, ekonomik büyümenin bir göstergesi olamayacağını, finansal gelişmenin sadece finansal sistemin serbestleştirilmesinden sonra ekonomik büyümeyi olumlu etkileyeceğini öne sürmüşlerdir.

Reform öncesi dönemle ilgili Tablo 2'deki korelasyonlar ilk izlenim olarak bu konudaki şüpheleri destekler niteliktedir. Gerçekten, ekonomik büyüme ile finansal gelişme göstergeleri arasındaki basit korelasyonlar istatistiksel olarak anlamsızdır. Finansal baskı göstergesi RESERVES ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki negatif ancak anlamsızdır. Pearson korelasyon katsayıları finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında ilişkiyi göstermede tek başlarına yetersizdirler. Bu yüzden model (1) finansal reform öncesi dönem ve finansal reform sonrası dönem için yeniden tahmin edilmiştir.

Tablo 2: Reform Öncesi Dönem için Pearson Korelasyon Katsayıları

N=420	RESERVES	DEPTH	BANK	PRIVATE	PRIVY
GRWTH	-0.011 (0.81)	-0.00045 (0.99)	0.041 (0.39)	0.047 (0.33)	0.019 (0.68)

Not : Parantez içindeki sayılar olasılık değerleridir. N gözlem sayısıdır.

3.1. Finansal Baskı Dönemi Boyunca Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme

Johnston ve Pazarbaşıoğlu (1995) takip edilerek, finansal reformların başlangıcı, faiz tavanının ve kredi kısıtlamasının kaldırıldığı tarihle ilişkilendirilmiştir. Reform sonrası dönem, reformların başlangıç tarihini izleyen on yıl ve reform öncesi dönem ise reformların başlangıcından önceki on yıl olarak kabul edilmiştir¹⁴. Örneğin, Türkiye için reform dönemi 1985-1989 yılları arasında kapsamaktadır. Bundan dolayı reform öncesi dönem 1975-1984 yıllarını kapsamaktadır. Önceki çalışmalarda reform öncesi dönem beş yıllı sınırlanmışken, bu çalışmada on yıllı çıkarılarak tahminlerin güvenilirliği artırılmaya çalışılmıştır.

Özet olarak başlangıçtaki veri seti finansal reformların aşamalarına göre, yani reform öncesi ve reform sonrası dönem olarak ikiye bölünmüştür. Bu durumda model (1)'i reform öncesi dönem için tahmin etmek için bazı

¹⁴ Finansal reformların tarihleri ek 1 de verilmiştir.

düzeltilmeye ihtiyaç duyulmuştur: Model (1)'i reform öncesi dönem için (yani on reform yılı için) tahmin etmek için beş yıllık ortalamaların yerine yıllık veriler kullanılmıştır. Ayrıca, lnGDPI değişkeni modelden çıkarılmıştır. Çünkü yıllık veriler, ülkelerin gelir seviyesi bakımından birbirlerine yaklaşmasının, yani şartlı yakınsamanın gözlemlenmesine izin vermez. Şartlı yakınsama hipotezinin testi için daha uzun zaman diliminde çalışılması gereklidir.

Yukarıdaki düzeltmeler yapıldıktan sonra model (1) şu şekilde dönüştürülmüştür:

$$GRWTH_{i,t} = \text{Sabit} + \beta GPOP_{i,t} + \eta L_{i,t} + \lambda FIN_{i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{Burada } u_{i,t} = \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$

Yukarıdaki modelde GRWTH ekonomik büyüme oranını temsil etmektedir. GPOP nüfus artış hızını göstermekte, L matrisinde ise ekonominin dışa açıklık oranı (OPEN) ve enflasyon oranı (INF) yer almaktadır. FIN matrisi ise DEPTH, BANK, PRIVATE, PRIVY, ve RESERVES finansal değişkenlerini içeren matristir. Model (2)'deki α_i ise, her ülke için rassal olan spesifik ülke etkilerini göstermektedir. Modeldeki hata terimi $u_{i,t}$, gözlenemeyen α_i ve $\varepsilon_{i,t}$ terimlerinden oluşmaktadır. Bu modelle ilgili Q ve H istatistikleri Tablo 3'de verilmiştir. Buna göre model (2)'deki ülke etkileri (α terimleri) sabit değil, rassaldır ve bundan dolayı model tahmin edilebilir genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmelidir. Bu yöntemle elde edilen tahminler tutarlı olacaktır (Matyas ve Sevestre, 1996). Model (2)'nin tahmin sonuçları Tablo 3'de gösterilmiştir. Tablo sonuçlarına göre, reform öncesi dönemde ekonominin dışa açılma oranı (OPEN), ekonomik büyüme ile ters yönde ilişkilidir ve bu ilişki 0.10 düzeyinde anlamlıdır. Bu sonuç, finansal baskı döneminde dış ticarete getirilen kısıtlamalarla açıklanabilir. Dış ticaretin ve finansal sistemin serbestleştirilmesi genellikle birbirini izlemiştir.

İncelenen dönemde finansal değişkenler "beklenen" katsayılara sahiptir. RESERVES değişkeninin katsayıları negatiftir. Bu sonuç, finansal baskı dönemi boyunca, bankaların aşırı rezervlerindeki artışların ekonomik büyüme olan negatif etkisini göstermesi açısından önemlidir. Ancak RESERVES değişkeninin katsayıları beşinci regresyon denklemi haricinde (Eq.5), istatistiksel bakımdan anlamlı değildir. DEPTH, BANK, PRIVATE ve PRIVY değişkenlerinin katsayılarının anlamlı olmaması, finansal baskı dönemi boyunca, finans sektöründeki gelişmelerin ekonomik büyümeyi anlamlı biçimde etkilemediğini göstermektedir. Elde edilen bu sonuç, Berthelemy ve Varoudakis (1996), Johnston ve Pazarbaşıoğlu (1995), De

Gregorio ve Guidotti (1995)'nin finansal baskı dönemini içeren ve ya finansal baskı politikaları izleyen ülkeler üzerine elde ettiği sonuçlarla tutarlıdır.

Kısaca özetlemek gerekirse, bu bölümde elde edilen sonuçlar, finansal baskı dönemi boyunca finansal sektörün ekonomik büyümeye katkısının anlamlı olmadığını göstermektedir. Bir sonraki bölümde, finansal serbestleşmeyle birlikte, finansal sektörün ekonomik büyümeye etkisinin nasıl değiştiği incelenecektir.

Tablo 3: Bağımlı Değişken: GRWTH Reform Öncesi Dönem

Açıklayıcı Değişkenler	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8
GPOP	-3,29 (-2,49)***	-2,49 (-2,01)**	-2,49 (-2,47)***	-2,38 (-1,83)*
OPEN	-0,059 (-0,92)	-0,10 (-1,84)*	-0,094 (-1,74)*	-0,10 (-1,79)*
INF	-0,0076 (-1,95)**	-0,0069 (-1,76)*	-0,0069 (-1,77)*	-0,0072 (-1,85)*
DEPTH	-0,097 (-1,20)			
BANK		0,049 (0,58)		
PRIVATE			0,043 (0,61)	
PRIVY				0,029 (0,372)
RESERVES	-0,098 (-1,94)**	-0,064 (-1,40)	-0,064 (-1,37)	-0,066 (-1,41)
SABİT	0,072 (2,23)**	0,028 (0,63)	0,04 (1,05)	0,063 (2,04)**
H	9,10*	9,14*	9,23*	8,69*
Q	2,89***	2,80***	2,79***	2,82***
Adj R ²	0.21	0.24	0.23	0.21
LM	425239***	425783***	427775***	427780***
N	420	420	420	420

Tablo sütunlara doğru okunmaktadır. Açıklayıcı değişkenler GPOP, INF, OPEN, DEPTH (BANK, PRIVATE, PRIVY) ve RESERVES değişkenleridir. Parantez içindeki sayılar t değerleridir. N gözlem sayısıdır. H Hausman istatistiğini, Q ise ülke ve zaman etkilerinin mevcut olmadığı hipotezini test eden Fisher istatistiğini, LM sabit varyans varsayımı altındaki Lagrange çarpanı istatistiğini göstermektedir. Adj R² düzeltilmiş belirlilik katsayısıdır.

* katsayılar ya da istatistikler 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

** katsayılar ya da istatistikler 0.05 düzeyinde anlamlıdır. *** katsayılar ya da istatistikler 0.01 düzeyinde anlamlıdır. Diğer katsayılar ve istatistikler anlamsızdır.

Tablo 4: Reform Sonrası Dönem için Pearson Korelasyon Katsayıları

N=430	RESERVES	DEPTH	BANK	PRIVATE	PRIVY
GRWTH	-0.10 (0.03)	0.22 (0.0001)	0.19 (0.0001)	0.10 (0.02)	0.13 (0.007)

Parantez içindeki sayılar olasılık değerleridir. N gözlem sayısıdır.

3.2. Finansal Serbestleşme Döneminden Sonra Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme

Bir önceki bölümde elde edilen sonuçlar, finansal sistem baskı altında tutuldukça, DEPTH, BANK, PRIVATE ve PRIVY ile temsil edilen finansal gelişmenin, ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olmadığını göstermektedir.

Bu bölümde, finansal reformların uygulamaya konulmasından sonra, finansal sektörün ekonomik büyümeye etkisinin değişip değişmediği incelenecektir. Bu bölümdeki ampirik çalışma 43 ülkeyi ve her ülke için reformların yapıldığı tarihten itibaren on yıllık bir dönemi kapsamaktadır. Örneğin Türkiye için reform sonrası dönem, 1985-1994 yıllarını kapsamaktadır. Regresyon analizinden önce ekonomik büyüme ve finansal değişkenler arasındaki korelasyonlar tablo 4'de sunulmuştur. Sonuçlar ekonomik büyüme ile finansal gelişmişlik göstergeleri arasında pozitif ve anlamlı, finansal baskı göstergesi arasında ise negatif ve anlamlı korelasyon olduğunu göstermektedir. Korelasyon katsayıları, tek başına ekonomik büyüme ve finansal gelişmişlik arasındaki ilişkiyi açıklamada yeterli olmadıkları için, regresyon analizine geçilmiştir.

Reform sonrası dönem için istatistikler mevcut olduğu için, model (2)'ye reel faiz oranı (RINT) değişkeni eklenmiş ve bu dönem için katsayılarının hiçbirisi anlamlı olmadığından, RESERVES değişkeni modelden çıkarılmıştır.¹⁵ Reel faiz oranı, nominal mevduat faiz oranından enflasyon oranının çıkartılmasıyla hesaplanmıştır. RINT değişkeni, reel faiz oranının sermaye maliyeti ve tasarruf hacminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini dikkate almak için modele ilave edilmiştir.¹⁶ Teorik olarak, yüksek

seviyedeki denge faiz oranları daha verimli yatırımlarla, yüksek oranlı sermaye üzerinden getirilerle ve yüksek tasarruf ve faiz oranlarıyla ilişkilidirler (Pill ve Pradhan, 1997). Bundan dolayı reel faiz oranıyla ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki beklenebilir. Ancak, çok yüksek faiz oranları, ters seçim (adverse selection) ve etik (moral hazard) problemlerine yol açarak kredi sınırlamasına (credit rationing) neden olabilir. Böyle bir durumda yatırım ve ekonomik büyüme oranları düşebilir (Greenwald ve diğerleri, 1984).

Bir önceki bölümde olduğu gibi bu bölümde de model (2), genelleştirilmiş en küçük kareler metoduyla tahmin edilmiştir. H ve Q istatistikleri de bu metodun en uygunu olduğunu göstermektedir (Tablo 5-6).

Tablo 5 ve Tablo 6'daki sonuçlar, nüfus artış hızının katsayılarının beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Böylece nüfus artış hızı ile ekonomik büyüme arasında ters yönlü ilişki kuran büyüme teorileri doğrulanmıştır. Ekonominin dışa açılma oranının (OPEN) katsayılarının, finansal serbestleşme döneminde pozitif ve anlamlı olduğunu görülmektedir. Dışa açılma oranı, finansal serbestleşmeyle birlikte ekonomik büyümeyi olumlu etkilemektedir. Bu sonuçta beklenen bir sonuçtur. Yukarıda da belirtildiği gibi, finansal reform dönemleri genellikle dış ticaret reformlarının yapıldığı döneme rastlamaktadır. Daha önceki çalışmalarda da bu sonuç elde edilmiştir.

Reel faiz oranının katsayıları pozitif olmakla beraber büyüklükleri ve anlamlılıkları oldukça düşüktür. Bunun nedeni şu şekilde açıklanabilir: finansal serbestleşmeyle birlikte faiz oranının yükselmesi, finansal baskı döneminden kalma krediye olan talep fazlasını azaltmakta ve ödünç verilebilir fon arzını artırarak yatırım hacmini yükseltmektedir. Ancak faiz oranının sürekli olarak yükselmesi yatırımcılar için sermaye maliyetini yükselterek, kredi talebinin düşmesine ve sonuçta yatırım hacminin ve verimliliğinin azalmasına neden olabilir.

Enflasyon oranının (INF) katsayılarının negatif ve anlamlı olduğu da Tablo 6'dan görülmektedir. Reform öncesi dönem de olduğu gibi, reform sonrası dönemde de enflasyon oranı ekonomik büyümeyi olumsuz olarak etkilemektedir.

¹⁵ Modele ayrıca reform sonrası dönem için doğrudan yabancı yatırımlar eklenmişti. Doğrudan yabancı yatırımların, sağladıkları teknoloji transferleri sayesinde yurtiçindeki yatırımların verimliliğini artırarak ekonomik büyümeye katkı sağlaması beklenir (Reisen, 1998, Welfers ve Wolf, 1997). Ancak Ek 3'de görüldüğü gibi FDI değişkeninin katsayıları istatistiksel bakımdan anlamlı değildir.

¹⁶ Reel faiz ve enflasyon değişkenleri arasında çoklu bağlantı sorununa yol açmamak için tahminler ayrı ayrı yapılmıştır.

Tablo 5: Bağımlı Değişken: GRWTH Reform Sonrası Dönem

Açıklayıcı Değişkenler	Eq.9	Eq.10	Eq.11	Eq.12
LnGPOP	-0,0013 (-1,87)*	-0,0012 (-1,80)*	-0,0015 (-2,24)**	-0,0015 (-2,19)***
RINT	0,00027 (1,50)	0,00026 (1,43)	0,00033 (1,80)*	0,00029 (1,65)*
OPEN	0,020 (1,90)**	0,022 (1,97)**	0,022 (1,96)**	0,023 (2,02)***
DEPTH	0,017 (1,93)**			
BANK		0,035 (2,84)***		
PRIVATE			0,011 (1,50)	
PRIVY				0,00079 (0,084)
SABİT	-0,0057 (-0,84)	-0,0025 (-2,27)**	-0,0086 (-0,96)	0,00042 (-0,060)
H	6,25	6,21	4,65	4,31
Q	2,88***	3,09***	3,01***	3,08**
Adj R ²	0,25	0,24	0,24	0,23
LM	45427***	44626***	45426***	45970***
N	430	430	430	430

Tablo sütunlara doğru okunmaktadır. Açıklayıcı değişkenler GPOP RINT OPEN DEPTH (BANK, PRIVATE, PRIVY) değişkenleridir. Parantez içindeki sayılar t değerleridir. N gözlem sayısıdır. H Hausman istatistiğini, Q ise ülke ve zaman etkilerinin mevcut olmadığı hipotezini test eden Fisher istatistiğini, LM sabit varyans varsayımı altındaki Lagrange çarpanı istatistiğini göstermektedir. Adj R² düzeltilmiş belirlilik katsayısıdır.

* katsayılar ya da istatistikler 0.10 düzeyinde anlamlıdır. ** katsayılar ya da istatistikler 0.05 düzeyinde anlamlıdır. *** katsayılar ya da istatistikler 0.01 düzeyinde anlamlıdır. Diğer katsayılar ve istatistikler anlamsızdır.

Tablo 6: Bağımlı Değişken: GRWTH Reform Sonrası Dönem

Açıklayıcı Değişkenler	Eq.13	Eq.14	Eq.15	Eq.16
OPEN	0,023 (2,10)**	0,024 (2,13)**	0,024 (2,16)**	0,025 (2,25)**
DEPTH	0,016 (1,81)*			
BANK		0,035 (2,46)***		
PRIVATE			0,013 (1,59)*	
PRIVY				-0,00033 (-0,036)
INF	-0,00068 (-2,77)***	-0,00061 (-2,47)**	-0,00078 (-3,13)***	-0,00072 (-2,92)***
LnGPOP	-0,0012 (-1,84)*	-0,0012 (-1,80)*	-0,0013 (-1,83)*	-0,0015 (-2,13)***
SABİT	-0,0053 (-0,77)	-0,022 (-2,00)**	-0,0095 (-1,06)	-0,00026 (-0,038)
H	4,14	4,61	2,73	2,79
Q	2,85***	3,06***	2,96***	3,03***
Adj R ²	0,26	0,25	0,25	0,25
LM	46566***	45413***	46462***	47080***
N	430	430	430	430

Tablo sütunlara doğru okunmaktadır. Açıklayıcı değişkenler GPOP, INF, OPEN, DEPTH (BANK, PRIVATE, PRIVY) değişkenleridir. Parantez içindeki sayılar t değerleridir. N gözlem sayısıdır. H Hausman istatistiğini, Q ise ülke ve zaman etkilerinin mevcut olmadığı hipotezini test eden Fisher istatistiğini, LM sabit varyans varsayımı altındaki Lagrange çarpanı istatistiğini göstermektedir. Adj R² düzeltilmiş belirlilik katsayısıdır.

* katsayılar ya da istatistikler 0.10 düzeyinde anlamlıdır. ** katsayılar ya da istatistikler 0.05 düzeyinde anlamlıdır. *** katsayılar ya da istatistikler 0.01 düzeyinde anlamlıdır. Diğer katsayılar ve istatistikler anlamsızdır.

Finansal gelişmişlik göstergelerinin katsayılarının iki tanesi (DEPTH ve BANK) pozitif olup, yüksek derecede anlamlıdır. PRIVATE ise 0.10 düzeyinde anlamlı, PRIVY ise istatistiksel olarak anlamsızdır. Finansal reformların yürürlüğe konulmasından sonra, finansal derinliğin artmasının

(DEPTH) ve bankacılık sisteminin gelişmesinin ekonomik büyümeye olumlu katkısı olduğu açıkça görülmektedir. Regresyon sonuçları, reform sonrası dönemde finansal rasyoların ortalamalarının, reform öncesi döneme oranla arttığını gösteren sonuçlarla uyusmaktadır (Tablo 7-8). Böylece çalışmanın ikinci bölümünde açıklanan “finansal reformların yürürlüğe konulmasının, finansal sistemin etkinliğini artırdığı ve böylece ekonomik büyümeye katkıda bulunduğu” hipotezi DEPTH ve BANK göstergelerine bakarak doğrulanabilir. Diğer iki finansal göstergenin anlamlı olmaması/anlamlılığının çok düşük olması, aslında çok şaşırtıcı bir sonuç değildir. Çünkü, bu iki gösterge sadece kredi hacmi ile ilgili olup, kredilerin hangi alanlarda değerlendirildiğini ya da gerçekten verimli yatırım alanlarına aktarıldığını göstermekten uzaktır. Diğer yandan, finansal serbestleşme politikaları uygulanan birçok ülkede, finansal sistemi kontrol ve Finansal Serbestleşme ve Ekonomik Büyüme Panel Verileri Yaklaşımı denetleme mekanizmasının olmayışı ya da etkin işlemeyişi sonucu krediler, bankaların ilişkili oldukları holdinglere, inşaat sektörü ya da lüks ithal malı tüketimi gibi alanlara aktarılmışlardır. Özellikle mevduatın garanti altında olduğu birçok ülkede bankalar, kredileri kendi bünyelerindeki şirketlere aktarmış ve batık kredi olarak göstermişlerdir. Ayrıca IMF ile yapısal uyum programları çerçevesinde, finansal reformlar uygulayan birçok gelişmekte olan ülkede, sabit döviz kuru sistemi benimsenmiş ya da ulusal paranın değeri A.B.D doları gibi güçlü bir para birimine bağlanmıştır. Sermaye hareketlerinin serbestleşmesi sonucunda, birçok Asya ve Latin Amerika ülkesine hızlı bir sermaye akışı başlamıştır. Bunun sonucunda ise ulusal paralar reel olarak değer kazanmış, yurtiçi ve yurtdışı faiz oranlarındaki farktan yararlanmak isteyen birçok banka dışarıdan yabancı para cinsinden kredi almış, ancak bunlar, iç piyasaya ulusal para cinsinden verilmiştir. Kredilerin, bankaların yakın ilişki içinde oldukları holdinglere, özel tüketime ve verimsiz yatırımlara aktarımı sonucunda kötü kredilerin ve ödenmeyen kredilerin oranı yükselmiştir. Bunlara ilaveten, birçok ülkede ulusal paraların aşırı değer kazanması, ülkelerin uluslararası rekabet gücü zayıflatarak, ihracatın azalmasına ve ithalatın artmasına neden olmuştur. Bütün bunların sonucu cari işlemler açığı sürdürülemez hale gelmiş ve birçok ülkede kriz meydana gelmiştir. Arjantin, Filipinler, Finlandiya, Gana, İsrail, İsveç, Norveç, Şili, Tayland, Uruguay ve Venezüella ciddi krizler yaşamışlardır. Çalışmada kullanılan kredi değişkenleri PRIVATE ve PRIVY'nin katsayılarının anlamlı olmaması ya da anlamlılığının çok düşük olması bunlara bağlanabilir.

Son olarak reform öncesi ve reform sonrası dönemlerdeki ortalama yıllık büyüme hızı ile finansal değişkenlerin ortalamaları gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için tablo 7 ve tablo 8'de verilmiştir. Tablodan, reform sonrası dönemde özellikle gelişmekte olan ülkelerin ortalama yıllık büyüme

hızlarının, reform öncesi döneme oranla 6 puan daha az olduğu görülmektedir. PRIVATE ve PRIVY finansal rasyoların ortalamalarının, reform sonrası dönemde yüksek olmasına rağmen, ekonomik büyüme ortalamasının bu dönemde daha düşük olması da, yukarıdaki açıklamaları desteklemektedir.

Tablo 7: Gelişmekte Olan Ülkelerle İlgili Ortalamalar

	GRWTH	DEPTH	BANK	PRIVATE	PRIVY
Reform Öncesi	0.022	0.31	0.60	0.57	0.21
Reform Sonrası	0.016	0.38	0.71	0.71	0.28

Kaynak: Hesaplamalar yazar tarafından gerçekleştirilmiştir.

Tablo 8: Gelişmiş Ülkelerle İlgili Ortalamalar

	GRWTH	DEPTH	BANK	PRIVATE	PRIVY
Reform Öncesi	0.025	0.59	0.87	0.73	0.52
Reform Sonrası	0.022	0.64	0.92	0.78	0.63

Kaynak: Hesaplamalar yazar tarafından gerçekleştirilmiştir.

IV. Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada bankacılık ve aracı kurum hizmetlerindeki gelişmeler olarak tanımlanan finansal gelişmenin ekonomik büyümeye etkisi, finansal serbestleşmeden önceki ve sonraki dönem için panel veriler ekonometrisi yardımıyla incelenmiştir.

1970-1974'den 1990-1994'e kadar uzanan beşer yıllık beş dönemi ve 43 ülkeyi kapsayan ilk çalışma çelişkili sonuçlara ulaşmış ve finans sektöründeki gelişmenin ekonomik büyümeye etkisini açıklamakta yetersiz kalmıştır. Yatay kesit verileriyle elde edilen sonuçlarla bağdaşmayan bu sonuç, panel verilerde zaman boyutunun göz önüne alınmasından kaynaklanmaktadır. Bu sonuca göre, finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkilerin zamanla değiştiği söylenebilir. Böyle bir durumda yatay kesit verileriyle yapılan çalışmaların hatalı sonuçlara ulaştığı iddia edilebilir.

Bu çalışmada, finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin zamanla değişmesinin nedeni olarak, finansal reformların finans sektörünün verimliliğini artırarak, yatırımların hacmini ve verimliliğini yükselttiği ve ekonomik büyümeyi hızlandırdığı hipotezi ileri sürülmüştür.

Bu hipotezi test etmek için, finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, finansal serbestleşme döneminden önce ve sonra olmak üzere iki döneme ayrılarak incelenmiştir. Finansal reformların yapılmasından önceki döneme ilişkin yapılan tahminler, finansal gelişmenin ekonomik büyümeye anlamlı bir katkısı olmadığını göstermektedir. Bunun en önemli nedenlerinden

birisi, reform öncesi dönemde uygulanan finansal baskı politikalarıdır. Faiz oranlarına getirilen kısıtlamalar nedeniyle, finans sektörünün yeteri kadar mevduat toplayamaması, mevduat munzam karşılıklarının artırılması, reeskont oranlarının yüksekliği ve seçici kredi politikaları yüzünden de finans sektörünün verimli yatırım projelerine yeteri kadar kredi açamaması, finans sektörünün ekonomik büyümeye olan katkısının azalmasına yol açmıştır.

Finansal serbestleşme dönemiyle ilgili tahminler, finans sektörünün tüm ekonomi içindeki ağırlığının artmasının ve bankacılık sisteminin gelişmesinin ekonomik büyümeye olan katkısının bu dönemde olumlu ve anlamlı olduğunu göstermektedir. Ayrıca, tahmin sonuçlarından, finansal reformların uygulanmasının tek başına yeterli olmadığı görülmektedir. Özellikle, finansal serbestleşme dönemi sonrası artan kredi hacminin etkin kullanılmamasının, yatırımların verimliliği ve büyüme üzerinde olumsuz etki yaratacağı görülmektedir. Finansal reform döneminden sonra, ortalama büyüme hızının azalması ve kredi hacmiyle ilgili finansal göstergelerin katsayılarının anlamlı olmaması ve ya anlamlılıklarının düşük olması bunun en büyük göstergesidir. Kredilerin sadece hacim olarak artışının yetersiz olduğu, etkin kullanılmasının gerekliliği birkez daha ortaya çıkmaktadır. Bu bağlamda, çalışmada kullanılan finansal göstergelerin, finansal gelişmişliği açıklamada yetersiz kaldığı görülmektedir. Özellikle kredilerin hangi alanlarda kullanıldığı, yatırımların verimliliği üzerindeki etkilerini ve kredilerin denetimi ile ilgili göstergelerin modele katılması gerekirdi. Ancak bu tür göstergelerle ilgili veriler mevcut değildir.

Kullanılan modelin bir başka eksikliği ise, finansal sistemi sadece bankacılık sektöründen oluşuyor varsaymasıdır. Oysa, finansal sistemin en önemli bileşenlerinden birisi de menkul kıymet borsalarıdır. Özellikle finansal serbestleşmeden sonra gelişmekte olan ülkelerin birçoğunda menkul kıymet borsaları hızla gelişmiştir. Gelecek çalışmalarda finansal gelişmişlik göstergelerinin mutlaka bu hususu dikkate almaları gerekmektedir.

Kaynaklar

- Aryeetey E., Hettige H., “*Financial Market Fragmentation and Reforms in Ghana, Malawi, Nigeria and Tanzania*”, The World Bank Economic Review, 11(2), 1997, 195-218.
- Balestra P., Nerlove M., “*Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas*,” Econometrica, 1966, 585-612.
- Barro R. J., “*Economic Growth in a Cross Section of Countries*”, The Quarterly Journal of Economics, 1991, 407-443.
- Barro R. J., Sala-I-Martin X., “*Convergence*”, Journal of Political Economy, 100(21), 1992, 223-251.
- Barro R. J., Sala-I-Martin X., “*Economic Growth*”, McGraw-Hill, New York, 1994.
- Becker G. S., Murphy K. M., Tamura R., “*Human Capital, Fertility and Economic Growth*”, Journal of Political Economy, 1990.
- Berthelemy J. C., Varoudakis A., “*Développement Financier, Réformes Financières et Croissance: Une Approche en Données de Panel*”, OCDE, Paris, 1996, 1-22.
- Boissieu C., Henriot A., Roi S., “*Problématique des Marchés Emergents*”, Revue Economique, : 49(1), 1998, 27-49.
- De Gregorio, Guidotti P. E., “*Financial Development and Economic Growth*”, World Development, 23(3), 1995, 433-448.
- Drees B., Pazarbaşıoğlu C., “*The Nordic Banking Crises Pitfalls in Financial Liberalization?*,” IMF Occasional Paper, No:161, 1998, 1-39.
- Erlat H., “*Panel Data: A Selective Survey*,” Discussion Paper Series, No: 97-04, Middle East Technical University, Ankara, 1997.
- Fisher B., Reisen H., “*Libéralisation des Mouvements de Capitaux Dans les Pays en Développement, Pièges, Exigences et Perspectives*”, OCDE , Paris, 1993.
- Galbis V., “*Financial Intermediation and Economic Growth in Less-Developed Countries: A Theoretical Approach*”, Journal of Development Studies, 13(2), 1977, 58-72.
- Greene W. H., “*Econometric Analysis*”, 3rd edition, Prentice Hall, 1997.
- Greenwald B., Stiglitz J., Weiss A., “*Information Imperfection in the Capital Market and Macroeconomic Fluctuations*”, *American Economic Review*, 74(2), 1984, 194-200.
- Greenwood J., Jovanovic B., “*Financial Development, Growth and the Distribution of Income*”, Journal of Political Economy, 98 (5), 1990, pp.1076-1107.
- Güloğlu B., “*Effets du Développement du Secteur Financier Sur la Croissance Economique*”, Unpublished Phd Thesis, 2000.

- Heston A., Summers R., “*The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988*,” *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 1988, 334-361.
- Islam N., “*Growth Empirics a Panel Data Approach*”, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1995, 1127-1170.
- Johnston B., Pazarbaşıoğlu C., “*Linkages Between Financial Sector Reform and Economic Growth and Efficiency*”, *IMF Working Paper*, 95/103, 1995.
- Kapur B. K. (1976), “*Alternative Stabilization Policies For Less-Developed Economies*”, *Journal of Political Economy*, 84(4), pp.777-795.
- King R. G., Levine R., “*Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right*”, *The Quarterly Journal of Economics*, 434, 1993, 717-737.
- Knight M., Loayza N., Villanueva D., “*Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth: a Panel Data Approach*”, *IMF Staff Papers*, 40, 1993, 512-541.
- Levine R., “*Stock Markets, Growth and Tax policy*”, *Journal of Finance*, XLVI (4), 1991, 1445-1465.
- Levine R., “*Les Marchés Boursiers Stimulent la Croissance*”, *Finance & Development*, 1996, 7-10.
- Levine R., “*Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda*”, *Journal of Economic Literature*, 35, 1997, 688-726.
- Levine R., Zervos S., “*Stock Market Development and Long-run Economic Growth*”, *The World Bank Economic Review*, 10(2), 1996, 323-339.
- Mathieson D., “*Financial Reform and Capital Flows in a Developing Economy*”, *IMF Staff Paper*, 26(3), 1979, 450-489.
- Matyas L., Sevestre P., *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Publishers, London, 1996.
- Mckinnon, R., *Money and Capital in a Developing Country*, Washigton: Brookings, 1973.
- Nelson R., Phelps E. S., “*Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth*”, *American Economic Review*, LVI, 1996, 69-75.
- Pill H., Pradhan M., “*La Libéralisation Financière en Afrique et en Asie*”, *Finances & Développement*, 1997, 7-10.
- Reisen H., “*Les Crises Monétaires: Résultat de Facteurs Internes Leçons de Politique Economique pour les Eviter*”, *Revue d'économie du Développement*, 1998, 93-117.
- Romer P., “*Endogenous Technological Change*”, *Journal of Political Economy*, 98(5), 1990, S71-S102.
- Roubini N., Sala-I-Martin X., “*Financial Repression and Economic Growth*,” *Journal of Development Economics*, 39, 1992, 5-30.

- Saint Paul G., “*Technological Choice, Financial Markets and Economic Development*,” *European Economic Review*, 36, 1992, 763-781.
- Sevestre P., Trognon A., “*Dynamic Linear Models*,” Matyas ve Sevestre, (editör), *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Publishers, London, 1996.
- Shaw E., *Financial Deeping in Economic Development*, Oxford University Press, New York, 1973.
- Solow R., “*A Contribution to the Theory of Economic Growth*”, *Quarterly Journal of Economic*, 70, 1956, 65-94.
- Swan T. W., “*Economic Growth and Capital Accumulation*”, *Economic Record*, 32, 1956, 334-361.
- Welfers P. J., Wolf H. C., *Banking International Capital Flows and Growth in Europe Financial Markets Saving and Monetary Integration*, Springer, Berlin, New York, 1997.
- World Bank (1998), *World Development Indicators*, Washington, D.C.

Ek 1:**Tablo Ek 1: Ülkelerin Reform Tarihleri**

Ülke	Reform Dönemi
Fas	1985-89
Gana	1990-94
Kenya	1990-94
Malavi	1990-94
Tanzanya	1990-94
Tunus	1985-89
Endonezya	1983-87
Filipinler	1981-85
G.Kore	1981-85
İsrail	1985-89
Japonya	1978-82
Malezya	1986-90
Sri-Lanka	1985-89
Tayland	1986-90
Avusturya	1986-90
Finlandiya	1986-90
Fransa	1985-89
İngiltere	1971-75
İrlanda	1986-90
İspanya	1985-89
İsveç	1985-89
İtalya	1983-87
Norveç	1985-89
Portekiz	1986-90
Türkiye	1985-89
Yunanistan	1986-90
Arjantin	1977-81
Bolivya	1985-89
Brezilya	1986-90
El Salvador	1990-94
Guatemala	1989-93
Honduras	1990-94
Jamaika	1986-90
Kolombiya	1990-94
Kosta Rica	1986-90
Meksika	1986-90
Paraguay	1990-94
Peru	1990-94
Şili	1974-78
Uruguay	1974-78
Venezüella	1989-93
Avustralya	1981-85
Yeni Zelanda	1985-89

Kaynak : Güloğlu (2000)

EK 2:**Tablo Ek 3 : Değişkenlerin Tanımı ve Kaynağı:**

GRWTH	$[(GSYİH_t/POP_t) - (GSYİH_{t-1}/POP_{t-1})] / (GSYİH_{t-1}/POP_{t-1})$;
GDP	1994 fiyatlarına göre dolar cinsinden kişi başına reel GSYİH
GPOP	Nüfus artış oranı.
INF	1994 fiyatlarına göre Tüketici Fiyat Endeksindeki yıllık artış
OPEN	(İhracat + ithalat)/nominal GSYİH
RINT	Reel faiz oranı: Kredi faiz oranı-Enflasyon oranı
FDI	Doğrudan yabancı yatırımlar (dolar cinsinden)/nominal GSYİH (dolar cinsinden) Dolar cinsinden doğrudan yabancı yatırımlar: International Financial Statistics, 78 bed satırı
DEPTH	Geniş anlamda para arzı (M2Y)/nominal GSYİH Geniş anlamda para arzı: International Financial Statistics, 34.ve 35. satırların toplamı
BANK	Bankalardaki mevduat /(Merkez Bankasındaki mevduat + Bankalardaki mevduat) Bankalardaki mevduat: International Financial Statistics , 22a +...22f Merkez Bankasındaki mevduat: International Financial Statistics , 12a +...12f
PRIVATE	Özel sektöre verilen krediler/toplam krediler Özel sektöre verilen krediler 32d Toplam yurtiçi krediler: International Financial Statistics, 32a+...32f (32e hariç)
PRIVY	Özel sektöre açılan kredilerin nominal GSYİH'ya oranı
RESERVES	Banka rezervleri/M2Y Banka rezervleri: International Financial Statistics, 20. satır

Kaynak: Tüm veriler Uluslar arası Para Fonunun www.imf.org/publications sayfasından alınmıştır.

EK 3:

Tablo Ek 3: Bağımlı Değişken: GRWTH Reform Sonrası Dönem

Açıklayıcı Değişkenler	Eq.17	Eq.18	Eq.19	Eq.20
LnGPOP	-0,0013 (-2,00)**	-0,0013 (-1,97)**	-0,0015 (-2,31)**	-0,0015 (-2,24)**
OPEN	0,022 (2,00)**	0,0256 (2,21)**	0,024 (2,13)**	0,024 (2,13)**
RINT	0,00029 (1,71)*	0,00028 (1,70)*	0,00034 (2,01)*	0,00030 (1,77)*
LnFDI	0.00062 (1.13)	0.00049 (0.87)	0.00041 (0.80)	0.00049 (0.97)
DEPTH	0,018 (1,96)**			
BANK		0,028 (2,25)**		
PRIVATE			0,010 (1,35)	
PRIVY				0,0038 (0,40)
SABİT	-0,0035 (-0,45)	-0,019 (-1,61)*	-0,0046 (-0,41)	0,0029 (0,31)
Hausman	3,2	2,82	3,27	2,66
Q	3,33***	3,54***	3,50***	3,57**
Adj. R ²	0.25	0.24	0.23	0.23
LM	37014***	37786***	36628***	37061***
N	400	400	400	400

Tablo sütunlara doğru okunmaktadır. Açıklayıcı değişkenler LnGPOP RINT LnFDI OPEN DEPTH (BANK, PRIVATE, PRIVY) değişkenleridir. Parantez içindeki sayılar t değerleridir. N gözlem sayısıdır. H Hausman istatistiğini, Q ise ülke ve zaman etkilerinin mevcut olmadığı hipotezini test eden Fisher istatistiğini, LM sabit varyans varsayımı altındaki Lagrange çarpanı istatistiğini göstermektedir. Adj R² düzeltilmiş belirlilik katsayısıdır.

* katsayılar ya da istatistikler 0.10 düzeyinde anlamlıdır. ** katsayılar ya da istatistikler 0.05 düzeyinde anlamlıdır. *** katsayılar ya da istatistikler 0.01 düzeyinde anlamlıdır. Diğer katsayılar ve istatistikler anlamsızdır.

GLOBAL SERMAYE PİYASALARI

2003 yılının ilk altı aylık döneminde önemli finans merkezlerinde uygulanan düşük faiz politikaları nedeniyle uluslararası finans piyasalarında gelişme devam etmiş, ekonomik aktivite ve şirket kazançlarında dünya genelinde, özellikle de ABD’de, güçlü bir iyileşme meydana gelmiştir. 2003 yılı Haziran ayından itibaren, ABD ekonomisindeki canlanma ve üretim artarak 2003 yılı üçüncü çeyreğinde yıllık bazda GSYİH büyüme hızı % 8’in üzerine çıkmıştır. Euro Bölgesinde ise GSYİH 2003 yılı üçüncü çeyreğinde % 0.4 artmıştır. Aynı zamanda, diğer ekonomik göstergelerde iyileşmeye devam etmiştir. Japonya’da önemli yapısal dengelerdeki bozulmalar devam etmekle birlikte büyümedeki ilerleme sürdürülmektedir. Doğu Asya’daki diğer ekonomilerdeki büyüme beklentileri artmaktadır.

Global piyasalardaki bu gelişmelere paralel olarak hisse senetleri fiyatlarında gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan piyasalarda güçlü bir yükseliş meydana gelmiş; tahvil fiyat aralıkları, özellikle de yüksek getirili şirketlerde ve gelişmekte olan piyasalarda, düşmeye devam etmiştir. Finansal kaynaklar gelişmekte olan piyasalara dönmeye başlamış ve dolayısıyla hisse senedi piyasaları tüm dünyada yükselme trendine girmiştir.

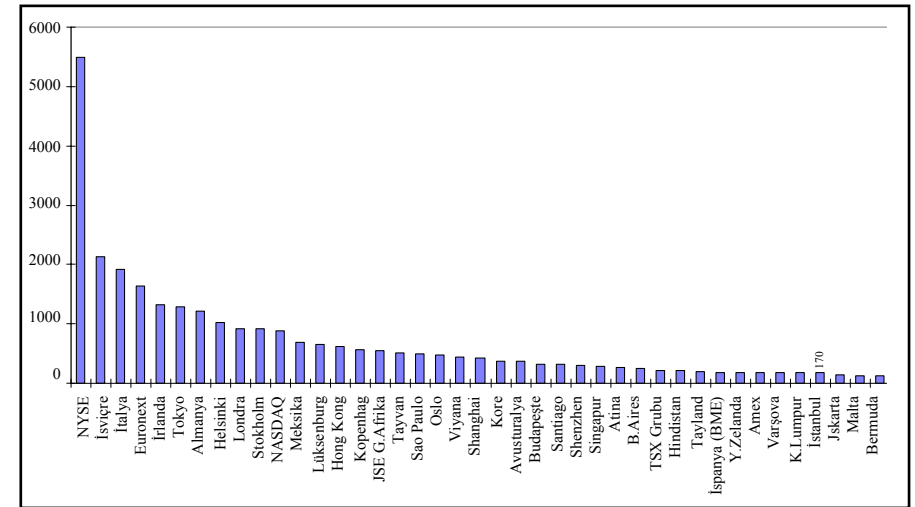
Eylül ayı sonunda, yıl başına göre, gelişmiş piyasalara ait endekslerden Nikkei-225 %29,5, FTSE-100 %9,6, DJIA %13,5, Xetra DAX %28,6 oranlarında ABD Doları bazında yükselmiştir. Aynı dönemde, gelişmekte olan piyasaların ABD Doları bazlı getirileri karşılaştırıldığında en yüksek getiriler: Venezüella (%82,4), Arjantin (%81,9), Brezilya (%79,3), Tayland (%73,4), Rusya (%59,8), Türkiye (%54,8), Şili (%54) ve Endonezya (%52,2) borsalarının endekslerinde gerçekleşirken; dolar bazlı en düşük getiriler: Çin (%0,9), Malezya (%14,1), G. Kore (%15,6), G.Afrika (%18,4) ve Macaristan (%20,6) borsalarında oluştu. Gelişmekte olan piyasalar F/K oranları açısından karşılaştırıldığında, Eylül 2003 sonu itibariyle en yüksek oranlar Polonya (123,9), Tayvan (69,5), Filipinler (30,3), Endonezya (29,1), Kore (27,0) ve Şili (25,3) olurken; en düşük oranlar, Çek Cum. (9,0), Türkiye (9,4), Brezilya (9,6), G.Afrika (10,4) ve Macaristan’da (11,8) gerçekleşmiştir.

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

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

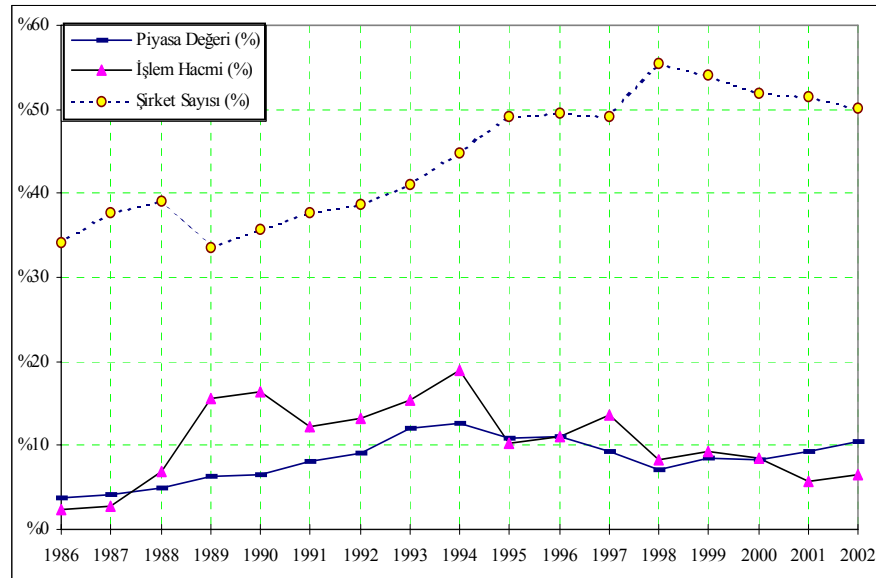
Kaynak: Standard & Poor’s Global Stock Markets Factbook, 2003.

Ortalama Şirket Başına Piyasa Değeri Karşılaştırması (Milyon ABD \$, Eylül 2003)



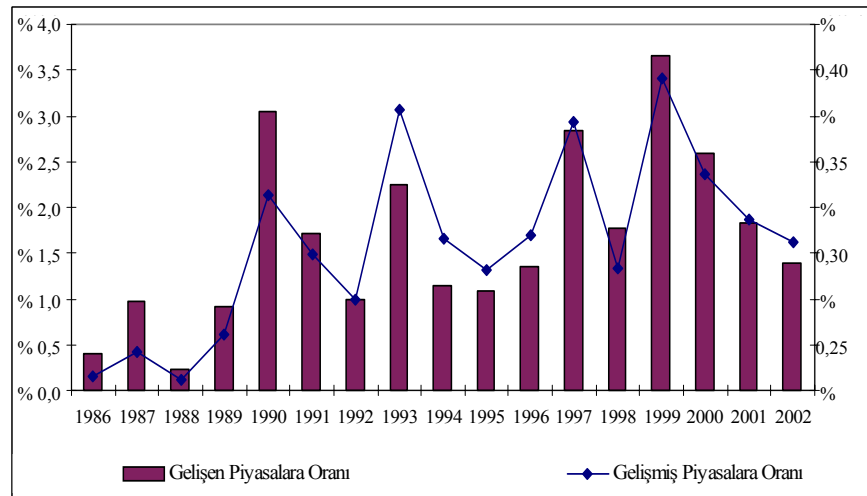
Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, Sept. 2003.

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



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

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



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

Piyasa Göstergelerine Göre Ülkelerin Sıralaması (Eylül 2003)

	Piyasa	İşlem Görme Oranı (%)	Piyasa	İşlem Hacmi (Milyon ABD\$) (2003/1-2003/9)	Piyasa	Piyasa Değeri (Milyon ABD\$) 2003/9
1	NASDAQ	288,04	NYSE	7.146.106	NYSE	10.119.388
2	Shenzhen	261,05	NASDAQ	5.035.144	Tokyo	2.746.471
3	İstanbul	203,69	Londra	2.589.129	NASDAQ	2.644.452
4	Tayvan	203,33	Tokyo	1.421.921	Londra	2.110.605
5	Kore	200,09	Euronext	1.405.243	Euronext	1.742.107
6	İspanya	161,70	Almanya	939.699	Almanya	841.460
7	Almanya	147,98	İspanya (BME)	662.833	TSX Grubu	771.224
8	Hindistan	146,86	İtalya	608.579	İsveç	625.841
9	İtalya	134,93	İsviçre	459.748	Hong Kong	619.242
10	Helsinki	120,16	Tayvan	434.338	İspanya (BME)	578.726
11	Stokholm	116,70	Amex	423.238	İtalya	523.803
12	Euronext	113,02	TSX Grubu	330.374	Avustralya	496.482
13	Shanghai	109,67	Kore	326.471	Tayvan	339.525
14	Londra	105,08	Bermuda	300.437	Shanghai	322.151
15	Tayland	102,20	Avustralya	269.921	Kore	256.154
16	İsviçre	98,91	Stokholm	213.315	Stokholm	239.299
17	NYSE	92,64	Hong Kong	188.167	JSE South Africa	216.199
18	Oslo	89,64	Shanghai	184.169	Mumbai	205.346
19	Avustralya	79,63	Hindistan	126.428	Hindistan	185.837
20	Tokyo	78,65	Helsinki	120.501	Sao Paulo	181.735
21	TSX Grubu	65,87	Shenzhen	105.779	K.Lumpur	150.535
22	Singapur	64,44	Osaka	83.409	Shenzhen	150.010
23	Kopenhag	63,57	Johannesburg	72.414	Helsinki	145.911
24	İrlanda	63,14	Singapur	61.954	Singapur	135.535
25	Budapeşte	58,59	İstanbul	56.447	Meksika	108.826
26	Mumbai	57,53	Mumbai	56.165	Kopenhag	106.634
27	Hong Kong	44,63	Oslo	55.023	Atina	89.697
28	Atina	41,71	Tayland	54.621	Amex	89.011
29	Y.Zellanda	39,31	Kopenhag	47.877	Tayland	81.456
30	Sao Paulo	36,41	Sao Paulo	44.057	Oslo	75.680
31	Jakarta	35,06	İrlanda	32.821	Santiago	74.446
32	JSE G.Afrika	35,05	K.Lumpur	32.216	İrlanda	72.166
33	Tel-Aviv	30,04	Atina	27.086	Tel-Aviv	58.421
34	K.Lumpur	26,76	Meksika	18.074	İstanbul	48.534
35	Varşova	26,26	Tel-Aviv	11.867	Jakarta	47.314
36	Viyana	24,87	Jakarta	9.475	Viyana	46.297
37	Kolombo	21,31	Y.Zellanda	8.565	Varşova	32.354
38	Meksika	20,30	Viyana	8.000	Lüksemburg	30.204
39	Tahran	18,49	Budapeşte	5.976	Y.Zellanda	28.618
40	Ljubljana	15,44	Varşova	5.895	B.Aires	26.278
41	B.Aires	10,18	Santiago	3.957	Filipinler	22.171
42	Filipinler	8,66	Tahran	2.641	Tahran	21.763
43	Santiago	8,42	B.Aires	2.010	Budapeşte	15.253
44	Lima	8,23	Filipinler	1.403	Lima	12.609
45	Osaka	7,26	Lima	857	Ljubljana	5.792

Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, Sept. 2003.

İşlem Hacmi (Milyon ABD\$, 1986-2002)

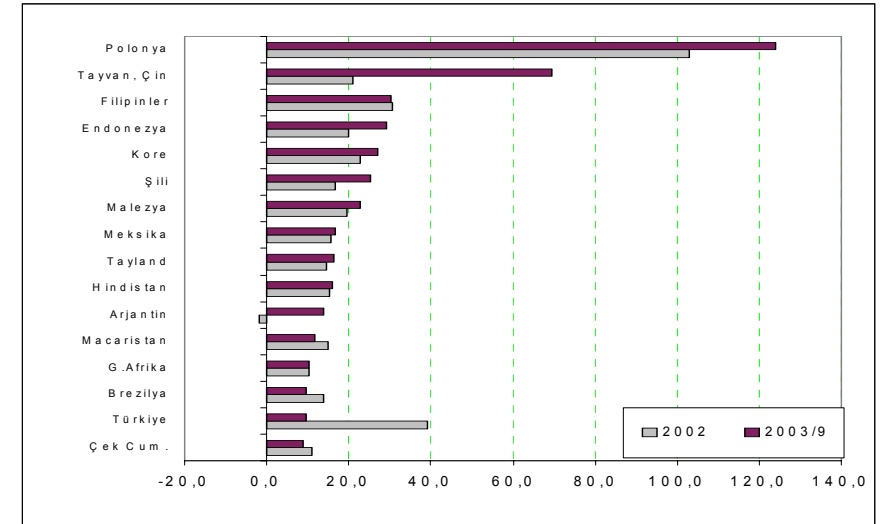
	Global	Gelişmiş	Gelişen	İMKB	Gelişen/Global (%)	İMKB/Gelişen (%)
1986	3.573.570	3.490.718	82.852	13	2,32	0,02
1987	5.846.864	5.682.143	164.721	118	2,82	0,07
1988	5.997.321	5.588.694	408.627	115	6,81	0,03
1989	7.467.997	6.298.778	1.169.219	773	15,66	0,07
1990	5.514.706	4.614.786	899.920	5.854	16,32	0,65
1991	5.019.596	4.403.631	615.965	8.502	12,27	1,38
1992	4.782.850	4.151.662	631.188	8.567	13,20	1,36
1993	7.194.675	6.090.929	1.103.746	21.770	15,34	1,97
1994	8.821.845	7.156.704	1.665.141	23.203	18,88	1,39
1995	10.218.748	9.176.451	1.042.297	52.357	10,20	5,02
1996	13.616.070	12.105.541	1.510.529	37.737	11,09	2,50
1997	19.484.814	16.818.167	2.666.647	59.105	13,69	2,18
1998	22.874.320	20.917.462	1.909.510	68.646	8,55	3,60
1999	31.021.065	28.154.198	2.866.867	81.277	9,24	2,86
2000	47.869.886	43.817.893	4.051.905	79.209	8,46	4,42
2001	42.076.862	39.676.018	2.400.844	77.937	5,71	3,25
2002	38.645.472	36.098.731	2.546.742	70.667	6,59	2,77

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

İşlem Gören Şirket Sayısı (1986-2002)

	Global	Gelişmiş	Gelişen	İMKB	Gelişen/Global (%)	İMKB/Gelişen (%)
1986	28.173	18.555	9.618	80	34,14	0,83
1987	29.278	18.265	11.013	82	37,62	0,74
1988	29.270	7.805	11.465	79	39,17	0,69
1989	25.925	17.216	8.709	76	33,59	0,87
1990	25.424	16.323	9.101	110	35,80	1,21
1991	26.093	16.239	9.854	134	37,76	1,36
1992	27.706	16.976	10.730	145	38,73	1,35
1993	28.895	17.012	11.883	160	41,12	1,35
1994	33.473	18.505	14.968	176	44,72	1,18
1995	36.602	18.648	17.954	205	49,05	1,14
1996	40.191	20.242	19.949	228	49,64	1,14
1997	40.880	20.805	20.075	258	49,11	1,29
1998	47.465	21.111	26.354	277	55,52	1,05
1999	48.557	22.277	26.280	285	54,12	1,08
2000	49.933	23.996	25.937	315	51,94	1,21
2001	48.220	23.340	24.880	310	51,60	1,25
2002	48.375	24.099	24.276	288	50,18	1,19

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

Gelişen Piyasalar Fiyat Kazanç Oranı Karşılaştırması

Kaynak: Standard & Poor's, Emerging Stock Markets Review, Sept. 2003.

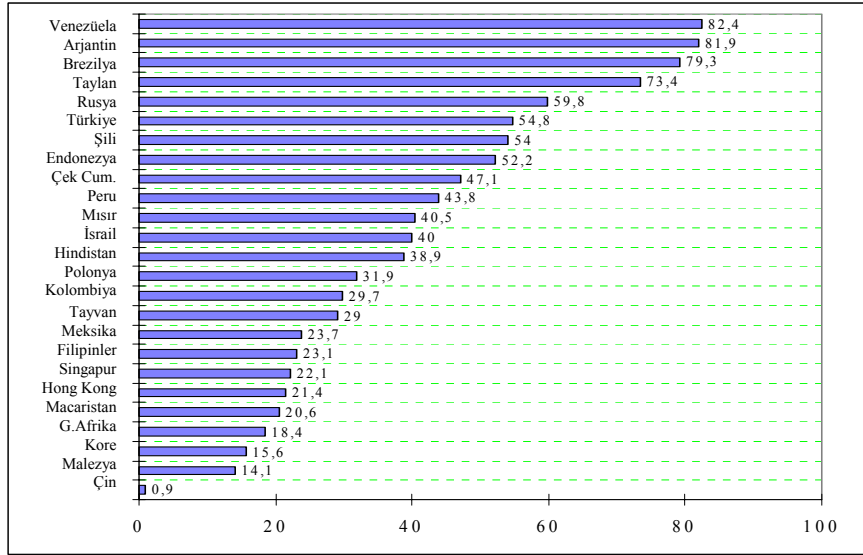
Gelişen Piyasalar Fiyat/Kazanç Oranı

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003/9
Arjantin	17,7	15,0	38,2	17,1	13,4	39,0	293,3	38,4	-1,7	14,0
Brezilya	13,1	36,3	14,5	15,4	7,0	25,1	11,7	8,9	13,7	9,6
Çek Cum.	16,3	11,2	17,6	8,8	-11,3	-14,8	21,0	5,6	11,1	9,0
Endonezya	20,2	19,8	21,6	11,2	-106,2	-10,5	-6,5	-14,1	19,8	29,1
Filipinler	30,8	19,0	20,0	12,5	15,0	24,0	28,2	28,4	30,6	30,3
G. Afrika	21,3	18,8	16,3	12,1	10,1	17,4	10,7	11,7	10,2	10,4
Hindistan	26,7	14,2	12,3	16,8	13,5	22,0	14,8	12,3	15,4	16,1
Kore	34,5	19,8	11,7	11,6	-47,1	-27,7	19,3	24,9	22,7	27,0
Macaristan	-55,3	12,0	17,5	25,2	17,0	18,2	14,3	13,3	15,0	11,8
Malezya	29,0	25,1	27,1	13,5	21,1	-19,1	71,7	53,2	19,6	22,8
Meksika	17,1	28,4	16,8	22,2	23,9	14,1	12,5	13,2	15,6	16,6
Polonya	12,9	7,0	14,3	10,3	10,7	22,0	19,4	6,0	103,0	123,9
Şili	21,4	17,1	27,8	15,9	15,1	37,7	31,8	17,1	16,8	25,3
Tayland	21,2	21,7	13,1	4,8	-3,7	-14,5	-12,4	47,3	14,5	16,5
Tayvan, Çin	36,8	21,4	28,2	32,4	21,7	49,2	13,7	28,5	20,9	69,5
Türkiye	31,0	8,4	10,7	18,9	7,8	33,8	15,2	69,5	39,1	9,4

Kaynak: IFC Factbook 2001; Standard&Poor's, Emerging Stock Markets Review, Sept. 2003.

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

Hisse Senetleri Piyasası Getirileri (ABD \$ Bazlı, 31/12/2002-1/10/2003)

Kaynak: The Economist, Sept. 4th 2003.

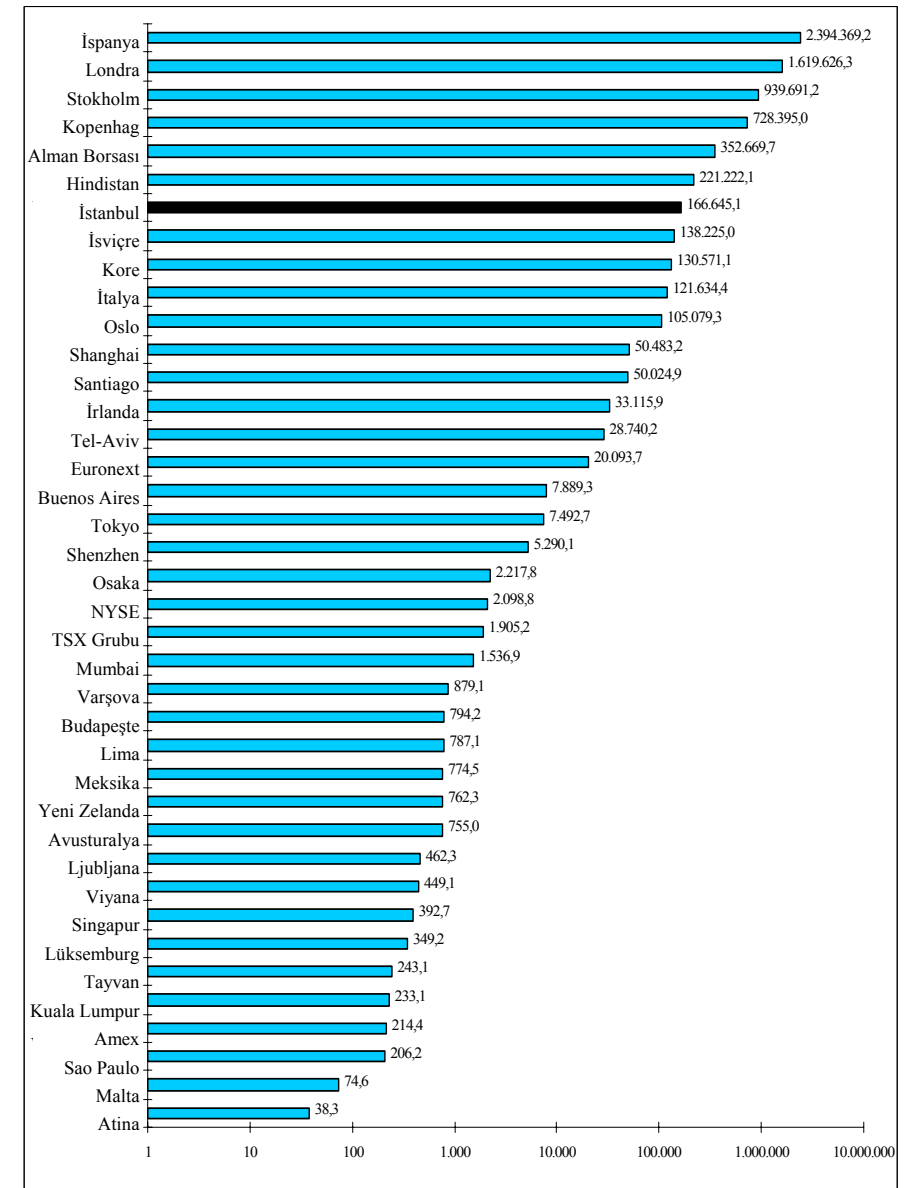
Gelişen Piyasalar Piyasa Değeri / Defter Değeri

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003/9
Arjantin	1,4	1,3	1,6	1,8	1,3	1,5	1,0	0,6	0,9	1,7
Brezilya	0,6	0,5	0,7	1,1	0,6	1,6	1,4	1,2	1,3	1,4
Çek Cum.	1,0	0,9	0,9	0,8	0,7	1,2	1,2	0,8	0,8	0,9
Endonezya	2,4	2,3	2,7	1,5	1,6	2,9	1,6	1,9	1,0	1,4
Filipinler	4,5	3,2	3,1	1,7	1,3	1,5	1,2	1,1	0,9	1,2
G.Afrika	2,6	2,5	2,3	1,9	1,5	2,7	2,1	2,1	1,9	1,8
Hindistan	4,2	2,3	2,1	2,7	1,9	3,1	2,5	2,0	2,6	3,0
Kore	1,6	1,3	0,8	0,6	0,9	2,0	0,8	1,3	1,1	1,3
Macaristan	1,7	1,2	2,0	3,7	3,2	3,6	2,5	1,8	2,0	2,0
Malezya	3,8	3,3	3,8	1,8	1,3	1,9	1,5	1,3	1,4	1,6
Meksika	2,2	1,7	1,7	2,5	1,4	2,2	1,7	1,7	1,6	1,9
Polonya	2,3	1,3	2,6	1,6	1,5	2,0	2,2	1,4	1,3	1,5
Şili	2,5	2,1	1,6	1,6	1,1	1,8	1,5	1,4	1,4	1,7
Tayland	3,7	3,3	1,8	0,8	1,2	2,6	1,6	1,6	1,7	2,3
Tayvan, Çin	4,4	2,7	3,3	3,8	2,6	3,3	1,7	2,1	1,7	2,1
Türkiye	6,3	2,7	4,0	9,2	2,7	8,8	3,1	3,8	2,8	1,9

Kaynak: IFC Factbook 1996-2001; Standard & Poor's, Emerging Stock Markets Review, Sept. 2003.

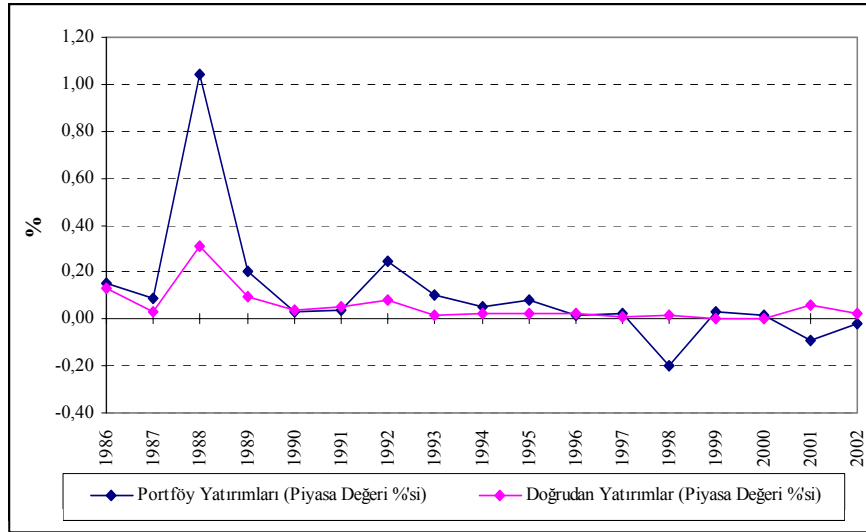
Not : IFC Investable Endeksi'ne dahil hisse senetlerine ait rakamlardır.

Tahvil Piyasası İşlem Hacmi (Milyon ABD\$, Ocak 2003-Eylül 2003)



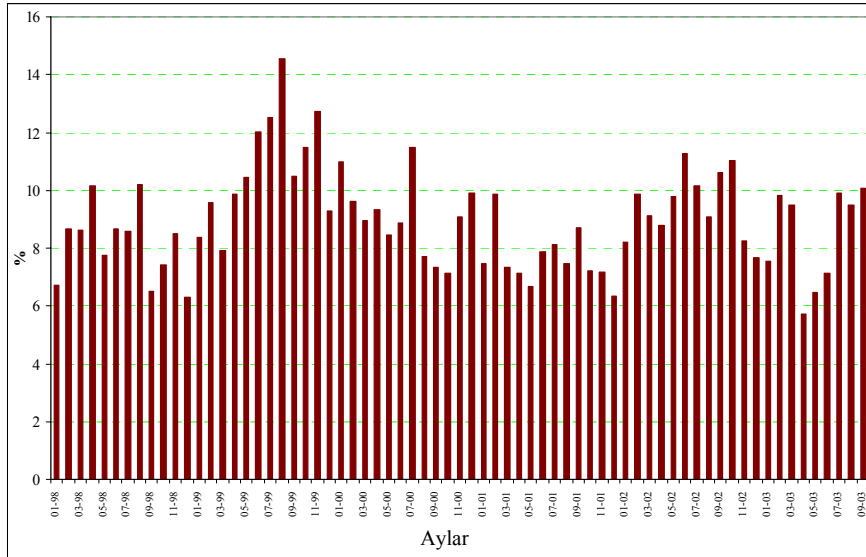
Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, Sept. 2003.

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



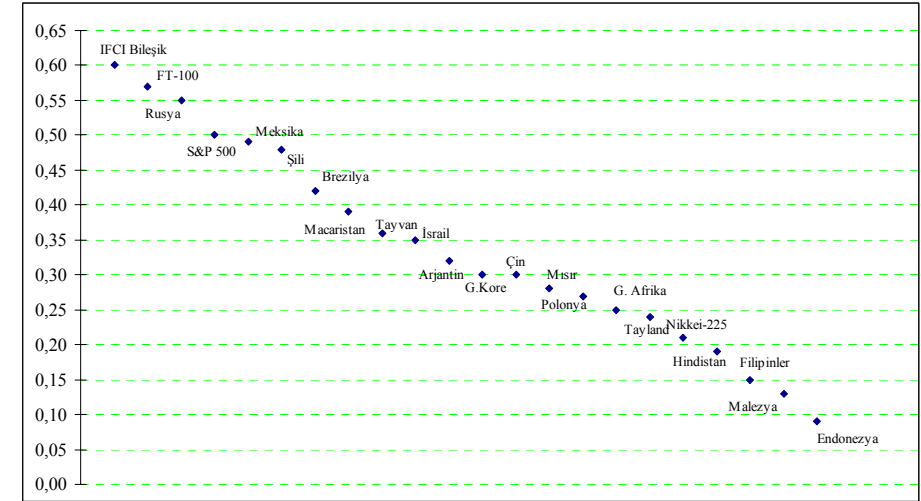
Kaynak : TCMB Veri Bankası; İMKB Verileri.

İMKB'de Yabancıların İşlem Payı (Ocak 1998-Eylül 2003)



Kaynak: İMKB Verileri.

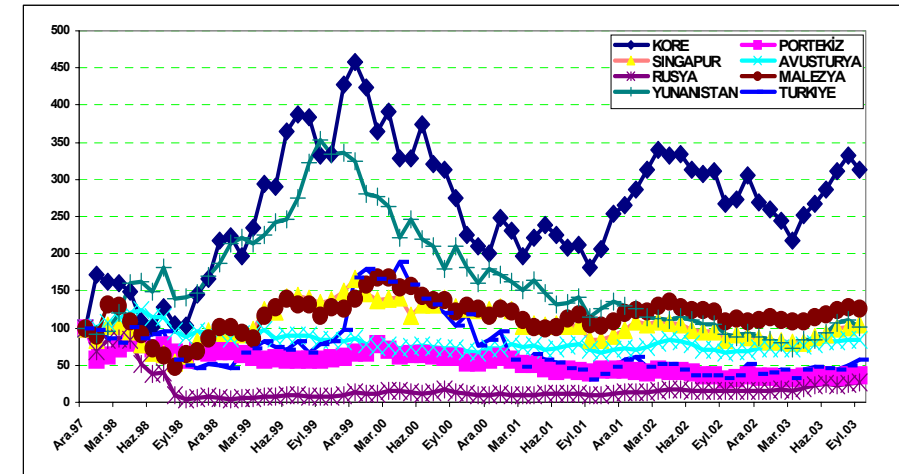
İMKB ile Bazı Piyasaların Fiyat Korelasyonları (Eylül 1998-Eylül 2003)



Kaynak: Standard & Poor's, Emerging Stock Markets Review, Sept. 2003.

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

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



Kaynak: Reuters

Not: Karşılaştırmalar ABD Doları bazındadır.

İMKB Piyasa İstatistikleri

HİSSE SENETLERİ PİYASASI											
		İşlem Hacmi				Piyasa Değeri		"Terettü Vürümü"	Fiyat Kazanç Oranı		
	Şirket Sayısı	Toplam		Günlük Ortalama		(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)	(%)	TL(1)	TL(2)	ABD\$
		(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)						
1986	80	9	13	--	--	709	938	9,15	5,07	--	--
1987	82	105	118	--	--	3.182	3.125	2,82	15,86	--	--
1988	79	149	115	1	--	2.048	1.128	10,48	4,97	--	--
1989	76	1.736	773	7	3	15.553	6.756	3,44	15,74	--	--
1990	110	15.313	5.854	62	24	55.238	18.737	2,62	23,97	--	--
1991	134	35.487	8.502	144	34	78.907	15.564	3,95	15,88	--	--
1992	145	56.339	8.567	224	34	84.809	9.922	6,43	11,39	--	--
1993	160	255.222	21.770	1.037	88	546.316	37.824	1,65	25,75	20,72	14,86
1994	176	680.864	23.203	2.573	92	836.118	21.785	2,78	24,83	16,70	10,97
1995	205	2.374.055	52.357	9.458	209	1.264.998	20.782	3,56	9,23	7,67	5,48
1996	228	3.031.185	37.737	12.272	153	3.275.038	30.797	2,87	12,15	10,86	7,72
1997	258	9.048.721	58.104	35.908	231	12.654.308	61.879	1,56	24,39	19,45	13,28
1998	277	18.029.967	70.396	72.701	284	10.611.820	33.975	3,37	8,84	8,11	6,36
1999	285	36.877.335	84.034	156.260	356	61.137.073	114.271	0,72	37,52	34,08	24,95
2000	315	111.165.396	181.934	451.892	740	46.692.373	69.507	1,29	16,82	16,11	14,05
2001	310	93.118.834	80.400	375.479	324	68.603.041	47.689	0,95	108,33	824,42	411,64
2002	288	106.302.343	70.756	421.835	281	56.370.247	34.402	1,20	195,92	26,98	23,78
2003	299	84.025.871	56.290	449.336	301	67.656.841	48.906	1,33	10,32	10,23	11,46
2003/C1	299	22.156.660	13.487	382.011	233	51.935.078	30.570	2,41	11,35	11,38	10,31
2003/C2	299	31.663.876	20.926	502.601	332	58.035.612	41.258	1,53	12,84	14,24	16,73
2003/C3	299	30.205.334	21.878	457.657	331	67.656.841	48.906	1,33	10,32	10,23	11,46

Ç : 3 aylık dönem

NOT:

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

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

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

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

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

İMKB Fiyat Endekslerinin Kapanış Değerleri

	TL Bazı					
	ULUSAL-100 (Ocak 1986=1)	ULUSAL-SINAI (31.12.1990=33)	ULUSAL-HİZMETLER (27.12.1996=1046)	ULUSAL-MALİ (31.12.1990=33)	ULUSAL-TEKNOLOJİ (30.06.2000=14.466,12)	
1986	1,71	--	--	--	--	
1987	6,73	--	--	--	--	
1988	3,74	--	--	--	--	
1989	22,18	--	--	--	--	
1990	32,56	32,56	--	32,56	--	
1991	43,69	49,63	--	33,55	--	
1992	40,04	49,15	--	24,34	--	
1993	206,83	222,88	--	191,90	--	
1994	272,57	304,74	--	229,64	--	
1995	400,25	462,47	--	300,04	--	
1996	975,89	1.045,91	1.046,00	914,47	--	
1997	3.451,--	2.660,--	3.593,--	4.522,--	--	
1998	2.597,91	1.943,67	3.697,10	3.269,58	--	
1999	15.208,78	9.945,75	13.194,40	21.180,77	--	
2000	9.437,21	6.954,99	7.224,01	12.837,92	10.586,58	
2001	13.782,76	11.413,44	9.261,82	18.234,65	9.236,16	
2002	10.369,92	9.888,71	6.897,30	12.902,34	7.260,84	
2003	13.055,90	12.474,24	7.472,10	16.732,78	6.288,67	
2003/C1	9.475,09	9.692,32	6.333,52	11.221,19	6.220,19	
2003/C2	10.884,43	10.944,97	7.128,17	13.159,34	5.642,86	
2003/C3	13.055,90	12.474,24	7.472,10	16.732,78	6.288,67	

	ABD\$ Bazı					EURO Bazı
	ULUSAL-100 (Ocak 1986=100)	ULUSAL-SINAI (31.12.90=643)	ULUSAL-HİZMETLER (27.12.96=572)	ULUSAL-MALİ (31.12.90=643)	ULUSAL-TEKNOLOJİ (30.06.2000=1.360,92)	ULUSAL-100 (31.12.98=484)
1986	131,53	--	--	--	--	--
1987	384,57	--	--	--	--	--
1988	119,82	--	--	--	--	--
1989	560,57	--	--	--	--	--
1990	642,63	642,63	--	642,63	--	--
1991	501,50	569,63	--	385,14	--	--
1992	272,61	334,59	--	165,68	--	--
1993	833,28	897,96	--	773,13	--	--
1994	413,27	462,03	--	348,18	--	--
1995	382,62	442,11	--	286,83	--	--
1996	534,01	572,33	572,00	500,40	--	--
1997	982,--	757,--	1.022,--	1.287,--	--	--
1998	484,01	362,12	688,79	609,14	--	484,01
1999	1.654,17	1.081,74	1.435,08	2.303,71	--	1.912,46
2000	817,49	602,47	625,78	1.112,08	917,06	1.045,57
2001	557,52	461,68	374,65	737,61	373,61	741,24
2002	368,26	351,17	244,94	458,20	257,85	411,72
2003	549,18	524,71	314,30	703,84	264,52	551,67
2003/C1	324,55	331,99	216,94	384,35	213,06	349,47
2003/C2	450,27	452,77	294,88	544,38	233,43	461,53
2003/C3	549,18	524,71	314,30	703,84	264,52	551,67

Ç : 3 aylık dönem

TAHVİL VE BONO PİYASASI				
İşlem Hacmi				
Kesin Alım-Satım Pazarı				
	Toplam		Günlük Ortalama	
	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)
1991	1.476	312	11	2
1992	17.977	2.406	72	10
1993	122.858	10.728	499	44
1994	269.992	8.832	1.067	35
1995	739.942	16.509	2.936	66
1996	2.710.973	32.737	10.758	130
1997	5.503.632	35.472	21.840	141
1998	17.995.993	68.399	71.984	274
1999	35.430.078	83.842	142.863	338
2000	166.336.480	262.941	662.695	1.048
2001	39.776.813	37.297	159.107	149
2002	102.094.613	67.256	403.536	266
2003	143.893.363	96.270	765.390	512
2003/Ç1	43.293.698	26.339	733.791	446
2003/Ç2	45.167.173	29.970	716.939	476
2003/Ç3	55.432.492	39.961	839.886	605

Repo-Ters Repo Pazarı				
	Repo-Ters Repo İşlem Hacmi			
	Toplam		Günlük Ortalama	
	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)
1993	59.009	4.794	276	22
1994	756.683	23.704	2.991	94
1995	5.781.776	123.254	22.944	489
1996	18.340.459	221.405	72.780	879
1997	58.192.071	374.384	230.921	1.486
1998	97.278.476	372.201	389.114	1.489
1999	250.723.656	589.267	1.010.982	2.376
2000	554.121.078	886.732	2.207.654	3.533
2001	696.338.553	627.244	2.774.257	2.499
2002	736.425.706	480.725	2.910.774	1.900
2003	710.108.826	471.741	3.777.175	2.509
2003/Ç1	246.706.151	149.719	4.181.460	2.538
2003/Ç2	209.800.659	139.064	3.330.169	2.207
2003/Ç3	253.602.016	182.958	3.842.455	2.772

Ç : 3 aylık dönem

DIBS Fiyat Endeksleri (25-29 Aralık 1995 = 100)				
	TL Bazlı			
	30 Gün	91 Gün	182 Gün	Genel
1996	103,41	110,73	121,71	110,52
1997	102,68	108,76	118,48	110,77
1998	103,57	110,54	119,64	110,26
1999	107,70	123,26	144,12	125,47
2000	104,84	117,12	140,81	126,95
2001	106,32	119,29	137,51	116,37
2002	107,18	122,57	145,86	121,87
2003	107,90	125,80	155,73	129,83
2003/Ç1	107,03	121,75	143,06	117,23
2003/Ç2	107,69	124,29	149,64	126,24
2003/Ç3	107,90	125,80	155,73	129,83

DIBS Performans Endeksleri (25-29 Aralık 1995 = 100)				
	TL Bazlı			
	30 Gün	91 Gün	182 Gün	
1996	222,52	240,92	262,20	
1997	441,25	474,75	525,17	
1998	812,81	897,19	983,16	
1999	1.372,71	1.576,80	1.928,63	
2000	1.835,26	2.020,94	2.538,65	
2001	2.877,36	3.317,33	3.985,20	
2002	3.718,40	4.667,82	6.241,47	
2003	4.309,29	5.674,07	8.148,61	
2003/Ç1	3.930,32	4.989,31	6.837,34	
2003/Ç2	4.126,59	5.373,74	7.364,16	
2003/Ç3	4.309,29	5.674,07	8.148,61	

ABD \$ Bazlı				
	ABD \$ Bazlı			
	30 Gün	91 Gün	182 Gün	
1996	122,84	132,99	144,74	
1997	127,67	137,36	151,95	
1998	153,97	169,96	186,24	
1999	151,03	173,47	212,18	
2000	148,86	169,79	231,28	
2001	118,09	136,14	163,55	
2002	134,27	168,55	225,37	
2003	184,31	242,68	348,51	
2003/Ç1	136,88	173,06	238,13	
2003/Ç2	173,57	226,03	309,75	
2003/Ç3	184,31	242,68	348,51	

Ç : 3 aylık dönem

DİBS Fiyat Endeksleri (02 Ocak 2001 = 100)					
TL Bazlı					
	6 AY (182 Gün)	9 AY (273 Gün)	12 AY (365 Gün)	15 AY (456 Gün)	GENEL
2001	101,49	97,37	91,61	85,16	101,49
2002	106,91	104,87	100,57	95,00	104,62
2003	114,77	116,96	116,51	114,03	115,85
2003/Ç1	105,17	101,26	95,05	87,82	100,87
2003/Ç2	109,82	108,21	103,82	97,81	107,59
2003/Ç3	114,77	116,96	116,51	114,03	115,85
DİBS Performans Endeksleri (02 Ocak 2001 = 100)					
TL Bazlı					
	6 AY (182 Gün)	9 AY (273 Gün)	12 AY (365 Gün)	15 AY (456 Gün)	
2001	179,24	190,48	159,05	150,00	
2002	305,57	347,66	276,59	255,90	
2003	427,21	521,13	409,03	404,41	
2003/Ç1	340,51	384,38	301,70	285,16	
2003/Ç2	378,28	461,45	362,19	316,80	
2003/Ç3	427,21	521,13	409,03	404,41	
ABD \$ Bazlı					
2001	7,34	7,79	6,62	6,14	
2002	11,03	12,55	9,99	9,24	
2003	18,27	22,29	17,49	17,30	
2003/Ç1	11,86	13,39	10,51	9,93	
2003/Ç2	15,91	19,41	15,23	13,33	
2003/Ç3	18,27	22,29	17,49	17,30	

Ç: 3 aylık dönem